주택도시금융연구
Journal of Housing and Urban Finance 2026;11(3):101-122
https://doi.org/10.38100/jhuf.2026.11.3.101
pISSN: 2508-3872 | eISSN: 2733-4139
https://www.ejhuf.org

# 주택가격 변화 인식과 주거이동 의사결정

# Perceived housing price changes and residential mobility decisions

권건우(Geonwoo Kwon)[1], 진창하(Changha Jin)[2,†]

**Abstract**

This study empirically examines the impact of market participants' perceptions of housing prices on residential mobility. It analyzes residential mobility at two levels: individual-level moving intentions and region-level migration flows into Seoul. At the individual level, the analysis distinguishes between perceived price changes in one's current dwelling and those in the surrounding residential areaas potential reference points. When considered jointly, the two perceptions aresignificantly associated with moving intentions in opposite directions; the discrepancy between them is also significantly associated with moving intentions. At the regional level, the analysis focuses on actual population inflows into Seoul. The association between the perception gap and inflows into Seoul is observed primarily in the Gyeongin region and in selected lagged and cumulative specifications. These results suggest that subjective perceptions of housing price changes may complement objective housing market indicators in explaining residential mobility.

**Keywords:** residential mobility, perceived housing price changes, perception gap, multiple reference points

## Ⅰ. 서론

전통적인 주택시장 연구에서는 주로 금리, 소득 등 정량적 요인으로 주택가격 변동을 설명해왔으나 주택가격 급등락과 같은 현상을 설명하는 데 한계를 보여왔다. 이를 보완하고자 주택시장의 정성지표에 대한 활용성과 중요성이 다수의 연구를 통해 실증적으로 제시되었다. Case and Shiller(1988)는 주택가격 변동을 설명함에 있어 기대와 심리가 중요한 요인임을 제시하였고 이후 주택시장 분석에서는 기대, 심리 등 정성적 요인을 활용한 연구가 다수 진행되어 왔다. 최근 연구에서는 설문기반의 심리지수부터 텍스트나 검색 기반의 감성지수까지 다양한 정성지표가 개발되어 주택시장 분석에 활용되고 있다. 또한, 개인의 경험이나 체감 등 인식 수준이 주택시장 참여자들의 행동에 영향을 준다는 실증 연구도 수행되었다(Kuchler and Zafar, 2019). 이처럼 주택시장에서 정성지표의 활용성과 중요도는 확대되고 있으나 대부분 가격이나 거래와 관련한 분석을 중심으로 연구가 진행되고 있으며 주거이동 등 소비자의 행동과 관련해서는 아직 정성적 지표의 영향이나 활용성을 검증한 연구가 부족한 실정이다.

주택 가격 변화에 대한 인식이나 기대는 주택시장 참여자의 행동에 영향을 미친다. 이러한 관점에서 행동경제학적 접근을 통해 주택시장에서 발생하는 행태와 관련한 연구가 다수 수행되어왔다. 특히 손실회피, 참조의존성, 소유효과 등을 통해 주택시장 소비자 행태와 관련하여 주택시장에서 발생하는 현상을 설명하고자 하였다. 이중 참조의존성은 개인의 효용이 사전에 형성된 참조점과의 비교를 통해 결정되며 이로 인한 이익이나 손실에 대한 평가는 개

1 한양대학교 응용경제학과 박사(Hanyang University, gunwoo927@gmail.com)
2 (교신저자) 한양대학교 경제학부 교수(Corresponding author, Hanyang University, cjin@hanyang.ac.kr)

인의 선택이나 행동에 중요한 영향을 미칠 수 있음을 제시하고 있다. 주거 선택 측면에서도 참조의존성은 다수의 연구를 통해 그 영향이 확인되어 왔는데 최근 연구에서는 참조점이 단일기준이 아닌 다중적으로 적용되어 개인의 행동에 유의미한 영향을 미치는 것으로 제시되고 있다(Tomal, 2024).

이 연구는 정성 지표인 시장 참여자의 주택가격에 대한 인식이 주거이동에 미치는 영향에 대해 행동경제학 측면에서 참조점 이론을 반영하여 분석하고자 한다. 시장 참여자의 인식과 주거이동 의향은 국토연구원의 부동산시장 소비자심리조사 자료를 활용하였다. 분석은 크게 2개 파트로 구성하였으며 주택가격 변화 인식이 주거이동에 미친 영향을 개인 단위와 지역 단위로 구분하여 수행하였다.

먼저 개인 단위의 주거이동 의향에 대한 분석은 거주중인 주택가격 변화 인식과 거주지역 내 주택가격 변화 인식이 서로 다른 참조점으로 인식되어 주거이동 의향에 영향을 미치는지를 파악한다. 또한, 두 인식 간 차이가 주거이동 의향에 미치는지에 대해서도 살펴보고자 한다. 다음으로 지역 간 주거이동은 서울로의 전입을 중심으로 분석한다. 이 분석에서의 참조점은 직전 거주 지역의 전반적인 주택가격 인식과 서울의 전반적인 주택가격 인식의 차이로 구성되며, 이 구조를 통해 지역 인식격차가 서울 유입에 영향을 미치는지를 분석한다. 해당 분석에서는 서울로의 이동이 지리적으로 인접한 경인지역에서는 어떻게 다르게 나타나는지도 살펴본다.

이 연구는 개인단위와 지역단위 분석 결과를 토대로 주택시장의 정성적 요인인 주택가격 변화 인식이 참조의존성 이론에 부합하면서 주거이동 의향이나 지역 간 주거이동을 설명하는 요인으로의 활용 가능성에 대해 확인하고자 한다.

연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장은 관련 이론 및 선행연구를 검토하고, 제Ⅲ장은 활용 자료, 분석방법론 등 연구방법을 정리하였다. 제Ⅳ장은 가격변화 인식이 주거이동 의향과 지역 간 주거이동에 미치는 영향을 실증적으로 제시하였다. 마지막으로 제Ⅴ장에서는 이 연구의 주요 내용을 정리하고 시사점과 한계점을 제시하였다.

## Ⅱ. 관련 이론 및 선행연구

### 1. 관련 이론 검토

전망이론(Prospect Theory)은 개인의 효용이 절대적 자산 수준이 아니라 기대 또는 기준점 대비 이익 · 손실의 형태로 결정된다고 본다. 이때 가치함수는 이익 영역에서 오목하고 손실 영역에서 볼록하며 손실 쪽 기울기가 더 급해 손실회피가 발생한다고 본다. 이에 사람들은 현상유지를 선호하고 높은 매몰비용을 고려한 행동을 하게 된다(Kahneman and Tversky, 1979; Thaler, 1980). 이에 주택시장에서도 시장참여자는 소유하거나 거주중인 주택을 기준점으로 가격 변화에 따라 손익을 평가하며 동일한 시장가격이라도 기준점 대비 손실로 인식되면 거래 지연이나 회피하는 행동을 보인다. 이러한 참조의존적 행동은 매도가격, 거래시점, 주거이동 등 주택 관련 의사결정 전반에 영향을 미치는 메커니즘으로 작용한다.

이 연구는 Kőszegi and Rabin(2006)이 제시한 참조의존효용 이론을 바탕으로 행동경제학적 관점에서 심리 요인이 주거이동에 미치는 영향을 이론적으로 설명하고자 한다. 참조의존효용 이론에 따르면 개인의 총 효용은 소비에서 발생하는 효용과 참조점 대비 비교에서 발생하는 이익-손실 효용의 합으로 구성되며 이를 수식으로 표현하면 〈식 1〉과 같다.

$$u(c \mid r) = m(c) + n(c \mid r) \qquad \langle 식\ 1 \rangle$$

여기서 $c$는 실제로 실현된 소비, $r$은 참조점을 의미하며, 이에 따라 $m(c)$는 전통적인 소비효용, $n(c \mid r)$은 참조점 대비 이익-손실 효용을 의미한다.

이때 이익-손실 효용은 소비 차원별로 분리 가능한데 각 차원에서의 소비효용 차이에 기반한 효용은 〈식 2〉와 같이 정의된다.

$$n(c \mid r) = \sum_k \mu(m_k(c_k) - m_k(r_k)) \qquad \langle 식\ 2 \rangle$$

함수 $\mu(\cdot)$는 손실회피와 민감도 체감을 만족하는 함수로 손실영역에서 동일한 크기의 이익보다 더 큰 효용 변화를 발생시키는 비대칭적 특성을 가진다.

이 연구에서는 이러한 참조의존 효용 구조를 주거 선택 차원에 한정하여 재구성한다. 개인의 효용은 주거서비스로부터 얻는 효용과 기타 비주거 요인에서 얻는 효용으로 구분되며, 참조의존적 평가는 주거 차원에서만 작동하는 것으로 가정한다. 즉 주거이동 여부는 주거서비스의 절대적 수준뿐만 아니라 기대된 주거 상태 대비 이익 또는 손실로 평가되는 심리적 요인에 의해 결정된다. 이에 따라 주거선택과 관련한 효용함수는 〈식 3〉과 같이 정의할 수 있다.

$$u(c \mid r) = m_H(H) + m_X(X) + \mu(m_H(H) - m_H(r_H)) \quad \text{〈식 3〉}$$

〈식 3〉의 $H$는 주거서비스 소비, $X$는 기타 소비를 의미하며 $m_H(H)$는 주거서비스에서 얻는 소비효용, $m_X(X)$는 기타 소비에서 얻는 소비효용이다. $r_H$는 주거서비스 측면의 참조점으로 $m_H(r_H)$는 참조점 기준으로 평가한 주거효용을 의미한다. $\mu(\cdot)$는 참조점 대비 이익-손실을 평가하는 함수로 소비자의 효용은 주거선택에서 주거서비스의 절대적 효용과 참조점 대비 주거서비스 효용에 대한 이익-손실 평가가 더해진 형태로 구성된다.

Kőszegi and Rabin(2006)에 따르면 참조점 $r$은 개인이 최근 형성한 기대에 의해 결정된다. 이 연구에서는 이를 주택가격에 대한 인식 수준으로 해석한다. 여기서 주택가격 인식은 시장 참여자가 과거 경험과 정보에 기반하여 형성한 주관적 인식을 관측 가능한 형태로 측정한 변수로 이해할 수 있다. 개인단위 주거이동 의향 분석에서는 현재 거주 주택가격 인식과 거주지역 주택가격 인식을 각각 변수로 활용할 수 있다. 이때 거주주택 가격변화 인식은 시장 참여자가 거주 중인 주택을 기준으로 하는 참조점으로, 거주지역주택 가격변화 인식은 향후 취득 또는 비교 대상이 되는 대안 주거를 기준으로 하는 참조점으로 이해할 수 있다. 또한 두 인식의 차이를 변수로 하여 참조의존 효용에서의 이익-손실 항을 대리하는 지표로 활용할 수 있다. 이 연구에서는 이러한 개별 인식과 인식의 격차가 이동의향에는 어떠한 영향을 주는지를 확인하고자 한다. 이때 각 인식과 그 격차는 앞서 살펴본 바와 같이 손실영역과 이익영역에서 비대칭적 반응으로 나타날 수 있으며, 이익보다 손실 영역에서 더 큰 반응이 예상된다.

$$\begin{aligned} gap^{local} &= H^{my} - H^{near}, \\ n_H^{local} &= \mu(m_H(H^{my}) - m_H(H^{near})) \end{aligned} \quad \text{〈식 4〉}$$

〈식 4〉에서 $H^{my}$는 현재 거주주택에 대한 주택가격 변화 인식, $H^{near}$는 거주지역주택에 대한 주택가격 변화 인식으로 $gap^{local}$은 두 인식의 차이를 의미한다. $n_H^{local}$은 두 인식의 격차에 대한 이익-손실 효용을 의미한다. 이때 $\mu(\cdot)$는 이익과 손실 영역에서 기울기가 다른 비대칭적 형태를 가지며 전망이론에서의 손실회피에 따라 손실 영역에서의 반응이 이익 영역보다 더 크게 나타날 것으로 예상된다.

