

수도권 주택 매매와 경매 거래량의 상관성 및 영향 요인 연구

정 대 석*

본 연구의 목적은 주택 매매시장과 주택 경매시장의 상호 연관성 및 외부 영향 요인을 분석하여 경매시장이 주택시장의 일부로서 그 정보의 유용성이 있는 지 여부를 밝히고자 하는 것이다. 만약 시계열적으로 유의미한 결과가 도출된다면 주택 정책 정보로서 그 활용을 기대할 수 있기 때문이다. 주택 매매 및 경매시장의 거래량인 매매건수와 경매건수의 영향 관계 및 이들 거래량에 영향을 미치는 외부 요인으로 소비심리지수, 금리, 통화량에 대해 주택 유형별로 그 관계를 최근 96개월간의 시계열자료를 통해 각각 분석하였다.

분석 결과, 주택 매매 거래량은 경매 거래량에 일방향의 영향 관계로 나타났다. 즉 일반 주택 매매시장은 주택 경매시장에 선행하는 것으로 해석할 수 있다. 이는 전체 시장에서 경매시장이 차지하는 비중이 낮기 때문에 상대적으로 그 영향력이 미약한 것이라 판단된다. 매매시장 및 경매시장 모두 주택대출 금리는 지속적으로 음(-)의 관계, 통화량은 지속적으로 양(+)의 관계로 나타났다. 즉 금리 인하 및 통화량 증가는 주택 거래 증가로 연결될 수 있다는 시장의 일반적인 인식과 부합하였다. 주택매매시장 소비심리지수의 영향은 아파트의 경우 매매 및 경매시장 모두 양방향 영향 관계인 것으로 나타났다. 반면 나머지 주택 유형에서는 매매시장에서만 양방향 영향 관계가 보였고 경매시장에서는 영향이 거의 없는 것으로 나타났다.

따라서 주택의 매매 거래량은 경매 거래량에 대해 선행적인 역할을 하면서 전체 주택 시장을 형성하고 있다고 요약할 수 있다.

주제어 _ 주택 매매시장, 주택 경매시장, 주택 거래량, 벡터자기회귀(VAR)모형

* 고려사이버대학교 부동산학과 부교수

A Study on the Correlation and Influencing Factors between Housing Sales Volume and Auction Volume in the Metropolitan Area

Jeong, Dae-Seok*

The purpose of this study is to analyze the correlations and external influence factors between the housing auction market and the housing sale market to find out whether the information is useful as an auction market. If meaningful results are obtained in time series, it can be expected to be used as housing policy information. The relationship between the number of auctions and the number of transactions in the housing sales and auction market, and the external factors affecting the volume of these transactions, were analyzed by the time series of the last 96 months.

As a result, the volume of housing sales was one-way influenced on auction volume. In other words, the general housing sales market can be interpreted as preceding the housing auction market. This is relatively insignificant since the auction market accounts for a small portion of the overall market. In both sales and auction markets, the mortgage interest rate continued to be negative, while the currency amounts continued to be positive. That is in line with the market's general perception that interest rate cuts and currency increases could lead to increased housing transactions. The impact of the consumer sentiment index on the housing sales market was found to have a two-way effect on both the sale and auction markets. On the other hand, the remaining housing types showed a two-way effect only in the sales market and little effect in the auction market.

Therefore, it can be summarized that the trading volume of homes plays a leading role in the auction transaction volume and forms the whole housing market.

Key words _ Housing Sales market, Housing Auction market, Housing Trade Volume, VAR

* Associate Professor. Dept. of Real Estate, The Cyber University of Korea

1. 서론

국내 주택 거래시장은 개별 계약에 의한 일반 주택 매매시장과 법원을 통한 주택 경매시장이 주류를 이루고 있다. 소비자 입장에서 이 두 시장의 주택은 대체재 또는 보완재로서 인식되고 있다. 일반적으로 주택 매매시장은 경기, 금융, 소비자 심리, 정책 등 제반 여건에 따라 수급 상황이 변동되고 이에 따라 가격이 형성된다. 수급 상황에 따른 거래량과 가격은 시장의 척도로서 의미가 크며 나아가 주택정책 관련 의사결정 자료로서 그 활용도가 높다.

일반 주택 매매시장의 거래량과 가격이 상호 연관된다는 연구가 다수 발표되고 있으며 경매시장에 대해서도 매매시장처럼 외부 요인에 의해 영향을 받는지 여부 및 거래량과 가격의 상호 연관성 여부를 분석하려는 연구가 시도되고 있다. 다만 선행 연구 대부분이 가격 지표인 매매가 또는 낙찰가율이 중점인 반면, 거래량인 매매 건수 및 경매 매각 건수에 대한 분석은 드물다. 또한 분석 대상 주택도 대부분 아파트이기 때문에 전체 주택 유형에 대한 정보가 부족한 실정이다.

주택 경매시장이 주택 매매시장에 선행하는 지표 성격을 가진다던지 때론 이 두 시장이 동조화 내지 탈동조화 현상이 나타나고 있다는 등 경매시장에 대한 인식은 다양하게 존재한다. 따라서 시장의 척도인 거래량에 대해서도 두 시장의 상호 연관성 여부를 파악한다면 가격 지표와 더불어 주택정책 의사결정에 도움이 될 수 있는 정보가 될 수 있다.

최근 저금리 기조가 지속되고 있고 통화량이 증가함에 따라 풍부해진 시중 자본은 부동산으로 이동할 것이라는 인식이 있다. 이러한 금융요인과 거래 의사결정 당사자인 소비자의 심리요인도 주택시장에 반영되고 있는 지 여부도 시장 역학 구조를 파악하는 데 도움이 될 것이다.

이러한 배경 하에 본 연구는 두 시장의 상호 관계에 대해서 다음과 같은 가설을 설정하고 검증하고자 한다. 첫째, 주택 매매시장과 주택 경매시장은 상호 연관성이 없는 독립적인 시장이다. 둘째, 외부 요인으로서 금융 및 소비자 심리요인은 두 거래시장에 유사한 영향을 미친다. 이를 바탕으로 본 연구는 주택 매매시장의 거래량과 경매시장의 거래량을 내생변수로 설정하고 이에 미치는 외부 영향 요인으로 금융요인인 금리와 통화량, 심리 요인인 주택매매 소비심리지수를 외생변수로 설정한 시계열 분석을 한다. 주택 유형은 단독·다가구주택, 연립·다세대주택, 아파트 세 가지로 구분하고 지역은 수도권으로 한정하여 2011년 7월부터 2019년 6월까지 96개월간 관련 월별 시계열 자료를 집계하였다. 이 자료에 대해 유형별 모형을 구축하고 변수 간 영향 관계를 각각 분석한다. 본 연구의 목적은 주택 경매시장과 주택 매매시장의 상호 연관성 및 외부 영향 요인을 분석하여 경매시장이 주택시장의 일부로서 그 정보의 유용성이 있는 지 여부를 밝히고자 하는 것이다. 만약 시계열적으로 유의미한 결과가 도출된다면 주택 정책 정보로서 그 활용을 기대할 수 있기 때문이다.

소비자의 시장 선택 및 그 총량은 거래량으로 집계된다. 개별 선택 시 맞교환 관계에 직면한 소비자가 어떤 의사결정을 하며 외부 여건 변화에 어떻게 대응하는지에 대해서는 예산 제약, 소비자 선호와 최적 선택 등 소비자선택 이론¹⁾을 통해 개별 선택 과정을 설명할 수 있다. 즉 한 재화의 가격이 하락함에 따라 다른 한 재화의 수요가 감소하는 경우 두 재화를 대체재라고 하고 한 재화의 가격이 하락함에 따라 다른 재화의 수요가 증가하는 경우 두 재화를 보완재²⁾라고 한다. 이런 관점에서 두 시장의 동종 주택 간 관계를 가격 변수가 아닌 거래량 변수를 통해 해석하는 데는 논리적 비약이 있을 수 있다. 다만 선행 연구 등에서 밝힌, 가격과 거래량은 같은 방향으로 상호 연관 된다는 결론을 전제로 할 경우 거래량의 동태적 역학 관계 규명을 통해서도 두 시장의 성격을 일부 규정할 수도 있을 것이다.

