



주택시장의 특성이 심리-가격민감도에 미치는 영향*

The Effects of Housing Market Characteristics on Sentiment-Price Sensitivity

박철희** · 강명구***

Park, Cheul-Hee · Kang, Myoung-Gu

Abstract

Consumer sentiment is a crucial determinant of housing prices. Several studies assume that the housing price sensitivity to consumer sentiment (sentiment-price sensitivity; SPS) is constant, regardless of housing market characteristics. However, the SPS can fluctuate depending on the housing market characteristics. For instance, the SPS can be strong in a high-priced housing market. Therefore, this study aims to empirically verify whether SPS is constant or can change according to housing market characteristics. The characteristics examined include current median condominium prices, expected growth rates of condominium prices, mortgage rates, income change, and housing stocks. This study was conducted using panel data from 15 metropolitan cities in South Korea between January 2012 and November 2021. The estimates revealed that the current median condominium prices, the expected rate of increase in condominium prices, and income change positively affect SPS. By contrast, housing stock and mortgage rates negatively affect SPS. This result suggests that consumer sentiment in the housing market can lead to the polarization of assets and an explosive rise in housing prices.

주제어 소비자 심리, 아파트 가격, 심리-가격민감도, 패널 분석

Keywords Consumer Sentiment, Condominium Price, Sentiment-Price Sensitivity, Panel Analysis

1. 서론

주택 가격은 주로 거시경제 동향에 따라 움직이지만, 소비자의 심리적 요인에 따라 변동하기도 한다. 주택은 사람들에게 필수적인 재화인 동시에 가구 자산의 대부분을 차지하므로, 주택 매매에 있어 소비자의 심리적인 요소가 크게 개입된다(정의철, 2010). 주택 구매에 있어 소비자 심리의 중요성은 여러 연구를 통해 증명되었으며, 많은 연구자들은 소비자의 주택가격 상승에 대한 기대는 시장 참여로 이어져 주택가격을 상승시킨다고 주장하였다(Kamakura and Gessner, 1986; 정의철, 2010; 노민지·유선중, 2016; Chun, 2017).

하지만, 관련한 대부분의 연구에서 소비자 심리와 주택가격 간의 관계는 주택시장의 특성과 무관하게 고정되어 있는 것으로 가정되었다. 즉, 세부적으로 기존 주택가격의 고저, 주택시장 내 소비자 소득의 증감, 거시경제의 동향 등과는 관계없이, 소비자 심리가 주택가격에 미치는 영향 정도가 일정한 것으로 가정하였다. 하지만, 이러한 영향 정도는 주택시장의 특성에 따라 다르게 나타날 수도 있다. 예를 들어, 주택가격이 높은 주택시장에서는, 영향 정도가 높을 수 있으며, 주택가격이 낮은 주택시장에서는 낮을 수 있다. 또한, 주택가격이 더 크게 상승할 것으로 예상되는 주택시장에서는 영향 정도가 더 크게 나타날 수도 있다. 이러한 관계는 심리를 단순히 독립변수로 설정한 기존 연구들의 모형으로

* 이 논문은 대한국토·도시계획학회 2022 춘계산학협력대회에서 발표한 내용을 수정·보완하여 작성하였음.

** Master's Candidate, Department of Urban Planning & Design, University of Seoul (First Author: parkf123@uos.ac.kr)

*** Professor, Department of Urban Planning & Design, University of Seoul (Corresponding Author: mk@uos.ac.kr)

는 파악할 수 없다. 따라서, 본 연구에서는 소비자 심리가 주택가격에 미치는 영향 정도가 일정하지 아니면, 주택시장 특성에 따라 달라지는지를 실증 분석하고자 한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 주택시장과 소비자 심리에 대한 이론 및 선행연구를 검토하고 본 연구의 차별성을 제시한다. 3장에서는 본 연구 과제를 해결하기 위해 심리-가격민감도를 새롭게 정의하고, 기존 선행연구를 토대로 주택시장 특성 변수를 구성하며, 가설설정을 진행한다. 4장에서는 패널자료의 제약 조건에 대한 가설검정을 토대로 모형을 구축하고, 실증분석 결과를 제시한다. 마지막으로 5장에서는 결과를 요약하고, 연구의 의의와 한계점을 제시한다.

II. 이론 및 선행연구 검토

주택은 필수재의 특성과 자산의 특성을 모두 지니며, 주택가격은 주택 소비를 의미하는 사용가치와 미래 투자가치인 자산가치의 합으로 정의된다(강명구, 2007). 효율적인 주택시장에서 주택가격은 수요와 공급의 균형을 통해 형성된다. 주택가격 결정이론은 정의철(2010)의 연구를 참고하여 재구성하였다.

먼저, 수요자의 입장인 가구는 주어진 예산선하에서 가구특성에 맞게 주택 서비스를 소비한다. 가구의 입장에서 주택 소비량의 결정에는 가구의 소득, 가구 수, 매매가격, 금리, 매매가격 상승 예상률, 한계소득세율이 고려되며, 가구 입장의 주택소득 수요함수는 식 (1)과 같다. 여기서 Y, ρ, π, P, Z 는 순서대로 소득, 주택 보유세율, 매매가격 상승 예상률, 주택 가격, 가구 수를 의미한다.

$$H_D = f(Y, \rho, \pi, P, Z) \quad (1)$$

주택 공급시장은 주택소득, 신규 주택 공급으로 구성된다. 효율적인 시장에서 주택 공급자는 주택 매매가격과 생산비용을 비교하여 이윤이 극대화되는 지점에서 공급량을 결정한다. 또한, 주택 보유자 입장에서 구입 당시 매매가와 현재 매매가의 차이와 거래비용을 고려하여 보유 주택을 시장에 공급할 수 있다. 주택소득 공급 함수는 식 (2)와 같이 표현할 수 있다. 여기서 Π, S 는 각각 생산요소 비용과 주택재고량을 의미한다.