지역 간 이동 분석에서는 이전 거주지역과 이동 지역의 전반적인 주택가격 인식을 참조점으로 설정하고자 하며, 이 연구는 서울로의 이동을 중심으로 분석한다.

$$\begin{aligned} gap^{seoul} &= H^{origin} - H^{seoul}, \\ n_H^{seoul} &= \mu(m_H(H^{origin}) - m_H(H^{seoul})) \end{aligned} \quad \text{〈식 5〉}$$

〈식 5〉에서 $H^{origin}$은 현재 거주지역의 전반적인 주택가격 변화 인식, $H^{seoul}$은 서울의 전반적인 가격 인식으로 $gap^{seoul}$은 두 인식의 차이를 의미한다. $n_H^{local}$은 두 인식의 격차에 대한 이익-손실 효용을 의미한다.

결국 주택가격 인식격차는 단순한 가격수준 차이가 아니라 참조점 대비 이익-손실 평가를 반영하는 심리적 변수로 주거이동 의향과 실제 지역 간 이동을 설명하는 주요 변수로 활용하고자 한다.

## 2. 관련 선행연구 검토

### 1) 참조의존 관련 연구

행동경제학에서는 개인의 효용이 기준점 대비 이익과 손실 평가에 의해 결정된다는 점을 제시하고 있다. Tversky and Kahneman(1991)은 참조의존성과 손실회피 개념을 확장하여 참조점 변화에 따라 개인의 선호가 달라질 수 있음을 보였다. Kőszegi and Rabin(2006)은 참조점을 최근 형성된 합리적 기대로 가정하고 불확실성 하에서 소비 효용과 손익 효용이 함께 개인의 선택에 영향을 미칠 수 있음을 제시하였다.

주택시장을 중심으로 참조의존성과 관련하여 진행된 해외 연구에는 Bao and Gong(2016), Genesove and Mayer (2001) 등이 있다. Genesove and Mayer(2001)는 주택 매도자가 과거 매입가격을 참조점으로 손실 회피 행동을 보이는지를 분석하였다. 분석결과 예상 매도가격이 과거 매입가격보다 낮을 경우 매도자는 손실을 회피하기 위해 더 높은 호가를 설정하고 매각까지 오랜 시간을 감수하는 경향을 보였다. Bao and Gong(2016)은 주택 관련 의사결정에서 소유효과의 영향을 확인하였다. 중국 베이징 주택시장에서 잠재적 매수자와 매도자를 대상으로 실험한 결과 수용의사금액(willingness to accept)이 지불의사금액(willingness to pay)보다 높게 나타나 소유효과가 존재함을 확인하였고 이러한 소유효과에는 초기 구매가격, 소득, 직업 등이 영향을 미치는 것으로 분석하였다.

한편, Bao and Saunders(2023), Tomal(2024) 등 최근 연구에서는 참조점이 하나가 아닌 다수일 수 있음을 제시하였다. Bao and Saunders(2023)는 영국 주택시장의 잠재적 주택 매수 및 매도자를 대상으로 실험을 실시한 결과 초기 구매가격, 중간가격, 최근가격, 기대수익을 참조점으로 활용하고 있는 것으로 나타났다. Tomal (2024)도 주택시장에서 나타나는 소유효과가 다수의 참조점이 동시에 작용한 결과임을 제시하였다. 기존 연구에서와 같이 초기 구매가격, 대안 가격, 기대 가격 등 가격적인 측면에서 뿐만 아니라 현재 소유 여부나 주택 입지, 중개업자의 참여 정도도 참조점으로 작용하는 것으로 나타났다.

국내에서도 참조점과 손실회피적 경향에 대한 연구가 수행되었으나 해외와 달리 구득가능한 자료 등의 한계로 제한적으로 수행되어 왔다(김준형 · 루이스 알렉산더, 2011; 2013). 김준형 · 루이스 알렉산더(2011)는 국내 주택시장에서 주택보유가구의 손실회피 행태에 어떤 기준점이 사용되는지를 분석하였다. 분석결과 손실회피는 구입가격 기준으로 산정된 손실이 아닌 최근 가격을 기준점으로 산정된 손실에서만 나타나는 것으로 확인되었다. 또한, 아파트, 부채, 추가 주택 보유 등에 따라 손실회피 성향이 커지는 것으로 나타나 복수의 기준점의 존재 여부도 확인하였다. 김준형 · 루이스 알렉산더(2013)는 매도자의 희망 매도가격 설정 과정에서 손실의 정의가 하나로 고정되지 않으며 최고 가격이나 최근 가격 등 여러 기준점이 실제 가격결정에 반영됨을 보였다. 이는 주택시장 참여자가 단일 기준점이 아니라 시장상황과 가격 변화에 따라 시장 참여자의 참조점이 달라질 수 있음을 시사한다.

기존 연구는 주택시장 참여자의 의사결정이 절대적 가격수준이 아니라 다양한 참조점에 기반한 손익 평가에 의해 이루어진다고 나타났다. 또한, 기존연구에서 참조점은 과거 가격뿐만 아니라 기대, 최근 가격, 사회적 비교 등에 의한 다중 구조를 가지는 것으로 분석되었다. 나아가 이러한 참조의존성을 거래행태뿐만 아니라 보유나 이동의 의사결정까지 설명함에 따라 주택시장에서의 소비자 행동은 기대 대비 손실 회피 구조 속에서 이해될 필요가 있음을 시사한다.

### 2) 주거이동 관련 연구

주거이동과 관련된 기존 연구에서는 주거이동이 주택시장 여건, 금융 조건, 가구 특성, 생활권 구조 변화 등의 요인에 영향을 받는다는 점을 제시하고 있다.

Chan(2001)은 주택가격 하락이 주택 소유자의 이동을 제약하는 현상이 발생하는지 모기지 자료를 이용하여 분석하였다. 분석 결과 주택가격이 하락한 가구의 실제 이동률은 반대인 경우의 가구보다 낮았으며 이동제약은 초기

LTV가 높은 가구일수록 더 크게 나타났다. Engelhardt (2003)는 주택가격 하락에 따른 자산 제약과 명목 손실회피가 주거이동에 미치는 영향을 분석하였다. 분석 결과 명목 손실회피는 주거이동을 유의하게 감소시키는 반면 자산 제약의 영향은 제한적인 것으로 나타났다. Ferreira et al.(2010)은 주택시장 침체기에 가구 이동 감소가 금융요인으로 설명될 수 있는지를 분석하였으며, 분석 결과 주택 순자산 상태, 모기지 이자비용, 재산세 혜택 등이 이동확률에 영향을 미치는 것으로 나타났다.

주거이동과 관련한 국내 연구는 주택가격과 함께 소득, 자산 등 경제수준을 기반으로 이동을 설명한 연구가 수행되었다. 이 중 조대헌(2018), 천상현 외(2014) 등에서는 주택가격과 인구이동을 중심으로 연구를 수행하였다. 천상현 외(2014)에서는 주택 매매 및 전세가격의 증감률이 인구이동에 미치는 영향에 대해 살펴보았으며, 조대헌(2018)은 전세가격을 중심으로 수도권의 인구이동을 공간적 관점에서 파악하고자 하였다. 소득 및 자산을 중심으로 주거이동을 설명한 연구는 유기현 외(2013), 최석현(2025) 등이 있다. 유기현 외(2013)는 가구의 소득 및 자산 수준이 주거이동 특성에 미치는 영향을 분석하였으며 소득 수준보다 부동산 및 금융자산의 격차가 주거이동에 미치는 영향이 상대적으로 크게 나타났다. 최석현(2025)은 주택가격 상승기 동안의 주거이동 패턴과 유형을 중심으로 연구를 수행하였으며, 가격 급등기에는 비자발적 이동이 증가하는 것으로 분석하였다. 최근에는 기존의 경제력 기반의 주거이동이 아닌 가구특성이나 거주특성에 초점을 맞춘 연구도 수행되었다. 박환수 · 이재수(2022)는 서울대도시권 내 생애주기 단계를 중심으로 주거이동 패턴과 특성을 비교하여 제시하였다. 주거이동은 생애주기단계와 가구특성별로 차이가 있음을 보였는데 특히, 결혼 여부, 자녀 연령 등 생애주기별 가구특성에 따라 이동패턴이 달라짐을 확인하였다. 김수상 · 김남정(2025)은 공공임대주택과 민간임대주택을 구분하여 거주가구의 주거이동 의향을 살펴본 결과, 두 주택유형 모두 내집 마련 필요성에 의해 이동하고자 하는 요인이 강한 것으로 나타났다. 다만, 민간임대주택에서는 공공임대주택과 달리 관리비 부담과 임대료 상승 불안감 등이 유의한 영향이 있는 것으로 나타나 거주주택의 유형에 따라 주거이동 의향에 미치는 영향이 상이함을 제시하였다.

한편, 최근 국내에서는 서울을 비롯한 수도권으로의 인구 쏠림현상이 나타나면서 수도권을 중심으로 한 주거이동 요인에 관한 연구도 활발히 수행되고 있다. 이재수 · 원재웅(2017)은 서울을 중심으로 수도권 내 주거이동 요인을 분석하였는데 서울에서 경인지역으로 이동한 가구는 교육환경과 대중교통 접근성이 우수한 지역을 선호하는 한편 서울보다 주택매매가격이 크게 낮지 않고 가격 증가율이 유사한 경인지역으로 이동하는 경향을 확인하였다. 장선영 외(2020)도 수도권 내 이동을 서울과 경인지역으로 구분하여 분석한 결과 서울에서 경인지역으로의 이동은 주거면적과 주거환경의 쾌적성이 중요한 요인인 반면, 경인지역에서 서울로의 이동은 생활편의시설과 교통 등에 대한 접근성이 더 중요한 결정요인으로 작용하는 것으로 나타났다. 정수영(2021)은 주거면적 변화 특성을 고려한 수도권 주거이동에 대해 살펴본 결과 경인지역 내 이동은 주거면적 상향이 상대적으로 많이 나타난 반면 경인지역에서 서울로의 이동에서는 주거면적 하향이 가장 크게 나타난 것을 확인하였다. 이석훈 · 이창효(2026)는 서울 이외 지역에서 서울로 전입한 가구를 대상으로 생애주기별 주거입지 선택요인을 분석하였다. 분석결과, 모든 생애주기에서 노후주택을 기피하고 자산가치가 높은 지역을 선호하는 경향을 확인하였다. 또한 교육환경과 정주여건이 우수한 지역일수록 해당 지역 선택확률이 높았으며, 생애주기별로 중요하게 고려하는 입지요인에는 차이가 나타났다. 이를 통해 서울에서는 전통적인 도시내부구조 이론에서 설명하는 사회 · 경제적 계층 간 공간분화 메커니즘이 충분히 적용되지 않을 수 있음을 주장하였다. 이처럼 국내 주거이동 연구는 주택가격과 소득 등 경제적 요인 외에도 수도권을 중심으로 생애주기, 가구특성, 주택유형 등과 함께 수도권 내 이동 방향에 따른 요인의 차별성에 대한 연구도 다수 수행되었다.

주거이동과 관련하여 손실회피와 참조점을 고려한 행동경제학적 측면에서 수행된 연구는 Morrison and Clark (2016) 등이 있다. Morrison and Clark(2016)은 사람들이 장기간 같은 주거지에 머무르는 현상을 손실회피와 참조점 개념을 통해 설명하였다. 이 연구에서는 현재 거주주택이 기준점으로 작용하며 이동 여부는 기존 주거지를 떠나면서 발생할 수 있는 잠재적 손실과 새로운 주거에서의 잠재적 이익을 비교하는 과정으로 인식된다고 주장하였다.

주거이동과 관련한 기존 연구들은 주거이동이 주택가격, 금융제약, 소득 및 자산 상태, 가구특성 등과 같은 요인에 의해 결정된다고 분석하였다. 또한, 행동경제학적 접근을 통해 주거이동을 설명한 연구에서는 손실인식과 회피성향이 이동에 영향을 주는 주요 요인으로 분석하였다.

