



# 외지인의 주택 프리미엄: 탐색비용과 정박효과를 중심으로\*

## Out-of-local Buyer's Premium: Borne by the Search Cost and Anchoring Effect

이여진\*\* · 김준형\*\*\*  
Lee, Yeojin · Kim, Jun-Hyung

### Abstract

An extensive amount of overseas research has been conducted to test the impact of a buyer's characteristics on house price from search cost and anchoring effect perspectives. However, little has been studied about the relationship between buyer's characteristics and house price in Korea. Existing studies are based on the SPAR('Sales Price to Appraisal Ratio') model and repeated sales model rather than the traditional hedonic price model due to unavailability of housing characteristics data. This study developed a hedonic equation, a regression of unit value on housing characteristics and buyer characteristics using apartment transaction data in one of the towns in Seoul to find the impact of buyer's characteristics on the house price. The major findings are summarized as the following: first, out-of-local premium is KRW123,000/m<sup>2</sup>; second, this premium is borne by the search cost and the anchoring effect, and the premium is KRW267,000/m<sup>2</sup> and KRW265,000/m<sup>2</sup> respectively; third, the anchoring effect can result in both premium and discount; lastly, the search cost increases for the out-of-local buyers, but it does not increase proportionately with the increase in distance.

**키 워 드** ■ 매수자 특성, 주택가격, 외지인 프리미엄, 탐색비용, 정박효과, 헤도닉가격모형  
**Keywords** ■ buyer characteristics, house price, out-of-local premium, search cost, anchoring effect, hedonic price model

### I. 서론

주택가격 결정 모형은 보통 면적이나 구조 등 개별 주택의 특성, 주변 상가나 학교, 대중교통의 유무 등과 같은 근린의 특성, 그리고 도심으로부터의 거리 등 접근성에 대한 변수들을 고정적으로 포함한다. 그러나 실제 주택의 거래는 이 매물의 속성이 갖는 가치들에 대해 매수자와 매도자들 모두

가 합의를 할 때 이루어진다. 그렇기 때문에 최종 거래가격은 매물의 특성뿐만 아니라 매수자 및 매도자의 특성에 영향을 받는다(Harding *et al.*, 2003, Ihlanfeldt and Mayock 2009).

사실 이미 많은 국외 연구들이 주택가격에 영향을 미치는 매수자의 특성에 관심을 가져왔다. 이들은 매수자의 특성 중 특히 내지인보다 외지인이 주

\* 이 논문은 2017년 7월 대만 타이중에서 열린 AsRES 국제학술대회 및 2017년 12월 한국주택학회 정기학술대회에 발표된 내용을 기초로 작성되었습니다. 학술대회에서 유익한 의견을 주신 임미화, 이준용 위원님과 익명의 심사위원님들께 감사드립니다.

\*\* Myongji University, Ph.D. Candidate (yeojin1215@gmail.com)

\*\*\* Myongji University, Associate Professor (Corresponding Author: junhgkim@gmail.com)

택을 비싸게 구입하는 현상, 즉 외지인 프리미엄(out-of-local premium)에 주목하였다. 그리고 그 원인을 내지인에 비해 외지인이 갖는 높은 탐색비용, 또 외지인 거주지역의 주택가격이 높기 때문에 발생하는 정박효과 등으로 설명하였다. 다만 뒤에서 살펴보겠지만 모든 연구가 이 요인들의 존재를 입증하는데 성공하고 있던 않으므로, 그 영향을 일반화하기에는 아직 무리가 있다.

국내에서도 방송희·이용만(2013)에 의해 제주도 아파트 시장에서 외지인이 갖는 프리미엄이 입증된 바 있다. 이들도 마찬가지로 외지인 프리미엄을 탐색비용과 정박효과로 설명하였다. 그러나 이 연구는 탐색비용이 상대적으로 높을 수밖에 없는 제주도를 대상으로 한다는 점에서 외지인 프리미엄을 국내 주택시장 전체로 일반화하는데 한계를 갖는다. 보다 근본적으로 주택 특성 변수가 부족하여 헤도닉가격 모형 대신 SPAR모형이나 반복매매가격모형 등을 사용하고 있는데, 이 모형에 내재한 가정들의 문제점으로 인해 추정결과를 전적으로 신뢰하기 어려운 상황이다.