$$H_S = g(P, \Pi, S) \quad (2)$$

식 (1)과 (2)를 통해 주택시장의 균형상태에서 균형 주택 매매가격을 구할 수 있으며 이는 식 (3)과 같다.

$$P^* = h(Y, \rho, \pi, Z, \Pi, S) \quad (3)$$

기존 주택가격 결정요인에서는 소비자 심리를 고려하지 않았다. 하지만, 주택가격은 금융시장의 동향 이외에 소비자의 시장 전망, 시장 인식 등 심리적 요인에 따라 변동하기도 한다(조태진, 2014). 따라서, 기존 주택가격 결정이론에 소비자 심리요인을 추가하여 최종 주택가격은 식 (4)와 같이 결정된다. 여기서 CS 는 소비자 심리요인을 의미한다.

$$P^* = h(Y, \rho, \pi, Z, \Pi, S, CS) \quad (4)$$

주택가격 결정요인에 소비자 심리를 주요 변인으로 포함한 연구는 Adams(1964)를 시작으로 활발히 진행되고 있다. Adams(1964)는 내구재 구입 계획에 대한 설문을 통해 소비자 심리를 계량화하였으며, 소비자의 심리적 태도가 실제 내구재 소비를 예측하는 데 유의한 결과를 보인 것을 확인하였다. 이에 더해, Kamakura and Gessner(1986)는 소비자 심리를 통해 신규 단독주택 등 주요 내구재의 소비를 예측하고자 하였으며, 한 시차 전의 심리지수와 구입 계획 변수를 통해 주택 거래량을 효과적으로 예측할 수 있었다. 정의철(2010)의 연구에서는 균형 주택시장 내에서 주택가격을 분석하는 데 기존의 주택시장 특성 변수들에 더해 소비자 심리 요인을 독립변인으로 추가하였으며, 한 시차 전의 심리지수는 주택가격을 잘 설명하는 것을 확인하였다. 노민지·유선종(2016)은 설문 소비자심리지수 외에 인터넷 검색어 통계를 활용하여 주택가격을 분석하였으며, 검색어 지수도 주택가격에 통계적으로 유의한 영향력을 주는 것을 확인하였다. 최윤영 외(2017)는 SVAR모형을 활용해 주택가격, 주택 거래량, 소비자 심리 간의 관계를 분석하였으며, 주택소비심리의 상승 충격은 1 시차, 2 시차 후의 주택 거래량, 주택가격의 변화 모두에 양의 영향을 끼치는 것으로 나타났다. Chun(2017)은 패널 VAR모형을 활용하여 전국 15개 광역시도를 대상으로 설문 심리가 주택가격을 증가시키는 것을 확인하였다.

선행연구를 통해 주택가격 결정에 있어서 소비자 심리지수는 중요한 변인으로 작용하는 것을 확인하였다. 하지만, 앞서 진행된 여러 연구들은 소비자 심리와 주택가격 간의 관계는 주택시장의 특성과 무관하게 고정되어 있는 것으로 가정하였다. 심리가 주택가격에 미치는 영향력이 변할 수 있다는 주장은 비교적 최근에 등장하였으며, 이와 관련하여 실증 연구는 많이 이루어지지 않았다.

양혜선·서원석(2020)은 서울시 5개의 권역생활권을 대상으로 심리가 주택가격에 미치는 영향 정도의 차이를 분석하고자 하였으며, 심리가 주택가격에 미치는 영향의 방향성이 권역별로 차이를 두고 나타난 것을 확인하였다. 구체적으로 동북권, 서남권, 서북권의 주택가격은 소비자 심리의 영향을 받았으나, 동남권 주택가격은 소비자 심리에 영향을 주는 것으로 분석되었다. 미국의 주(state) 단위의 분석을 수행한 Bahmani-Oskooee et al.(2021)

의 연구에서는 심리와 주택가격 간의 비선형 관계를 가정하였으며, 비선형 ARDL 모형을 활용해 심리가 주택가격에 미치는 영향 정도가 주별로 다르게 나타나는 것을 확인하였다.

양혜선·서원석(2020), Bahmani-Oskooee et al.(2021)의 연구에서 확인할 수 있듯이, 심리가 주택가격에 미치는 영향 정도와 방향성은 지역별로 차이가 있다. 하지만, 두 연구는 지역별로 영향 정도가 차이가 있다는 점을 밝히고, 지역별로 비교하는 것에 그쳤다. 따라서, 주택시장의 특성에 따라 심리가 주택가격에 미치는 영향 정도가 어떻게 달라지는가에 대한 연구는 추가로 이루어져야 할 필요가 있다. 이에, 본 연구는 전국 15개 광역시·도를 대상으로 주택시장의 특성에 따라 영향 정도가 어떻게 달라지는지를 실증 분석하여 선행된 여러 연구들의 한계를 개선하고자 한다.

III. 분석의 틀

1. 분석방법

본 연구는 전국을 대상으로 주택시장 특성에 따라 심리가 주택가격에 미치는 영향 정도가 어떻게 달라지는지 분석하고자 한다. 한국 주택시장은 시도별로 이질성이 크고, 경기의 흐름에 따라 변화하는 특성을 갖는다. 이러한 주택시장의 특성을 반영하기 위해 15개 광역시도별 패널 자료를 활용하여 회귀분석을 실시하고자 한다. 기본적인 패널 회귀 방정식의 형태는 식 (5)와 같다. 아래 식에서 X 는 시도광역시별 주택시장 특성 변수를, Z 는 금리와 같은 거시경제 변수를 나타낸다.

$$Y_{i,t} = \alpha + \beta X_{i,t} + \gamma Z_t + \mu_{i,t} + \epsilon \quad (5)$$

α : 상수항

β, γ : 추정계수

X : 도시 및 시간에 따른 변화 요인

Z : 시간에 따른 변화 요인

μ : 도시별 특성

i : 도시 ($i=1,2,3,4 \dots$)

t : 시간 ($t=1,2,3,4 \dots$)

ϵ : 오차항

2. 분석자료 및 변수설정

본 연구에 활용되는 자료는 패널 자료로 시간적 범위는 2012년 1월부터 2021년 11월까지이며, 공간적 범위는 전국 15개 광역시도이다. 본 연구 목적을 달성하기 위해 심리-가격민감도 지수를 구축해야 하므로, 주택가격과 소비자 심리 데이터가 필요하다.