### 3. 연구의 차별성 및 연구가설 검토

이 연구는 주택가격에 대한 주관적 인식이 주거이동에 미치는 영향 분석을 통해 정성적 요인이 주거이동과 관련하여 참조점으로 작용할 수 있는지 확인하고자 한다. 특히 주관적 가격 인식이 주거이동 의향과 실제 이동에 미치는 영향을 분석한다는 점에서 경제적 요인, 가구 및 거주 특성, 공간적 특성 위주의 기존 주거이동 관련 연구와 차별성을 갖는다. 구체적으로 차별성을 정리하면 다음과 같다. 첫째, 주거이동에 참조의존 구조를 적용하여 실증적으로 분석을 수행한다. 기존 연구가 참조점 개념을 주로 거래 가격이나 시점을 중심으로 분석을 한 것에 비해 이 연구에서는 주거이동 의향과 실제 인구 이동을 중심으로 분석을 수행하였다. 둘째, 주거이동에 영향을 미치는 변수로 주택가격 변화에 대한 주관적 인식을 활용하였다는 점에서 기존 연구와 차이가 있다. 이는 구입 가격과 현재 가격 등 주택가격을 주요 변수로 분석한 기존 연구에서 나아가 동일한 거시경제적 환경에서도 주택시장 참여자가 서로 다른 선택을 하게 되는 행태를 설명할 새로운 요인을 찾는다는 점에서 의미가 있다. 셋째, 주택가격 인식격차가 시간에 따라 주거이동에 반영되는 과정을 분석하였다. 지역간 이동을 분석함에 있어 인식이 행동으로 동일시점에 반영되지 않을 수 있다는 한계를 보완하고자 분산 및 누적시차 구조를 통해 일정기간 이후 반영되는 인식의 효과를 살펴보고자 하였다.

이 연구는 관련 이론과 선행연구 검토내용을 바탕으로 주택가격 변화에 대한 인식이 서로 다른 참조점 간 상대적 비교 구조를 통해 이동 의향 및 지역 간 이동에 영향을 미치는지를 분석한다. 이를 위해 다음과 같은 연구가설을 설정하였다.

가설 1. 주거이동 의향은 거주주택과 거주지역주택 간 주택가격 인식의 상대적 비교에 의해 결정된다.

가설 2. 주택가격 인식과 주거이동 의향의 관계는 참조점을 기준으로 비대칭적으로 나타나며, 손실로 해석되는 방향에서 상대적으로 큰 반응을 보인다.

가설 3. 타지역에서 서울로의 인구 유입은 실제 주택가격 격차를 통제한 이후에도 인식격차와 유의한 관계를 가진다.

가설 4. 직전 거주지역이 서울보다 주택가격을 상대적으로 높게 인식할수록 서울로의 인구 유입은 감소하며, 그 관계는 시간에 따라 누적되는 방식으로 나타난다.

이 연구는 위의 가설을 중심으로 분석을 수행한다.

## Ⅲ. 연구방법

### 1. 분석 자료 및 기초 분석

이 연구는 국토연구원의 「부동산시장 소비자심리조사」 자료를 활용하여 주거이동 의향, 거주주택 가격변화 인식, 거주지역 가격변화 인식을 주요 변수로 구성하였다. 분석대상은 자가가구로 거주하는 주택 소유자를 중심으로 설정하였다. 종속변수인 주거이동 의향 변수는 응답자가 3개월 내 이사 계획이 있는지를 나타내는 항목을 이용하였다. 다

만 본 자료는 실제 이동 목적지를 특정하는데 한계가 있으므로 분석모형은 현재 거주지에서 이탈하려는 이동 성향을 설명하는 모형으로 해석하고자 한다. 주요 독립변수인 거주주택과 거주지역 주택의 가격변화 인식은 일반가구의 주택매매시장 진단 문항[1]을 활용하여 산정하였다. 설문은 5지선다형으로 구성되어 있으며 전월대비 주택가격에 대해 "매우 상승", "다소 상승", "비슷한 수준", "다소 하락", "매우 하락"의 응답을 2, 1, 0, −1, −2 순으로 한 연속형 변수로 변환하여 활용하였다. 인식격차는 거주주택과 거주지역주택 가격 인식의 차이를 의미한다. 통제변수로는 연령, 거주주택 유형, 가구 월소득, 가구주 교육수준, 거주주택 면적을 사용하였다. 거주주택 유형은 아파트 여부 더미변수(아파트=1)를 활용하였고, 가구 월소득은 50만 원 단위 구간으로 조사된 범주형 응답[2]을 사용하였다. 가구주 교육수준은 고졸 이하, 대학 재학 이상으로 구분하였으며, 연령과 주택 면적은 이상치 및 무응답 자료를 제외하고 활용하였다.

분석기간은 2020년 1월부터 2024년 12월까지로 설정하였다. 이는 부동산시장 소비자심리조사의 일반가구 조사가 2020년 1월부터 월별 조사 체계로 변경된 점을 고려한 것이다. 분석에 사용된 변수의 기초통계량은 〈표 1〉에 제시하였다.

서울 유입을 중심으로 한 지역 간 주거이동 분석에는 국가데이터처의 「국내인구이동통계」와 국토연구원의 「부동산시장 소비자심리조사」 통계자료를 활용하였다. 종속변수는 두 가지 형태로 구성하였다. 첫째, 서울을 도착지로 하여 타 시도에서 서울로 이동한 이동자 수를 사용하고 이를 로그 변환하여 분석에 활용하였다. 둘째, 해당 지역의 전체 인구 이동 규모 대비 서울을 도착지로 하는 이동자 수의 비율을 추가적인 종속변수로 설정하였다. 주요 독립변수인 주택가격 인식 변수는 부동산시장 소비자심리조사에서 제공하는 일반가구의 전월 대비 주택가격 변화 인식 지수를 이용하였다. 분석에서는 절대 수준이 아니라 서울과 타 지역 간 인식 지수의 차이를 계산하여 사용하였다.[3] 주요 통제변수로는 한국부동산원의 주택가격지수를 이용하여 산출한 전월 대비 변동률을 활용하였으며, 이 역시 주택가격 인식 변수와 동일하게 서울과 타 지역 간 변동률 격차 형태로 구성하였다. 추가적으로 지역 경제 여건을 통제하기 위해 실업률, 물가변동률, 그리고 로그 변환한 주택 준공건수를 포함하였다. 이 분석에서 사용된 변수의 기초통계량은 〈표 2〉에 제시하였다.

〈표 1〉 개인단위 주거이동 의향 분석 활용변수 기초 분석

| 변수명 | 평균 | 표준편차 | 최솟값 | 최댓값 |
|---|---|---|---|---|
| 주거이동 의향 | 0.02 | 0.14 | 0 | 1 |
| 거주주택 인식 | 0.03 | 0.59 | −2 | 2 |
| 거주지역주택 인식 | 0.06 | 0.68 | −2 | 2 |
| 인식격차 | −0.03 | 0.47 | −4 | 4 |
| 연령 | 52.58 | 10.99 | 19 | 98 |
| 아파트 여부 | 0.74 | 0.44 | 0 | 1 |
| 월 소득 | 9.33 | 2.38 | 1 | 11 |
| 교육수준 | 0.82 | 0.38 | 0 | 1 |
| 거주주택 면적 | 32.29 | 11.28 | 3 | 300 |
| 수도권 여부 | 0.48 | 0.50 | 0 | 1 |

주: 1) 월 소득은 50만 원 단위 구간 코드(1=50만 원 이하 … 11=501만 원 이상)로 평균 · 표준편차는 구간 코드 기준값이므로 해석에 주의가 필요.
2) 아파트 여부 · 수도권 여부 · 주거이동 의향은 이진 더미변수로, 평균은 해당 범주의 비율을 의미.
3) 거주주택 · 거주지역 인식은 −2~+2, 인식격차는 −4~+4의 순서형 척도.

1) 부동산시장소비자심리조사에서는 전월에 대비 주택가격 변화에 대한 인식을 5지선다형으로 설문을 수행하고 있으며 거주주택과 거주하고 있는 인근 지역에 대한 가격변화 인식을 각각의 문항을 통해 확인하고 있다. 예를 들어 거주주택 문항은 전월에 비해 거주하고 있는 주택의 가격이 어떻게 변한 것 같은지에 대해 묻고 '1. 매우 상승, 2. 다소 상승, 3. 비슷함, 4. 다소 하락, 5. 매우 하락' 중 하나의 응답을 받고 있다.

2) 설문 구조상 정확한 연속 소득 정보를 사용할 수 없다는 한계가 존재하며 실제 활용된 자료는 1=50만 원 이하, 11=501만 원 이상으로 각 단위는 50만 원씩 증가하는 형태이다.

3) 서울을 포함한 지역별 인식지수는 부동산시장소비자심리조사의 거주지역주택 인식 문항을 이용하여 공표중인 소비심리지수 산출식과 같은 방식으로 지수를 산출한 후 그 차이를 변수로 활용하였다. 지수산출식은 다음과 같다. {["매우 상승"(1) + "다소 상승"(0.5) + "유지"(0) + "다소 하락"(−0.5) + "매우 하락"(−1)] / 전체 응답건수} × 100 +100.

〈표 2〉 지역간 이동 분석 활용변수 기초 분석

| 변수명 | 평균 | 표준편차 | 최솟값 | 최댓값 |
|---|---|---|---|---|
| ln(서울 유입인구) | 7.01 | 0.85 | 5.35 | 9.92 |
| 이동비율 | 6.77 | 2.58 | 2.67 | 16.12 |
| 인식격차 | −5.74 | 9.43 | −44.09 | 26.99 |
| 가격격차 | −0.00 | 0.58 | −3.04 | 7.27 |
| 실업률 | 2.98 | 1.10 | 0.80 | 8.80 |
| 물가변동률 | 0.24 | 0.36 | −0.84 | 1.22 |
| ln(주택준공) | 6.72 | 1.47 | 1.79 | 10.15 |

## 2. 분석모형

이 연구에서 개인단위의 주거이동 의향 분석은 로짓모형, 서울로의 인구 유입 분석은 이원고정효과(two-way fixed effects) 모형을 활용하여 분석하였다.

먼저, 개인의 주거이동 의향이 이산적 선택의 형태로 관측되는 점을 고려하여 로짓모형을 활용하였으며 분석에 활용한 식은 다음과 같다.

$$Y_i^* = \beta_1 my_i + \beta_2 near_i + \delta Z_i + \epsilon_i \qquad \langle 식\ 6 \rangle$$

$$Y_i^* = \beta_3 gap_i + \delta Z_i + \epsilon_i, \quad gap_i = my_i - near_i \qquad \langle 식\ 7 \rangle$$

여기서 $my_i$는 개인 $i$의 거주주택 가격변화 인식이고 $near_i$는 거주지역 주택가격변화 인식이며 $gap_i$는 거주주택과 거주지역 주택가격 인식의 차이로 두 참조점에 대한 상대적 비교를 의미한다. 즉 $gap_i$〉0이면 거주주택이 거주지역 주택보다 상대적으로 높게 평가되는 상태를 나타낸다.

〈식 6〉, 〈식 7〉은 인식변수를 연속형으로 투입하여 단일한 기울기를 추정한다. 이 설정은 응답의 범주 간 심리적 거리가 일정하다는 등간격 가정과 참조점을 기준으로 상승과 하락 인식의 반응 크기가 대칭이라는 가정이 필요하다. 그러나 전망이론에 따르면 손실영역의 반응이 이익영역에서 보다 크게 나타나므로 〈식 6〉, 〈식 7〉에서의 가정하에 손실회피 여부를 식별하기 어렵다. 이에 참조점[4]을 기준으로 두 가지 모형을 설정한다.

먼저 등간격 가정의 타당성을 검토하기 위해 인식변수를 연속형이 아닌 응답범주별 더미로 활용한 모형을 설정하였다.

$$Y_i^* = \sum_{j \in (-2,\ -1,\ +1,\ +2)} \gamma_j D_i^{(j)} + \delta Z_i + \epsilon_i \qquad \langle 식\ 8 \rangle$$

〈식 8〉은 '0'을 참조점으로 두고 나머지 응답의 효과를 각각 측정하는 방법으로 $D_i^{(j)}$는 인식값이 $j$면 1, 아니면 0인 더미변수이다. $\gamma_j$는 참조점 대비 각 응답의 효과로 예측확률을 제시하여 참조점 주변에서 이동 의향 확률이 어떻게 변하는지를 확인하고자 한다.