II. 선행 연구 검토

일반 주택 매매시장의 거래량에 관한 연구는 2000년대 이후 다수 발표되기 시작했다. 주택시장의 시계열 연구는 가격과 거래량 사이의 상관성에 관한 연구와 가격과 거래량에 영향을 미치는 외부 요인에 관한 분석이 주종을 이룬다. 반면 경매시장 관련 시계열 연구는 경매 가격 지표인 낙찰가율에 대한 영향 요인에 집중되어 있다. 본 연구의 초점인 두 시장의 관계에 대한 연구는 소수지만 가격 지표인 매매가와 낙찰가의 상호 영향에 관한 분석이 있다. 분석 방법은 두 시장 모두 전형적인 시계열 분석 모형인 VAR, VECM, GARCH 등을 주로 사용하고 있다.

일반 주택 매매시장의 거래량에 관련된 주요 시계열 분석 연구로, 임재만(2011)은 아파트를 대상으로 한 시계열 분석을 통해 가격과 거래량이 상호 인과관계가 있다고 밝혔다. 정주희 외(2011)는 아파트를 대상으로 가격과 거래량 간에 양방향 인과관계가 있다고 밝혔으며, 다만 지역별로 영향 정도는 차이가 있다고 하였다. 김리영 외(2013)는 아파트를 대상으로 거래량과 가격은 상호 정(+)의 영향을 미치며, 거래량에 영향을 미치는 변수로서 금리는 부(-)의 영향, 소비자의 주택가치전망은 정(+)의 영향이 있다고 밝혔다. 윤종주(2015)는 강남권 거래량의 선도성 및 지역 간 장, 단기 파급효과의 존재 여부를 분석하였는데 지역별로 아파트 거래량은 매우 높은 상관성이 있다고 밝혔다. 정대석(2015)은 주택 유형별로 하위시장으로 구분된 지역에 대한 거래량의 상관성에 관한 연구에서, 아파트는 타 주택 유형에 모두 영

1) 김경환·김종석 역(2006), pp.520-528.

2) 앞의 책, p.82.

향을 주는 것으로 나타났으며, 타 주택 유형은 서로 독립적으로 움직이는 시장이라고 밝혔다. 일반 주택 시장에 관련된 그 밖의 연구에서도 정도의 차이는 있지만 주택 거래량과 가격은 상호 밀접한 관련성이 있다는 결론이 주류를 이루고 있다.

주택 경매시장에 관련된 주요 연구로, 백석기 외(2015)는 공매 낙찰가율에 미치는 영향 요인으로서 소비자물가지수 등 5개 지수에 대해 시계열 분석을 하였고, 연구 결과 이들 지표가 모두 유의하게 공매 낙찰가율에 영향을 미치고 있다고 밝혔다. 전해정(2018)은 아파트 경매 낙찰가율에 영향을 미치는 외생 변수로 실거래 가격 수익률, 낙찰률, CD금리와 실업률을 독립변수로 설정한 시계열분석을 하였고, 분석 결과 실거래가격은 수익률에 지속적으로 정(+)의 영향을 미쳤으며, 낙찰률은 정(+), 금리는 부(-)의 영향, 그리고 실업률은 영향력이 거의 없다고 밝혀 백석기 외(2015)의 연구 결과와는 약간의 차이가 있다. 이재욱 외(2015)는 낙찰가율에 미치는 영향 요인으로 주택특성변수, 경매특성변수, 거시경제변수 등을 분석하였고, 거시경제변수 중 시장금리는 낙찰가율에 영향을 미치는 것으로 나타났으나 GDP, 소비자물가지수, 실업률 등의 변수는 영향이 없다고 밝혔다. 이는 전해정(2018)의 연구 결과와 부합한다. 이 이외에도 낙찰가율 결정 요인으로 경매 자체 특성 요인을 변수로 설정한 헤도닉 모형을 사용한 연구가 다수 발표되고 있다.

매매 및 경매 시장 상호 관계에 대한 연구로, 전해정(2013)은 서울의 아파트를 대상으로 경매 낙찰가율과 경매건수 및 아파트 매매가격지수에 대한 시계열 분석을 하였고, 연구 결과 경매시장이 일반거래 시장을 반영하고 있다고 밝혔으며 매매시장이 경매시장의 가격을 선도한다고 밝혔다. 서성수 외(2013)도 전해정(2013)과 동종의 변수를 사용한 시계열 분석을 하였는데 두 시장은 서로 영향을 주고받고 있으며 장기적인 균형 관계도 성립한다고 하였다. 다만 지역에 따라 그 결과는 차이가 있다고 했다. 장문덕 외(2016)는 주택매매시장 수익률과 경매시장의 낙찰가율 사이에 존재하는 변동성의 상호작용과정을 규명하고자 했다. 분석 결과 강남에서는 매매수익률이 낙찰가율을 선도하였고, 강북은 일정 부분 낙찰가율이 매매수익률에 피드백하는 모습을 보인다고 밝혔다. 매매 및 경매시장의 관계에 대한 연구는 소수지만 매매시장의 가격이 경매시장의 가격을 선도하거나 또는 두 시장이 상호 영향 관계가 있다고 밝히고 있다. 이는 언론에서 자주 언급되는 부동산 시장의 선행지표로서 경매시장의 의미와는 상반되거나 차이가 있다.

본 연구는 이러한 점을 가격 지표가 아닌 거래량 변수를 통해 그 관계를 규명하고자 하며 관련 연구 대부분이 아파트를 대상으로 한 데 비해 주택 유형별로 동일한 분석을 통해 유형별로 영향 관계의 차이 여부를 밝히는 데 차별성이 있다.

〈표 1〉 매매-경매 시장 상호 영향 관련 선행 연구

| 연구자 | 분석 대상 및 범위 | 분석 방법 | 분석 변수 |
|--------------|-----------------------|---------------------|-----------------------|
| 전해정 (2013) | 아파트/서울 | VAR모형 | 낙찰가율, 아파트매매가격지수, 경매건수 |
| 서성수 외 (2013) | 아파트/전국, 서울, 부산 | 그랜저인과관계검정 공적분 검정 | 낙찰가율, 아파트매매가격지수, 경매건수 |
| 장문덕 외 (2016) | 주거용 부동산/ 서울 강남, 강북 | VAR모형 GARCH모형 | 경매 낙찰가율, 주택매매가격지수 수익률 |

Ⅲ. 분석 자료 및 주택 거래 시장 현황

1. 분석 자료

연구에 사용할 주택 거래량 원 자료는 국토교통부의 주택 매매 거래현황 자료와 법원경매정보의 용도별 경매 매각 통계 자료로 2011년 7월부터 2019년 6월까지(96개월) 수도권 각 지자체별로 집계하였다. 비수도권은 주택의 유형 및 가격 편차가 지자체별로 크기 때문에 본 연구에서는 제외하였다. 거래량에 미치는 외부 요인은 선행 연구를 참고하고 사전 상관성 분석을 통해 경제지표 중 금융요인인 금리 및 통화량과, 거래와 밀접한 관계가 있다고 알려진 소비자 심리지수를 채택하였다. 금리 지표는 주택거래에 직접 관계되는 주택담보대출 금리를 사용하였으며, 통화량 변수는 한국은행의 여러 통화량 지표 중 거래량과 상대적으로 상관성이 높게 나타난 본원통화 자료를 선택하였다. 소비자 심리 요인은 국토연구원에서 조사, 발표하는 부동산 소비심리지수 중 주택매매시장 소비심리지수에 대해 수도권 해당 부분의 자료를 사용한다.

〈표 2〉 분석 자료

| 구분 | 자료 | 집 계 (월 단위) | 출 처 |
|-------|---------------|--------------|--------|
| 내생 변수 | 주택 매매 건수 | 용도별/수도권 지자체별 | 국토교통부 |
| | 경매 매각 건수 | 용도별/수도권 지자체별 | 법원경매정보 |
| 외생 변수 | 주택담보대출 금리 | | 한국은행 |
| | 본원통화 | | 한국은행 |
| | 주택매매시장 소비심리지수 | 수도권 | 국토연구원 |

거래량에 대한 외생변수의 사전 상관분석 결과는 〈표 3〉과 같다. 주택 담보대출 금리는 일반 주택매매

시장의 모든 주택 유형에서 음(-)의 값을 보여 시중의 인식과 부합하였으나 경매에서는 양(+)의 값을 보여 주택 경매시장은 일반 주택시장과는 다르게 작동하는 것으로 보인다. 소비심리지수는 일반 주택시장과 양(+)의 방향으로 상관성도 높아 지수의 의미를 가지나 경매시장에서는 상관성도 낮고 아파트의 경우 음(-)으로 나타나 다르게 작동하는 것으로 보인다. 본원통화의 경우 일반 주택시장과는 상관성이 낮고, 오히려 경매시장과 상관성이 높으며 방향은 음(-)으로 작동하고 있다.