주택가격 자료는 한국부동산원에서 제공하는 월별 지역별 아

파트 매매 실거래 가격 지수를 이용하였다. 통계청의 주택총조사에 따르면 아파트는 2020년 전국 기준 전체 주택의 약 62.9%를 차지한다. 따라서, 아파트는 한국 주택 표본에서 대표성을 갖는다고 볼 수 있다.

소비자심리 데이터는 국토연구원에서 제공하는 주택매매시장 소비자심리지수를 이용하였다. 이는, 국토연구원에서 매월 전국 2,240개소의 중개업소를 대상으로 설문을 통해 산출하는 지수이다. 지수가 100 이상일 경우, 설문에 전월 대비 아파트 가격 및 거래 건수가 증가했다는 응답 비율이 감소했다는 응답 비율보다 높다는 것을 의미한다.

본 연구에서는 연구 과제를 해결하기 위해 종속변수로 심리-가격민감도를 새롭게 정의하였으며, 변수는 식 (6)과 같이 산출되었다. 여기서 Sen 은 심리-가격민감도, P_t 는 t 시점의 아파트매매가격지수, CS_t 는 t 시점의 소비자 심리지수이다. 아파트 매매가격지수는 소비자 물가지수로 나누어 실질 값으로 변환하여 사용하였으며, 심리-가격민감도는 전월의 심리지수 대비 아파트 가격지수의 변화율로 산출하였다. 앞서 살펴본 대부분의 선행연구에서 한 시차 전의 소비자심리지수가 현재 아파트 가격을 증가시키는 데 유의하게 나타났으며(Kamakura and Gessner, 1986; 정의철, 2010; 노민지·유선중, 2016; Chun, 2017), 실제로도 소비자의 시장 인식이 시장 참여로 이어져 주택가격에 반영되기까지 시간이 소요되므로, 본 연구에서는 한 시차 전의 심리지수를 활용하여 지수를 구축하였다. 시도별 심리-가격민감도 지수의 추세는 <그림 1>과 같다.

해당 지수를 종속변수로 설정하고, 회귀식을 추정할 경우, 추정 계수는 독립변수의 변화에 따라 심리-가격민감도가 어떻게 반응하는지를 의미한다. 가령, 주택시장의 특성요인 중 소비자의 소득 요인에 대한 심리-가격민감도 추정 계수가 양(+)의 값을 가질 경우를 생각해보자. 이는, 소비자의 소득이 높을수록 동일 심리 대비 아파트 가격이 크게 증가한다는 것을 의미한다. 또한, 심리가 높아질수록 동일한 소비자의 소득 수준에서 아파트 가격이 더 크게 증가한다고 해석할 수도 있다. 즉, 해당 지수를 종속변수로 설정할 경우, 주택시장의 특성에 따라 심리가 주택가격에 미치는 영향 정도가 차이가 있다는 가설을 증명할 수 있으며, 실질적으로 어느 정도의 차이가 발생하는지도 추정할 수 있다.

$$Sen_{i,t} \equiv \frac{\frac{P_{i,t} - P_{i,t-1}}{P_{i,t-1}} \times 100}{CS_{i,t-1}} \quad (6)$$

독립변수는 주택시장의 특성 요인으로, 시도별 중위 아파트 매매가격, 시도별 아파트 매매가격 기대상승률, 전국 주택담보대출금리, 시도별 가구 평균소득 변화율, 시도별 주택 스톡으로 구성되며, 변수 설명과 출처는 <표 1>과 같다. 시도별 중위 아파트 매