다음으로 참조점을 기준으로 상승 인식과 하락 인식의 반응을 분리하기 위해 인식값 $x_i$를 상승과 하락 부분으로 구분하였다. $x_i^+$는 참조점 대비 상승 인식의 크기, $x_i^-$는 하락인식의 크기로 두 변수를 모형에 포함하면 다음과 같다.

$$Y_i^* = \beta^+ x_i^+ + \beta^- x_i^- + \delta Z_i + \epsilon_i \qquad \langle 식\ 9 \rangle$$

인식변수를 연속형으로 설정한 〈식 6〉의 경우 선형모형으로 $\beta x_i = \beta x_i^+ - \beta x_i^-$이므로 〈식 9〉에 상승과 하락 부분의 기울기가 크기는 같고 방향만 반대라는 제약이 적용된 것과 같다. 그러나 전망이론에 따르면 손실로 인식되는 영역에서 이익 영역보다 상대적으로 큰 반응을 보일 수 있다. 따라서 두 영역의 반응이 대칭이라는 귀무가설($H_0 : \beta^+ + \beta^- = 0$) 검정을 통해 참조점을 기준으로 주택가격 변화 인식에 대한 반응이 비대칭적으로 나타나는지를 확인한다. 또한, 손실로 해석되는 영역에서 큰 반응이 나타나는지를 살펴봄으로써

4) 주택가격 인식 문항은 "비슷한 수준"이라는 응답을 참조점으로 포함하므로 다른 연구와 달리 참조점을 추정할 필요 없이 자료에서 직접 관측할 수 있다고 판단하였다.

전망이론에서 제시하는 손실회피적 행동에도 부합할 수 있는지 검토해보고자 한다.

다음으로 서울로의 인구 유입에 서울과 출발지 간 주택시장에 대한 인식격차 및 실제 가격격차와 관련성이 있는지를 분석한다. 특히 실제 가격격차를 통제한 이후에도 주관적 인식격차가 추가적인 설명력을 가지는지를 확인해보고자 한다.

주택시장과 관련한 변수는 지역이 가진 고유한 특성과 함께 특정 시점에 발생하는 거시적 충격 영향을 동시에 받는 경향이 있다. 이러한 관측되지 않는 지역 및 기간 요인을 통제하지 않을 경우 분석결과에 편의가 발생할 수 있다. 이에 각 지역에 고유하게 존재하나 시간에 따라 변하지 않는 특성과 함께 특정 시점에 모든 지역에 공통적으로 작용하는 충격을 제거해줄 필요가 있다. 따라서 지역 고정효과와 시점 고정효과를 동시에 포함하는 이원고정효과모형을 활용하여 주택가격 인식격차가 주거이동에 미치는 영향을 분석하고자 한다.

이 연구에서 확인하고자 하는 것은 가격 격차가 아니라 서울과 출발지 간 가격 인식의 상대적 비교가 실제 이동에 미치는 영향이다. 이를 위해 분석모형은 〈식 10〉과 같이 구성하였다.

$$\begin{aligned} Y_{i,t} &= \beta_1 gapSenti_{i,t} + \beta_2 (gapSenti_{i,t} \times c_i) \\ &+ \beta_3 gapHP_{i,t} + \beta_4 (gapHP_{i,t} \times c_i) \\ &+ \gamma Z_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad \langle 식\ 10 \rangle$$

$$gapSenti_{i,t} = Senti_{i,t}^{origin} - Senti_{i,t}^{seoul} \quad \langle 식\ 11 \rangle$$

$$gapHP_{i,t} = HP_{i,t}^{origin} - HP_{i,t}^{seoul} \quad \langle 식\ 12 \rangle$$

〈식 10〉에서 $gapSenti_{i,t}$는 거주지역과 서울의 가격 인식격차, $gapHP_{i,t}$는 거주지역과 서울의 실제 주택가격 격차이다. $c_i$는 경인지역 더미변수,[5] $Z_{i,t}$는 통제 변수, $\mu_i$는 지역 고정효과, $\lambda_t$는 시간 고정효과, $\epsilon_{i,t}$는 오차항을 의미한다. 이때 $gapSenti_{i,t}$와 $gapHP_{i,t}$는 각각 〈식 11〉, 〈식 12〉와 같이 나타낼 수 있다. 즉, $gapSenti_{i,t} > 0$이면 출발지역의 상승 인식이 서울보다 높은 것을 의미한다. 이러한 관점에서 〈식 10〉의 $\beta_1$은 비수도권과 서울의 인식격차가 서울 유입에 미치는 효과를 의미하며 $\beta_2$는 비수도권 대비 경인지역의 추가적 효과를 의미한다. 즉, 경인지역의 총 효과는 $\beta_1 + \beta_2$이다. 이에 따라 $\beta_3$는 비수도권과 서울의 가격 변동률 차이가 서울 유입에 미치는 효과를 의미하고 $\beta_3 + \beta_4$는 경인지역과 서울의 가격 변동률 차이가 서울 유입에 미치는 효과를 의미한다.

지역 간 주택가격 인식격차가 즉각적으로 이동에 반영되기보다 일정한 시차를 두고 영향을 미칠 가능성을 고려하여 분석의 강건성을 확보하고자 한다. 이를 위해 분산시차 모형을 구축하며 분석모형은 지역 간 인식격차 변수와 지역 간 주택가격 격차에 시차효과를 반영하여 〈식 13〉과 같이 구축할 수 있다.

$$\begin{aligned} Y_{i,t} &= \sum_{k=1}^{H} [\beta_k gapSenti_{i,t-k} + \beta_k{}' (gapSenti_{i,t-k} \times c_i)] \\ &+ \sum_{k=1}^{H} [\gamma_k gapHP_{i,t-k} + \gamma_k{}' (gapHP_{i,t-k} \times c_i)] \\ &+ \delta Z_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad \langle 식\ 13 \rangle$$

$\beta_k$는 지역 특성과 월별 공통 충격을 제거한 후 거주지역과 서울 간 시간적 변동에 따른 주택가격 인식격차가 거주지역에서 서울로 이동에 미치는 효과를 의미한다. 실제 가격변동에 대한 효과를 통제한 상태에서 인식격차가 추가적

5) 참조점 대비 손익 평가가 이동 의사결정에 반영되려면, 대안 지역이 출발지 거주자에게 현실적 대체 선택지로 인식되어야 하며 이 연구에서는 서울을 대안지로 설정하고 있다. 서울과 지리적으로 인접하고 통근권을 공유하는 경인지역은 서울을 실질적 주거 대안으로 두고 가격을 비교할 유인이 크지만, 물리적으로 멀리 떨어진 비수도권에서는 서울이 일상적 비교 대상이 되기 어렵다. 또한, 수도권 내에서 서울과 경인지역 간 이동이 활발히 이루어지고 있음을 확인한 기존 연구(이재수 · 원재웅, 2017; 장선영 외, 2020)도 경인지역과 서울이 현실적 주거 대안으로 기능함을 뒷받침한다. 따라서 인식격차의 참조의존적 효과는 비수도권과 경인지역에서 상이하게 나타날 수 있으며, 이를 검증하기 위해 경인지역 더미($c_i$)와의 교차항을 도입하였다.

인 설명력을 가지는지 확인하고자 같은 형태의 가격격차 변수도 포함하였다. 따라서 $\gamma_k$은 거주지역과 서울 간 시간적 변동에 따른 주택가격 격차가 거주지역에서 서울로 이동에 미치는 효과를 의미한다.

한편, 분산시차 모형을 통해 인식격차의 반응 시점을 관찰하는 것은 가능하지만 시차 변수 간 공선성 등으로 개별 계수 해석에 제약이 존재할 수 있다. 이에 분산시차와 함께 누적시차 효과를 통해 개별 시차의 효과가 일정 기간 누적되어 이동 결정에 영향을 미칠 수 있는지도 확인하고자 한다. 누적효과 모형은 단기적 변화보다 지속적으로 축적된 주택가격 인식격차가 주거이동 행동 변화를 유발할 수 있다는 가정을 반영한 것으로 이러한 인식과 실제 주택가격 변동률의 누적시차 변수를 포함한 모형은 〈식 14〉와 같이 표현할 수 있다.

$$Y_{i,t} = \beta_1 \sum_{k=1}^{H} gapSenti_{i,t-k} + \beta_2 (\sum_{k=1}^{H} gapSenti_{i,t-k} \times c_i) + \gamma_1 \sum_{k=1}^{H} gapHP_{i,t-k} + \gamma_2 (\sum_{k=1}^{H} gapHP_{i,t-k} \times c_i) + \delta Z_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{i,t}$$

〈식 14〉

이 모형을 통해 이동이 단일 시점 정보에서 그치지 않고 지속적으로 형성된 인식의 누적 결과로 결정되는지도 검증하고자 한다.

## Ⅳ. 분석결과

### 1. 주거이동 의향 분석결과

다음은 주택가격 변화 인식이 주거이동 의향에 미치는 영향을 분석한 결과이다. 이 분석에서는 거주주택과 거주지역주택의 가격변화 인식을 동시에 포함하고 계수값을 비교함으로써 다중 참조점 비교 구조가 실제로 작동하는지를 확인하고자 하였다.

〈표 3〉은 가격 인식과 관련한 두 변수를 각각 독립변수로 하고 가구 및 주택 특성 통제변수를 추가한 모형의 결과이다. 먼저 거주주택 가격변화 인식은 통계적으로 유의한 음(−)의 영향을 보였다. 이는 거주주택 가격이 상승했다고 인식할수록 주거이동 의향이 감소함을 의미한다. 오즈비 기준으로 가격 인식이 한 단위 증가할 때 주거이동 의향의 오즈는 약 15.8% 감소하였다. 보다 직관적으로 해석하기 위해 평균한계효과(average marginal effect, 이하 AME)로 변환하여 살펴보면 거주주택 가격변화 인식이 한 단위 상승할 때 이동 의향 확률은 0.31%p 감소하는 것을 의미한다. 이러한 결과는 현재 거주주택의 가치가 높아졌다고 평가할수록 현 상태를 유지하는 것이 유리하다고 판단하고 있음을 시사한다.

반면 거주지역주택 가격변화 인식은 통계적으로 유의한 양(+)의 효과를 보였다. 즉 거주지역주택 가격이 상승한다고 인식할수록 주거이동 의향이 증가하는 것으로 나타났다. 오즈비 기준으로 거주지역주택 가격 인식이 한 단위 상승할 때 주거이동 의향 오즈는 25.6% 증가하였다. AME로

〈표 3〉 주거이동 의향 분석 결과(주택가격 인식)

| 변수명 | model 1 | |
|---|---|---|
| | $\beta$ | odds ratio |
| 거주주택 인식 | −0.1717*** | 0.8422*** |
| 거주지역주택 인식 | 0.2276*** | 1.2556*** |
| 연령 | −0.0135*** | 0.9866*** |
| 아파트 여부 | 0.0420 | 1.0429 |
| 월 소득 | 0.0150* | 1.0151* |
| 교육수준 | −0.1657*** | 0.8473*** |
| 거주주택 면적 | −0.0067*** | 0.9933*** |
| 수도권 여부 | −0.1878*** | 0.8288*** |
| 상수항 | −2.7132*** | 0.0663*** |
| 월 고정효과 | Yes | |
| N | 211,344 | |
| McFadden $R^2$ $R^2$ | 0.0126 | |

주: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준을 의미.

변환하면 거주지역주택 가격변화 인식이 한 단위 증가할 때 주거이동 의향은 약 0.42%p 증가함을 의미한다. 거주지역주택 가격 인식은 현재 주거 상태의 평가 기준이라기보다 대체 가능한 주거 대안의 미래 비용에 대한 참조점으로 기능한 것으로 보인다.

정리하면 〈표 3〉에서 제시된 분석결과는 주거이동 의향이 거주주택과 거주지역주택이라는 서로 다른 참조점으로 작용할 수 있음을 보여준다. 다만, 두 가격 인식을 동시에 고려한 경우에 한하여 각각 유의한 관계가 나타났으며 이는 주거이동 의향이 거주주택과 거주지역주택에 대한 인식을 함께 고려하여 영향을 받을 수 있다는 것을 의미한다.[6]

다음으로 거주주택과 거주지역주택 간 가격변화 인식의 격차를 변수로 하여 거주주택과 거주지역주택 가격에 대한 평가가 각각이 아닌 하나의 비교 구조로도 작동하는지 확인하였다.[7] 분석결과 〈표 4〉와 같이 거주주택과 거주지역주택 간 인식격차 변수는 통계적으로 유의한 음(–)의 영향을 보이는 것으로 나타났다. 오즈비 기준으로 살펴보면 인식격차가 한 단위 증가할 때 주거이동 의향의 오즈는 약 18.8% 감소하는 것으로 나타났다. AME는 약 0.38%p 감소하는 것으로 나타났다. 즉, 거주주택 가격변화 인식이 거주지역주택 가격변화 인식보다 긍정적일수록 주거이동 의향이 감소함을 의미한다.