이에 본 연구는 2015년 1월부터 2016년 12월까지 서울의 한 구(이하 A구)에서 계약이 완료된 아파트 거래사례를 헤도닉가격모형을 통해 분석함으로써, 외지인 프리미엄 등 매수자의 특성이 국내 주택가격에 실제 영향을 미치는지 보다 엄정하게 확인하는데 그 목적이 있다. 먼저 2장에서 외지인 프리미엄을 설명하는데 주로 사용되는 탐색비용과 정박효과 이론을 살펴보고, 또 이를 바탕으로 실제 외지인 프리미엄의 입증을 시도한 국내외 실증연구를 검토한다. A구 아파트 거래사례를 활용, 매수자 특성의 영향을 살펴보기 위한 헤도닉가격모형은 3장에서 구체적으로 설계되며, 그 추정결과는 4장에서 순차적으로 검토된다. 매수자의 외국인 여부나 국적, 거주지역이나 거주지역의 주택가격 등의 영향이 주요 관심 대상이다. 분석의 주요 결과와 의의,

그리고 이것이 갖는 시사점은 5장에서 논의된다.

## II. 이론연구

### 1. 탐색비용과 정박효과

기존 연구들은 매수자의 특성 중 특히 거주지역이나 국적 등의 속성이 탐색비용(search cost)이나 정박효과(anchoring effect)의 경로를 통해 주택가격에 영향을 미칠 수 있음을 주목해왔다. 먼저 탐색비용은 정보의 비대칭성 하에 있는 매수자가 상품을 저렴하게 사기 위하여 상품의 정보를 수집할 때 발생하는 비용을 의미한다(Stigler, 1961). 매수자는 탐색을 통해 확보한 정보의 한계기대이익이 정보 탐색에 투입되는 한계비용과 같아질 때까지 탐색비용을 지불한다는 것이다. 주택 등 부동산의 거래는 탐색비용이 보다 큰 것으로 알려져 있다. 이는 부동산이 이질성이 강하고 거래빈도가 낮으며 거래에 필요한 정보가 충분하지 않기 때문이다. 주택을 구매하는데 필요한 탐색비용은 구매하고자 하는 주택으로부터의 거리(distance), 구매하려는 주택을 발굴하는데 가용한 시간(time), 해당 시장 내 주택 매입 경험(experience)에 따라 달라지는데, 이 모든 항목에 걸쳐 외지인보다는 내지인, 그리고 외국인보다는 내국인이 우위에 있다. 외국인 및 외지인이 더 많은 프리미엄을 지불하는 까닭이 여기에 있다는 것이다.

정박효과의 관점은 Tversky & Kahneman(1974)의 휴리스틱에 기초한다. 이들에 따르면 불확실하고 복잡한 상황에서 결정을 내릴 때, 인간은 결정과정을 단순화하는 지름길(short-cut)을 택한다. 주택매입이라는 불확실한 상황에 직면한 매수자도 마찬가지로 지름길을 택할 수 있는데, 이는 참조가격(reference value)이라는 기준점(anchor)을 설정, 이

를 통해 매입하려는 주택의 가격을 조정 (adjustment)하는 형태로 나타난다. 실제로 국내 주택시장에서도 최근 가격을 기준으로 한 손실회피(loss-aversion) 행태가 입증된 바 있다(김준형·루이스 알렉산더, 2011). 매수자의 위치는 바로 이 지점에서 가격에 영향을 미친다. 매수자는 참조가격을 구입하고자 하는 지역주택시장에 대한 정보탐색을 통해 결정하는 것이 아니라, 매수자가 위치한 지역주택시장을 기준으로 결정한다. 따라서 주택가격이 높은 지역에서 온 매수자는 상대적으로 참조가격을 높게 결정하고, 주택가격이 낮은 지역에서 온 매수자는 상대적으로 낮은 참조가격을 형성한다. 그 결과 기존 거주지역의 주택가격이 높은 외지인이나 외국인인 내지인보다 높은 주택가격을 지불하는 것이다.

## 2. 국외 연구

국외의 많은 연구들은 탐색비용 혹은 정박효과로 인해 외지인 혹은 외국인 프리미엄이 발생함을 입증하는데 성공하였다. 먼저 Miller *et al.*(1988)은 헤도닉가격모형을 이용하여 미국 하와이주의 호놀룰루시에서 1986년 1월부터 1988년 2월까지 일어난 421건의 주택거래를 분석, 외국인(일본인)이 내국인(미국인)에 비해 21%의 프리미엄을 지불하고 있음을 보고하였다. 저자들은 그 원인으로 정보의 비대칭성으로 인한 탐색비용의 차이뿐만 아니라 당시 하와이에 비하여 고가인 일본 부동산시장에 의한 정박효과를 지적하였다.