〈표 3〉 거래량과 외생변수의 상관관계

| 구 분 | 전체 주택 | 단독·다가구 | 연립·다세대 | 아파트 |
|---------|--------|--------|--------|--------|
| 대출금리-매매 | -0.316 | -0.501 | -0.500 | -0.347 |
| 대출금리-경매 | 0.481 | 0.348 | 0.198 | 0.565 |
| 심리지수-매매 | 0.692 | 0.673 | 0.663 | 0.713 |
| 심리지수-경매 | -0.123 | 0.001 | 0.077 | -0.245 |
| 본원통화-매매 | -0.064 | 0.121 | 0.145 | -0.149 |
| 본원통화-경매 | -0.836 | -0.779 | -0.661 | -0.865 |

〈표 4〉 주택 매매 및 경매 거래 규모(96개월간)

| 구 분 | 전체 주택 | | 단독·다가구 | | 연립·다세대 | | 아파트 | |
|-----------|-----------|---------|---------|-------|---------|--------|-----------|--------|
| | 매매 | 경매 | 매매 | 경매 | 매매 | 경매 | 매매 | 경매 |
| 거래 건수(건) | 3,267,548 | 105,857 | 288,816 | 7,647 | 857,612 | 41,351 | 2,121,120 | 56,859 |
| 월 평균(건/월) | 34,037 | 1,103 | 3,009 | 80 | 8,933 | 431 | 22,095 | 592 |
| 경매 비중 (%) | 3.14 | | 2.58 | | 4.60 | | 2.61 | |

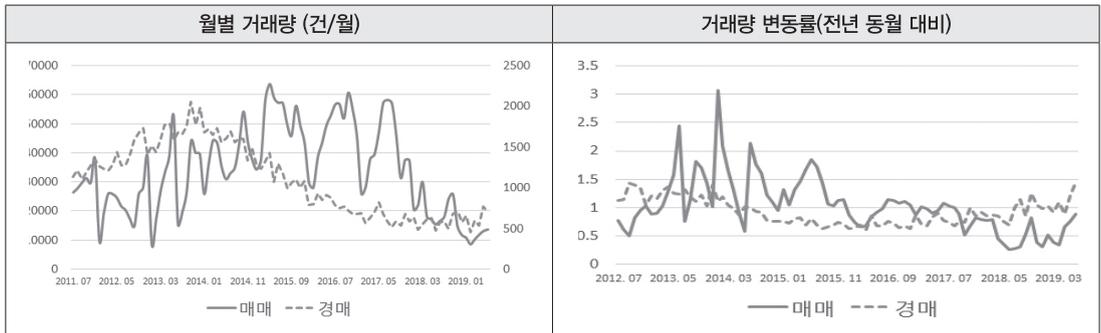
대상 기간 수도권 주택매매 건수는 약 326.8만 건이며 경매 매각건수는 약 10.6만 건으로 이를 월 평균으로 환산하면 매매 건수는 약 3만 4천 건/월, 경매 매각건수는 약 1천 1백 건/월 정도이다. 전체 거래 건수 대비 경매 시장의 비중은 약 3.14%로 나타났다. 주택 유형별로 살펴보면 아파트 거래 건수가 전체 주택의 약 65%를 차지하고 있으며, 경매 거래 비중이 상대적으로 높은 주택 유형은 연립·다세대주택이다.

2. 주택 거래시장 및 외부 영향요인 추이

수도권의 월별 주택 거래량 추이는 다음 그림과 같다. 일반 주택 시장은 2014년 말, 경매시장은 2013년 말을 정점으로 최근까지는 하향 추세인 것으로 나타났다. 일반 주택 매매시장은 대략 반년에서 1년 주기로 거래량의 증감 폭이 큰 반복 양상이 계속되고 있는데 반해 주택 경매 시장은 비교적 증감 폭이

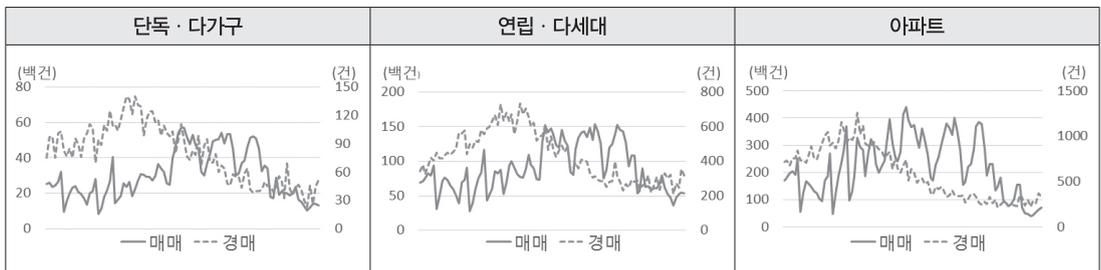
완만함을 알 수 있다. 즉 매매시장은 경기, 심리 등의 외부 요인에 의해 영향을 크게 받는 반면 경매시장은 외부 요인의 영향을 상대적으로 적게 받는다고 보여 진다. 변동률 그래프에서도 매매시장은 특히 2013~2014년에 변동이 심한 반면, 경매시장은 지속적으로 안정적인 추이를 나타내고 있다.

〈그림 1〉 주택 거래량 추이



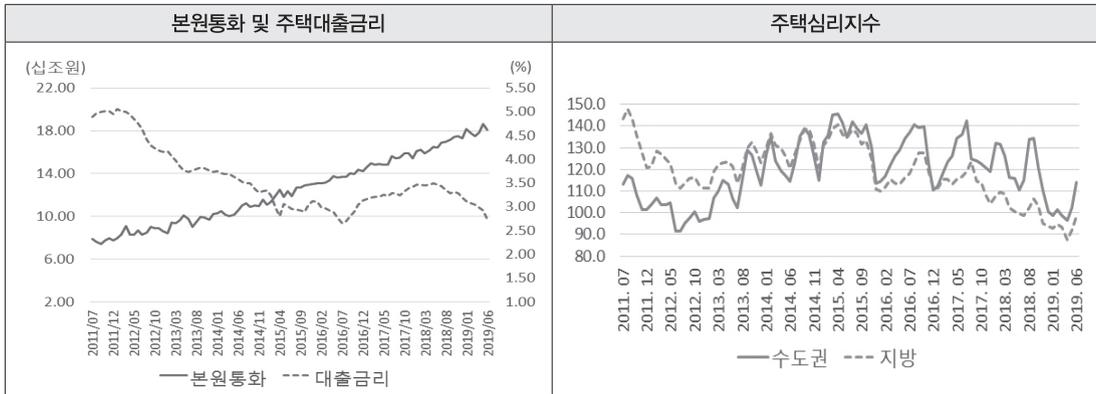
주택 각 유형별 추이도 전체 주택 추이와 유사한 양상을 보이고 있다. 주택 경매시장의 주택 유형 중에는 상대적으로 단독·다가구 주택의 변동 폭이 큰 것으로 나타났다.

〈그림 2〉 주택 유형별 거래량 추이



주택 거래량에 영향을 미치는 외부 요인의 추이는 〈그림 3〉과 같다. 동 기간 주택 담보대출 금리는 지속적으로 하락하고 있으며 이에 반해 통화량은 지속적으로 증가 추세를 보여주고 있다. 주택 소비심리지수는 이 기간 동안 단기 주기로 상승 및 하락 양상이 반복적으로 나타났는데 이는 일반 매매시장 거래량의 추이와 유사하다. 즉 주택 소비심리지수는 매매시장과 직접적인 관련성이 있다고 보여 진다.

