



인구요인을 고려한 주택매매 거래량 결정요인 연구

Study on the Determinants of Housing Sales Transaction Volume Considering Population Factors

정광진* · 이석희**

Kwangjin Jung · Seok Hee Lee

Abstract

This study analyzed the determinants of housing transaction volume and applied the demographic composition by age group which is an essential factor to estimate housing demand to the analytical model. The key findings of the study are as follows: Firstly, the study reaffirmed the co-movement phenomenon between fluctuations in housing prices and transaction volumes. Secondly, aside from market interest rates, the most influential factor affecting the volatility of housing transactions was identified as psychological factors to the housing market. Thirdly, in terms of population demographics, individuals in their 20s and 30s had a relatively small impact on transaction volumes, while those in their 40s and 50s had the biggest impact. Fourthly, the study confirmed a decrease in transaction volumes in proportion to an increase in the population aged 60 and older. Given that since 2020 individuals aged 60 or older have been increasing by approximately 4% every year, this aging trend contributes to an annual decline in transaction volumes. Amidst paradigm shifts in population demographics such as low birth rates, aging and local extinction, this study carries significant implications by confirming the impact of demographic factors on housing transaction volumes. In particular, this study is expected to give a contribution to policy decisions for local taxes such as acquisition ones directly tied to housing sales and the real estate brokerage market.

Keywords: Transaction volume of housing sales, Price fluctuation, Population by age group, Determinant, Panel model analysis

* 대전세종연구원 연구위원(주저자) | Associate Research Fellow, Daejeon Sejong Research Institute | First Author | jkj815@dsi.re.kr |

** 국토교통부 전문위원(교신저자) | Deputy Director, Ministry of Land, Infrastructure and Transport | Corresponding Author | sirking_lee@uos.ac.kr |

1. 서론

최근 5년간 주택매매 거래량은 변동성이 심화되고 있다. 2019년은 80만 호가 거래되었으나, 2020년과 2021년에 각각 127만 호와 101만 호가 거래되었고, 그 이후 다시 절반 수준인 50만 호(2022년)와 55만 호(2023년)가 거래되었다. 2010년 이후 연평균 매매가 90만 호인 것을 고려하면 연도별 편차가 큰 것을 알 수 있다. 서울, 부산, 대구, 경기 등 지역별로는 연도별 주택매매량 편차가 더욱 큰 상황이다.

이러한 주택 거래량의 변동성은 공공과 민간 양 부문에 중요한 의미를 제공한다. 주택매매 거래량은 지방세인 취득세 세수와 관련성이 크며, 거래량의 변동성은 영세 중개업 중심인 부동산중개업의 건전성에 영향을 주기 때문이다. 이러한 사회적 영향에 비해 주택거래량에 대한 연구는 주택가격 관련 연구 대비 관심이 적은 것이 현실이다.¹⁾ 하지만 지방세수의 추계 및 전망, 부동산중개업의 건전한 발전을 위해서는 주택가격 못지않게 주택거래량에 대한 이해가 필요하다.

그간 주택거래량 관련 연구는 가격 변동률과의 관계 중심으로 이루어졌으며, 두 변수는 대체로 높은 상관관계를 보이는 것으로 알려져 있다(박동하, 2020; 이창무 · 임미화, 2014; 정홍일 외, 2012; Clayton et al., 2009; Wheaton and Lee, 2009). 이에 대해서는 가격 하락 시 매물비용의 오류, 희망적 사고, 손실회피 등의 심리적 작

용에 의해 거래량도 감소하는 것으로 밝혀져 왔다(박동하, 2020; 이창무 · 임미화, 2014; 임재만, 2011; 임재만 · 임미화, 2017). 또한, 심리적 요인은 주택 매매시장의 공급 측면에서 매물물량 증감에 직접적인 영향을 준다(박동하, 2020; 최인혁, 2022). 수요 측면에서는 연령대별 인구, 소득 수준, 주거비용이 주택수요에 영향을 준다고 알려져 있다(정의철 · 조성진, 2005; Mankiw and Weil, 1989). 하지만 주택수요 추정 시에는 인구가 중요 변수임에도 불구하고 거래량 결정요인 연구에는 인구를 설명변수로 반영한 연구가 미진하다.

이에 본 연구는 연령대별 인구를 고려하여 주택매매 거래량에 영향을 미치는 사회 · 경제학적 결정요인을 분석한다. 분석은 각 도시를 분석대상으로 한 패널모형을 이용한다. 대부분의 선행 연구는 특정 지역을 대상으로 한 시계열 분석이거나 특정 시점을 대상으로 한 횡단면 분석이다. 패널모형을 이용한 연구는 매우 미진하다는 측면과 인구변수를 분석모형에 반영한 최초의 연구라는 점에서 차별점이 있다.

저출생, 고령화로 인해 인구문제는 국내의 큰 화두이며, 서울과 광역시도 인구가 감소한 지 오래이다. 지방의 소도시와 군 지역은 인구 감소로 인해 지방소멸을 우려하는 현실이다. 이러한 상황에서 연령대별 인구를 고려한 주택 거래량 결정요인을 분석하는 것은 지방세수와 부동산중개업 등 측면에서 시사점을 제공할 것으로 보인다.

1) 한술연구정보서비스(RISS)의 검색서비스에 의하면 “주택가격 결정요인”과 “주택 매매가격 결정요인” 관련 국내학술논문은 538건과 124건이나, “주택 거래량 결정요인”과 “주택매매 거래량 결정요인” 관련 논문은 25건과 11건으로 확인된다(2024.6.20. 기준). 검색되는 논문이 해당 주제에 명확히 부합하는 것이 아니라는 것을 고려해도 두 주제에 대한 관심은 약 11배에서 21배 이상의 차이를 보인다.

II. 선행연구 검토

1. 매매 거래량 및 주택수요 결정요인

박동하(2020)에 의하면 주택매매 거래량은 주택 재고량, 매도인의 거래 참여의향, 거래 실현율의 함수로 정의할 수 있다. 매도인의 거래 참여의향은 재고량 대비 매물물량이며, 거래 실현율은 매물물량 대비 거래량이다. 주택 재고량은 고정되어 있으며, 거래 참여의향은 주택시장에 대한 주택 소유자의 심리적 상황에 따라 달라진다. 거래 실현율은 주택의 수요·공급과 관련된 시장 상황에 영향을 받으며, 매도인·매수인 간 협상과정과 심리에 의해 결정된다.

즉, 거래 참여의향과 거래 실현율 모두 매매 당사자의 심리적 태도가 중요한 요인으로 작용한다. 시장 참여자의 심리적 태도가 주택시장에 영향을 미친다는 Adams(1964)의 연구 이후 주택시장 참여자들의 심리와 주택시장의 관계에 대해서도 많은 연구결과가 발표되었다(Carroll et al., 1994; Johnson, 2010). Wu and Brynjolfsson(2009)은 거시적 관점에서 구글트렌드(Google Trends)의 검색량지수를 이용하여 주택시장의 수요량과 가격을 예측하였다. 국내의 임재만·임미화(2017) 연구는 주택가격전망 CSI(consumer survey index)와 주택가격지수는 주택가격 관련 뉴스의 긍정·부정 보도량에 영향을 주고, 가격전망 CSI와 주택가격지수는 주택거래량에 영향을 주는 것을 관측하였다. 김대원·유정석(2013)은 국토연구원의 주택소비심리지수를 대리변수로 이용한 주택시장 참여자의 심리적 태도가 매매 거래량에

양(+)의 영향을 미치는 것을 밝혔다. 노민지·유선종(2016) 역시 주택소비심리지수는 아파트 실거래가격에 유의미한 영향을 주는 것을 확인하였으며, 인터넷 포털사이트의 검색량 역시 아파트 가격과 양(+)의 관계가 있음을 밝혔다. 방송의 긍정 보도량은 아파트 가격에 양(+)의 관계가 있었다(이재수·박재수, 2020). 반면 주택시장에 대한 심리적 상태가 주택구입의사에 유의미한 영향을 주지 않는다는 연구(김지현, 2017)도 존재한다.