사실 국외 연구들은 외국인 프리미엄보다 외지인 프리미엄에 초점을 맞춘 경우가 더 많다. Lambson *et al.*(2004)은 1990년부터 2002년까지 미국 아리조나주 피닉스 도심의 임대용 아파트 거래 사례 2,854건을 분석, 외지인이 내지인보다 5% 이상 통

계적으로 유의한 프리미엄을 지불함을 발견하였다. 그 이유 역시 높은 탐색비용과 경험에 의존한 편향적 사고방식인 정박효과로 설명하였다. 이 연구는 기존 거주지역 주택가격의 수준, 주택매입경험의 여부를 활용, 탐색비용과 정박효과를 함께 검증하기도 하였다. 그 결과 주택매입경험이 없으면서 상대적으로 높은 주택가격이 형성된 지역에서 온 외지인이 주택매입경험이 있으면서 상대적으로 낮은 주택가격이 형성된 지역에서 온 외지인보다 통계적으로 유의한 프리미엄을 지불한다는 점, 그리고 주택매입경험이 있고 가격이 낮은 지역에서 온 외지인은 내지인과 거의 비슷한 가격에 주택을 구입한다는 점을 보임으로써, 탐색비용과 정박효과를 직접 확인하는데 성공하였다.

Ihlanfeldt & Mayoock(2012)은 미국 플로리다 주 67개 마을의 6,666건의 단독주택 거래를 분석하였다. 특별히 이 연구는 탐색비용을 측정하기 위해 외지인 여부뿐만 아니라 매수자의 현재 주소와 매입하고자 하는 주택과의 거리를 사용하였다. 여기에는 주택과 현재 거주지가 멀수록 탐색비용이 증가한다는 가정이 내재해 있다. 추정결과 두 변수 모두 통계적으로 유의하게 나타났는데, 구체적으로 외지인은 내지인보다 1.9%의 프리미엄을 더 지불하며, 주택과의 거리가 1표준편차 증가할수록 주택매입가격은 2,440불(약 280만 원)이 증가하였다. 주택가격이 높은 지역에서 온 외지인이 주택가격이 낮은 지역에서 온 외지인보다 프리미엄을 더 지불하는 것도 확인, 정박효과 가설도 함께 입증하였다.

주택경기가 활황인 중국에서도 최근 관련 연구가 이루어졌다. Zhou(2015)는 2009년 12월부터 2011년 7월까지 중국 청도의 공동주택 분양사례 940건을 바탕으로 외지인 프리미엄 가설을 검증하였다. 이 연구는 비교적 짧은 기간 내에 단일 매도자가 동일 주택을 판매하는 사례를 활용함으로써, 개별 주택의 특성, 근린 환경의 특성 등 부동산 상품의

이질성을 야기하는 변수들을 원천적으로 통제하는 장점을 지닌다. 추정결과 주택가격이 높은 곳에서 온 외지인이 낮은 곳에서 온 외지인보다 더 많은 프리미엄을 지불하는 정박효과를 확인하였다. 또한 비싼 지역에서 온 외지인 중에서도 청도로부터 거리가 멀수록 프리미엄이 증가, 탐색비용 효과도 동시에 검증하였다.

그러나 모든 연구가 외국인 및 외지인의 프리미엄을 입증하고 있는 것은 아니다. 비록 주택으로 한정하지 않았지만 Myer *et al.*(1992)은 미국 내 기업의 부동산 자산 처분 사례를 분석한 결과, 미국 국적 매입자와 외국 국적 매입자 간 매입가격에 통계적으로 유의한 차이가 존재하지 않음을 발견하였다. Turnbull & Sirmans(1993)는 미국 루이지애나주 배턴루즈(Baton Rouge) 지역에서 1988년부터 1년간의 단독주택 거래 사례 151건을 분석하였다. 그 결과 외지인과 내지인, 주택구입경험이 있는 집단과 주택구입경험이 없는 집단 사이에 통계적으로 유의한 프리미엄의 차이가 존재하지 않는 것으로 나타났다. 이에 대해 저자들은 부동산중개기관의 발달로 정보 비대칭에 따른 탐색비용의 차이가 줄어든 것으로 해석하였다.