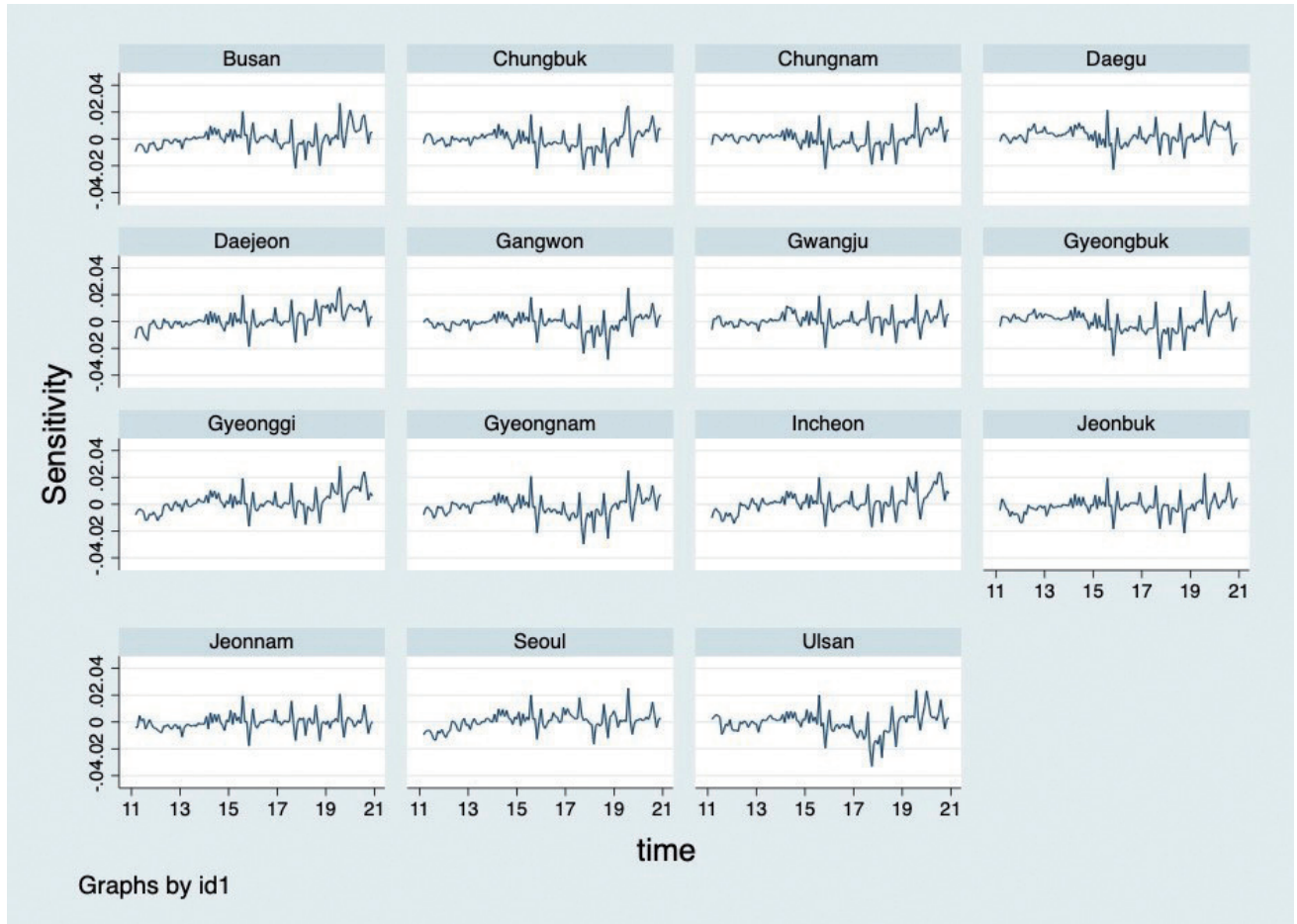


Figure 1. Trend of sentiment-price sensitivity

매가격과 시도별 아파트 매매가격 기대 상승률은 각각 한국부동산원의 단위면적(1㎡)당 중위 아파트 가격과 월별 아파트 매매가격지수 자료를 활용하였다.

선행된 연구에서는 아파트 매매가격이 높을 경우, 아파트 가격 상승률이 낮게 분석되었다(고주형·강명구, 2019). 하지만, 소비자가 아파트 가격 상승을 예상하였을 경우, 이러한 결과는 달라질 수 있다. 동일한 아파트 가격 상승률하에서 지역 내 아파트 가격이 높을수록 소비자는 더 큰 자본이득을 기대할 수 있으므로, 아파트 가격이 높을수록 심리-가격민감도는 증가할 것으로 예상

한다.

아파트 매매가격 기대 상승률은 정의철(2010), 노민지·유선중(2016)의 연구를 참고해 과거 2년 동안 해당 지역 아파트 가격의 평균변화율로 구성하였다. Dua(2008)의 연구에서 미래 주택가격은 소비자 심리에 긍정적인 영향을 주었으며, 문지희(2021)의 연구에서 주택 가격상승 전망은 소비자 주택 매입 시기, 주택 매입 계획, 주택 처분계획 모두에 유의한 영향을 주었다. 심리가 개입될 경우, 주택가격 상승 기조가 유지될 것이라는 기대하에서 주택가격상승률의 증가는 심리-가격민감도에 양(+)의 영향을 미칠

Table 1. Variables

Division	Explanation	Unit	Source
Dependent variable	Sen Sentiment-Price sensitivity	-	KRIHS KREB
Independent variable	Housing market characteristics	MP Median condominium price per square meter	One million won
		EP Expected growth rate of condominium sales price (Average change rate in condominium price over the past two years)	-
		Mr Mortgage rate	Percentage
		IRate Average change rate in income	-
		HS Number of houses per thousand	Number of houses
			KREB
			The Bank of Korea
			KOSIS

것으로 예상된다.

주택담보대출 금리는 한국은행의 주택담보대출 금리의 월별 자료를 활용하였다. Baffoe-Bonnie(1998), Dua(2008), 문지희(2021)의 연구에서 주택가격은 주택담보대출 금리에 매우 민감하게 반응하였다. 주택담보대출 금리는 시장의 유동성을 결정하며, 주택담보대출 금리의 증가는 시장 및 경기의 침체, 소비자의 채무 증가로 이어져 주택 매수에 제약조건이 된다. 주택담보대출 금리의 증가는 소비자가 주택가격 상승을 예상하였어도, 주택 매수에 제약 조건으로 작용하기 때문에 심리-가격민감도를 낮출 것으로 예상된다.

지역 내 소득은 통계청에서 발표하는 시도별 1인당 개인소득 자료를 한국은행에서 제공하는 해당 월의 지역 소비자물가지수로 나누어 실질소득으로 변환하여 이용하였다(정의철, 2010; 노민지·유선중, 2016). 소득자료는 연도별로 제공되기 때문에 매월 소득이 일정한 수준으로 증가한다고 가정하였으며, 정의철(2010)의 연구를 참고하여 특정 연도의 소득을 I_t 라 하고, 다음 연도 소득을 I_{t+1} 라 할 때, t년도 k월의 소득은 $I_t \left(\frac{I_{t+1}}{I_t}\right)^{\frac{k}{12}}$ 를 통해 계산하였다. 이후, 산출된 소득 자료를 통해 소득 변화율을 계산하였다. 소득의 증가는 소비자의 예산선을 상향 이동시키며, 이는 유동성 증가를 의미한다. 따라서, 소비자가 주택가격 상승을 예상하였을 때, 더 유동적인 주택 매수를 가능하게 하므로, 심리-가격민감도를 증가시킬 것으로 예상된다.