〈그림 3〉 금융 및 소비자 심리요인 추이



IV. 유형별 모형 구축과 영향 분석

1. 기초통계량 검토

시계열 변수는 주택 유형별 매매 및 경매 거래량 자료와 외부 요인인 세 가지 지표 등 총 11개 변수를 집계하였다. 시계열의 불안정성을 보완하기 위해 모두 자연로그를 취하여 변환하였고 구축된 시계열 자료에 대한 기초 통계량을 정리하였다.

기초 통계량을 보면 경매에 비해 매매의 경우가 표준편차가 크며, 주택 유형 중에서는 아파트가 상대적으로 편차가 크고 연립·다세대주택이 낮게 나타났다.

〈표 5〉 기초 통계량

| 변수 | | 평균 | 표준편차 | 최소값 | 최대값 | |
|-----|---------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 내생 | 전체 주택 | 매매 | 10.321 | 0.510 | 9.043 | 11.062 |
| | | 경매 | 6.919 | 0.427 | 6.111 | 7.629 |
| | 단독·다가구 | 매매 | 7.906 | 0.642 | 6.723 | 8.652 |
| | | 경매 | 4.294 | 0.431 | 3.135 | 4.942 |
| | 연립·다세대 | 매매 | 9.021 | 0.404 | 7.920 | 9.637 |
| | | 경매 | 6.010 | 0.337 | 5.342 | 6.597 |
| 아파트 | 매매 | 9.853 | 0.603 | 8.281 | 10.693 | |
| | 경매 | 6.257 | 0.521 | 5.375 | 7.140 | |
| 외생 | 주택대출금리 | 1.258 | 0.173 | 0.978 | 1.621 | |
| | 수도권심리지수 | 4.774 | 0.123 | 4.516 | 4.982 | |
| | 본원 통화 | 11.699 | 0.264 | 11.213 | 12.136 | |

2. 모형의 설정

1) 시계열 자료의 안정성 검정

먼저 각 변수에 대해 시간 변화에 따라 일정한 값으로 수렴하려는 성질인 시계열의 안정성을 점검한다. 허귀적 회귀 현상이 발생하였는지 여부를 확인하는 과정이 단위근³⁾ 검정(unit root test)이며, 여기서는 대표적 검정 방법인 ADF 및 PP 방법을 적용한다. 이 검정에서는 계산된 검정 통계량의 절대값이 임계값보다 작으면 안정성을 만족하지 못하기 때문에 단위근이 하나 이상 존재한다는 귀무가설을 기각할 수 없다. 단위근이 존재한다는 것은 해당 시계열의 평균이 비정상적임을 의미한다.

ADF 및 PP 검정 결과 5% 유의수준에서 모두 단위근이 없는 것으로 나타난 시계열은, 전체 주택의 매매 및 연립·다세대주택의 매매이며 이 두 변수에 대해서는 수준 변수인 원 시계열을 그대로 사용한다. 나머지 9개 시계열 변수에서는 단위근이 존재하는 것으로 나타나 각각 1차 차분을 실시하였고, 그 결과 모두 정상적인 시계열이 되었기 때문에 이들에 대해서는 1차 차분 시계열로 변환한 변수를 사용한다.

〈표 6〉 단위근 검정 결과

| 변 수 | | | Augmented Dickey-Fuller | | | | Phillips-Perron | | | |
|-----|---------|----|-------------------------|-------|-----------|-------|-----------------|-------|-----------|-------|
| | | | 원 시계열 | | 1차 차분 시계열 | | 원 시계열 | | 1차 차분 시계열 | |
| | | | t | p | t | p | Z(t) | p | Z(t) | p |
| 내생 | 전체주택 | 매매 | -3.321 | 0.017 | | | -3.014 | 0.037 | | |
| | | 경매 | -0.824 | 0.808 | -15.406 | 0.000 | -1.031 | 0.740 | -16.175 | 0.000 |
| | 단독·다가구 | 매매 | -2.912 | 0.048 | | | -2.541 | 0.109 | -14.006 | 0.000 |
| | | 경매 | -0.759 | 0.826 | -11.821 | 0.000 | -21.543 | 0.000 | | |
| | 연립·다세대 | 매매 | -3.707 | 0.005 | | | -3.724 | 0.005 | | |
| | | 경매 | -1.221 | 0.663 | -15.710 | 0.000 | -1.813 | 0.372 | -16.792 | 0.000 |
| | 아파트 | 매매 | -3.087 | 0.031 | | | -2.763 | 0.068 | -16.121 | 0.000 |
| | | 경매 | -0.854 | 0.799 | -14.832 | 0.000 | -0.913 | 0.780 | -16.099 | 0.000 |
| 외생 | 주택대출금리 | | -1.434 | 0.562 | -6.298 | 0.000 | -1.306 | 0.624 | -6.232 | 0.000 |
| | 수도권심리지수 | | -3.328 | 0.016 | | | -2.388 | 0.148 | -7.869 | 0.000 |
| | 본원 통화 | | -1.699 | 0.428 | -8.027 | 0.000 | -0.432 | 0.898 | -42.561 | 0.000 |

3) 자기회귀모형 $Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t$ ($-1 \leq \rho \leq 1$)에서 만약 $\rho=1$ 이라면 단위근 문제, 즉 불안정성의 상황에 봉착하게 된다. 이 경우 Y_t 의 분산은 안정적이 아니며, 단위근이라는 이름은 $\rho=1$ 라는 사실에 기인한다. (박완·홍성표 역(2009), p.884.)

4) 정주희·김호철(2011), p.137.

2) 그랜저 인과관계 검정

다음으로 변수들 간의 영향 관계 파악 및 모형의 내생 변수 배열순서 설정을 위해 그랜저 인과관계 검정(granger causality test)을 한다. 이 검정은 X와 Y라는 두 개의 안정시계열이 있을 때, 두 시계열의 자기회귀(AR)항을 설명변수로 하는 이변량 시계열모형에서 Y의 AR항이 X에 유의적인 영향을 미치는지(또는 X의 AR항이 Y에게 유의적인 영향을 미치는지)를 보는 것이다.⁴⁾ 이 검정에서 귀무가설 “ $X \Rightarrow Y$ ”는 “X변수는 Y변수에 대해 그랜저 인과하지 않다”라는 의미이며, 계산된 F값이 커지면 귀무가설이 기각되는데 그 경우 “X는 Y의 그랜저 원인”이라고 한다. 본 분석에서는 한 유형의 변수가 다른 유형의 변수에 원인이 된다고 해석하기 보다는 선행관계 내지 영향관계라고 해석하며 만약 양방향 인과관계인 경우 두 변수 간에는 동조화 현상을 보인다고 해석한다.

〈표 7〉 그랜저 인과관계 검정 (내생변수)

| 구분 | 귀무가설 | F 값 | | | | |
|--------|---------------------|---------|----------|----------|----------|----------|
| | | lag1 | lag2 | lag3 | lag4 | lag5 |
| 전체 주택 | 매매 \Rightarrow 경매 | 3.803* | 5.520*** | 6.597*** | 5.593*** | 6.310*** |
| | 매매 \Leftarrow 경매 | 0.002 | 0.034 | 0.366 | 0.819 | 0.654 |
| 단독·다가구 | 매매 \Rightarrow 경매 | 0.157 | 0.310 | 0.401 | 1.160 | 0.848 |
| | 매매 \Leftarrow 경매 | 0.427 | 0.316 | 0.518 | 0.389 | 0.231 |
| 연립·다세대 | 매매 \Rightarrow 경매 | 2.910* | 2.881* | 3.260** | 2.988** | 3.081** |
| | 매매 \Leftarrow 경매 | 0.086 | 0.215 | 0.361 | 0.404 | 0.309 |
| 아파트 | 매매 \Rightarrow 경매 | 3.946** | 3.306* | 3.138** | 3.116** | 2.208* |
| | 매매 \Leftarrow 경매 | 0.003 | 0.227 | 0.510 | 0.526 | 0.214 |

주 : * p<0.1, ** p<0.05, *** P<0.01

그랜저 인과관계 검정의 결과 중 내생변수 간 영향 관계는 〈표 7〉과 같다. 5시차까지 적용해 본 결과 단독·다가구주택을 제외한 나머지 세 경우에서 매매 거래량이 경매 거래량에 영향을 주는 것으로 나타났다. 반면 경매 거래량은 매매 거래량에 모두 영향이 없는 것으로 나타났다. 즉 일반 주택 매매시장은 주택 경매시장에 선행하는 것으로 해석할 수 있다. 이는 가격지표를 변수로 분석한 전해정(2013)과 장문덕 외(2016)의 선행 연구 결론과도 부합한다.