또한, 심리적 요인은 주택 매매시장의 매물물량에 직접적 영향을 준다(박동하, 2020). 아파트 매물자료를 분석한 연구(최인혁, 2022)에 의하면 정부 정책 등에 따라 주택의 매물은 탄력적인 변화를 보인다. 이것은 주택 보유자가 정부정책을 바라보는 관점 및 심리에 따라 주택시장의 변화를 전망하면서 언제든 매매시장에 참여할 의향을 보일 수 있다는 점을 보여준다.

주택매매 거래량은 주택수요에 영향을 받으며, 주택수요 결정요인에는 연령대별 인구, 소득수준, 주거비용 등이 알려져 있다. 인구에 대해서는 Mankiw and Weil(1989)이 주택수요 추정을 위해 M-W 모형을 제시한 이후 연령대별 인구는 주택수요 추정의 고정변수가 되었다. 정의철·조성진(2005), 최성호·이창무(2010) 등의 연구는 가구소득과 주거비가 주택수요에 영향을 주고 있음을 강조한다. 주거비 조달 측면에서는 금리가 결정적인 역할을 하고 있으며, 선행연구(김진유·박지윤, 2017; 박동하, 2020; 안세룡, 2015)는 회사채수익률, 은행 평균대출 이자율, 국고채 금리 등을 이용하여 주거비를 산정한 후 주택수요를 추정하였다. Hofmann(2001)은 금리 인하가 주택

을 구매하기 위한 금융조달비용을 줄이기 때문에 주택수요가 증가할 수 있음을 설명하였으며, 실제로 Del Negro and Otrok(2007)는 미국 주택 시장이 통화정책에 강한 영향을 받았음을 밝혔다. 국내 주택가격 변화 역시 금융위기 이후에 급리에 절대적인 영향을 받았다(박진백 외, 2021). 유사한 논리로 전세가울 역시 주택 수요에 영향을 주고 있다(박동하, 2020; 안세룡, 2015; 이선화·설운, 2017).

2. 매매가격 결정과정의 거래량 영향

매도인과 매수인 간 협상과정에 따라 결정되는 거래 실현율을 보다 구체적으로 살펴보면 다음과 같다. 매매 협상과정은 매매가격이 주된 협상 대상이며, 매도인과 매수인 간 내쉬협상(Nash bargaining) 과정에 의해 결정된다. 매도인의 하한 유보가격이 s , 매수인의 상한 유보가격이 b , 매도인의 협상력 가중치를 $\beta(0 \leq \beta \leq 1)$ 라 할 때 주택 매매가격(p)은 함수 $(p-s)^\beta(b-p)^{(1-\beta)}$ 와 같이 매도인의 잉여($p-s$)와 매수인의 잉여($b-p$)의 합계가 최대가 되는 지점에서 형성된다(주만수·윤성호, 2015; Kopczuk and Munroe, 2014).²⁾ 따라서 주택매매가 성사되기 위해서는 매매 당사자인 매도인과 매수인의 잉여가 각각 양(+)이어야 하며, 이를 위해서는 $b \geq p \geq s$ 가 성립해야 한다. 즉 주택의 매매계약은 $b-s \geq 0$ 일 때 성립하며, 시장 전체적으로 $b-s \geq 0$ 인 매도인과 매수인 간 유보가격 조합 건수가 많을 때 거래량이 많아

진다(이석희, 2024).

이상의 과정에 의하면 주택가격의 상승기와 하락기에 따라 주택매매 거래량은 달라질 가능성이 있다. t 기의 시세가 $t-1$ 기 대비 a 만큼 상승하였다면, 매도인과 매수인 모두 각각의 유보가격이 a 와 유사한 수준으로 상승하게 된다. $t-1$ 기의 주택거래량이 Q_{t-1} 이라 할 때, t 기의 매도인·매수인 조합 모두가 유보가격이 a 만큼 상승할 경우 t 시점의 주택거래량(Q_t)은 Q_{t-1} 과 큰 차이가 없게 된다.

반면 매매 당사자의 유보가격의 변화가 달라질 경우, $(b+a_b)-(s+a_s) \geq 0$ 를 만족하는 매도인·매수인 간 유보가격 조합의 수가 달라지면서 거래량이 달라질 수 있다. 위 조건을 만족하는 유보가격의 조합이 많아지면 거래량이 많아지며, 유보가격의 조합이 적어지면 거래량은 감소한다. 만약 주택 시세가 상승할 때 매수인이 다급함을 느껴 매도인 대비 유보가격을 보다 많이 올리고 여유가 있는 매도인이 유보가격을 적게 올릴 경우($a_b > a_s$), $(b+a_b)-(s+a_s) \geq 0$ 를 만족하는 매도인·매수인 간 유보가격 조합의 수가 많아지면서 전체 거래량은 많아진다.

동일한 방식으로 매매 시세가 하락하는 경우에도 매도인과 매수인의 유보가격 변화의 차이에 따라 주택매매 거래량이 달라진다. 하지만 시세가 하락하는 시기에는 매도인과 매수인의 유보가격 변화의 차이가 클 가능성이 높다. 매도인의 경우 유보가격의 하락이 시세 하락과 동일하지 않을 가능성이 크다. 매도인은 자신이 취득한 가격과 유지·보유에 소요된 비용이 있기 때문에 주택 처분시 매

2) 협상력 가중치(β)는 주택 매매가격(p)이 매도인 유보가격(s) 인근에 성립할지, 매수인 유보가격(b) 인근에 성립할지 영향을 준다.

몰비용의 오류(sunk-cost fallacy)에 빠져 유보 가격 하락에 매우 보수적으로 행동할 가능성이 있기 때문이다(Ratnadiwakara and Yerramilli, 2022). 또는 매도자 자신이 보유한 주택은 가격이 덜 하락할 것으로 생각하는 희망적 사고(wishful thinking)가 작용하여 유보가격 하락에 보수적으로 행동할 수 있다(박동하 · 최막중, 2018). 즉 매도인의 유보가격 설정에 대한 하방 경직성(downward rigidity) 또는 손실회피성향(loss aversion bias)으로 인해 당사자 간 잉여의 합계 $(b - a_b) - (s - a_s) \geq 0$ 를 만족하는 유보가격의 조합의 수가 감소할 가능성이 크다. 이 경우 전체 매매 거래량은 감소하게 된다. 이상의 내용을 종합하면, 매수인과 매도인의 협상과정과 심리적 태도에 따라 전체 매매 거래량은 변동할 수 있으며, 시세와 거래량은 양(+)의 관계를 가질 가능성이 높다.

일부 연구(박동하, 2020; 방송희, 2015)는 주택가격과 거래량 간에 일시적 · 국지적으로 상관관계가 낮은 현상을 보고하고 있으나, 대부분의 선행연구는 주택가격과 거래량 간의 관계를 양(+)의 관계로 인식하고 있으며, 이를 동조화(co-movement) 현상으로 부르기도 한다(박동하, 2020; 이선화 · 설윤, 2017; 이창무 · 임미화, 2014; 임재만, 2011; 정홍일 외, 2012; Clayton et al., 2009; Engelhardt, 2003; Hong et al., 2014; Wheaton and Lee, 2009). 즉 주택가격이 상승할 때 거래량도 많아지고, 가격이 하락할 때 거래량이 적어지는 현상이 발생한다는 것을 의미한다. 이러한 현상에 대해서 대부분의 연구는 행동경제학의 손실회피성, 희망적 사고 등과 같

은 심리적 특성에 기인한 것으로 설명하는 경향이 있다. 이것은 주택가격 또는 주택시장에 대한 인간의 심리적 편이가 주택 매매거래에 영향을 미친다는 것을 의미한다(김대원 · 유정석, 2013; Johnson, 2010).