〈표 3〉과 〈표 4〉의 결과를 정리하면 주택가격 인식은 주거이동 의향에 통계적으로 유의한 영향을 주는 요인임을 확인하였다. 특히, 거주주택과 거주지역주택의 상대적 비교가 주거이동 의향에 유의한 영향을 주는 것으로 나타났다. 이는 동일한 거주주택 인식 수준이라도 주변의 가격 변화 인식에 따라 이동 의향이 달라질 수 있음을 보여주며, 앞서 살펴본 다중 참조점 개념에도 부합하는 결과이다. 다만, 〈표 3〉과 〈표 4〉에서 분석한 결과는 인식 변수를 연속형으로 투입하여 분석한 결과로 하나의 평균적 기울기만 추정한다. 이 방식은 참조점 기준 상승 인식과 하락 인식의 반응이 대칭임을 전제하고 있다. 하지만 전망이론에서는 손실영역의 반응이 이익 영역에서보다 크게 나타나는 비대칭적인 양상을 통해 손실회피를 설명하고 있다. 이러한 부분을 확인하기 위해 참조점을 기준으로 두 영역을 분리하여 추가적으로 인식이 주거이동의향에 미치는 영향에 대해 분석하였다.

〈표 4〉 주거이동 의향 분석 결과(인식격차)

| 변수명 | model 2 | |
|---|---|---|
| | $\beta$ | odds ratio |
| 인식격차 | −0.2082*** | 0.8121*** |
| 연령 | −0.0135*** | 0.9865*** |
| 아파트 여부 | 0.0422 | 1.0431 |
| 월 소득 | 0.0153* | 1.0155* |
| 교육수준 | −0.1658*** | 0.8472*** |
| 거주주택 면적 | −0.0067*** | 0.9934*** |
| 수도권 여부 | −0.1828*** | 0.8329*** |
| 상수항 | −2.7092*** | 0.0666*** |
| 월 고정효과 | Yes | |
| N | 211,344 | |
| McFadden $R^2$ | 0.0125 | |

주: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준을 의미.

먼저 인식 변수의 효과가 응답범주 간 등간격이라는 가정이 타당한지 검토하기 위해 참조점을 기준으로 한 더미모형과 선형모형을 비교하는 우도비 검증을 실시하였다. 분석 결과, 거주주택 인식과 거주지역주택 인식 모두 등간격 가정은 1% 수준에서 기각되었으며 인식격차도 같은 결과를 보였다. 이는 인식이 주거이동 의향에 미치는 영향은

6) 거주주택과 거주지역주택 가격 인식 간 상관계수가 0.734로 비교적 높게 나타나 두 인식변수를 각각 단독으로 투입한 분석을 별도로 수행한 결과, 거주지역주택 인식은 단독투입 시에도 유의한 양(+)의 관계가 유지된 반면, 거주주택 인식은 단독으로 투입 시 유의하지 않았고 두 인식을 동시에 통제한 경우만 유의한 음(–)의 관계가 나타났다(〈부록 표 1〉 참조). 이는 거주주택 인식의 영향이 절대적인 수준보다는 거주지역주택 인식과의 상대적 비교 과정에서 보다 분명하게 나타날 가능성을 시사한다. 즉 개별 인식의 절대적 효과보다 두 인식 간 상대적 위치가 주거이동 의향과 관련될 가능성을 보여주므로 인식격차를 활용한 분석을 수행하였다.

7) 인식격차 변수를 투입한 모형(〈표 4〉 참조)은 거주주택 인식과 거주지역주택 인식의 영향력 크기가 같고 방향만 반대라고 전제한 것으로 볼 수 있다. 〈표 3〉에서 두 인식의 계수를 각각 추정하였을 때 계수값의 크기가 같다고 볼 수 있는지 Wald test를 통해 검정한 결과, 두 계수의 크기 차이는 통계적으로 유의하지 않았다($\chi^2$=1.56, $p$=0.212). 이에 두 인식의 상대적 차이를 하나의 변수로 구성한 인식격차 모형을 추가로 분석하였다.

응답범주에 따라 일정하지 않으며 인식변수를 단순한 연속형으로 모형에 포함한 결과가 이동 의향과의 관계를 충분히 설명하는데 한계가 있음을 의미한다.

〈표 5〉에는 '비슷한 수준' 응답을 기준으로 각 응답범주의 영향과 이에 따른 확률 결과를 제시하였으며 두 인식변수 모두 주거이동 의향 확률이 참조점에서 가장 낮게 나타났다. 거주주택 가격 변화를 '비슷한 수준'으로 인식하는 경우 주거이동 의향 확률은 1.62%로 가장 낮았으며, 가격이 하락했다고 인식하는 방향과 상승했다고 인식하는 방향 모두 참조점에서 멀어질수록 이동 의향 확률이 증가하는 것으로 나타났다. 거주지역주택 인식도 참조점에서 확률이 1.65%로 가장 낮고 양방향으로 증가하는 동일한 형태가 나타났으나 상승 인식 방향에서만 통계적으로 유의한 모습을 보였다. 이는 시장 참여자가 주택가격에 뚜렷한 변화가 없다고 느낄 때 현재의 주거 상태를 유지하려 하며 참조점에서 벗어나는 변화로 인식할 때 이동을 고려하게 되는 것을 의미한다.

한편, 두 인식의 격차인 인식격차 변수에서도 동일한 비대칭적 영향이 확인되었다. 인식격차도 참조점에서 주거이동 의향 확률이 1.77%로 가장 낮았고 손실 영역에서 통계적으로 유의한 반응이 나타난 반면, 이익 영역에서는 두 단계 우위(+2)에서만 통계적으로 유의한 값을 보였다.

다음으로 참조점을 기준으로 이익 영역과 손실 영역의 반응이 대칭적인지를 확인하였다. 〈표 6〉은 각 인식변수를 이익 영역과 손실 영역으로 분리하여 추정한 결과이다. 먼저 상승과 하락 인식의 반응이 단일 기울기로 대칭이라는 선형 제약은 거주주택 인식, 거주지역주택 인식, 인식격차 모두에서 1% 수준에서 기각되어 주거이동 의향이 참조점을 기준으로 한 비선형적 반응 구조를 가지는 것으로 나타났다. 또한, 손실 영역과 이익 영역의 기울기 크기가 동일하다는 귀무가설도 세 변수 모두 1% 수준에서 기각되어 손실 영역과 이익 영역의 반응 크기가 유의한 차이가 있는 것으로 확인되었다. 거주주택 인식의 경우 손실 영역의 반응이 이익 영역보다 큰 것으로 나타났으며 이는 동일한 크기의 가격 변화 인식이라도 하락(손실)으로 인식할 때가 상승(이익)으로 인식할 때보다 주거이동 의향을 더 크게 높인다는 것을 의미한다. 반면 거주지역주택 인식과 인식격차의 경우 손실 영역에서만 유의한 반응을 확인할 수 있었다. 이는 전망이론에서 제시하는 참조 의존성과 손실회피적 행동에 부합하는 것으로 해석할 수 있다. 다만, 이 연구의 주택가격 변화 인식은 실제 손실을 직접 측정한 변수가 아니므로 손실회피 자체에 대한 직접적인 검증으로 해석하는데는

〈표 5〉 참조점 대비 응답범주별 반응

| 응답범주 | 거주주택 인식 | 거주지역주택 인식 | 인식격차[1)] |
|---|---|---|---|
| −2 | 1.3158*** (5.74) | 0.2267 (2.06) | 0.7659*** (3.72) |
| −1 | 0.5700*** (2.82) | 0.0264 (1.69) | 0.3350*** (2.45) |
| 0 | base (1.62) | base (1.65) | base (1.77) |
| +1 | 0.2057*** (1.98) | 0.3867*** (2.40) | 0.0387 (1.84) |
| +2 | 0.5116*** (2.67) | 0.7140*** (3.30) | 0.4901** (2.85) |

주: 1) 인식격차는 절댓값 2 이상 구간을 통합하였음. |gap|≥3인 관측치는 127개(전체의 0.06%)이며, gap=±4에서 이동 사건이 관찰되지 않음.
2) ( )는 예측 확률을 의미하며, 이 모형의 통제변수는 앞선 〈표 3〉, 〈표 4〉에서의 통제변수와 같음.
3) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준을 의미함.

〈표 6〉 이익 및 손실 영역 분해 및 비대칭성 검정

| 변수 | 이익 영역 | 손실 영역 | 선형제약 검정[2)] | 기울기차이 검정[2)] |
|---|---|---|---|---|
| 거주주택 인식 | 0.2271*** | 0.6125*** | 109.3*** | 25.3*** |
| 거주지역주택 인식 | 0.0482 | 0.3763*** | 27.3*** | 21.3*** |
| 인식격차 | 0.0830 | 0.3484*** | 33.8*** | 15.3*** |

주: 1) 각 변수의 손실 방향은 상이함. 거주주택 인식은 가격 하락, 거주지역주택 인식은 가격 상승, 인식격차는 음(−)의 값(거주주택이 거주지역주택보다 열위)이 손실에 해당.
2) 선형제약 검정의 귀무가설은 (이익 영역 계수)+(손실 영역 계수)=0, 즉 $H_0$: $\beta^+ + \beta^- = 0$으로 상승 · 하락 인식의 반응이 단일 기울기로 대칭이라는 선형 제약의 성립 여부를 검정함. 기울기차이 검정의 귀무가설은 (손실 영역 계수)−(이익 영역 계수)=0, 즉 $H_0$: $\beta^- - \beta^+ = 0$으로 손실 · 이익 영역의 기울기 크기가 동일한지를 검정함. $\chi^2$ 검정통계량을 제시함.
3) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준을 의미.

제한이 있다.

여기서 주목할 점은 거주주택 인식과 거주지역주택 인식에서 손실로 평가되는 방향이 서로 반대로 나타나는 점이다. 거주주택은 시장 참여자가 보유하고 있는 자산이므로 가격 하락이 손실에 해당한다. 반면 거주지역주택은 앞으로 이주하여 취득하거나 거주주택과 비교가 되는 대상이므로 오히려 가격 상승이 향후 취득비용의 증가나 상대적 주택 자산 손실로 평가될 수 있다. 실제로 거주지역주택 인식은 손실에 해당하는 가격 상승 영역에서만 통계적으로 유의한 반응이 나타났으며, 이익에 해당하는 가격 하락 영역에서는 유의한 반응이 관찰되지 않았다.

이러한 결과는 앞선 〈표 3〉에서 거주주택 인식과 거주지역주택 인식의 계수 부호가 서로 반대로 나타났던 이유를 설명해 준다. 두 계수의 상반된 부호는 각 인식변수에서 손실로 해석되는 방향이 서로 다르다는 비대칭적 반응 구조와 관련된 것으로 해석할 수 있다. 각 인식은 자신의 손실 방향에서 강하게 반응하는데 그 손실 방향이 거주주택은 가격 하락 쪽, 거주지역주택은 가격 상승 쪽으로 서로 반대이기 때문에 선형모형에서 계수의 부호가 반대로 나타난 것으로 판단된다. 선형모형의 계수는 이익 영역과 손실 영역 기울기의 가중평균에 해당하므로 그 부호만으로는 참조점에 기반한 손익 평가 구조를 판별하기 어렵다.