전체 거래량에서 경매 거래량의 비중이 3% 내외로 작기 때문에 일반 매매시장은 경매에 영향을 미쳐도 역으로 경매시장의 영향력은 제한적이라고 판단된다. 시차를 좀 더 확대해도 이러한 양상은 마찬가지로 나타나 이 선행 관계는 지속적이라고 예상된다. 따라서 모형에서 변수의 배열은 매매→경매 순으로 설정한다.

〈표 8〉 그랜저 인과관계 검정 (전체 주택 외생변수)

| 전체 주택 귀무가설 | F 값 | | | | | |
|---------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| | lag1 | lag2 | lag3 | lag4 | lag5 | lag6 |
| 심리지수 ⇨ 경매 | 0.036 | 2.730 | 2.307 | 3.017** | 1.903 | 1.878 |
| 심리지수 ⇐ 경매 | 3.412 | 2.829 | 2.631 | 3.408** | 2.594** | 2.064 |
| 대출금리 ⇨ 경매 | 0.297 | 0.631 | 0.668 | 0.787 | 0.827 | 0.863 |
| 대출금리 ⇐ 경매 | 0.384 | 0.403 | 0.478 | 0.692 | 0.667 | 0.538 |
| 본원통화 ⇨ 경매 | 0.390 | 0.808 | 0.584 | 0.557 | 1.529 | 1.162 |
| 본원통화 ⇐ 경매 | 0.754 | 0.718 | 0.441 | 0.521 | 0.385 | 0.491 |
| 심리지수 ⇨ 매매 | 15.373*** | 27.653*** | 21.393*** | 15.992*** | 14.089*** | 11.066*** |
| 심리지수 ⇐ 매매 | 5.439** | 2.200 | 0.577 | 0.469 | 0.306 | 1.443 |
| 대출금리 ⇨ 매매 | 0.003 | 0.127 | 0.280 | 0.681 | 1.127 | 1.416 |
| 대출금리 ⇐ 매매 | 10.252*** | 5.394*** | 3.926*** | 3.069** | 2.386** | 1.959 |
| 본원통화 ⇨ 매매 | 6.399** | 5.246*** | 3.528** | 2.194 | 1.913 | 1.689 |
| 본원통화 ⇐ 매매 | 3.088 | 1.438 | 1.476 | 1.023 | 0.802 | 0.973 |

주 : ** p<0.05, *** P<0.01

〈표 8〉은 전체 주택 거래량에 대한 외생변수의 인과관계 검정 결과이다. 경매시장에는 소비심리지수가 4시차에서 양방향 영향관계, 즉 동조화 현상이 단기간만 발생하고 있으며, 주택 대출 금리 및 본원통화의 경우는 경매 시장과 상호 영향이 없는 것으로 나타났다. 즉 경매는 시중 금리나 통화량과 같은 외부 요인에 관계없이 독자적으로 일정 수요가 존재하는 시장이라고 일단 해석할 수 있다.

매매시장의 경우는 소비심리지수에 지속적으로 영향을 받고 있으며, 역으로 거래량이 심리지수에 미치는 영향은 1시차에서만 나타났다. 주택대출 금리는 거래량에 지속적으로 영향을 받으며 역으로 금리가 거래량에 미치는 영향은 미약한 것으로 나타났다. 본원통화는 3시차까지 거래량에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 경매시장과는 달리 일반 매매시장은 시중의 인식과 선행연구 등의 결과와 부합하는 결과를 보여주고 있다. 〈표 9〉는 주택 유형별 거래량에 대한 외생변수의 인과관계 검정 결과이다. 경매시장에는 아파트 경우에서만 소비심리지수와 2시차 이후 양방향 영향 관계를 보이고 있으며, 주택대출 금리 및 본원통화의 경우는 경매 시장과 상호 영향이 미약한 것으로 나타났다. 아파트의 경우 소비자 입장에서 타 주택 유형에 비해 투자 수단으로서 좀 더 일반화가 되어 있어 일반 매매시장과 마찬가지로 소비심리지수와 상관성을 가지는 것으로 해석된다. 매매시장의 경우는 소비심리지수에 지속적으로 영향을 받고 있으며, 역으로 거래량이 심리지수에 미치는 영향은 세 유형 모두 부분적으로만 나타났다. 주택대출 금리는 연립·다세대주택에서만 거래량에 5시차까지 영향을 받으며 역으로 금리가 거래량에 미치는 영향은 미약한 것으로 나타났다. 본원통화는 세 유형 모두 지속적이지는 않지만 부분적으로 양방향 영향 관계를 보이고 있어, 시중 통화량은 일반 주택시장과 상관성이 있다고 볼 수 있다.

〈표 9〉 그랜저 인과관계 검정 (주택 유형별 외생변수)

| 주택 유형별 귀무가설 | 단독 · 다가구 | | 연립 · 다세대 | | 아파트 | |
|----------------|----------|-------|-----------|-----------|-----------|------------|
| | F | lag | F | lag | F | lag |
| 심리지수 ⇔ 경매 | | | | | 4.402** | 2-5 |
| 심리지수 ⇔ 경매 | | | | | 3.608** | 2-5, 10→ |
| 대출금리 ⇔ 경매 | | | | | | |
| 대출금리 ⇔ 경매 | 4.308** | 1 | | | | |
| 본원통화 ⇔ 경매 | | | | | | |
| 본원통화 ⇔ 경매 | | | | | | |
| 심리지수 ⇔ 매매 | 9.041*** | 1→ | 9.191*** | 1→ | 26.409*** | 1→ |
| 심리지수 ⇔ 매매 | 6.605** | 1, 10 | 4.235** | 1 | 5.419** | 1 |
| 대출금리 ⇔ 매매 | | | | | | |
| 대출금리 ⇔ 매매 | | | 11.915*** | 1-5 | | |
| 본원통화 ⇔ 매매 | 8.831*** | 1→ | 5.326** | 1-3, 9-10 | 9.193*** | 1-2, 10-11 |
| 본원통화 ⇔ 매매 | 6.015** | 1-2 | | | 4.870** | 1-2 |

주 1 : ** p(0.05), *** p(0.01)

주 2 : 시차표시는 해당 시차에서 귀무가설 기각, O→는 O시차 이후 지속적으로 귀무가설 기각, 즉 지속적으로 영향을 준다는 의미.

3) 적정 시차 검토

모형 선택 절차란 VAR(p)모형에서 적정 시차 p를 선택하는 과정을 뜻한다.⁵⁾ 여기서는 모형에 적용할 변수의 시차를 결정하기 위해 AIC(Akaike Information Criterion) 및 SC(Schwartz Information Criterion) 기준을 적용한다. 최대 시차를 5로 두고 최소값인 경우를 최적 시차로 적용한다.

주택 유형별 모형 선택을 위한 적정 시차 검토 결과 값은 〈표 10〉과 같다. 최적합 모형은 이 통계량을 최소화한 시차를 선택하는 것이다. SC기준에서는 네 가지 모형 모두 lag1에서 최소값이 나타났고, AIC에는 유형별로 lag2~lag5에서 나타났다. 일반적으로 시차가 길어지면 자유도가 낮아지고, AIC 정보기준은 SC 정보기준보다 시차를 과대 식별하는 경향이 알려진 점⁶⁾을 감안하여 본 모형 설정에서는 SC기준을 적용한다.

5) 김명직 · 장국현(2013), p.380.

6) 앞의 책, pp.380~381.