Watkins(1998)는 1991년 4월부터 1992년 3월까지의 영국 글래스고시의 주택거래 사례 544건을 헤도닉가격모형으로 분석하였다. 이 때 주택매입경험 여부에 따라 최초 주택구입자와 주택구입경험이 있는 가구, 그리고 외지인과 내지인으로 구분하여 매입가격을 비교한 결과, 그 차이가 통계적으로 유의하지 않았다. 이에 대한 Watkins의 해석도 흥미롭다. 주택은 이질성이 강하고, 가격이 급변하므로 이미 널리 공개된 가격정보가 대부분 부정확할 가능성이 높다. 따라서 이전에 주택을 매입하였거나 내지인이더라도 부정확하고 불완전한 정보를 바탕으로 주택시장에 진입하는 것은 별반 다르지 않기 때문에 이와 같은 결론이 나타난다는 것이다.

이처럼 국외 연구들은 주택가격에 미치는 매수자의 특성을 파악하기 위해 탐색비용과 정박효과 이론을 활용해왔다. 그 결과 일부는 외국이나 외지 등 먼 곳에서 왔거나 주택가격이 높은 지역에서 온 매수자들이 상대적으로 높은 비용을 지불하고 있다는 점을 밝히는데 성공하였지만, 동시에 다른 연구들은 중개서비스의 발달에 따른 부동산정보의 증가로 인해 탐색비용 효과가 통계적으로 유의하지 않다는 결론에 도달하기도 하였다. 따라서 국내 부동산시장의 매수자 특성이 갖는 영향을 확인하기 위해서는 국내 사례를 활용한 별도의 실증분석이 반드시 필요하다. 더욱이 선행연구가 이루어진 미국, 중국 등에 비해 국토가 작다는 점, 주택 중 상대적으로 동질적인 아파트의 비중이 높다는 점, 그리고 그 정보 또한 부동산정보업체를 통해 원활히 시장에 공급되고 있다는 점은 탐색비용을 줄여 국내 외국인, 외지인 프리미엄의 영향에 근본적인 차이를 야기할 수 있으므로 국내 자료를 활용한 실증분석은 그 의의가 매우 클 것이다.

### 3. 국내 연구

국외에 비해 국내에서 외국인 및 외지인의 프리미엄 연구는 많이 이루어지지 않았다. 먼저 토지에 대한 연구로 양영준·임상혁(2014)을 들 수 있다. 이들은 2011년 제주 서귀포시의 토지거래 사례 1,130건을 바탕으로 매수인의 특성이 토지가격에 미치는 영향을 분석하였다. 토지의 실거래가격을 종속변수로 하고, 토지의 공시지와 매수인의 외지인 여부, 연령, 성, 법인 여부 등을 독립변수로 한 헤도닉가격모형을 추정한 결과, 외지인은 제주도민보다 27.1%의 프리미엄을 지불, 탐색비용 요인이 존재함을 발견하였다. 또한 외지인 중 토지가격이 높은 지역에서 온 매수인과 토지가격이 낮은 지역에서

온 매수인의 프리미엄은 각각 31.2%와 13.8%로 나타나, 정박효과 가설도 함께 확인하였다.

방송희·이용만(2013)은 토지가 아니라 아파트를 대상으로 하였다는 점에서 본 연구와 가장 관련성이 높은 연구이다. 양영준·임상혁(2014)의 연구와 마찬가지로 이 연구도 제주도를 대상으로 삼고 있으며, 2006년부터 2013년까지 24,614건의 주택거래를 분석하였다. 특이할 만한 점은 헤도닉가격모형 추정에 필요한 주택의 특성변수가 충분하지 않은 자료를 분석, 특성변수가 충분하지 않아도 모수 추정이 가능한 SPAR모형과 반복매매가격모형을 사용하는 부분이다.

먼저 SPAR모형의 SPAR는 'Sale Price to Appraisal Ratio' 즉 감정가격 대비 매매가격의 비율을 의미한다. 매수자의 특성은 매매가격에 반영되거나 정부가 매년 1월 1일 공표하는 주택 공시가격에 반영되지 않는다고 가정하면, 이 두 가격 간의 비율을 종속변수로 함으로써 주택의 특성을 포함시키지 않고도 외지인 프리미엄을 확인할 수 있다는 것이다. 추정결과, 외지인의 프리미엄은 평균 4.2%로 나타났다. 그리고 내지인과 비교할 때 가격이 낮은 지역에서 온 외지인은 2.3%의 프리미엄을 지불하고, 가격이 높은 지역에서 온 외지인은 4.4%의 프리미엄을 지불하고 있었다. 여기에서 2.3%는 탐색비용 효과를, 그리고 4.4%와 2.3%의 차이인 2.1%는 정박효과를 의미하는 것으로 해석하였다.