이러한 가격인식이 이동 의향에 미치는 영향에 대한 분석 결과는 주거이동 의향이 참조점에 기반한 손익 평가와 관련될 가능성을 보여준다. 두 인식변수 모두 참조점에서 이동 의향이 가장 낮고 참조점에서 벗어날수록 증가하였으며, 특히 손실로 평가되는 방향에서 그 반응이 강하게 나타났다. 또한 두 인식의 격차도 참조점을 기준으로 비대칭적으로 작용하여 이동 의향이 개별 인식뿐만 아니라 두 인식 간 상대적 비교로도 작용할 수 있음을 확인하였다. 이러한 결과는 Tomal(2024) 등에서 제안한 다중 참조점에 기반하여 주거이동도 판단할 수 있다는 것을 실증적으로 뒷받침한다.

## 2. 지역 간 이동 분석결과

### 1) 동일시차모형

다음으로 지역 단위 이동에도 가격 인식격차가 영향을 미치는지에 대해 서울로의 이동을 중심으로 분석한다. 이 분석에서는 지역 및 월 고정효과를 포함한 이원고정효과 모형을 적용하여 지역의 불변 특성과 월별 공통 충격을 통제하였다.[8)] 또한, 동일 지역 내 오차항의 시계열 상관 가능성을 고려하여 표준오차는 지역 단위로 군집화하였다.

〈표 7〉의 Model 3-1은 각 시도에서 서울로 이동한 인

8) 이원고정효과(two-way fixed effects)를 포함한 이후에도 동일 지역 내 잔차의 시계열 상관 가능성이 존재할 수 있으므로, 표준오차는 지역 단위로 군집화하였다. 한편, 지역과 시점을 동시에 군집화하는 이중 군집 표준오차는 이론적으로 가능하나, 이 연구의 경우 출발지역 수가 제한적이어서 표준오차가 과도하게 확대될 가능성이 있어 기본 분석에서는 채택하지 않았다.

〈표 7〉 동일시차 모형 결과

| 구분 | model 3-1 | model 3-2 |
|---|---|---|
| 인식격차(a) | 0.0007 | 0.0027 |
| 인식격차×경인지역(b) | −0.0086*** | −0.0178 |
| 경인지역 인식격차 총효과(a+b) | −0.0078*** | −0.0151 |
| 가격격차(c) | −0.0111 | 0.0047 |
| 가격격차×경인지역(d) | −0.0026 | −0.3067*** |
| 경인지역 가격격차 총효과(c+d) | −0.0137 | −0.3020*** |
| 실업률 | −0.0042 | −0.0070 |
| 물가변동률 | 0.0127 | 0.0109 |
| ln(주택준공) | −0.0013 | −0.0439** |
| N | 864 | 864 |
| R-squared | 0.9932 | 0.9638 |
| Region FE | Yes | Yes |
| Month FE | Yes | Yes |

주: 1) 경인지역 총효과는 기저계수와 경인지역 상호작용 계수의 선형결합(a+b, c+d)이며, 표준오차는 델타 방법으로 산출함.
2) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준을 의미.

구 규모를 종속변수로 한 분석이며, Model 3-2는 지역의 전체 이동 대비 서울 이동 비율을 종속변수로 한 분석이다.

먼저 이동 규모를 종속변수로 한 Model 3-1의 결과를 살펴보면 비수도권에서는 서울과 출발지 간 주택가격 인식격차와 실제 가격격차가 모두 통계적으로 유의하지 않았다. 이는 동일 시점의 가격 인식이나 가격 수준 차이가 즉각적으로 서울 유입 규모를 설명하지 못하는 것을 의미하는데 이동 결정이 일정 기간의 기대나 인식 형성과 탐색 과정 및 준비과정을 거쳐 점진적으로 이루어질 가능성을 시사한다.

경인지역 더미와의 상호작용[9]항을 통해 확인한 경인지역 인식격차 총효과는 통계적으로 유의한 음(−)의 영향을 보이는 것으로 나타났다. 이는 경인지역의 경우 직전 거주지역과 서울의 인식격차가 클수록 서울 유입이 감소한다는 것을 의미한다. 즉 인접 지역의 경우 주택가격이 상대적으로 더 상승했다고 인식될수록 서울로 이동할 유인이 약화됨을 보였다.

서울 이동 비율을 종속변수로 한 Model 3-2에서는 인식격차가 비수도권뿐만 아니라 경인지역에서도 통계적으로 유의하지 않았다. 이는 동일 시점의 주택가격 인식격차가 이동자 중 서울을 선택하는 비중을 즉각적으로 변화시키는 요인으로 작용하지 않음을 의미한다.

반면, 실제 가격격차는 경인지역 상호작용 항을 통한 총효과가 통계적으로 유의한 음(−)의 영향을 보였다. 출발지역의 실제 주택가격 상승률이 서울보다 높을수록 이동이 발생하더라도 목적지로 서울을 선택할 비중이 감소함을 의미한다. 즉, 서울의 상대적 가격 상승률이 높게 형성될수록 서울을 목적지로 선택하는 비중이 증가한다는 것으로 이해할 수 있다.

동일시차 모형에서는 이동의 규모(model 3-1)와 이동 비율(model 3-2)에 있어 서로 다른 요인이 영향을 미칠 수

9) 이 분석은 지역 단위 군집표준오차를 사용하였으나, 전체 출발지역 수가 16개로 제한되어 있어 표준오차 추정에 불확실성이 존재할 수 있다. 특히 경인지역은 두 개 지역으로만 구성되어 하위표본 기반 추론은 통계적으로 불안정할 수 있다. 이에 경인지역 효과를 별도의 하위표본 추정 결과로 단정하기보다는 전체 표본을 활용한 경인지역 더미와의 상호작용 계수의 방향성과 상대적 크기를 중심으로 해석한다. 즉, 전국 공통 요인이 아니고 지역 고유 특성도 아닌 경인지역이라는 공간적 맥락에서만 작동하는 '인식격차와 가격격차의 추가 반응'으로 해석하고자 한다.

있음을 보여준다. 주요 변수를 살펴보면 경인지역 총효과가 이동 규모에서는 인식격차가 유의하였으나, 지역의 서울 이동 비율에서는 유의하지 않았고 오히려 실제 가격격차가 유의한 것으로 나타났다. 하지만 이러한 결과는 주택시장 내에서 시장 참여자의 선택에 의한 실제 이동이 일정 시간을 두고 나타날 수 있다는 점에서 인식격차와 가격격차가 즉각적으로 이동에 반영되기보다 시간 경과를 통해 점진적으로 영향을 미칠 가능성에 대해 검토해 볼 필요가 있다. 따라서 이후 분석에서는 인식격차와 주거이동 간 동태적 반응을 확인하기 위해 분산시차와 누적시차 변수를 적용한 모형을 추정하였다.

### 2) 분산시차 모형

앞서 설명한 바와 같이 지역 간 주택가격 인식격차와 실제 가격 격차는 즉각적인 이동으로 이어지기보다 탐색과 결정을 위한 시간이 소요되므로 이를 모형에 반영할 필요가 있다. 따라서 이 연구는 인식격차와 실제 가격격차가 이동에 반영되는 시차를 1~6개월로 설정한 분산시차 모형을 구축하여 분석하였다.

〈표 8〉은 분산시차 모형의 결과로 먼저 각 시도에서 서울로 이동한 인구 규모를 종속변수로 한 Model 4-1의 결과를 살펴보면 경인지역 외 지역에서는 인식격차와 가격격차가 대부분 시차에서 통계적으로 유의하지 않았으며 일부 시차 변수에서 유의한 영향을 보였다.[10] 이는 서울과 거리적으로 먼 장거리 이동의 경우 주택시장에 대한 단기적 인식 변화보다 구조적 요인과 이동 비용의 영향이 더 크게 작용할 수 있음을 의미한다.

반면 경인지역은 단기 반응이 확인되었다. 인식격차는 1~2개월 시차에서 통계적으로 유의한 음(−)의 효과를 보였으며 거주지역 주택가격 인식이 서울보다 상대적으로 긍정적일수록 단기적으로 서울 유입이 감소하는 것으로 나타났다. 이는 지리적으로 인접한 지역일수록 주관적 인식과 참조점 비교가 이동 의사결정에 반영될 수 있음을 의미한다.[11] 다만, 6개월 시차에서는 부호가 유의한 양(+)의 효과를 보이는 등 일관된 부호의 모습을 보이지는 않았다. 가격격차 역시 2개월 시차에서는 유의한 양(+)의 효과를 보였으나 5~6개월 시차에서는 유의한 음(−)의 효과를 보이는 등 일관된 방향성을 보여주지 못하였다.

다음으로 서울 이동 비율을 종속변수로 한 Model 4-2의 결과 경인지역 외 이전 거주지역에서는 인식격차와 가격격차가 일부 시차에서 유의하게 나타났으나 양(+)과 음(−)의 효과가 혼재되어 체계적인 패턴은 확인되지 않았다. 반면, 경인지역 상호작용 항을 살펴보면, 인식격차는 2개월, 4개월 시차에서 통계적으로 유의한 음(−)의 값을 보였다. 이는 이전 거주지역의 주택가격 인식이 서울보다 높게 형성될수록 일정 시차 이후 서울을 선택하는 비중이 감소함을 의미하며, 주관적 인식이 이동 규모와 비율에서 모두 반영될 수 있음을 보여준다. 다만 1개월 시차에서 약한 양(+)의 값이 관측되어 시차별 부호가 일관되지는 않았다. 실제 가격격차는 5개월 시차에서만 유의한 음(−)의 값을 보여 서울의 상대적 가격 상승이 일정 기간 이후 서울 선택 비중을 높이는 방향으로 작용하였다.

분산시차 모형의 분석 결과에서는 주택가격 인식격차와 실제 가격격차의 영향이 시간을 두고 서로 다르게 나타났다. 이는 서울 유입이 단일 시점의 인식격차나 가격 정보에 반응하기보다 일정 기간 축적된 인식과 가격 정보에 의해 점진적으로 결정될 수 있음을 의미한다. 다만, 인식격차와 가격격차는 월별 지속성이 높아 인접 시차 간 상관이 높게 나타났으며 VIF도 시차항에서 4.0~10.1 범위로 개별 시차계수의 추정이 불안정할 수 있는 것으로 나타났다(〈부록 표 2〉 및 〈부록 표 3〉 참조). 시차항 간 높은 상관은 개별 시차 계수 부호와 크기를 불안정하게 만들 수 있으며 분산시차 모형에서 개별 시차 계수의 부호가 혼재되어 나타난 것도 이러한 공선성의 영향으로 해석된다. 따라서 특정 시차

10) 특히 인식격차 계수는 가설과 달리 양(+)의 부호를 보였는데 시차 변수 간 높은 상관(〈부록 표 2〉) 등으로 개별 시차 계수 부호와 크기가 불안정할 수 있다는 점에서 이를 체계적으로 해석하는데 한계가 있다.

11) 일부 후행 시차에서 부호가 반전되는 양상도 관찰되었으나 시차 변수 간 상관 가능성을 고려하면 개별 시차의 계수보다 이후 진행한 누적적 효과 중심으로 해석하고자 한다.

〈표 8〉 분산시차 모형 결과

| 구분 | model 4-1 | model 4-2 |
|---|---|---|
| 인식격차(1개월 시차) | -0.0007 | 0.0012 |
| 인식격차(2개월 시차) | 0.0007 | -0.0027 |
| 인식격차(3개월 시차) | 0.0012 | 0.0089* |
| 인식격차(4개월 시차) | 0.0019** | 0.0217*** |
| 인식격차(5개월 시차) | -0.0009 | -0.0154** |
| 인식격차(6개월 시차) | -0.0005 | -0.0090 |
| 인식격차(1개월 시차)×경인지역 | -0.0051*** | 0.0187* |
| 인식격차(2개월 시차)×경인지역 | -0.0051*** | -0.0321*** |
| 인식격차(3개월 시차)×경인지역 | -0.0016 | 0.0041 |
| 인식격차(4개월 시차)×경인지역 | -0.0026 | -0.0465*** |
| 인식격차(5개월 시차)×경인지역 | 0.0020 | 0.0059 |
| 인식격차(6개월 시차)×경인지역 | 0.0076** | 0.0104 |
| 가격격차(1개월 시차) | -0.0096 | 0.1151** |
| 가격격차(2개월 시차) | 0.0015 | -0.1558*** |
| 가격격차(3개월 시차) | -0.0129 | -0.1619 |
| 가격격차(4개월 시차) | -0.0155** | -0.1222 |
| 가격격차(5개월 시차) | 0.0166* | 0.2195*** |
| 가격격차(6개월 시차) | -0.0157 | -0.0088 |
| 가격격차(1개월 시차)×경인지역 | 0.0073 | -0.3598 |
| 가격격차(2개월 시차)×경인지역 | 0.0866*** | -0.0551 |
| 가격격차(3개월 시차)×경인지역 | 0.0268 | 0.1226 |
| 가격격차(4개월 시차)×경인지역 | -0.0159 | 0.4622 |
| 가격격차(5개월 시차)×경인지역 | -0.0406** | -0.5573*** |
| 가격격차(6개월 시차)×경인지역 | -0.0744** | 0.1001 |
| 실업률 | -0.0073 | -0.0151 |
| 물가변동률 | 0.0032 | -0.0638 |
| ln(주택준공) | -0.0015 | -0.0509*** |
| N | 864 | 864 |
| R-squared | 0.9938 | 0.9666 |
| Region FE | Yes | Yes |
| Month FE | Yes | Yes |

주: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준을 의미.