마지막으로, 주택 스톡은 1,000인당 주택 수로 계산하였으며, 통계청의 주민등록인구수 자료, 주택 수 자료, 주택 멸실 현황 자료, 주택사용검사실적 자료를 활용하여 구성하였다. 주택 스톡은 기존 주택 수에 월별 멸실률을 곱한 뒤, 월별 신규 주택 수를 더하여 계산하였다. 또한, 주택 멸실 현황은 2020년이 마지막 자료이므로, 2021년의 경우, 2020년과 동일한 정도로 주택이 멸실될 것이라 가정하였다. 주택 스톡의 증가는 주택시장 내 이용 가능 주택 수의 증가를 의미하며, 시장의 안정화로 이어져 민감도 지수에 음(-)의 영향을 미칠 것으로 예상된다.

3. 패널 모형 가설 검정

패널 모형을 설정하는 데 있어서 모형의 기본가정에 대한 검정이 필요하며, 기본가정 위반 시 제약조건을 부여해야 한다. 본 연구에서는 단위근 검정을 통한 시계열 자료의 안정성 검정, 오차항의 확률효과 검정, 오차항의 자기상관 검정, 패널 개체 간 이분산성 검정, Hausman 검정을 진행하였다. 먼저, 패널데이터 및 시계열 자료는 시계열에 대한 안정성 검정이 진행되어야 한다. 안정적이지 않은 시계열 자료를 포함한 회귀분석은 비논리적이거나 허구적인 결과를 초래할 수 있다(Gujarati, 2016). 패널 자료의 단위근 검정방법으로는 Levin-Lin-Chu(이하 LLC) 검정

과 Im-Pesaran-Shin(이하 IPS) 검정이 널리 쓰인다. LLC 검정과 IPS 검정 모두 귀무가설은 패널 자료의 시계열에 단위근이 존재하는 것으로 설정하지만($H_0: \rho_i = 1$ $H_1: \rho_i < 1$), LLC 검정은 모든 패널 개체가 같은 ρ 값을 갖고 있다고 전제하는 반면, IPS 검정은 각각의 패널 개체가 고유한 ρ 값을 갖고 있다고 가정한다. 본 연구에서는 LLC 검정과 IPS 검정을 모두 실시하여 시계열의 단위근 존재 여부를 검정하였다.

두 번째로 오차항에 대한 검정을 오차항의 확률효과 검정, 오차항의 자기상관 검정으로 나눠 진행하였다. 확률효과 검정은 Breusch and Pagan Lagrangian Multiplier(이하 BP LM) 검정을 진행하였고, 자기상관 검정은 ALM검정을 활용하였다. 확률효과 검정은 합동 OLS와 확률효과 모형 중 적절한 모형을 판별해주며, 오차항에 대한 자기상관 검정은 자기상관 여부를 판별해준다. 만약 자기상관이 존재한다면 자기상관 문제를 해결하는 모형을 설정해야 한다(민인식·최필선, 2019).

세 번째로 개체 간 이분산성 검정을 진행한다. 이분산성 검정은 Modified Wald(이하 MW) 검정을 진행하였다. 개체 간 이분산이 존재한다면, 추정치의 t값과 모형의 F값은 통계적으로 신뢰하기가 어렵다(Gujarati, 2016). 만약 개체 간 이분산이 존재한다면, 모델에 강건한 표준오차를 적용해야 한다.

마지막으로 Hausman 검정을 진행하였다. 패널분석은 자료 구조를 무시하고 추정된 합동 OLS(pooled OLS)와 패널 개체가 각 개체별 개별 절편 디미를 갖도록 하는 고정효과모형(Fixed Effect Model), 패널 개체가 다수의 모집단으로부터 무작위 추출되었다고 간주하는 확률효과모형(Random Effect Model)이 있다. Hausman 검정은 횡단면의 복합 오차가 설명변수와 상관이 있는지를 판별하며, 연구자는 상관이 있다면 고정효과모형을 독립적이라면 확률효과모형을 선택한다(Gujarati, 2016).

IV. 분석결과

1. 변수의 기초통계량

본 연구는 심리-가격민감도에 영향을 미치는 요인들을 분석하기 위해 15개 광역시도에 대한 패널자료를 이용하였다. 패널 개체 수는 15개이고, 시계열 관측 수는 2012년 1월부터 2021년 11월까지 총 119개월로, 전체 1,785개의 데이터를 활용하였다. 기초통계량은 <표 2>와 같다.

2. 패널 모형 가설 검정 결과

패널 모형에 대한 단위근 검정 결과는 <표 3>과 같다. LLC와 IPS 단위근 검정을 진행하였으며, 상수항만 포함하는 경우와 상수항과 추세항을 모두 포함하는 경우로 나누어 검정하였다. 검정

Table 2. Summary of descriptive statistics

Variable	Mean	S.D	Min	Max
Sen	0.00	0.00	-0.03	0.02
MP	2.84	1.46	1.40	13.23
EP	0.23	0.04	-0.07	0.19
Mr	3.96	0.82	2.79	6.01
Irate	1.00	0.00	0.99	1.01
HS	408.19	35.95	333.92	493.65

결과, 심리-가격민감도와 소득증가율은 1% 유의수준에서, 중위 아파트가격의 경우 10%의 유의수준에서 단위근이 존재하지 않는 것으로 나타났다. 하지만, 아파트 가격 기대 상승률은 상수항만 포함하는 경우와 추세항을 모두 포함하는 경우 모두에서 단위근이 존재하여 차분을 진행하였으며, 차분 후, 1% 유의수준하에 단위근이 존재하지 않아 시계열이 안정되었음을 확인하였다. 반면, 주택담보대출 금리는 상수항을 모두 포함하는 경우, 1,000인당 주택 수는 상수항과 추세항을 모두 포함하는 경우에 단위근이 존재하는 것으로 나타났다. 시계열 변수들은 분석 기간에 따라 시간적인 추세가 나타날 수도 아닐 수도 있으므로, 주택담보대출 금리와 1,000인당 주택 수는 원자료를 그대로 사용하였다.