3. 선행연구의 한계 및 본 연구의 차별점

주택매매 거래량의 결정요인을 분석한 다양한 연구가 있으나 일부 한계가 존재한다. 시계열 모형을 이용한 연구(정홍일 외, 2012)는 거래량 결정요인 분석 시 특정 도시를 대상으로 분석하였다는 점에서 분석결과를 일반화하는 데 어려움이 존재하며, 특정 시점을 대상으로 횡단면 분석을 한 연구(김동현 · 이상경, 2018; 이다영 · 이상경, 2019)는 거래량에 영향을 미치는 입지적 · 물리적 요인을 분석한다는 측면에서 사회 · 경제적 환경 변화와 거래량 관계를 모색하는 데 한계가 있다. 패널모형을 이용한 김대원 · 유정석(2013), 이선화 · 설윤(2017) 연구라 하더라도 시 · 도 단위 분석이라는 제한이 있었다. 도(道)는 지역 내 주택시장이 여러 개로 세분화되어 있기 때문에 효율적 분석에 제약이 있기 때문이다. 도시 단위를 패널 개체로 이용한 연구(박동하, 2020)도 있지만 설명변수 측면에서 한계가 있다.

박동하(2020)의 연구를 비롯하여 김대원 · 유정석(2013), 이선화 · 설윤(2017) 등의 연구는 가격변동률을 비롯하여 심리적 태도, 소득수준, 주거비용 등을 고려하여 거래량 결정요인을 분석하고 있다. 주택수요 추정 시 중요 변수인 연령대별 인구를 고려한 주택 거래량 관련 연구는 미진한

상황이다. 연령대별 인구가 장기적인 측면에서 중요한 요인(정의철 · 조성진, 2005)이기 때문에 거래량 결정요인 분석에는 반영하지 않았을 가능성도 있다. 수요 추정 시에는 20~30년 이후 장기 주택수요를 추정하기 때문에 장기적인 인구구조 변화를 고려하지만 거래량은 장기적 전망에 대한 수요가 아직 없기 때문에 선행연구는 인구의 변화를 고려하지 않은 것으로 판단된다.

하지만 지방세 세수의 23.5%를 차지하는 (2022년 기준)³⁾ 취득세가 부동산 매매 거래량에 연동되며, 주택 매매수요가 인구와 밀접한 관계가 있는 점을 고려하면 인구구조가 주택 거래량에 미치는 영향을 확인할 필요가 있다. 지방 소멸 등의 용어가 표현하듯 갈수록 열악해지고 있는 지방재정의 상황을 고려할 때 주택 거래량의 추정은 지방세수 관점에서 시사하는 바가 클 것으로 보인다. 인구요인이 주택 거래량에 미치는 영향이 확인될 경우 부동산중개산업의 건전한 발전 측면에서도 유의미한 정책적 시사점을 제공할 것으로 판단된다.

III. 연구의 방법 및 자료 구축

1. 연구의 방법

연령대별 인구를 반영한 주택매매 거래량의 결정요인 분석은 횡단면적 자료와 시계열적 자료의 장점을 모두 활용할 수 있는 패널모형(panel

model)을 이용하였다. 패널모형은 시계열 자료가 짧아 분석에 제약에 있는 경우에 패널개체 확대를 통해 적정한 시계열 자료를 확보하여 분석할 수 있는 장점이 있으며, 이번 연구가 그 사례라 할 수 있다. 앞서 언급하였듯이 주택가격과 거래량은 높은 상관관계를 가지는데, 이번 연구의 분석 대상인 도시별 주택시장은 상관관계가 높은 지역도 있는 반면 그렇지 않은 지역도 존재한다. 따라서 다양한 지역을 포함하여 패널모형을 이용한다는 측면에서 특정 상황에 편향되지 않는 분석이 가능할 것으로 기대된다. 패널분석은 지역 및 시간에 따른 차이를 고려하는지 여부로 구분되는 확률효과(random effect)와 고정효과(fixed effect)를 모두 실시하였다.

분석을 위한 패널모형의 기본식은 아래와 같으며, i 는 분석대상인 지역(도시)을, t 는 시간을 나타낸다.

$$Y_{i,t} = \alpha + \beta X_{i,t} + \gamma Z_t + u_i + \epsilon_{i,t} \quad (\text{식 1})$$

이번 연구에서 Y 는 종속변수인 주택매매 거래량이며, X 는 지역(도시) 및 시간에 따라 달라지는 주택 수급 요인이고, Z 는 시간에 따라 달라지고 모든 지역에서 동일한 거시경제 요인을 의미한다. u_i 는 지역(도시)에 따른 특성이요, $\epsilon_{i,t}$ 는 오차항을 나타낸다.

2. 자료 구축

실증분석은 전국의 주요도시를 대상으로 하였

3) 2022년 기준으로 지방세 전체 세수는 117조 9천억 원이며, 취득세 세수는 27조 7천억 원이다.

다. 자료 구축의 편의성 차원에서는 행정구역인 전국 17개 시·도를 대상으로 분석할 수 있으나, 도(道) 지역은 주택시장의 공간적 권역이 시·군 단위 또는 여러 개의 세부 지역으로 구분·형성되어 있기 때문에 도시 단위로 분석대상을 설정하였다.⁴⁾ 제주도 지역을 제외한 전국 83개 도시를 대상으로 하였으며, 구체적으로 특·광역시 8개(세종특별자치시 포함), 특례시⁵⁾ 4개, 인구 50만 이상 대도시⁶⁾ 12개, 25만 명 이상 도시⁷⁾ 22개, 25만 명 이하 37개 도시다. 분석기간은 개별 자료의 구성 가능한 기간을 고려하여 자료 제공기간이 가장 짧은 주택 재고량 기준으로 2015년부터 2021년까지의 기간을 분석하였다.

분석모형의 종속변수는 매매거래량이 되며, 설명변수는 선행연구를 참고하여 주택매매가격지수, 연령대별 인구, 1인당 GRDP(gross regional domestic product), 시장금리, 전세가율, 주택매매심리지수, 주택재고량으로 설정하였다. 인구, 1인당 GRDP, 시장금리는 주택수요에 영향을 주며,⁸⁾ 주택재고량은 공급에 영향을 준다. 심

리지수는 주택의 수요와 공급 모두를 설명하는 변수다. 주택시장의 심리적 상태가 시장협상력, 매물물량 등의 형태로 매수자와 매도인 모두에게 영향을 주기 때문이다(박동하, 2020). 주택재고량과 심리지수의 관계에 따라 매매시장에 공급되는 매물의 양이 결정되는 것이다.

분석자료는 <표 1>과 같은 방식으로 구축하였다. 주택매매 거래량은 한국부동산원의 부동산거래현황 자료를 이용하였다. 주택매매가격지수와 전세가율은 한국부동산원의 전국주택가격동향조사를 이용하였다. 연령대별 인구는 통계청의 주민등록인구현황 자료를 사용하였으며, 인당 GRDP는 시·도의 경제활동별 지역내총생산 자료와 인구 자료를 활용하여 산정하였다. 시장금리는 한국은행의 시장금리 자료를 활용하였으며, 국고채(3년)를 기준으로 하였다. 주택매매시장 소비심리지수는 국토연구원의 부동산시장 소비심리조사 자료를 기준으로 하였으며, 주택재고량은 통계청의 주택총조사 자료를 이용하였다.

시장금리는 전국에 동일하게 적용되며, 주택매

4) 특·광역시와 동일한 행정적 위계인 도(道)는 지역경제권 관점에서 특·광역시와 차이가 있다. 특·광역시는 각각 독자적인 개별 지역경제권을 형성하고 있지만, 각 도(道)가 개별 지역경제권을 형성한다고 해석하는 데 무리가 있다. 전국을 28개 경제권으로 구분한 이동우 외(2003)의 연구에 의하면, 각각의 특·광역시가 세분화되어 경제권을 이루는 경우는 없지만, 각 도(道) 지역은 여러 개 지역으로 세분화되어 각각의 자립적인 경제권을 이루고 있다. 예를 들어 강원도의 강릉시, 원주시, 춘천시 등은 통합된 하나의 지역경제권을 이루기보다는 개별적인 지역경제권을 형성하고 있기 때문이다. 주택시장은 행정구역인 시·도보다는 동일 지역 경제권인 도시 단위로 분석하는 것이 합리적이라 할 수 있다. 따라서 이번 연구는 시·도 단위가 아닌 도시 단위로 분석하였다.

5) 「지방자치법」 제198조 제2항 제1호에 따른 인구 100만 이상 도시를 말하며, 수원(119만), 고양(105만), 용인(103만), 창원(105만)이 해당된다. 인구기준은 분석기간인 2015년 이후의 평균인구이다.