〈표 10〉 적정 시차 검토

| 구분 | 기준 | lag 0 | lag 1 | lag 2 | lag 3 | lag 4 | lag 5 |
|--------|-----|-------|---------|--------|--------|---------|---------|
| 전체 주택 | AIC | 0.415 | -0.606 | -0.615 | -0.667 | -0.733 | -0.811* |
| | SC | 0.630 | -0.282* | -0.179 | -0.119 | -0.071 | -0.034 |
| 단독·다가구 | AIC | 0.297 | 0.134 | 0.030* | 0.046 | 0.068 | 0.128 |
| | SC | 0.512 | 0.458* | 0.466 | 0.594 | 0.731 | 0.906 |
| 연립·다세대 | AIC | 0.024 | -0.846 | -0.800 | -0.805 | -0.875* | -0.859 |
| | SC | 0.239 | -0.521* | -0.364 | -0.257 | -0.212 | -0.081 |
| 아파트 | AIC | 0.046 | -0.118 | -0.134 | -0.146 | -0.158 | -0.185* |
| | SC | 0.261 | 0.206* | 0.302 | 0.402 | 0.504 | 0.593 |

주 : *는 각 최소값

4) 공적분 검정

〈표 11〉 공적분 검정 결과

| 구분 | Hypothesized No. of CE(s) | Trace | | Maximum Eigenvalue | |
|--------|---------------------------|-----------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | | Trace Statistic | 0.05 Critical Value | Max-Eigen Statistic | 0.05 Critical Value |
| 전체 주택 | None | 292,154 | 69,819*** | 107,885 | 33,877*** |
| | At Most 1 | 184,269 | 47,856*** | 75,355 | 27,584*** |
| | At Most 4 | 5,030 | 3,841** | 5,031 | 3,841** |
| 단독·다가구 | None | 357,745 | 69,819*** | 108,610 | 33,877*** |
| | At Most 1 | 249,135 | 47,856*** | 87,680 | 27,584*** |
| | At Most 4 | 29,513 | 3,841*** | 29,513 | 3,841*** |
| 연립·다세대 | None | 269,786 | 69,819*** | 103,338 | 33,877*** |
| | At Most 1 | 166,448 | 47,856*** | 69,337 | 27,584*** |
| | At Most 4 | 6,356 | 3,841** | 6,356 | 3,841** |
| 아파트 | None | 358,241 | 69,819*** | 113,995 | 33,877*** |
| | At Most 1 | 244,246 | 47,856*** | 91,987 | 27,584*** |
| | At Most 4 | 30,748 | 3,841*** | 30,748 | 3,841*** |

주 : ** p<0.05, *** P<0.01

시계열 변수의 장기적인 균형관계가 존재하는 지에 대한 검정 방법으로는 요한센(Johansen) 공적분 검정 방법을 사용한다. 단위근을 가진 시계열은 확률적 추세를 가지는데 그럼에도 불구하고 동일한 공통추세를 공유하고 있다면 그들의 선형결합은 확률적 추세가 제거되어 결과적으로 변수 간 회귀가 의미가 있게 된다.

이 경우 변수 간에는 공적분 관계가 있다고 한다.⁷⁾ 시계열 변수에 대한 요한센 공적분 검정 결과는

〈표 11〉과 같다. Trace 통계량 및 최대 고유값 통계량 결과 모두 5% 유의수준에서 공적분 관계를 검토하였다. 검토 결과 네 경우 모두 장기적 균형관계가 없는 것으로 나타났다. 따라서 네 경우 모두 VAR 모형을 통해 추정한다. 단위근이 있는 경우는 차분한 변수를 적용한 VAR 모형을 사용하고 단위근이 없는 경우는 정상 VAR 모형을 사용한다.

3. 모형의 추정 및 변수 간 영향 관계

1) 모형의 추정

앞의 과정을 통해 주택 유형별 네 가지 모형을 설정하였다. 네 모형 모두 1시차를 적용하였고, 종속변수를 매매 및 경매 거래량으로 설정한 VAR(1)모형을 각각 추정하였다. 그 결과는 〈표 12〉와 같다.

우선 매매가 경매에 미치는 영향은 아파트와 단독·다가구주택의 경우 계수 값이 양(+)의 부호를 보여 매매의 증가는 경매의 증가로 연동되나, 연립·다세대주택은 음(-)의 부호로 나타나 반대 양상을 보이고 있다. 경매가 매매에 미치는 영향은 앞의 그래저 인과관계 검토에서 미약하게 나타났고, 모형에서 방향은 아파트는 음(-), 나머지 주택 유형은 양(+)으로 추정되었다.

〈표 12〉 시계열 모형 추정 결과

| | 전체 주택 VAR(1) | | 단독·다가구 VAR(1) | | 연립·다세대 VAR(1) | | 아파트 VAR(1) | |
|---------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|---------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|
| | 매매 | 경매 | 매매 | 경매 | 매매 | 경매 | 매매 | 경매 |
| 매매(-1) | 0.830*** [11.211] | -0.036 [-1.332] | -0.216** [-1.991] | 0.032 [0.396] | 0.766*** [9.660] | -0.032 [-0.893] | -0.143 [-1.355] | 0.092** [2.367] |
| 경매(-1) | -0.013 [-0.050] | -0.448*** [-4.675] | 0.051 [0.385] | -0.436*** [-4.475] | 0.070 [0.335] | -0.463*** [-4.858] | -0.086 [-0.332] | -0.431*** [-4.518] |
| C | 1.726** [2.243] | 0.357 [1.270] | -0.007 [-0.871] | -0.012 [-0.506] | 2.096*** [2.911] | 0.279 [0.854] | -0.043 [-1.047] | -0.022 [-1.413] |
| 소비심리지수 | 0.416 [0.699] | -0.008 [-0.039] | -0.455 [-0.894] | -0.058 [-0.156] | -0.389 [-0.777] | 0.101 [0.441] | 1.005 [1.498] | 0.065 [0.261] |
| 대출금리 | -2.088 [-1.310] | -0.504 [-0.867] | -2.909** [-2.208] | -0.168 [0.173] | -1.736 [-1.272] | -0.546 [-0.880] | -3.479** [-2.012] | -0.574 [-0.897] |
| 본원통화 | 0.872 [0.813] | 0.447 [1.142] | 0.036 [0.039] | 0.186 [0.273] | 0.288 [0.317] | 0.625 [1.513] | 1.026 [0.834] | 0.791 [1.736] |
| Adj. R ² | 0.580 | 0.205 | 0.043 | 0.150 | 0.522 | 0.224 | 0.087 | 0.202 |
| F 값 | 26.725 | 5.782 | 1.844 | 4.271 | 21.345 | 6.367 | 2.764 | 5.706 |

주 1: c는 상수, []안은 t값, ** p<0.05, *** p<0.01
 2: 설명변수 명 뒤의 (-n)은 n시차 적용 변수임을 표시.

7) 박원규·홍성표 역(2009), pp.907-908.

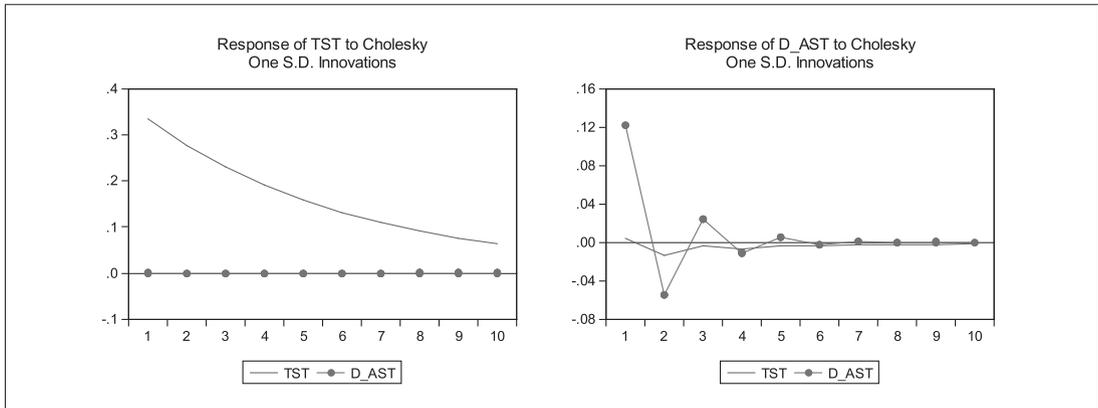
외생 변수인 소비심리지수는 아파트에 양(+)의 부호고 있고, 나머지 유형은 양(+)과 음(-)이 혼재된 양상을 보였다. 주택대출 금리는 모두 음(-)으로 나타나 금리 인상은 매매 및 경매 모두 거래량 하락으로 연결된다고 할 수 있다. 본원통화는 모두 양(+)으로 나타나 통화량 증가는 주택 거래량 증가로 연결된다고 할 수 있다. 즉 금융요인에 대한 시중의 일반적인 인식은 주택 매매시장뿐만 아니라 경매시장에서도 마찬가지로 적용된다고 할 수 있다.