의 계수를 개별적으로 해석하기 보다 일정 기간 축적된 효과를 포착하는 누적시차 변수를 통해 반응 구조를 살펴볼 필요가 있다.

### 3) 누적시차 모형

분산시차 모형에서 확인된 시차별 이질적 반응이 일정 기간 누적될 경우 서울 유입에 어떠한 영향을 미치는지를 확인하기 위해 인식격차와 가격격차의 누적시차 변수를 활용한 모형을 추가적으로 분석하였다. 누적시차 변수를 활용한 모형의 추정 결과는 개별 시차 효과가 혼재되어 나타났던 분산시차 모형과 달리 일정 기간 축적된 효과의 방향성을 보다 명확하게 보여준다.

〈표 9〉에서 보면 각 시도에서 서울로 이동한 인구 규모를 종속변수로 한 Model 5-1의 결과 경인지역 외 이전 거주지역에서는 인식격차와 가격격차 모두 대부분의 누적구간에서 통계적으로 유의하지 않았다. 이는 장거리 이동의 경우 주택시장에 대한 주관적 인식이 이동 결정에 뚜렷한 영향을 미치지 않음을 의미한다. 다만, 가격격차는 6개월 누적 구간에서 음(-)의 효과가 나타나 서울의 실제 가격 상승률이 상대적으로 높은 상태가 일정 기간 지속될 경우 비수도권에서도 서울 유입이 소폭 증가하는 경향이 제한적으로 작용하는 모습이 관찰되었다.

반면 경인지역에서는 인식격차의 교차항 계수가 모든 누적구간에서 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 보인 반면 가격격차의 교차항은 전 구간에서 유의하지 않아 경인지역과 비수도권 간 차별적 반응은 가격격차보다 인식격차의 상호작용항에서 보다 일관되게 관찰되었다. 기저계수와 교차항을 합산한 경인지역 총효과를 살펴보면 인식격차는 2~5개월 누적구간에서 유의한 음(-)의 값을 보였으며 누적기간이 길어질수록 그 크기와 유의성이 완화되었다. 이는 이전 거주지역의 주택가격 인식이 서울보다 긍정적으로 형성될수록 서울로의 이동 규모가 감소하며, 그 반응이 비교적 단기의 누적 인식에서 뚜렷함을 의미한다. 한편 가격격차의 총효과는 5~6개월의 장기 누적구간에서만 유의한 음(-)의 값을 보여 주관적 인식은 상대적으로 단기 누적구간에서, 실제 가격격차는 보다 장기 누적구간에서 유의한 것으로 나타났다.

다음으로 총 이동인구 대비 서울 이동 비율을 종속변수로 한 Model 5-2의 결과 경인지역 외 지역에서는 인식격차와 가격격차 모두 누적계수가 통계적으로 유의하지 않았다. 이는 비수도권에서 이동이 발생하더라도 주택시장 인식보다 지역 간 구조적 차이, 이동 비용, 비가격 요인 등 다른 요인이 더 크게 작용할 가능성을 시사한다.

반면 경인지역에서는 인식격차의 교차항 계수가 모든 누적구간에서 1% 수준에서 유의한 음(-)의 값을 보여 이동자 수 분석과 동일한 방향의 차별적 반응이 확인되었다. 경인지역 총효과 기준으로 인식격차는 5~6개월 누적구간에서 유의하여, 이전 거주지역 주택가격 인식이 서울보다 긍정적일수록 이동이 발생하더라도 서울을 선택할 비중이 감소하며 이러한 반응이 상대적으로 긴 시차를 두고 나타남을 보여준다. 가격격차는 교차항과 총효과 모두 대부분의 누적구간에서 유의한 음(-)의 값을 보였으며, 이는 서울의 상대적 가격 상승률이 높은 상태가 누적될수록 서울을 목적지로 선택하는 비중이 증가함을 의미한다.

정리하면 이동 규모 분석(Model 5-1)에서는 경인지역 교차항 기준으로 인식격차만이 모든 누적구간에서 유의하였고 가격격차는 유의하지 않았다. 경인지역 총효과 기준으로는 인식격차가 단기 누적(2~5개월)에서, 가격격차가 장기 누적(5~6개월)에서 유의하였다. 이동 비율 분석(Model 5-2)에서는 교차항 기준으로 두 변수 모두 유의하였고, 총효과 기준으로 가격격차는 전 구간, 인식격차는 5~6개월 누적구간에서 유의하여 두 변수가 같은 음(-)의 방향으로 작용하였다. 이러한 결과는 시장 참여자의 주관적 가격 인식이 실제 가격 변동률 격차와 구별되는 독립적 설명력을 가지고 있음을 시사한다. 나아가 이러한 인식 효과가 지리적으로 인접한 경인지역에서 두드러지고 시차를 두고 누적된다는 점은 주거이동 분석과 정책 설계에서 실제 가격 지표와 함께 시장 참여자의 인식을 시계열적으로 고려할 필요가 있음을 보여준다.

## Ⅴ. 결론

이 연구는 주택가격 변화에 대한 인식이 주거이동에 미

〈표 9〉 누적시차 모형 결과

| model 5-1 | (1)<br>2개월 누적 | (2)<br>3개월 누적 | (3)<br>4개월 누적 | (4)<br>5개월 누적 | (5)<br>6개월 누적 |
|---|---|---|---|---|---|
| 인식격차(a) | 0.0003 | 0.0003 | 0.0004 | 0.0003 | 0.0004 |
| 인식격차×경인지역(b) | −0.0054*** | −0.0037*** | −0.0026** | −0.0019** | −0.0013** |
| 경인지역 인식격차 총효과(a+b) | −0.0051*** | −0.0033** | −0.0023** | −0.0015* | −0.0010 |
| 가격격차(c) | −0.0056 | −0.0058 | −0.0061 | −0.0058 | −0.0061* |
| 가격격차×경인지역(d) | 0.0078 | 0.0033 | 0.0004 | −0.0017 | −0.0031 |
| 경인지역 가격격차 총효과(c+d) | 0.0023 | −0.0026 | −0.0057 | −0.0075** | −0.0092*** |
| 실업률 | −0.0055 | −0.0055 | −0.0055 | −0.0053 | −0.0053 |
| 물가변동률 | 0.0093 | 0.0062 | 0.0047 | 0.0039 | 0.0022 |
| ln(주택준공) | −0.0011 | −0.0012 | −0.0012 | −0.0010 | −0.0008 |
| N | 864 | 864 | 864 | 864 | 864 |
| R-squared | 0.9931 | 0.9931 | 0.9931 | 0.9931 | 0.9931 |
| Region FE | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Month FE | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| model 5-2 | (1)<br>2개월 누적 | (2)<br>3개월 누적 | (3)<br>4개월 누적 | (4)<br>5개월 누적 | (5)<br>6개월 누적 |
| 인식격차(a) | 0.0039 | 0.0041 | 0.0036 | 0.0021 | 0.0013 |
| 인식격차×경인지역(b) | −0.0120*** | −0.0114*** | −0.0108*** | −0.0096*** | −0.0081*** |
| 경인지역 인식격차 총효과(a+b) | −0.0081 | −0.0073 | −0.0072 | −0.0074* | −0.0068** |
| 가격격차(c) | −0.0746 | −0.0780 | −0.0672 | −0.0422 | −0.0284 |
| 가격격차×경인지역(d) | −0.1370** | −0.0791** | −0.0545* | −0.0504** | −0.0452* |
| 경인지역 가격격차 총효과(c+d) | −0.2116*** | −0.1571*** | −0.1218*** | −0.0927*** | −0.0736** |
| 실업률 | −0.0014 | −0.0058 | −0.0110 | −0.0121 | −0.0127 |
| 물가변동률 | −0.0172 | −0.0333 | −0.0349 | −0.0289 | −0.0287 |
| ln(주택준공) | −0.0421** | −0.0411*** | −0.0410*** | −0.0416*** | −0.0421*** |
| N | 864 | 864 | 864 | 864 | 864 |
| R-squared | 0.9642 | 0.9647 | 0.9649 | 0.9647 | 0.9644 |
| Region FE | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Month FE | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |

주: 1) 경인지역 총효과는 기저계수와 경인지역 상호작용 계수의 선형결합(a+b, c+d)이며, 표준오차는 델타법으로 산출함.
2) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준을 의미.

치는 영향을 실증적으로 검증하였다. 실증 분석은 크게 2개 파트로 구성되어 개인 단위에서 주거이동 의향에 대한 분석과 서울을 중심으로 한 지역 간 이동에 대한 분석을 수행하였다.

개인 단위의 주거이동 의향 분석에서는 거주주택과 거주지역주택 가격 인식이 주거이동 의향에 통계적으로 유의한 연관성이 있음을 확인하였다. 다만, 거주지역주택 인식은 단독으로 모형에 투입시에도 주거이동 의향에 양(+)의

관계가 유지된 반면, 거주주택 인식의 음(–)의 관계는 거주지역주택 인식을 함께 통제한 경우에만 유의한 것으로 나타났다. 이러한 결과는 각 인식의 절대적 수준뿐만 아니라 상대적 비교가 중요할 수 있음을 의미한다. 실제로 두 인식의 격차를 활용한 분석에서도 인식 격차가 주거이동 의향과 유의한 음(–)의 관계가 보이는 것을 확인하였다.

다만, 선형모형에서는 상승과 하락 인식의 반응 크기를 대칭으로 전제하여 분석하기 때문에 손실회피적 행동과 같은 비대칭적 반응을 확인하는데 한계가 있다. 따라서 전월 대비 '비슷한 수준'을 참조점으로 손실과 이익 영역을 분리하여 살펴본 결과 두 인식 모두 참조점에서 이동 의향 확률이 가장 낮고 참조점에서 멀어질수록 증가하는 것으로 나타났다. 이는 주택가격 변화 인식과 주거이동 의향 간 관계가 단순한 선형관계가 아닌 참조점에 따른 비대칭적 구조를 가진다는 것을 보여준다. 또한, 손실로 해석되는 방향에서 반응이 상대적으로 크게 나타나 전망이론의 손실회피적 행동과 부합하는 결과도 확인하였다. 특히, 손실로 인식되는 방향에서 반응이 더 크게 나타난 점은 매도가격과 호가 결정에서 손실회피를 확인한 김준형 · 루이스 알렉산더(2013), Genesove and Mayer(2001) 등의 결과와도 부합하며 이러한 결과가 주거이동 의향에서도 손실회피적 행동이 나타날 가능성을 확인하였다는 점에서 의의가 있다. 또한 거주주택과 거주지역주택이라는 두 참조점에서 손실로 해석되는 방향이 서로 다르게 나타났다는 결과는 참조점이 복수로 존재한다는 다중 참조점 논의(Bao and Saunders, 2023; Tomal, 2024)와도 연결된다.