6) 「지방자치법」 제198조 제1항에 따른 인구 50만 이상 도시를 말하며, 성남(95만), 안양(57만), 부천(83만), 평택(50만), 안산(67만), 남양주(68만), 화성(75만), 청주(84만), 천안(64만), 전주(65만), 포항(51만), 김해(53만)가 해당된다.

7) 「지방자치법」에 따른 '인구 50만 이상 대도시' 인구 기준의 절반 수준인 25만 명으로 설정하였다. 해당 시에는 의정부(45만), 광명(32만), 시흥(45만), 군포(28만), 하남(25만), 파주(45만), 김포(41만), 광주(35만), 춘천(28만), 원주(35만), 아산(31만), 군산(27만), 익산(29만), 여수(28만), 순천(28만), 경주(25만), 구미(41만), 경산(26만), 진주(34만), 거제(25만), 양산(48만)이 속한다. 인구기준은 분석기간인 2015년 이후의 평균인구이다.

8) 인구는 주택시장에 참여하는 수요자 수이며, 1인당 GRDP는 주택수요 결정요인인 소득수준을 대리하는 변수로서 활용된다(박동하, 2020; 이선화·설윤, 2017). 시장금리는 주택매수의 조달비용에 영향을 주기 때문에 주택수요에 영향을 미친다.

〈표 1〉 변수 구분 및 출처

변수	출처	자료 제공단위	자료 제공기간	연 단위 자료 가공 기준
주택매매 거래량	한국부동산원, 「부동산거래현황」	시·군	2006.1~2024.3	연도별 합산
주택매매가격지수	한국부동산원, 「전국주택가격동향조사」	시·군	2004.1~2024.3	연말 기준
전세가율	한국부동산원, 「전국주택가격동향조사」	시·군	2012.1~2024.3	연도별 평균
연령대별 인구	통계청, 「주민등록인구현황」	시·군	1992~2024.4	연말 기준
인당 GRDP	시·도별 「경제활동별 지역내총생산」	시·군	2010~2021	연 단위 자료
시장금리(국고채 3년)	한국은행, 「시장금리」	전국	1976.1~2024.4	연 단위 자료
주택매매시장 소비심리지수	국토연구원, 「부동산시장소비심리지수조사」	시·도	2011.7~2024.3	연도별 평균
주택재고량	통계청, 「주택총조사」	시·군	2015~2022	연 단위 자료

주 : 1) 자료 제공기간은 2024년 5월 기준임.

2) GRDP, gross regional domestic product.

매심리지수는 시·도별로 발표되기 때문에 도 지역의 도시는 도 자료를 활용하였다. 그 외 자료는 도시별로 제공하고 있다. 주택재고 통계는 2015년부터 등록된 각종 공부자료를 가공·활용한 등록센서스 집계 방식으로 변경되면서 시·군 기준 통계는 기존 통계와 차이가 발생하여 2015년 자료부터 활용하였다.⁹⁾

연 단위 자료가 제공되는 GRDP, 시장금리, 주택재고량은 그대로 이용하고, 그렇지 않은 자료는 연도별 합산 등을 계산하였다. 거래량은 연도별 합산하였고, 전세가율 및 소비심리지수는 연도별 평균을 하였다. 매매가격지수와 인구는 연말 기준으로 자료를 구성하였다.

IV. 분석 결과

1. 기초통계 분석

83개 도시를 대상으로 한 기초통계량 분석결과는 〈표 2〉와 같다. 도시의 연 평균 매매 거래량은 11,569호이며, 주택재고량은 평균 19만 호이다. 두 변수는 변동계수가 각각 200.8%, 189.3%로 상당히 높은 수준을 보이는데, 이것은 변수 자체의 연도별 변동성뿐 아니라 도시 간 규모 차이로 인한 변동성에 영향을 받는다. 도시 간 규모 차이를 통제한 거래회전율은 앞의 두 통계와 변동성 수준이 다르다. 매매 거래량을 주택재고량으로 나눈 거래회전율은 연 평균 5.5%, 표준편차 2.0%, 최소값 2.1%, 최대값 11.8%이며, 변동계수는 35.8%로 나타났다. 즉 매매거래량과 주택재고량

9) 현행 「주택총조사」는 통계를 매년 생산하고 있으나, 2015년 이전에는 5년 단위로 생산하였다. 2015년 이전의 주택수 통계를 연 단위로 제공하는 통계는 「한국도시통계」가 있었으나, 2013년까지만 통계를 생산하고 폐지되어 두 통계는 2014년 시점에 통계의 공백이 있다. 또한, 「한국도시통계」의 2013년 통계와 「주택총조사」의 2015년 통계도 일부 차이가 있으며, 특히 시·군 단위에서 통계 차이가 큰 점을 고려하여 이번 연구는 2015년 이후의 「주택총조사」를 활용하였다.

〈표 2〉 변수의 기초통계량

변수	평균	표준편차	변동계수	최솟값	Q1	중위수	Q3	최댓값	왜도	첨도
매매거래량	11,569	23,231	200.8	440	2,170	4,901	11,268	221,683	5.56	37.57
주택재고량	190,305	360,352	189.3	12,114	48,915	94,332	185,782	3,068,494	5.74	38.54
거래회전율	0.055	0.020	35.8	0.021	0.038	0.052	0.069	0.118	0.49	-0.52
매매가격지수 변동률	0.025	0.053	215.3	-0.150	-0.003	0.013	0.037	0.370	2.08	7.59
전세가율	0.738	0.061	8.3	0.463	0.705	0.745	0.779	0.867	-1.00	1.77
인당 GRDP 증가율	0.038	0.063	166.2	-0.177	0.006	0.039	0.070	0.398	0.70	5.02
시장금리(국고채 3년)	0.016	0.003	21.0	0.010	0.014	0.015	0.018	0.021	-0.20	-0.63
주택매매 심리지수	118.8	15.1	12.7	83.0	111.0	121.3	129.8	145.9	-0.57	-0.43

주 : 1) N=581.

2) GRDP, gross regional domestic product.

대비 약 1/6 수준의 변동성을 보여준다.

매매가격지수 변동률은 평균적으로 2.5% 수준이나 표준편차가 5.3%로 도시 및 연도별 편차가 큰 것으로 나타났다. 변동계수값은 다른 변수 중 가장 큰 값을 보여주어 전체적으로 도시 및 연도별 가격변동률 차이가 큰 모습을 보여준다. 전세가율은 평균 73.8%이며 변동계수가 8.3%로 모든 변수 중 변동성이 가장 적었다. 인당 GRDP 증가율은 평균 3.8%이며, 지자체 특성에 따라 편차가 컸다. 국고채 금리는 평균 1.6%이나 최대 2.1%까지 상승하였다. 주택매매시장 소비심리지수의 평균은 118.8로 100 이상 값을 보여 높은 편이었다. 다만 도시에 따라 최소 83.0에서 145.9로 큰 편차가 확인되었다.

2. 실증분석

1) 기본분석

이상의 자료를 기초로 패널모형을 이용하여

실증분석을 하였다. 일원-고정효과모형 기준의 식은 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
 \ln Volume_{i,t} &= \alpha + \beta_1 \ln Stock_{i,t} + \beta_2 \ln CSI_{i,t} \\
 &\quad + \beta_3 \ln Price_{i,t} + \beta_4 GRDP_{i,t} \\
 &\quad + \beta_5 Jeonse_{i,t} + \sum_{g=1}^n \beta_6^g \ln POP_{i,t}^g \\
 &\quad + \gamma InterestRate_t \\
 &\quad + u_i + \epsilon_{i,t}
 \end{aligned} \quad (\text{식 2})$$

종속변수는 주택매매 거래량(*Volume*)이며, 설명변수는 주택재고량(*Stock*), 주택매매심리지수 변동률(*CSI*), 주택매매가격지수 변동률(*Price*), 1인당 GRDP 성장률(*GRDP*), 전세가율(*Jeonse*), 연령대별 인구(*POP*)는 지역별(*i*)로 설정한다. 인구는 연령별 그룹(*g*)으로 구분하여 변수를 구성한다. 시장금리(*InterestRate*)는 지역별 차이가 없이 전국이 동일한 설명변수다.