SPAR모형은 주택의 매매가격을 그 주택의 공시가격과 비교한다면, 반복매매가격모형은 기간 내에 반복 거래된 주택의 가격을 비교함으로써 주택의 특성을 고려하지 않고도 외지인 변수의 영향을 추정할 수 있다. SPAR모형에서 주택의 공시가격은 매수자의 특성이 반영되어 있지 않다는 가정이 적용되었지만 반복매매가격모형은 두 가격 모두 거래가격이므로 매수자의 특성이 반영될 수밖에 없다. 이에 첫 번째 거래가 내지인이고 두 번째 거래가

외지인일 때 +1을 가지며, 첫 번째 거래가 외지인이고 두 번째 거래가 내지인일 때 -1을 갖는 형태의 더미변수를 고안하였다. 두 거래가 모두 내지인이거나 외지인인 경우 0의 값을 갖는다.

이 더미변수를 포함해 추정한 결과 외지인은 내지인에 비해 약 3%의 프리미엄을 지불하고 있었다. 외지인 더미변수를 가격이 높은 지역에서 온 외지인 더미변수와 가격이 낮은 지역에서 온 외지인 더미변수로 나누어 추정한 결과, 가격이 높은 지역에서 온 외지인 더미변수만 통계적으로 유의한 양의 값이 나타난다. 가격이 낮은 지역에서 온 외지인 더미변수가 통계적으로 유의하지 않은 결과에 대해 "정박효과 때문에 외지인이 프리미엄을 지불하는 것이지 탐색비용 때문에 외지인이 프리미엄을 지불하는 것은 아니다"고 해석하였다(57쪽).

#### 4. 새로운 연구의 필요성

국내 연구들은 제주도만을 대상으로 진행되었다. 제주도는 내지인과 외지인의 탐색비용이 극대화됨으로써 외지인 프리미엄을 관찰할 수 있는 유리한 환경임은 분명하다. 그러나 이 특수성은 동시에 연구결과를 일반화하는데 장애로 작동한다. 즉 외지인 프리미엄은 제주도처럼 상대적으로 고립되어 탐색비용이 큰 지역에서만 존재하는 것으로 해석될 수 있다는 것이다. 실제 방송희·이용만(2013)은 제주도가 아닌 육지 지역의 아파트 시장은 상대적으로 외지인의 탐색비용이 저렴하기 때문에 그 영향이 달라질 수 있음을 언급하였다(61쪽). 탐색비용이나 정박효과에 기초한 외국인, 외지인 프리미엄의 존재를 국내 전체로 일반화하기 위해서는 왕래가 보다 용이하여 탐색비용이 상대적으로 적게 발생할 지역을 대상으로 한 연구가 함께 이루어져야 한다.

보다 근본적으로 아직 국내에서 주택에 대한 외

국민, 외지인 프리미엄 가설을 확인하기 위해 국외에서 보편적으로 사용하고 있는 헤도닉가격모형을 사용한 연구는 부재하다. 방송희·이용만(2013)도 헤도닉가격모형 추정 의 필요성에 공감하지만(49쪽), 이를 위한 주택 특성 자료 구축이 어려워 SPAR모형과 반복매매가격모형을 대신 사용하였다.

물론 이 모형들을 활용하더라도 가정들이 충족된다면 외지인의 영향은 정확히 추정될 수 있다. 문제는 그 가정들이 완벽히 충족된다고 보기 어렵다는 점이다. 먼저 SPAR모형은 주택의 공시가격이 매수자의 특성과 무관하다고 가정한다. 이 때 공시가격은 직전 1년 동안의 실거래가격에 일정 비율을 적용하여 산정하는데, 이 실거래가격에 매수자의 특성은 얼마든지 반영될 수 있다. 예를 들어 특정 지역에 외지인의 거래가 매우 집중적으로 일어났다면, 그 지역의 공시가격은 이미 외지인 요인이 반영될 수밖에 없다. 외지인의 유입으로 인해 가격이 상승한 것으로 논의되어온 제주 지역이 가장 높은 공시가격 상승률을 보인 결과가 이를 입증한다(국토교통부, 2017).