오차항, 패널 개체, 패널 모형에 대한 가설 검정 결과는 <표 4>와 같다. 오차항의 유의성 검정 결과, Pooled OLS보다는 고정효과모형 또는 확률효과모형이 적합한 것으로 나타났다. ALM 검정 결과, 1% 유의수준하에서 자기상관이 존재하는 것으로 나타났다. 개체 간 상관 검정에서는 1% 유의수준하에서 패널 개체 간에는 상관성이 없는 것으로 나타났다. 이분산성 검정 결과, 패널 개체 간 이분산성이 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각하지 못하여 패널 개체 간 동분산을 가정할 수 있다. 마지막으로, Hausman 검정 결과 패널 개체 간 횡단면의 복합 오차가 설명변수와 상관이 없다는 귀무가설을 1% 유의수준하에서 기각하여 고정효과 모형이 더 적합한 것으로 나타났다. 패널 자료의 가설 검정 결과, 이분산성과 패널 개체 간 상관성은 존재하지 않았지만, 오차

Table 3. Result of panel unit root test

Variable	Types of test				First differencing	Types of test			
	LLC		IPS			LLC		IPS	
	With a constant	Time trend included	With a constant	Time trend included		With a constant	Time trend included	With a constant	Time trend included
Sen	0.000	0.000	0.000	0.000	-	-	-	-	-
MP	0.039	0.000	0.081	0.000	-	-	-	-	-
EP	0.213	0.999	0.995	1.000	ΔEP	0.017	0.000	0.000	0.000
Mr	0.000	0.611	0.000	0.837	-	-	-	-	-
Irate	0.000	0.000	0.000	0.000	-	-	-	-	-
HS	0.120	0.000	0.999	0.000	-	-	-	-	-

Table 4. Result of panel data hypothesis test

Types of test	Statistics		
Error term significance test	Fixed effect	F(5, 1750)	156.58
		p-value	0.000
	Random effect	BP LM	15.05
		p-value	0.000
Autocorrelation test	ALM		93.85
	p-value		0.000
Inter object correlation test	BP-LM		21.60
	p-value		0.000
Heteroskedasticity test	M-wald test		7.87
	p-value		0.9290
Hausman test	chi2(5)		87.49
	p-value		0.000

항에 자기상관이 존재하는 것으로 나타났다. 자기상관 문제를 해결하기 위해 본 연구에서는 AR(1) 자기상관을 가정하고 모형을 설정한다. 또한, Hausman 검정 결과, 오차항에는 고정효과가 존재하는 것으로 나타나 고정효과 모형으로 추정하고자 한다. 최종 모형은 식 (7)과 같다.

$$Sen_{i,t} = \alpha + \beta_1 MP_{i,t} + \beta_2 \Delta EP_{i,t} + \beta_3 Irate_{i,t} + \beta_4 HS_{i,t} + \beta_5 Mr_t + \mu_i + \epsilon_{i,t} \quad (7)$$

3. 다중공선성 진단

본 연구에서 활용한 변수는 심리-가격민감도와 주택시장의 특성 변수이다. 주택시장의 특성 변수는 변수들 간 다중공선성이 존재할 가능성이 있으므로, 다중공선성 검정을 위해 패널 상관행렬도를 살펴보았으며, 결과는 <표 5>와 같다. 검정 결과, 모든 변수들 간 상관계수의 절댓값이 0.5보다 낮게 측정되었다. 일반적으로 패널 회귀 모형에서 상관계수가 0.85보다 낮을 경우, 공선성

Table 5. Correlation matrix

	MP	△EP	Mr	Irate	HS
MP	1.000	-	-	-	-
△EP	0.170***	1.000	-	-	-
Mr	-0.210***	-0.453***	1.000	-	-
Irate	-0.157***	-0.084***	0.105***	1.000	-
HS	-0.417***	0.172***	-0.498***	-0.016	1.000

*** p-value<0.01

문제가 발생할 가능성이 낮다고 볼 수 있다(Jauhari et al., 2019). 따라서, 본 분석은 다중공선성 문제에서 자유롭다고 볼 수 있다.

4. 패널데이터 분석 결과

본 연구는 주택시장의 특성이 민감도지수에 미치는 영향요인을 패널자료를 구축하여 분석하였다. 고정효과 모형을 채택하여 15개 시도의 고정효과를 통제하였고, 오차항 내 자기상관 존재를 고려하여 오차항에 1계 자기상관이 있다고 가정하는 AR(1) 모형을 활용하였으며, 추정 결과는 <표 6>과 같다. 회귀분석 결과, R²는 within이 0.2847, between이 0.4227, overall이 0.1973으로 나타났으며, 5개의 변수 모두가 1% 유의수준하에서 유의하게 나타났다.

먼저 시도별 중위 아파트 매매가격은 민감도 지수에 양(+)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 해당 분석 결과는 기존 아파트 매매가격이 낮은 주택 하위시장보다 높은 주택 하위시장에서 소비자의 심리가 주택 매매가격을 증가시키는 정도가 크다고 해석할 수 있다. 즉, 시도별 중위 아파트 매매가격이 높게 형성될수록 심리-가격민감도가 높아지는 것을 의미한다. 평균적으로 중위 아파트 매매가격이 100만원 증가할 때, 심리지수가 100일 경우, 아

파트 매매가격지수는 0.15%p 증가하며, 심리지수가 150일 경우, 아파트 매매가격지수는 0.23%p 증가한다. 기존 아파트 가격이 낮을 때보다, 높을 때 동일한 가격상승률하에서 소비자는 더 높은 자본이득을 기대할 수 있으며, 이러한 기대가 시장에 반영되어 민감도 지수가 높게 형성된 것으로 해석할 수 있다.