양적 변수 중 1 이상의 값을 나타내는 거래량, 주택재고량, 심리지수, 인구는 로그를 취하여 분석에 반영하였다. 우선 그간의 선행연구와 동일하게 인

구변수를 설명변수에 반영하지 않은 모델(Model 1)을 설정하여 분석하였다. 이후 인구변수를 반영한 모델(Model 2)을 구성하여 분석하였다.

인구변수를 설명변수에 반영하지 않은 모델(Model 1)의 구체적인 분석결과는 <표 3>과 같다. 하우스만 검정(Hausman test) 결과 일원(one-way) 효과분석은 귀무가설을 기각하고, 이원(two-way) 효과분석은 하우스만 검정의 귀무가설을 채택한다. 즉 일원-효과분석은 고정효과 모델이 효율적이고, 이원-효과분석은 확률효과 모델이 효율적이라는 의미이다.

일원-고정효과모델(Model 1-1F)은 심리지수, 가격지수변동률, 전세가율, 시장금리는 주택 거래량에 유의미한 영향을 주는 것으로 나타났으며, 이원-확률효과모델(Model 1-2R)은 시장금

리를 제외한 모든 변수가 거래량에 유의미한 영향을 주는 것으로 확인되었다.

이어서 연령대별 인구를 설명변수에 추가한 모델(Model 2)을 구성하여 패널분석하였다(<표 4>). 분석결과 하우스만 검정은 일원효과분석, 이원효과분석 모두 귀무가설을 채택하면서 확률 효과모델이 보다 효율적인 추정이 가능함을 보이고 있다. RMSE(root mean square deviation) 측면에서도 이원-확률효과모델(Model 2-2R)이 가장 우수한 모델로 나타났다.

도시별 고유의 특징이 있기 때문에 패널개체에 따른 고정효과를 고려한 모형이 더욱 효율적 분석이 가능할 것으로 추정할 수 있지만, 2017년 이후 부동산 제도의 많은 변화¹⁰⁾로 인해 투기과열지역, 조정대상지역 등으로 지정되는 지역이 지속

<표 3> 전제도시 대상 Model 1 분석결과

구분	일원(one-way) 효과분석		이원(two-way) 효과분석	
	확률효과모델 (Model 1-1R)	고정효과모델 (Model 1-1F)	확률효과모델 (Model 1-2R)	고정효과모델 (Model 1-2F)
Intercept	-2.895(1.211)*	4.841(1.689)**	-8.722(0.721)***	-4.390(1.907)*
ln주택재고량	0.483(0.090)***	-0.088(0.128)	1.083(0.041)***	0.739(0.153)***
ln심리지수	1.107(0.081)***	0.980(0.086)***	0.765(0.102)***	0.713(0.111)***
가격지수 변동률	0.841(0.203)***	1.201(0.217)***	1.822(0.208)***	1.870(0.221)***
인당 GRDP 성장률	0.163(0.131)	0.073(0.136)	0.294(0.121)*	0.260(0.129)*
전세가율	1.048(0.209)***	1.092(0.217)***	1.621(0.194)***	1.625(0.211)***
시장금리	-11.891(2.538)***	-16.454(2.717)***	-7.213(12.371)	-
모델 통계량	RMSE	0.1760	0.1820	0.1577
	R ²	0.5194	0.9789	0.6222
	Hausman test	유의수준 0.000		유의수준 0.194

주 : 1) * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001.

2) (괄호)는 추정 회귀계수의 표준오차를 나타냄.

3) GRDP, gross regional domestic product; RMSE, root mean square deviation.

10) 2017년 4월부터 2021년 2월까지 정부는 26회의 부동산정책 발표를 하였다(대한민국 정책브리핑, 2021).

〈표 4〉 전체도시 대상 Model 2 분석결과

구분	일원(one-way) 효과분석		이원(two-way) 효과분석	
	확률효과모델 (Model 2-1R)	고정효과모델 (Model 2-1F)	확률효과모델 (Model 2-2R)	고정효과모델 (Model 2-2F)
Intercept	-6.710(0.828)***	-0.527(1.951)	-7.319(0.860)***	-2.232(2.266)
ln주택재고량	0.664(0.279)*	0.939(0.337)**	0.720(0.277)**	0.926(0.360)*
ln심리지수	0.812(0.078)***	0.738(0.086)***	0.705(0.100)***	0.657(0.111)***
가격지수 변동률	1.815(0.209)***	2.062(0.232)***	1.868(0.210)***	2.049(0.234)***
인당 GRDP 성장률	0.108(0.121)	0.054(0.129)	0.227(0.120)*	0.188(0.129)
전세가율	1.487(0.194)***	1.438(0.210)***	1.561(0.192)***	1.497(0.212)***
시장금리	-24.648(2.573)***	-25.757(2.764)***	-20.022(9.728)*	-
20~30대 인구	-0.251(0.216)	-0.443(0.243)*	-0.370(0.212)*	-0.562(0.261)*
40~50대 인구	1.363(0.283)***	1.063(0.323)**	1.238(0.285)***	1.009(0.354)**
60대 이상 인구	-0.888(0.175)***	-1.174(0.215)***	-0.608(0.181)***	-0.837(0.324)*
모델 통계량	RMSE	0.1595	0.1535	0.1636
	R ²	0.6569	0.5595	0.9833
	Hausman test	유의수준 0.159		유의수준 0.287

주 : 1) * p<0.1, * p<0.05, ** p<0.01, *** p< 0.001.

2) (괄호)는 추정 회귀계수의 표준오차를 나타냄.

3) GRDP, gross regional domestic product; RMSE, root mean square deviation.

적으로 확대되는 과정 등으로 인해 지역별 부동산 시장의 변화가 극심하였다. 이로 인해 도시별 고유한 특성이 지속되지 못한 것으로 보인다. 또한, 부동산정책의 지속적인 발표와 제도변화로 인해 연도별 고정효과를 고려할 수 있지만, 이러한 정책 변화가 심리지수 또는 시장금리 등으로 인해 분석모델에 반영되면서 시점별 특성을 확률적 모형으로 해석하는 것이 가능했던 것으로 판단된다. 이상의 특징으로 인해 이원-확률효과모델이 가장 우수하게 나타났다.

이원-확률효과모델을 기준으로 분석결과를 해석하면 다음과 같다. 주택재고량은 1% 증가할 때

매매 거래량은 0.720% 증가하는 것으로 나타났으며, 심리지수는 1% 상승할 때 거래량은 0.705% 증가하는 것으로 나타났다. 가격지수 변동률이 10%p 증가할 때 거래량은 18.68% 증가하며, 인당 GRDP 성장률이 1%p 증가할 때 거래량은 0.227% 증가한다. 전세가율은 10%p 올라갈 때 거래량은 15.61% 증가한다. 시장금리는 1%p 상승할 때 거래량은 20% 하락한다. 다만 인당 GRDP 성장률은 이원-확률효과모델만 0.1 수준에서 유의하였고, 다른 모델에서는 모두 유의하지 않은 것으로 나타났다. 따라서 해석에 주의가 필요하다.

인구¹¹⁾의 경우 40~50대 인구는 1% 증가할 때 거래량이 1.238% 증가하는 것으로 도출되었다. 반대로 20~30대 인구와 60대 이상 인구는 거래량에 음(-)의 영향을 주었다. 40~50대가 주택매매 거래량에 가장 큰 영향을 주는 것은 주택수요를 추정한 선행연구(김진유·박지윤, 2017; 이창무·박지영, 2009; 정의철·조성진, 2005)의 결과와 동일하다.

2) 추가분석

이상의 분석결과를 검증하기 위해 분석대상을 일부 조정하여 추가분석을 진행하였다. 추가분석은 세 가지 방식으로 하였다. 첫째는 도시의 규모를 고려한 분석(Model 3)이고, 둘째는 가격변화와 거래량변화의 상관관계 수준을 고려한 분석(Model 4)이다.¹²⁾ 셋째는 도시의 규모를 고려하되, 도시단위로 주택시장이 형성되어 있지 않는 일정 지역을 제외한 지역을 대상으로 한 분석(Model 5)이다.