외지인 프리미엄을 분석하는데 SPAR모형을 적용하기 위해서는 공시가격에 실거래가격이 반영되는 비율이 지역별로 동일하여야 한다는 가정도 필요하다. 이 가정을 검토하기 위해 방송희·이용만(2013)은 서귀포시 지역더미를 추가한 모형을 별도로 추정, 외지인 변수의 크기나 통계적 유의성이 동일하게 입증됨을 보였다. 그러나 제주시 혹은 서귀포시 내에서 존재할 수 있는 실거래가격 반영비율의 차이가 추정결과에 영향을 주고 있음은 여전히 부인하기 어렵다.

반복매매가격모형 역시 기간 내에 반복적으로 거래가 이루어진 표본만을 대상으로 진행된다는 점에서 근본적인 한계가 존재한다. 자주 거래가 이루어지지 않은 주택에 비해 자주 거래가 이루어진 주택은 구입시 참고할 만한 정보가 더 많이 존재한다.

탐색비용은 정보의 부족에 기인하므로, 정보가 보다 풍부한 자주 거래된 주택에 대해 탐색비용 효과는 줄어들 가능성이 높다. 따라서 전체 주택을 분석하지 않고 반복 거래가 이루어진 주택을 사용할 경우 추정결과에 편이가 발생할 수 있다.

반복매매가격모형을 통해 정박효과를 측정하기 위해 첫 번째 거래와 두 번째 거래의 외지인 매수 여부를 더미변수로 만드는 과정 역시 문제가 존재한다. 이 더미로 인해 첫 번째 거래와 두 번째 거래 모두 외지인에 의해 거래된 주택은 분석과정에서 자연스럽게 사라짐으로써, 모형의 표본이 갖는 대표성을 떨어뜨린다. 이는 표본의 대표성 뿐만 아니라 정박효과 측정에도 문제를 야기한다. 예를 들어 첫 번째와 두 번째 거래의 매수자 모두가 가격이 높은 지역에서 온 외지인이었다면 외지인의 더미는 0의 값을 갖는다. 그러나 원래 살던 지역의 주택가격이 기준점 역할을 한다면 두 지역 모두 가격이 높다고 하더라도 두 지역의 가격간 차이가 존재하면 정박효과가 발생할 수 있다. 두 지역 모두 매수자가 가격이 낮은 지역에서 온 경우도 마찬가지이다. 주택가격의 높고 낮음에 의해 정박효과와의 차이는 평가하고 있으나, 거리의 멀고 가까움에 따라 탐색비용 효과의 차이는 간과하고 있다는 점 역시 한계로 지적할 수 있다. SPAR모형과 반복매매가격모형을 활용하여 외지인 프리미엄을 측정하는데 전제되어야 할 가정들이 충족되지 않음으로써 생기는 이 문제점들은 주택 특성에 대한 자료를 구축, 이 가정들이 불필요한 헤도닉가격모형을 추정함으로써 근본적으로 해결될 수 있을 것이다.

정박효과 해석은 국내뿐만 아니라 국외 연구도 공통적인 한계를 지니는데, 이는 항상 '양의 방향'의 정박효과만을 고려한다는 점이다. 즉 상대적으로 주택가격이 높은 지역에서 온 매수자가 주택가격을 더 지불하려는 형태로만 정박효과가 작동하지, 상대적으로 주택가격이 낮은 지역에서 온 매수자에 대

해 정박효과는 발생하지 않는다는 것이다. 방송희·이용만(2013)도 “가격이 낮은 지역에 거주하는 외지인의 경우 정박효과가 없”다고 보고 있다(60쪽). 그러나 원래 거주하던 지역의 주택가격이 참조가격이 되어 신규 거래의 기준점으로 사용된다면 주택 가격이 상대적으로 낮은 지역에 거주하던 매수자에 대해 정박효과는 음의 방향으로 작용할 수도 있다. 국내외 연구들이 모두 간과하는 정박효과의 ‘양방향성’은 보다 적극적으로 검토할 필요가 있다.