지역 단위 이동 분석의 경우 인식격차의 영향이 전국적으로 일관되게 나타나기보다 서울과 지리적으로 인접한 경인지역에 한하여 제한적으로 관찰되었다. 특히 누적시차 모형에서 경인지역의 인식격차는 이동규모의 경우 일부 단기 누적구간, 이동비율의 경우 상대적으로 긴 누적구간에서 유의한 음(–)의 관련성을 보였다. 이러한 결과는 서울로의 이동은 현실적으로 대체가능한 경인지역에 한하여 주택가격 인식격차와 서울 유입 간 연관성이 시차를 두고 나타날 가능성을 보여주는 결과로 해석할 필요가 있다. 이러한 심리적 요인인 인식격차가 실제 이동에도 영향이 있다는 결과는 실제 가격 변동을 중심으로 인구이동을 설명한 연구(조대헌, 2018; 천상현 외, 2014)와 소득 · 자산 등 재무적 요인을 중심으로 주거이동을 설명한 기존 연구(유기현 외, 2013; Chan, 2001; Engelhardt, 2003)에 더하여 가격에 대한 인식도 주거이동을 설명하는 주요한 요인일 수 있음을 확인했다는 점에서 의의가 있다.

이 연구는 주택가격 인식을 포함한 분석을 통해 주거이동의 선택에 있어서 가격이 얼마나 변했는가와 함께 가격 변화가 어떻게 인식되었는지도 중요한 요인임을 확인하였다. 이를 통해 주택시장 분석과 정책 설계에 있어 가격, 거래 지표 등과 함께 시장 참여자의 주관적 인식을 고려한 접근이 필요하다는 시사점을 도출하였다. 특히, 서울로의 이동과 관련하여 경인지역과 같이 지리적으로 인접하여 접근성이 높은 지역에서의 가격 인식은 단기뿐만 아니라 시차를 두고 지속적인 움직임으로 이어질 가능성이 있으므로 이를 고려한 분석 및 정책적 접근이 요구된다.

이 연구는 주택시장 참여자의 주거이동 선택에 있어 주택가격에 대한 인식의 영향을 확인하고 참조점을 중심으로 한 행동경제학 측면의 접근이 가능함을 제시한 것에 의의가 있다. 하지만 자료에 의한 제한적 분석기간은 장기적 구조 변화를 충분히 확인하지 못하는 한계와 함께 이동 의향과 실제 이동 간의 직접적 연계경로를 확인하지 못한 한계가 있다. 또한 서울로의 유입이 서울의 주택수요와 가격, 나아가 서울에 대한 가격 인식을 견인하는 역방향 경로가 존재할 수 있어, 인식격차 및 가격격차와 서울 유입 간 인과방향을 단정하기 어려운 한계도 있다. 향후 연구에서는 개인 단위 패널자료 또는 미시와 거시 자료의 결합 등을 통해 해당 부분에 대한 정밀한 분석과 함께 인과적 식별을 강화한 접근 등이 수행되었으면 한다.

## 참고문헌

김수상, 김남정. (2025). 공공임대주택과 민간임대주택 거

주가구의 주거이동 의향 결정요인 비교 분석. *주택도시금융연구*, *10*(2), 69-91.

김준형, 루이스 알렉산더. (2011). 주택시장의 손실회피 행태와 기준점 설정에 관한 연구. *국토연구*, *69*, 141-155.

김준형, 루이스 알렉산더. (2013). 주택보유자의 손실회피 성향과 매도가격의 설정: 손실은 어떻게 정의되는가? *부동산학연구*, *19*(1), 25-44.

박환수, 이재수. (2022). 생애주기 단계별 가구의 주거이동 패턴과 특성 비교 연구: 2001~2020년 서울대도시권 가구이동. *도시부동산연구*, *13*(4), 5-31.

유기현, 정희주, 서순탁. (2013). 소득 및 자산수준에 따른 주거이동 특성에 관한 연구. *국토계획*, *48*(5), 145-163.

이석훈, 이창효. (2026). 생애주기 단계별 서울 전입가구의 주거입지 선택 특성: 장거리 주거이동 가구를 대상으로. *부동산분석*, *12*(1), 223-242.

이재수, 원재웅. (2017). 서울 전출입 가구의 주거이동 특성과 이동 요인 연구: 2001~2010년 간 서울 대도시권의 가구이동. *국토계획*, *52*(5), 27-45.

장선영, 오주석, 김세용. (2020). 수도권 가구의 주거이동 결정요인 및 특성에 관한 연구: 서울 및 경인지역을 중심으로. *대한건축학회논문집*, *36*(5), 125-135.

정수영. (2021). 수도권 거주가구의 주거면적 변화 결정요인: 수도권 내 주거이동 방향에 따라서. *지역연구*, *37*(3), 19-36.

조대헌. (2018). 주택가격과 인구이동 간의 연관성에 관한 공간 분석: 수도권의 전세가격을 중심으로. *한국지리학회지*, *7*(3), 449-462.

천상현, 이연수, 임이정, 박성진. (2014). 주택의 매매 및 전세가격 증감률이 인구이동에 미치는 영향. *국토계획*, *49*(5), 151-172.

최석현. (2025). 한국 주택 가격 상승기(2015-2022)의 주거이동 계층화에 관한 연구. *지역발전연구*, *34*(1), 101-133.

Bao, H. X. H., & Gong, C. M. (2016). Endowment effect and housing decisions. *International Journal of Strategic Property Management*, *20*(4), 341-353.

Bao, H. X. H., & Saunders, A. (2023). Reference dependence in the UK housing market. *Housing Studies*, *38*(7), 1191-1219.

Case, K. E., & Shiller, R. J. (1988). *The behavior of home buyers in boom and post-boom markets* (Working Paper 2748). National Bureau of Economic Research (NBER).

Chan, S. (2001). Spatial lock-in: Do falling house prices constrain residential mobility? *Journal of Urban Economics*, *49*(3), 567-586.

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.

Ferreira, F., Gyourko, J., & Tracy, J. (2010). Housing busts and household mobility. *Journal of Urban Economics*, *68*(1), 34-45.

Genesove, D., & Mayer, C. (2001). Loss aversion and seller behavior: Evidence from the housing market. *The Quarterly Journal of Economics*, *116*(4), 1233-1260.

Kahneman, D., & Tversky, A. (1979). Prospect theory: An analysis of decision under risk. *Econometrica*, *47*(2), 263-291.

Kőszegi, B., & Rabin, M. (2006). A Model of reference-dependent preferences. *The Quarterly Journal of Economics*, *121*(4), 1133-1165.

Kuchler, T., & Zafar, B. (2019). Personal experiences and expectations about aggregate outcomes. *The Journal of Finance*, *74*(5), 2491-2542.

Morrison, P. S., & Clark, W. A. V. (2016). Loss aversion and the duration of residence. *Demographic Research*, *35*, 1079-1100.

Thaler, R. (1980). Toward a positive theory of

consumer choice. *Journal of Economic Behavior & Organization*, *1*(1), 39-60.

Tomal, M. (2024). The endowment effect and housing studies: The role of multiple reference points. *Critical Housing Analysis*, *11*(2), 184-193.

Tversky, A., & Kahneman, D. (1991). Loss aversion in riskless choice: A reference-dependent model. *The Quarterly Journal of Economics*, *106*(4), 1039-1061.

논문접수일: 2026.05.04
논문심사일: 2026.08.18
게재확정일: 2026.10.05

**국문 요약**

이 연구는 시장 참여자의 주택가격에 대한 인식이 주거이동에 미치는 영향에 대해 실증적으로 분석하였다. 주거이동은 개인단위의 주거이동 의향과 서울을 중심으로 한 지역 단위의 주거이동으로 구분하여 분석하였다. 개인단위의 주거이동 의향 분석에서는 거주주택과 거주지역주택에 대한 가격 변화 인식을 구분하여 각 인식이 서로 다른 참조점에 기반한 손익 평가로 작동하는지 분석하였으며, 인식의 차이도 주거이동 의향에 유의미한 영향을 주는 요인임을 확인하였다. 지역 단위의 실제 이동은 서울로 유입되는 인구 이동을 중심으로 살펴보았다. 분석결과 경인지역을 중심으로 직전 거주지역과 서울 간 주택가격 변화 인식격차와 서울 유입 간 유의한 관계가 일부 시차 및 누적구간에서 관찰되었다. 이러한 결과는 주거이동에 있어 실제 주택가격 수준뿐만 아니라 주택가격에 대한 인식 또한 주요한 요인이 될 수 있으며 향후 주택시장 분석 및 정책 수립에 있어 시장 참여자의 인식 등 정성적 요인에 대한 고려가 필요함을 시사한다.

**주제어**: 주거이동, 주택가격 변화 인식, 인식격차, 다중 참조점

© Copyright 2026 Korea Housing & Urban Guarantee Corporation. This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution Non-Commercial License (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/) which permits unrestricted non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

# 부록

〈부록 표 1〉 주거이동 의향 분석 강건성 분석

| | 거주주택 인식만 포함 | 거주지역주택 인식만 포함 | 두 변수 동시 포함 |
|---|---|---|---|
| 거주주택 인식 | −0.0042 | − | −0.1717*** |
| 거주지역주택 인식 | − | 0.1251*** | 0.2276*** |

주: 본 분석에서 활용한 통제변수, 월 고정효과를 적용한 모형결과이며, *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준을 의미.

〈부록 표 2〉 인식 및 가격 격차 시차별 상관행렬

| 구분 | 인식격차_1 | 인식격차_2 | 인식격차_3 | 인식격차_4 | 인식격차_5 | 인식격차_6 | 가격 격차_1 | 가격 격차_2 | 가격 격차_3 | 가격 격차_4 | 가격 격차_5 | 가격 격차_6 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 인식격차_1 | 1 | 0.895 | 0.748 | 0.637 | 0.563 | 0.493 | 0.507 | 0.431 | 0.325 | 0.251 | 0.216 | 0.189 |
| 인식격차_2 | 0.895 | 1 | 0.896 | 0.751 | 0.649 | 0.573 | 0.48 | 0.508 | 0.438 | 0.342 | 0.263 | 0.225 |
| 인식격차_3 | 0.748 | 0.896 | 1 | 0.892 | 0.75 | 0.642 | 0.395 | 0.48 | 0.511 | 0.442 | 0.341 | 0.257 |
| 인식격차_4 | 0.637 | 0.751 | 0.892 | 1 | 0.892 | 0.747 | 0.321 | 0.389 | 0.476 | 0.501 | 0.429 | 0.329 |
| 인식격차_5 | 0.563 | 0.649 | 0.75 | 0.892 | 1 | 0.888 | 0.256 | 0.313 | 0.383 | 0.465 | 0.482 | 0.411 |
| 인식격차_6 | 0.493 | 0.573 | 0.642 | 0.747 | 0.888 | 1 | 0.195 | 0.244 | 0.303 | 0.369 | 0.443 | 0.467 |
| 가격 격차_1 | 0.507 | 0.48 | 0.395 | 0.321 | 0.256 | 0.195 | 1 | 0.823 | 0.604 | 0.459 | 0.41 | 0.384 |
| 가격 격차_2 | 0.431 | 0.508 | 0.48 | 0.389 | 0.313 | 0.244 | 0.823 | 1 | 0.821 | 0.591 | 0.457 | 0.404 |
| 가격 격차_3 | 0.325 | 0.438 | 0.511 | 0.476 | 0.383 | 0.303 | 0.604 | 0.821 | 1 | 0.817 | 0.593 | 0.453 |
| 가격 격차_4 | 0.251 | 0.342 | 0.442 | 0.501 | 0.465 | 0.369 | 0.459 | 0.591 | 0.817 | 1 | 0.81 | 0.582 |
| 가격 격차_5 | 0.216 | 0.263 | 0.341 | 0.429 | 0.482 | 0.443 | 0.41 | 0.457 | 0.593 | 0.81 | 1 | 0.803 |
| 가격 격차_6 | 0.189 | 0.225 | 0.257 | 0.329 | 0.411 | 0.467 | 0.384 | 0.404 | 0.453 | 0.582 | 0.803 | 1 |

〈부록 표 3〉 인식 및 가격 격차 VIF 결과

| 구분 | 인식격차_1 | 인식격차_2 | 인식격차_3 | 인식격차_4 | 인식격차_5 | 인식격차_6 | 가격 격차_1 | 가격 격차_2 | 가격 격차_3 | 가격 격차_4 | 가격 격차_5 | 가격 격차_6 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| VIF | 6.03 | 9.36 | 9.46 | 9.59 | 10.11 | 6.98 | 4.64 | 7.83 | 8.18 | 7.66 | 6.89 | 4.03 |