모형의 계수만으로는 영향력을 정확히 해석하기 어렵기 때문에 내생변수 간 영향 관계를 충격반응분석 및 분산분해분석을 통해 살펴본다.

2) 충격반응분석

추정된 유형별 모형에 대해 충격반응분석(Impulse Responses) 및 분산분해분석(Variance Decompositions)을 실시하여 변수들의 충격 반응 정도 및 변수 간 설명력을 살펴본다. 충격반응함수는 오차항의 1단위(표준편차) 증가란 충격에 대해 VAR체계 내 종속변수의 반응을 찾아낸다. 즉 그러한 충격이 미래의 일정기간 동안 미칠 영향을 추적하는 방법⁸⁾으로 특정한 변수에 단위당(표준편차) 충격이 가해졌을 때 이 충격이 해당 변수나 다른 변수에 영향을 미치는 과정을 설명하는 것이다. 주택 거래량 변수가 1단위(표준편차) 변할 때의 유형별 주택거래량의 반응을 각각 그래프로 표시하였다.

〈그림 4〉 충격반응분석 결과 (전체 주택)



전체 주택의 경우, 외부 충격에 의해 경매건수(D_AST)가 1단위 변할 때 매매건수(TST)는 변화가 없

8) 박원규·홍성표 역(2009), pp.940-941.

3) 분산분해분석

분산분해분석은 VAR모형 오차항들의 내생변수 변동에 대한 상대적 중요성을 측정하는 수단이다.⁹⁾ 충격반응분석과는 반대로 분산분해분석은 VAR내의 각 내생변수의 변동을 자기 자신을 포함한 다른 내생 변수들의 변동으로 분리해 내는 분석 방법이다. 충격반응이 충격에 대해 내생변수의 반응을 시차적으로 나타낸 것에 비해 분산분해는 충격 요인들이 내생변수의 변동에 미치는 상대적 기여도를 나타낸다.¹⁰⁾ 즉 분산분해분석은 모형 내 각 변수 간의 상대적 중요성을 측정하는 방법으로 그 결과는 <표 13>과 같다.

매매건수의 예측오차에 대한 분산분해분석을 실시한 결과, 매매건수의 예측오차 분산의 대부분은 자기 자신의 변동에 의해 설명되는 것으로 나타났다. 예측 기간을 10시차까지 늘이더라도 분산분해 결과 자기 자신의 충격이 네 경우 모두 99~100%를 설명하고 있다. 즉 매매건수는 자체의 과거 충격에 의해 대부분 영향을 받으며 경매건수의 설명력은 거의 없다고 할 수 있다.

경매건수의 예측오차 분산의 대부분도 자기 자신의 변동의 의해 설명되는 것으로 나타났다. 다만, 매매건수는 초기에 미약한 영향을 주지만 점차 증가하여 5~6시차 이후는 주택 유형별로 2.7~5.7%의 설명력을 가진다. 즉 경매시장의 충격은 매매시장에 거의 영향이 없지만 매매시장은 경매시장에 지속적으로 영향을 미치고 있다.

<표 13> 분산분해분석 결과

| 시차 | 전체 주택 | | | | 단독·다가구 | | | | 연립·다세대 | | | | 아파트 | | | |
|----|---------|-----|---------|-------|---------|-----|---------|------|---------|-----|---------|------|---------|-----|---------|------|
| | 매매 분산분해 | | 경매 분산분해 | | 매매 분산분해 | | 경매 분산분해 | | 매매 분산분해 | | 경매 분산분해 | | 매매 분산분해 | | 경매 분산분해 | |
| | 매매 | 경매 | 매매 | 경매 | 매매 | 경매 | 매매 | 경매 | 매매 | 경매 | 매매 | 경매 | 매매 | 경매 | 매매 | 경매 |
| 1 | 100.0 | 0.0 | 0.0 | 100.0 | 100.0 | 0.0 | 1.7 | 98.3 | 100.0 | 0.0 | 1.1 | 98.9 | 100.0 | 0.0 | 1.5 | 98.5 |
| 2 | 100.0 | 0.0 | 1.2 | 98.8 | 99.5 | 0.5 | 1.2 | 98.8 | 100.0 | 0.0 | 3.0 | 97.0 | 99.9 | 0.1 | 4.4 | 95.6 |
| 3 | 100.0 | 0.0 | 1.2 | 98.8 | 99.4 | 0.6 | 2.5 | 97.5 | 100.0 | 0.0 | 4.3 | 95.7 | 99.9 | 0.1 | 5.4 | 94.6 |
| 4 | 100.0 | 0.0 | 1.4 | 98.6 | 99.3 | 0.7 | 2.7 | 97.3 | 100.0 | 0.0 | 4.8 | 95.2 | 99.9 | 0.1 | 5.6 | 94.4 |
| 5 | 100.0 | 0.0 | 1.5 | 98.5 | 99.3 | 0.7 | 2.6 | 97.4 | 100.0 | 0.0 | 5.1 | 94.9 | 99.9 | 0.1 | 5.6 | 94.4 |
| 6 | 100.0 | 0.0 | 1.6 | 98.4 | 99.3 | 0.7 | 2.7 | 97.3 | 100.0 | 0.0 | 5.1 | 94.9 | 99.9 | 0.1 | 5.7 | 94.3 |
| 7 | 100.0 | 0.0 | 1.6 | 98.4 | 99.3 | 0.7 | 2.7 | 97.3 | 100.0 | 0.0 | 5.2 | 94.8 | 99.9 | 0.1 | 5.7 | 94.3 |
| 8 | 100.0 | 0.0 | 1.7 | 98.3 | 99.3 | 0.7 | 2.7 | 97.3 | 100.0 | 0.0 | 5.2 | 94.8 | 99.9 | 0.1 | 5.7 | 94.3 |
| 9 | 100.0 | 0.0 | 1.7 | 98.3 | 99.3 | 0.7 | 2.7 | 97.3 | 100.0 | 0.0 | 5.2 | 94.8 | 99.9 | 0.1 | 5.7 | 94.3 |
| 10 | 100.0 | 0.0 | 1.7 | 98.3 | 99.3 | 0.7 | 2.7 | 97.3 | 100.0 | 0.0 | 5.2 | 94.8 | 99.9 | 0.1 | 5.7 | 94.3 |

9) 김명직·장국현(2013), p.388.

10) 정주희·김호철(2011), p.138.

V. 결론

주택 매매 및 경매시장의 거래량인 매매건수와 경매건수의 영향 관계 및 이들 거래량에 영향을 미치는 외부 요인으로 소비심리지수, 금리, 통화량에 대해 주택 유형별로 그 관계를 최근 96개월간의 시계열자료를 통해 각각 분석하였다.

분석 대상 기간 동안 국내 시장은 저금리 기조였으며 통화량은 증가 추세였다. 동 기간 주택 매매 거래량은 지속적으로 증가하지는 않았으나 단기 주기로 등락을 반복하는 추이를 보였으며, 경매 거래량은 완만하게 일정 수준을 유지하는 추이를 보였다. 즉 거래량 추이 상으로는 금리 하락률과 통화 증가율에 연동하여 주택 거래량이 증감하지는 않았던 것으로 보인다.