아파트 기대 상승률의 변화는 민감도 지수에 양(+)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 이는 과거에 아파트 가격상승률이 높은 경우, 이러한 추세가 앞으로도 유지될 것이라는 소비자의 기대심리가 시장에 반영된 것으로 해석할 수 있다.

주택담보대출 금리는 심리-가격민감도에 음(-)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 평균적으로 주택담보대출 금리가 1% 증가할 때, 심리지수가 100일 경우, 아파트 매매가격지수는 약 0.22% 감소하며, 심리지수가 150일 경우, 아파트 매매가격지수는 약 0.33% 감소한다. 주택담보대출 금리의 증가는 대출 제약으로 작용하여, 주택 구입에 있어서 제약 조건이 되므로, 심리-가격민감도에 음(-)의 영향을 미친 것으로 해석할 수 있다.

주택스톡은 민감도 지수에 음(-)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 주택스톡은 1,000인당 주택 수로, 시도별 주택 재고 상황을 나타낸다. 해당 분석 결과는 주택스톡에 여유가 있는 지역에서는 심리가 높아도 가격변화율이 높지 않다는 것을 나타낸다. 즉, 주택시장 내 주택 재고량이 크다는 것은, 주택 시장의 안정을 의미하므로, 심리-가격민감도가 낮아지는 것으로 해석할 수 있다.

마지막으로, 소비자의 소득 변화율은 심리-가격민감도에 양(+)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 평균적으로 소득변화율이 1% 증가할 때, 심리지수가 100일 경우, 아파트 매매가격지수는 약 0.60%p 증가하며, 심리지수가 150일 경우, 매매가격지수는 약 0.90%p 증가한다. 소득 증가는 소비자의 예산선 증가를 의미하며, 더 높은 예산선하에서 소비자는 탄력적으로 구매에 대한 의사결정을 할 수 있으므로, 심리-가격민감도에 양(+)의 영향을 미친 것으로 해석할 수 있다.

Table 6. Result of panel analysis estimation

Dependent Variable: SPS index					
Variables	Coef.	Std. Err.	t-value	p > t	
Constant	-0.5523	0.0352	-15.67	0.000***	
MP	0.0015	0.0002	5.74	0.000***	
△EP	0.7735	0.0423	18.28	0.000***	
Mr	-0.0022	0.0003	-5.91	0.000***	
HS	-0.0001	0.0000	-7.81	0.000***	
Irate	0.5974	0.0414	14.40	0.000***	
		R ²		ρ	F(5,1735)
Summary	Within	0.2847	AR(1)	0.1716	138.12
	Between	0.4227	Fov	0.3718	
	Overall	0.1973			

V. 결론

본 연구는 주택시장의 특성에 따라 심리-가격민감도가 어떻게 달라지는지를 분석하였다. 이를 위해 소비자 심리 자료와 아파트 매매가격 자료를 활용하여 지수를 구축하였으며, 이론 및 선행연구를 바탕으로 주택시장 특성 변수를 설정하였다. 주택시장 특성 변수는 아파트 중위 가격, 아파트 가격 기대 상승률, 주택스톡, 소득 변화율, 주택담보대출 금리로 구성하였다. 실증 분석은 15개 광역시도를 중심으로 2012년 1월부터 2021년 11월까지의 관련 변수들에 대한 패널 자료를 이용하여 이루어졌다. 또한, 패널 자료의 가설 검증 결과, 오차항의 자기상관성이 발견되어 AR(1) 모형 설정을 통해 회귀식에 제약조건을 가하여 분석하였다.

패널 모형 추정 결과, 주택시장 특성 변수 중 시도별 아파트 중위 가격, 아파트 가격 기대 상승률의 변화, 소득의 변화율은 민감도 지수에 양(+)의 영향을 주며 유의하였고, 주택스톡, 주택담보대출 금리는 음(-)의 영향을 주며, 통계적으로 유의하게 나타났다.

본 연구의 결과는 심리-가격민감도는 주택시장의 특성에 따라 달라질 수 있다는 것을 의미하며, 주택시장의 특성에 따라 심리-가격민감도가 증폭될 수도, 축소될 수도 있다는 점을 시사한다. 또한, 기존 연구에서 아파트의 절대가격이 높을수록 아파트 가격 상승률이 낮게 나타났지만, 심리 요인이 개입될 경우, 절대가격이 높을수록 아파트 가격 상승률은 크게 나타났다. 마찬가지로 심리적 요인이 개입될 경우, 아파트 가격의 기대 상승률이 높은 지역, 즉 기존 아파트 가격이 많이 올랐던 지역에서 아파트 가격이 더 크게 증가하는 것으로 나타났다. 반면, 주택스톡의 경우, 심리-가격민감도를 낮추는 결과를 보였는데, 이는, 주택 시장의 재고량에 여유가 있을수록, 심리가 개입됐을 때 주택가격의 폭발적인 상승이 억제됨을 의미한다. 이러한 연구 결과를 통해 다음과 같은 시사점을 도출할 수 있다.

먼저, 소비자 심리가 개입될 경우, 자산의 양극화를 조장 및 심화할 수 있으며, 주택가격의 폭발적인 상승을 야기할 수 있으므로, 향후, 소비자 심리를 더욱 정확하고 세밀하게 파악하려는 시도가 필요하다. 둘째로, 주택 시장의 재고량에 여유가 있을수록, 심리로 인한 주택가격의 폭발적인 상승이 억제되는 효과가 있으므로, 주택 재고량을 여유 있게 유지하기 위한 도시계획이 필요하다.