첫째, 일정 규모 이상의 도시만 분석대상으로 설정하여 분석을 진행하였다. 소규모 도시는 주택시장이 실수요 위주로 형성되어 있어 거시경제 또는 주택시장 변화에 둔감하게 반응할 가능성이 있다. 이러한 점을 고려하여 인구 25만 명 이하인 도시를 제외한 45개 도시를 대상으로 모델(Model 3)을 설정하여 분석하였다(〈표 5〉).

분석결과 이원-고정효과모형(Model 3-2F)이 하우스만 검정과 RMSE 측면에서 효율적인 모델로 확인되었다. 분석대상을 일정 수준 이상의 주택시장을 형성한 도시로 한정된 결과, 도시별 고유 특성을 분석모델에 반영할 수 있게 되어 고정효과모델이 보다 적합하게 도출된 것으로 추정된다. Model 3-2F의 RMSE는 0.1342로 Model 2-2F의 RMSE 0.1535 대비 우수한 모델인 것으로 나왔다. 분석결과는 Model 2와 거의 유사하며 다만 이원-고정효과모델이기 때문에 시장금리에 대한 회귀계수는 추정할 수 없었다. 시장금리는 전국이 동일하며 시점에 따라서만 변동하는데, 이원-고정효과모델은 시점(t)별 고유효과를 추정하는 모델이기 때문에 시장금리에 대한 회귀계수를 별도로 도출할 수 없었다.

둘째, 주택시장은 대체로 가격변화와 거래량 간 높은 상관관계를 가진다는 점을 고려하여 해당 상관관계수가 양(+)인 도시만을 대상으로 추가 분석하였다. 인구 25만 명 이상이면서 가격과 거래량 관계가 양(+)인 도시 38개를 대상으로 모델(Model 4)을 구축하여 분석하였다.

Model 4 분석결과 이원-고정효과모형(Model 4-2F)이 하우스만 검정과 RMSE 측면에서 가장 효율적인 모델로 도출되었다. RMSE는 0.1319로 Model 1~4 중에서 가장 우수하였다.

분석된 결과를 종합적으로 해석하면 〈표 6〉과

11) 인구 연령대별 구분은 논문에서 제시한 방식, 생산가능인구(15~64세)와 노인인구로 구분한 방식, 핵심생산인구(25~49세)와 그 위·아래 인구로 구분한 방식 등으로 하여 실증 분석하였으며, 그 중 논문으로 제시한 방식이 가장 설득력 있는 결과를 제시하였다. 따라서 논문에서는 해당 방식으로 분석한 결과만 제시한다.

12) 주택매매 거래량과 매매가격지수 변동률의 상관관계(2015년~2021년)를 분석한 결과, 도시별 상관관계수 평균은 0.51, 중위수 0.66으로 나타났다. 즉 절반 이상의 도시가 가격변동과 거래량의 상관관계가 0.66 이상으로 매우 높은 수준의 상관관계를 보여 주고 있었으며, 2011년부터 2015년 사이를 분석한 박동하(2020)의 연구결과(평균 0.52)와 동일한 수준이었다. 매매 거래량과 가격지수 변동률의 상관관계가 대체로 높다는 점을 고려하여 추가분석을 진행하였다.

〈표 5〉 인구 25만 이상 도시 대상 Model 3 분석결과

구분	일원(one-way) 효과분석		이원(two-way) 효과분석	
	확률효과모델 (Model 3-1R)	고정효과모델 (Model 3-1F)	확률효과모델 (Model 3-2R)	고정효과모델 (Model 3-2F)
Intercept	-9.290(1.032)***	-4.592(2.224)*	-8.386(0.685)***	-10.343(2.544)***
ln주택재고량	0.506(0.374)	1.197(0.560)*	0.694(0.112)***	0.891(0.529)*
ln심리지수	1.267(0.117)***	1.173(0.129)***	1.007(0.124)***	1.224(0.136)***
가격지수변동률	0.860(0.256)***	1.127(0.288)***	1.214(0.274)***	1.130(0.260)***
인당 GRDP 성장률	-0.027(0.178)	-0.071(0.191)	0.481(0.199)*	0.420(0.176)*
전세가율	1.161(0.239)***	1.144(0.259)***	0.922(0.170)***	1.250(0.237)***
시장금리	-26.208(3.216)***	-27.596(3.450)***	-18.118(17.441)	-
20~30대 인구	-0.129(0.280)	-0.506(0.346)	0.214(0.130)	-0.649(0.328)*
40~50대 인구	1.278(0.352)***	1.063(0.414)*	0.301(0.172)*	0.939(0.405)*
60대 이상 인구	-0.695(0.208)***	-1.176(0.317)***	-0.190(0.065)**	-0.140(0.417)
모델 통계량	RMSE	0.1459	0.1544	0.1648
	R ²	0.7396	0.9734	0.9628
	Hausman test	유의수준 0.653		유의수준 0.000

주 : 1) * p<0.1, * p<0.05, ** p<0.01, *** p< 0.001.

2) (괄호)는 추정 회귀계수의 표준오차를 나타냄.

3) GRDP, gross regional domestic product; RMSE, root mean square deviation.

같다. 주택재고량 1% 증가 및 심리지수 1% 증가는 거래량에 각각 0.939% 증가, 1.167% 증가시킨다. 가격지수 변동률 10%p 증가 및 전세가율 10%p 증가는 거래량에 각각 10.51% 증가, 8.99% 증가시킨다. 인당 GRDP 성장률이 1%p 증가할 때 매매 거래량은 증가하나, Model 1~4의 결과와 선행연구 등을 고려할 때 GRDP의 증가가 주택가격에 양(+)의 영향을 주는 것은 분명해 보이지만, 거래량에 미치는 영향에 대해서는 추가 검토가 필요해 보인다.

연령대별 인구 측면에서 20~30대 인구는 주택

거래량에 유의미한 영향을 준다고 해석하는데 한계가 있었다. 반면 각 모델을 종합적으로 고려하였을 때 40~50대 인구는 주택 거래량에 양(+)의 영향을 주며, 60대 이상의 인구는 음(-)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 이것은 고령화되고 있는 우리 사회의 특징을 고려할 때 연령대별 인구의 변화가 주택 매매 시장에 부정적인 영향을 주고 있음을 알 수 있었다.

셋째, 대부분의 주택시장이 도시 단위로 형성되어 있지만, 수도권은 도시 간 주택시장의 경계가 중첩되거나 명확하지 않은 점¹³⁾을 고려하였

13) 전국을 28개 기초경제권으로 도출한 이동우 외(2003) 연구에서도 수도권을 하나의 경제권으로 설정하듯이 수도권의 주택시장

〈표 6〉 인구 25만 이상이면서 가격변화와 거래량 관계가 양(+)인 도시 대상 Model 4 분석결과

구분	일원(one-way) 효과분석		이원(two-way) 효과분석	
	확률효과모델 (Model 4-1R)	고정효과모델 (Model 4-1F)	확률효과모델 (Model 4-2R)	고정효과모델 (Model 4-2F)
Intercept	-8.261(1.322)***	-2.415(2.359)	-9.210(0.696)***	-7.006(3.007)*
ln주택재고량	0.637(0.433)	1.316(0.567)*	0.895(0.156)***	0.939(0.547)*
ln심리지수	1.321(0.120)***	1.234(0.130)***	1.130(0.126)***	1.167(0.142)***
가격지수변동률	0.864(0.274)**	1.091(0.299)***	0.929(0.272)***	1.051(0.276)***
인당 GRDP 성장률	-0.026(0.183)	-0.073(0.195)	0.415(0.186)*	0.366(0.182)*
전세가율	0.859(0.290)**	0.702(0.316)*	0.836(0.210)***	0.899(0.306)**
시장금리	-26.132(3.421)***	-27.423(3.632)***	-18.255(13.406)	-
20~30대 인구	-0.140(0.295)	-0.506(0.344)	0.109(0.162)	-0.572(0.332)*
40~50대 인구	1.112(0.364)**	0.753(0.420)*	0.241(0.209)	0.797(0.414)*
60대 이상 인구	-0.740(0.251)**	-1.171(0.327)***	-0.204(0.089)*	-0.369(0.448)
모델 통계량	RMSE	0.1416	0.1418	0.1319
	R ²	0.7492	0.9337	0.9780
	Hausman test	유의수준 0.408		유의수준 0.018

주 : 1) * p<0.1, * p<0.05, ** p<0.01, *** p< 0.001.