거래량에 미치는 외부 금융요인과 거래량에 대한 시계열 모형 추정 결과 매매시장 및 경매시장 모두 주택대출 금리는 지속적으로 음(-)의 관계, 통화량은 지속적으로 양(+)의 관계로 나타났다. 즉 금리 인하 및 통화량 증가는 주택 거래 증가로 연결될 수 있다는 시장의 일반적인 인식과 부합하였다. 다만 그 영향력 및 영향 선 후행 관계는 주택 유형과 매매 및 경매시장에 따라 차이를 보였다. 일반 매매시장에서는 대출금리가 후행해서 연동되고, 통화량은 양방향 영향 관계로 나타났다. 반면 경매시장에서는 그 영향력이 초기에만 제한적으로 미약하게 나타났다. 즉 일반 매매시장은 금융요인과 상호 관계를 가지는 반면 경매시장은 어느 정도 독립적인 시장 수요가 존재하고 있다고 해석된다. 경매시장 소비자 입장에서는 외부 경제 여건의 변동에 따라 차이는 있지만 낙찰가율에 따른 자체 투자 수익률이 일반 매매시장의 수익률보다 높을 것을 기대하기 때문에 금리 등의 투자 지표의 영향이 제한적일 것이라고 추측된다. 시장 상황이 반영된 주택매매시장 소비심리지수의 영향은 아파트의 경우 매매 및 경매시장 모두 양방향 영향 관계인 것으로 나타났다. 반면 나머지 주택 유형에서는 매매시장에서만 양방향 영향 관계가 보였고 경매시장에서는 영향이 거의 없는 것으로 나타났다. 즉 소비자 입장에서 아파트는 매매 및 경매시장이 다 투자 수단으로 유사한 인식을 가지고 있다고 해석할 수 있다. 이는 아파트의 시세 및 주택 특성에 대한 정보가 타 주택 유형에 비해 좀 더 일반화되어 있기 때문인 것으로 추측된다.

내생 변수로 설정된 매매 및 경매 간 그랜저 인과관계 검정 및 시계열 모형 추정 결과는 다음과 같다.

전체 주택 매매 거래량은 경매 거래량에 일방향의 영향 관계로 나타났다. 즉 일반 주택 매매시장은 주택 경매시장에 선행하는 것으로 해석할 수 있다. 이는 전체 시장에서 경매시장이 차지하는 비중이 낮기 때문에 상대적으로 그 영향력이 미약한 것이라 판단된다. 주택 유형별로는 단독·다가구주택의 경우 상호 영향 관계가 미약한 것으로 나타났고 나머지 두 유형은 일방향의 영향 관계를 보였다. 경매 거래량의 충격에 대해서 세 유형 모두 매매 거래량의 반응은 매우 미약하였으며, 역으로 매매 거래량의 충격은

4~6시차(개월)까지 어느 정도 경매 거래량에 영향을 주었다. 특히 아파트의 경우 그 거래량의 증감은 일방향이 아니라 양(+)과 음(-)이 교차되면서 점차 그 영향력이 줄어드는 반응을 보이고 있다. 경매 거래량에 대한 영향에서 아파트 매매 거래량은 장기적으로 5.7%, 연립·다세대주택은 5.2%, 단독·다가구주택은 2.7% 정도의 비중을 차지하는 것으로 나타났다.

이러한 결과를 서론의 연구 가설에 연결해서 요약하면 다음과 같다. 두 시장이 독립적이라는 첫째 가설은 기각한다. 즉 거래량 측면에서 주택매매시장은 주택경매시장에 영향을 주며 부분적으로 시장을 선도하는 관계이다. 일 방향 영향 관계이기 때문에 두 시장의 관계에서 동조화 내지 탈동조화의 현상이 나타나고 있다는 인식과 경매시장이 매매시장을 선도한다는 시중의 일반적 인식은 본 연구의 거래량 관점에서는 틀린 것이라 판단된다. 둘째, 외부 요인의 영향이 두 시장에 유사하다는 가설도 기각한다. 아파트 거래 시장의 경우로만 국한할 때 외부 요인의 영향은 두 시장이 유사하다는 것은 맞지만 다른 주택 유형의 경우 경매시장에 대한 외부 요인의 영향은 거의 없는 것으로 나타났기 때문이다.

주택의 매매 거래량은 경매 거래량에 대해 선행적인 역할을 하면서 전체 주택 시장을 형성하고 있다고 요약할 수 있다. 모형 추정 결과 연립·다세대주택에서는 음(-)으로 나타났기 때문에 두 시장에서 이 주택 유형은 대체재 성격을 가진다고 볼 수 있다. 다만 그 영향의 범위 및 비중이 낮기 때문에 시장에서 부분적으로만 그러한 성격을 가진다는 것이 타당하다. 반면 아파트와 단독·다세대주택의 경우 방향이 양(+)이지만 두 시장의 주택 선택이 보완재라고 보기는 무리가 있다. 왜냐하면 두 시장의 주택이 일반적인 보완재 성격의 재화와는 차이가 있고, 가격 및 거래량이 같은 방향으로 움직인다는 것은 총 수요 및 총 공급의 전체 경기 변동의 결과일 수도 있기 때문이다. 따라서 경매시장의 주택은 경기 및 시점에 따라 그 성격이 달라질 수 있다고 본다.

이러한 분석 결과는 본 연구 분석 대상 기간에 한정된 최근 주택시장의 경향으로 향후 경기 및 제반 여건이 달라지면 이 결과는 차이가 날 수도 있다.

■ 참고문헌 ■

김경환·김종석 역(2006), N.Gregory Mankiw 저, 『맨큐의 경제학』, 교보문고.

김대원·유정석(2013), “주택가격에 대한 심리적 태도가 주택 매매 거래량에 미치는 영향분석”, 『주택연구』, 21(2) : 73-92.

김리영·안지아(2013), “소비자의 주택가치 전망이 가격 및 거래에 미치는 영향”, 『국토계획』, 48(3) : 403-417.

- 김명직·장국현(2013), 『금융시계열분석-제2판』, 도서출판 경문사.
- 박완규·홍성표 역(2009), Damodar N. Gujarati · Dawn C. Porter 저, 『계량경제학-제5판』, 도서출판 지필.
- 백석기·정재호(2015), “거시경제변수가 공매시장에 미치는 영향 연구”, 『부동산학보』, 62(2) : 19-32.
- 서성수·정동준(2013), “아파트 매매시장과 경매시장의 상호관계에 관한 실증 연구”, 『주택연구』, 21(1) : 37-57.
- 윤종주(2015), 『아파트 거래량의 권역별 파급효과에 관한 연구』, 서울벤처대학원대학교 박사학위논문.
- 이재욱·방두완(2015), “경매특성 및 거시경제변수가 낙찰가율에 미치는 영향분석”, 『부동산연구』, 25(2) : 71-83.
- 임의택 · 이호병(2017), “수도권 아파트의 경매낙찰가율에 미치는 영향 요인 연구”, 『부동산학보』, 69 : 116-130.
- 임재만(2011), “주택거래량은 주택가격 변동을 설명할 수 있는가?”, 『국토연구』, 69 : 3-18.
- 장문덕 · 박철형(2016), “주택매매시장과 경매시장간 가격 및 변동성상호작용에 관한 동태적 분석”, 『부동산연구』, 26(3) : 83-96.
- 전해정 · 박현수(2012), “주택시장과 거시경제변수 요인들간의 동태적 상관관계 분석”, 『주택연구』, 20(2) : 125-147.
- 전해정(2013), “주택 매매시장과 경매시장간의 상관관계에 관한 실증연구”, 『부동산연구』, 23(2) : 117-132.
- 전해정(2018), “수도권 아파트 경매 낙찰가율 결정요인에 관한 연구”, 『부동산학보』, 72 : 32-43.
- 정대석(2015), “주택 유형별 거래량의 동태적 상관관계 분석”, 『GRI연구논총』, 17(3) : 111-135.
- 정주희·김호철(2011), “수도권의 주택가격과 거래량 간 인과성 및 동태적 관계에 관한 연구”, 『국토계획』, 46(6) : 131-148.
- 조태진(2014), “심리지수가 주택시장에 미치는 영향에 관한 연구”, 『주택연구』, 22(3) : 25-48.
- 허윤경·장경석·김성진·김형민(2008), “주택 거래량과 가격 간의 그랜저 인과관계 분석 : 서울 아파트 시장을 중심으로”, 『주택연구』, 16(4) : 49-70.

원 고 접 수 일 | 2019년 10월 10일

심 사 완 료 일 | 2019년 11월 5일

최종원고채택일 | 2019년 11월 6일

정대석 dsjung@cuk.edu

1997년 서울대학교 도시공학과에서 박사학위를 취득했다. 서울시정개발연구원, 대한부동산신탁(주)에서 근무하였고, 1998년부터 2009년까지는 한국기업평가(주) 부동산 PF 실장으로 재직하면서 국내외 수백여 부동산 PF 사업장에 대한 사업성을 평가하였다. 이후 고려사이버대학교 부동산학과 교수로 재직 중이며 주요 관심분야는 도시 및 부동산개발이다.