다만, 본 연구는 광역시도 단위로 분석되어 도시 개발, 상업시설의 매력도, 가로를 포함한 공공 공간 등 미시적인 주택시장의 특성을 반영하지 못했다는 아쉬움이 남는다. 또한, 독립변인으로 활용한 시도별 아파트 중위가격의 경우, 매월, 모든 시도 하위 시장에서 항상 정규분포를 띠다고 단정지을 수 없으므로, 아파트 중위가격은 가격 왜곡현상이 존재할 수도 있다. 향후, 더 세부적인 자료를 구축할 수 있거나, 웹 크롤링, 인터넷 검색어 통계 등을

통해 더욱 미시적인 공간 범위에 대하여 심리를 계량화할 수 있는 방안이 마련된다면, 세부적인 분석이 가능할 것으로 기대된다.

인용문헌 References

1. 강명구, 2007. “주거비용에 영향을 미치는 요소 분석: 시스템다이나믹스 계수추정을 위한 다층모형과 회귀모형의 비교”, 『한국시스템다이나믹스 연구』, 8(2): 253-273.
Kang, M.G., 2007. “Determinants of Housing Cost: Hierarchical Linear Model for Estimating Coefficients of a Housing System Dynamics Model”, *Korean System Dynamics Review*, 8(2): 253-273.
2. 고주형·강명구, 2019. “부동산 가격 요인과 가격상승률 요인 비교 연구: 서울시 재건축 아파트를 중심으로”, 『부동산학연구』, 25(2): 7-22.
Koh, J.H. and Kang, M.G., 2019. “A Comparison Study of Determinants of Real Estate Price and Determinants of Price Increase: Focused on the Reconstruction Apartments in Seoul”, *Journal of the Korea Real Estate Analysis Association*, 25(2): 7-22.
3. 노민지·유선중, 2016. “소비자 심리와 아파트 실거래가격 간 관계분석: 인터넷 검색량 및 국토연구원 주택매매시장 소비심리지수를 중심으로”, 『국토연구』, 89: 3-13.
Noh, M.J. and Yoo, S.J., 2016. “A Relationship between Sales Prices of APT and Consumer Sentiment”, *The Korea Spatial Planning Review*, 89: 3-13.
4. 문지희, 2021. “소비자의 시장전망이 주택구매 의사 결정과 주택거래에 미치는 영향에 관한 연구”, 건국대학교 대학원 박사학위논문.
Moon, J.H., 2021. “A Study on Effects of Consumers’ Sentiments on House Purchase Intentions and on Predictability of Housing Market Outcomes”, Ph.D. Dissertation, Konkuk University.
5. 민인식·최필선, 2019. 『STATA 패널데이터 분석』. 서울: 한국STATA학회.
Min, I.S. and Choi, P.S., 2019. *Panel Data Analysis using STATA*, Seoul: The Korean Association of STATA.
6. 양혜선·서원석, 2020. “서울시 주택소비심리와 권역별 주택가격의 시계열적 관계분석”, 『지적과 국토정보』, 50(1): 125-141.
Yang, H.S. and Seo, W.S., 2020. “Time Series Analysis of the Relationship between Housing Consumer Sentiment and Regional Housing Prices in Seoul”, *Journal of Cadastre & Land InformatiX*, 50(1): 125-141.
7. 정의철, 2010. “소비자 심리가 주택시장에 미치는 영향 분석 -주택매매가격을 중심으로-”, 『不動産學研究』, 16(3): 5-20.
Chung, E.C., 2010. “Sentiment and Housing Market Activities: Impact on Sales Price of Housing”, *Journal of the Korea Real Estate Analysis Association*, 16(3): 5-20.
8. 조태진, 2014. “심리지수가 주택시장에 미치는 영향에 관한 연구”, 『주택연구』, 22(3): 25-48.

- Cho, T.J., 2014. "A Study on the Effect of the Sentiment Index to the Housing Market", *Housing Studies*, 22(3): 25-48.
9. 최윤영·김지현·조경철, 2017. "SVAR모형을 이용한 대출금리, 주택소비심리 주택시장 간의 파급효과 분석", 「국토연구」, 95: 3-20.
- Choi, Y.Y., Kim, J.H., and Cho, G.C., 2017. "A Study on the Interrelationship among Interest Rate, Housing Consumer Sentiment and Housing Market Using SVAR Model", *The Korea Spatial Planning Review*, 95: 3-20.
10. 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.
11. Baffoe-Bonnie, J., 1998. "The Dynamic Impact of Macroeconomic Aggregates on Housing Prices and Stock of Houses: A National and Regional Analysis", *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 17(2): 179-197.
12. Bahmani-Oskooee, M., Ghodsi, H., and Hadzic, M., 2021. "Consumer Sentiment and House Prices: Asymmetric Evidence from State-level Data in the United States", *International Journal of Housing Markets and Analysis*. (ahead-of-print)
13. Chun, H., 2017. "A Study on the Impact of Changes in Consumer Sentiment on the Housing Market in Korea", *International Journal of Urban Sciences*, 21(2): 129-146.
14. Dua, P., 2008. "Analysis of Consumers' Perceptions of Buying Conditions for Houses", *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 37(4): 335-350.
15. Gujarati, D., 2016. 「예제를 통한 계량경제학」, 서울: 시그마프레스.
- Gujarati, D., 2016. *Econometrics by Example*, Seoul: Sigma Press.
16. Jauhari, A.F., Suprpto, Y.K., and Mauludiyanto, A., 2019. "Data Panel Modelling with Fixed Effect Model (FEM) Approach to Analyze the Influencing Factors of DHF in Pasuruan Regency", paper presented at the 2nd International Conference on Applied Science, Engineering and Social Sciences 2019, 224.
17. Kamakura, W.A. and Gessner, G., 1986. "Consumer Sentiment and Buying Intentions Revisited: A Comparison of Predictive Usefulness", *Journal of Economics Psychology*, 7(2): 197-220.

Date Received 2022-07-09
 Reviewed(1st) 2022-08-31
 Date Revised 2022-09-30
 Reviewed(2nd) 2022-10-19
 Date Accepted 2022-10-19
 Final Received 2022-11-02