2) (괄호)는 추정 회귀계수의 표준오차를 나타냄.

3) GRDP, gross regional domestic product; RMSE, root mean square deviation.

다. 즉 주택시장별 매매거래량 결정요인의 효율적 추정을 위해 수도권 도시를 제외한 후 분석하였다. 인구 25만 이상이면서 수도권을 제외한 25개 도시를 대상으로 모델(Model 5)을 구축하여 분석하였다(〈표 7〉).

Model 5 분석결과 이원-고정효과모델(Model 5-2F)이 하우스만 검정과 RMSE 측면에서 가장 효율적인 모델로 도출되었다. RMSE는 0.1174로 Model 1~5 중에서 가장 우수하였다.

Model 5-2F 기준으로 분석결과를 해석하면 아래와 같다. 주택재고량 1% 및 심리지수 1% 증

가는 매매거래량을 각각 1.562% 및 1.265% 증가시킨다. 가격지수 변동률 10%p 증가 및 전세가율 10%p 증가는 거래량을 각각 8.98% 및 7.21% 증가시킨다. 인당 GRDP 성장률은 매매 거래량에 유의미한 영향을 주지 않았다.

연령대별 인구 측면에서 20~30대 인구는 주택 거래량에 10% 유의수준에서 영향을 주지만 타 분석결과를 고려할 때 해석에 유의할 필요가 있다. 반면 각 모델을 종합적으로 고려하였을 때 40~50대 인구의 1% 증가는 매매 거래량의 1.008% 증가시키며, 60대 이상 인구는 매매 거래량에 부

은 서울과 서울 인근의 위성도시가 긴밀히 연계되어 있다.

〈표 7〉 인구 25만 이상이면서 수도권을 제외한 도시 대상 Model 5 분석결과

구분	일원(one-way) 효과분석		이원(two-way) 효과분석	
	확률효과모델 (Model 5-1R)	고정효과모델 (Model 5-1F)	확률효과모델 (Model 5-2R)	고정효과모델 (Model 5-2F)
Intercept	-8.622(0.657)***	-9.366(4.826)*	-8.278(0.694)***	-12.752(5.356)*
ln주택재고량	0.436(0.197)*	2.178(0.713)**	0.526(0.206)*	1.562(0.731)*
ln심리지수	1.270(0.114)***	1.268(0.122)***	1.157(0.133)***	1.265(0.144)***
가격지수변동률	0.815(0.342)*	0.966(0.356)**	1.009(0.357)**	0.898(0.339)**
인당 GRDP 성장률	-0.016(0.221)	-0.023(0.204)	0.145(0.225)	0.246(0.209)
전세가율	0.321(0.222)	0.557(0.397)	0.413(0.216)*	0.721(0.383)*
시장금리	-21.719(3.978)***	-22.652(3.739)***	-21.693(8.461)*	-
20~30대 인구	0.622(0.167)***	-0.757(0.368)*	0.579(0.162)***	-0.618(0.356)*
40~50대 인구	0.041(0.213)	0.944(0.431)*	0.019(0.209)	1.008(0.523)*
60대 이상 인구	-0.107(0.098)	-1.410(0.399)***	-0.124(0.094)	-0.710(0.595)
모델 통계량	RMSE	0.1490	0.1243	0.1421
	R ²	0.9687	0.9814	0.9698
	Hausman test	유의수준 0.063		유의수준 0.000

주 : 1) * p<0.1, * p<0.05, ** p<0.01, *** p< 0.001.

2) (괄호)는 추정 회귀계수의 표준오차를 나타냄.

3) GRDP, gross regional domestic product; RMSE, root mean square deviation.

(-)의 영향을 미쳤다.

이상의 결과는 인구구조가 많이 변화된 향후 5년, 10년 뒤에 취득세로 대표되는 지방세 세수와 부동산중개업 등 측면에서 일정 수준의 영향이 불가피할 것으로 보인다. 당분간 주택재고량, 심리지수, 가격변동률 등에 의해 인구요인의 주택 거래량 영향이 일정 부분 상쇄되었지만 고령화가 주택 거래량에 미치는 영향이 점차 심화될 것으로 판단된다.

V. 결론

본 연구는 패널모형을 이용하여 주택매매 거래

량 결정요인을 분석하였으며, 특히 주택수요 추정에 주요요인으로 반영되는 연령대별 인구를 분석모형에 반영하였다는 점에서 선행연구와 차별점이 있다. 연구의 주요결과는 다음과 같다.

첫째, 주택시장의 가격변화와 거래량은 일시적·국지적으로 상관관계가 낮을 수도 있으나, 많은 연구를 통해 대체로 상관관계가 높다고 밝혀졌으며, 이번 연구를 통해 주택가격 변동과 거래량 간의 동조화 현상을 재확인하였다. 두 변수 중 가격변동률 수준이 주택 거래량에 양(+)의 영향을 주는데, 이는 동조화 현상의 상당부분이 가격변동수준으로 설명할 수 있다는 점을 의미한다.

둘째, 심리가 주택구입의사에 유의미한 영향을

주지 않는다는 연구(김지현, 2017)도 있으나, 반복적인 검증 과정을 통해 시장심리와 거래량은 유의미한 양(+)의 관계가 있음을 확인하였다. 시장금리를 제외하였을 때 심리지수의 회귀계수가 가장 큰 값을 보이고 있는데, 시장금리는 장기적 차원에서 미세하게 움직인다는 점을 고려한다면 주택 거래량의 단기적 변동성에 가장 큰 영향을 미치는 요인은 주택시장에 대한 심리적 요인이라 할 수 있다. 시장심리는 정책, 가격변화 등에 따라 민감하게 반응하기 때문이다.

셋째, 추가분석 등의 분석결과를 종합하면 20~30대 인구는 거래량에 미치는 영향이 있다고 확인할 수 없지만, 40~50대 인구는 주택 거래량에 가장 큰 영향을 주고 있었다. 20~30대 인구는 경제활동 또는 가구독립을 하면서 주택매매에 대한 수요는 있지만, 축적한 자산이 부족하여 전월세로 거주주택을 마련하는 경우가 많아 통계적으로 유의한 값이 나오지 않은 것으로 보인다. 반면 40~50대는 상대적으로 축적한 자산이 충분하고, 기존에 마련한 주택을 교육, 면적, 일자리 등의 이유로 갈아타기 수요가 많아지는 연령대이기 때문에 거래량에 미치는 영향이 큰 것으로 판단된다.

넷째, 60대 이상 인구는 많아질수록 거래량이 감소하는 것을 확인하였다. 전국적으로 60세 이상 인구는 2020년 이후 매년 4% 내외로 증가 중인 점을 고려할 때 고령화로 인해 주택 거래량이 내부적으로는 감소하는 국면이라는 점을 짐작케 한다. 40~50대 인구 증가분, 가격상승폭 등에 따라 거래량 감소가 일부 상쇄되고 있지만 연령대별 인구구조 변화로 인한 거래량 변동은 지속적으로 영향이 커질 수밖에 없을 것으로 보인다.

이번 연구를 통해 주택수요 추정의 핵심 변수인 인구요인이 주택 거래량에 영향을 미치고 있는 것이 확인되었다. 저출생, 고령화와 같은 인구구조의 변화와 지방소멸 등의 패러다임 전환 속에 이번 연구는 인구요인이 주택 거래량에 미치는 영향을 확인하였다는 점에서 시사하는 바가 크다. 특히 주택매매와 관련성이 높은 취득세의 추계와 전망 측면에서 정책적 공헌을 할 것으로 판단된다. 또한, 국내인구가 감소기에 접어들었고 전국의 89개 시군구가 인구감소지역에 선정된 현 상황에서 영세 중개업자 중심인 부동산중개업의 지역별 경쟁과 상생 및 지속가능성 측면에 시사점을 줄 것이다.

다만 분석과정에서 매물물량의 정보를 직접적으로 반영하지 못한 한계가 있으며, 향후 매물물량 정보를 구축하여 반영하면 더욱 구체적인 분석이 가능할 것으로 기대된다. 또한, 추후 시계열 자료를 보다 확보하고, 연령대를 보다 세분화하여 연구할 경우 보다 풍성한 연구가 가능할 것으로 보인다.

ORCID

정광진 <https://orcid.org/0000-0002-4315-0143>

이석희 <https://orcid.org/0000-0003-1910-6385>

참고문헌

1. 김대원, 유정석. (2013). 주택가격에 대한 심리적

- 태도가 주택매매 거래량에 미치는 영향 분석. *주택연구*, 21(2), 73-92.
2. 김동현, 이상경. (2018). 아파트 단지특성이 주택매매 거래율에 미치는 영향. *부동산학연구*, 24(4), 53-68.
3. 김지현. (2017). 주택구입에 영향을 미치는 요인 분석. *부동산학보*, 68, 107-118.
4. 김진유, 박지윤. (2017). 가구원수별 가구수를 활용한 주택수요추정 모형 연구. *부동산학연구*, 23(4), 65-76.
5. 노민지, 유선종. (2016). 소비자 심리와 아파트 실거래가격 간 관계분석: 인터넷 검색량 및 국토연구원 주택매매시장 소비심리지수를 중심으로. *국토연구*, 89, 3-13.
6. 대한민국 정책브리핑. (2021). *부동산 정책*. <https://www.korea.kr/briefing/policyBriefingView.do?newsId=148865571#L3>
7. 박동하. (2020). *주택 거래량의 행태 경제학적 분석: 거래량 요인 분해를 중심으로*[박사학위논문]. 서울대학교.
8. 박동하, 최막중. (2018). 제한적 합리성에 의거한 주택가격과 거래량 관계 형성 요인의 실증분석. *국토연구*, 97, 3-15.
9. 박진백, 이태리, 오민준. (2021). 금리의 주택가격 상승 기여도 추정. *주택연구*, 29(4), 75-100.
10. 방송희. (2015). *주택가격과 거래량의 탈동조화 현상*. 한국주택금융공사.
11. 안세룡. (2015). *주택구입 또는 전월세 선택 결정 요인 분석*. 한국주택금융공사.
12. 이다영, 이상경. (2019). 전월세 유형별 거래량 결정요인 분석. *부동산연구*, 29(4), 43-54.
13. 이동우, 김광익, 박은관, 문정호. (2003). *자립적 지역발전을 위한 지역단위 설정 연구*. 국토연구원.
14. 이석희. (2024). *주택시장의 계절성에 관한 연구: 보유세 영향을 중심으로*[박사학위논문]. 서울시립대학교.
15. 이선화, 설운. (2017). 주택거래량 결정요인과 세수전망: 서울특별시를 중심으로. *경제연구*, 35(4), 239-262.
16. 이재수, 박재수. (2020). 방송뉴스 감성지수와 서울시 주택매매가격의 상관 및 인과관계 분석. *주택도시금융연구*, 5(2), 53-68.
17. 이창무, 박지영. (2009). 가구특성을 고려한 장기 주택수요 예측모형: 보완된 Mankiw & Weil 모형을 적용하여. *국토계획*, 44(5), 149-161.
18. 이창무, 임미화. (2014). 주택가격 및 거래량 변동에 따른 가구소득효과 분석. *주택연구*, 22(3), 5-23.
19. 임재만. (2011). 주택거래량은 주택가격 변동을 설명할 수 있는가. *국토연구*, 69, 3-18.
20. 임재만, 임미화. (2017). 주택시장 뉴스, 소비심리, 가격, 거래량의 관계. *주택연구*, 25(3), 5-24.
21. 정의철, 조성진. (2005). 인구구조 변화에 따른 장기주택수요 전망에 관한 연구. *국토계획*, 40(3), 37-46.
22. 정홍일, 이현석, 이상선. (2012). 주택 거래량과 가격의 동조화 및 손실회피현상. *주택연구*, 20(2), 77-101.
23. 주만수, 윤성호. (2015). 비연속적 취득세율의 주택시장에 대한 효과 분석. *경제학연구*, 64(1), 151-186.
24. 최성호, 이창무. (2010). 비선형 Mankiw-Weil 주택수요 모형: 수도권 지역을 대상으로. *부동산학연구*, 16(1), 117-130.
25. 최인혁. (2022). 실시간 자료에 기반한 주택시장 현황 및 정책적 함의. *재정포럼*, 309, 26-52.
26. Adams, F. G. (1964). Consumer attitudes, buying plans, and purchases of durable goods: A principal components, time series approach. *The Review of Economics and Statistics*, 46(4),

- 347–355.
27. Carroll, C. D., Fuhrer, J. C., & David, W. W. (1994). Does consumer sentiment forecast household spending? If so, why?, *The American Economic Review*, 84(5), 1397–1408.
28. Clayton, J., Miller, N., & Peng, L. (2009). Price–volume correlation in the housing market: Causality and co–movements. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 40(1), 14–40.
29. Del Negro, M., & Otrok, C. (2007). 99 Luftballons: Monetary policy and the house price boom across U.S. states. *Journal of Monetary Economics*, 54(7), 1962–1985.
30. Engelhardt, G. V. (2003). Nominal loss aversion, housing equity constraints, and household mobility: Evidence from the United States. *Journal of Urban Economics*, 53(1), 171–195.
31. Hofmann, B. (2001). *The determinants of private sector credit in industrialized countries: Do property prices matter?* (BIS Working Paper No. 108). Bank for International Settlements.
32. Hong, D., Loh, R. K., & Warachka, M. (2014). *The impact of gains and losses on homeowner decisions*. Loyola Marymount University.
33. Johnson, M. A. (2010). *Studying how changes in consumer sentiment impact the stock markets and the housing markets* [Doctoral dissertation]. University of New Orleans.
34. Kopczuk, W., & Munroe, D. J. (2014). *Mansion tax: The effect of transfer taxes on the residential real estate market* (NBER Working Paper No. 20084). National Bureau of Economic Research.
35. 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.
36. Ratnadiwakara, D., & Yerramilli, V. (2022). Do Sunk costs affect prices in the housing market? *Management Science*, 68(12), 9061–9081.
37. Wheaton, W. C., & Lee, N. J. (2009). *The co-movement of housing sales and housing prices: Empirics and theory*. MIT Economics.
38. Wu, L., & Brynjolfsson, E. (2009). The future of prediction: How google searches foreshadow housing prices and quantities. In *ICIS 2009 Proceeding* (pp. 2–24). Association for Information Systems.

논문접수일: 2024년 5월 19일

심사(수정)일: 2024년 7월 2일

게재확정일: 2024년 7월 19일

국문초록

본 연구는 주택 거래량 결정요인을 분석하였으며, 특히 주택수요 추정의 중요 변수인 연령대별 인구를 분석모형에 반영하였다는 점에서 차별점이 있다. 연구의 주요 결과는 다음과 같다. 첫째, 주택가격 변동과 거래량 간의 동조화 현상을 재확인하였다. 둘째, 시장금리를 제외하였을 때 주택 거래량의 변동성에 가장 큰 영향을 미치는 요인은 주택시장에 대한 심리적 요인이라 할 수 있다. 셋째, 연령대별 인구 측면에서 20~30대 인구는 거래량에 미치는 영향이 있다고 확신할 수 없지만, 40~50대 인구는 주택 거래량에 가장 큰 영향을 주고 있었다. 넷째, 60대 이상 인구는 많아질수록 거래량이 감소하는 것을 확인하였다. 전국적으로 60세 이상 인구는 2020년 이후 매년 4% 내외로 증가 중인 점을 고려할 때 고령화로 인한 거래량 감소가 매년 발생하고 있는 실정이다. 저출생, 고령화와 같은 인구구조의 변화와 지방소멸 등의 패러다임 전환 속에 이번 연구는 인구요인이 주택 거래량에 미치는 영향을 확인하였다는 점에서 시사하는 바가 크다. 특히 주택매매와 직결되는 취득세 등의 지방세수와 부동산중개업 측면에서 정책적인 공헌을 할 것으로 판단된다.

주제어 : 주택매매 거래량, 가격 변동, 연령대별 인구, 결정요인, 패널분석