### III. 연구설계

#### 1. 자료 및 변수

외지인이나 외국인 여부 등과 같은 매수자의 특성이 주택가격에 미치는 영향을 확인하기 위해 본 연구는 관련 국외 연구들에서 주로 이용된 헤도닉 가격모형을 사용한다. 모형추정에 사용된 자료는 서울 A구에서 2015년 1월부터 2016년 12월에 이르

는 기간 동안 계약이 종료된 아파트의 실거래 사례이다. 기존 국내 연구들이 모두 제주도라는 고립된 지역으로 한정됨을 감안할 때, 주변으로부터 접근이 훨씬 자유로우며 거래가 빈번하여 주택의 특성 및 가격에 대한 정보가 상대적으로 풍부한 A구의 상황은 외지인 프리미엄 가설을 시험하는데 보다 유리하게 작용할 수 있다. 부동산 중 주택, 그리고 그 중에서 아파트로 한정된 것도 아파트의 거래 빈도가 보다 많으며, 이질성이 낮으며, 아파트 거래에 필요한 정보가 보다 신속하고 투명하게 공개됨으로써, 물건 개별 특성의 영향을 효과적으로 통제하면서 매수자 특성의 영향을 정확히 관찰할 수 있다는 장점에 기인한다. 방송희·이용만(2013)도 같은 이유로 아파트만을 대상으로 한 바 있다.

실거래 자료는 거래된 아파트의 계약일, 소재지, 면적, 거래금액, 매수자 국적, 매수자의 거주지 주소 등을 포함하고 있다. 표본크기는 164개 단지 8,565 건이나, 지분매입으로 정확한 거래금액을 확인하기 어려운 경우(42건), 단지 정보가 불충분한 경우(8개

Table 1. Previous studies using hedonic price model with housing price as dependent variable

Article	Independent Variables
정수연·김태훈(2007) Jung & Kim(2007)	no. of households(+), brand(+), district heating(+), central heating(-), age(-), openness(+), mountain view(+), park view(+)
원두환·김형건(2008) Won & Kim(2008)	area(+), district heating>unit heating>central heating, 1 <sup>st</sup> floor(-), lower floors(-), top floor(-), roadside(-), age(-), view(+), facing the south(+), renovation(+)
이준하·김호철(2008) Lee & Kim(2008)	net area(+), no.of total floors(+), brand(-), facing the south(+), main road width(-) no. of parking lots(+), park view(+), retail facilities(-)
김성우·정건섭(2010) Kim & Chung(2010)	area(+), no. of households(+), age(-), reconstruction(+), station-orientated(+)
박운선·임병준(2010) Park & Rhim(2010)	no.of rooms(+), no. of households(+), no. of parking lots per household(+), no. of high schools(+), distance to subway station(-), distance to downtown(+), distance to bus stop(-), distance to IC(-), distance to hospital(-), distance to elementary school(-), distance to park(-)
김진희(2014) Kim(2014)	net area(+), no. of households(-), no. of rooms(+), no. of bathrooms(+), brand(+), heating system(+), fuel system(-), entrance(+), age(-), no. of total floors(+), no. of buildings(+), school infra(+), retail facilities(+), no. of parking lots(+)
이강·최근희(2016) Lee & Choi(2016)	area(+), no. of households(+), no. of parking lots(+), age(-), top floor(-), distance to the national museum(+), distance to high school(+), distance to middle school(-)

단지 12건), 이중기록(1건)을 제외하여 최종 156개 단지 8,510건의 자료를 사용하였다.

실거래 자료에 포함된 주택 특성 변수만으로 일관적인 헤도닉가격모형을 추정하기는 어렵다. 만약 헤도닉가격모형에서 반드시 포함될 변수들이 포함되지 않아 변수 누락의 문제가 발생한다면, SPAR 모형이나 반복매매가격모형 이상의 문제가 발생할 수도 있다. 이에 본 연구는 주택가격 헤도닉가격모형에 대한 국내외 선행연구들을 검토, 여기에 포함된 변수들을 최대한 포함하고자 하였다. 국내외 연구들은 헤도닉가격모형에서 개별 주택의 특성뿐만 아니라 해당 단지나 주변 환경, 접근성 등의 변수를 공통적으로 사용하고 있다(표 1). 이에 본 연구도 실거래 자료 이외의 추가 자료를 활용, 개별 주택 특성과 단지 특성 등을 독립변수로 투입하였다. 구

체적으로 개별 주택의 변수는 전용면적과 층수, 그리고 단지 특성 변수는 단지 전체의 세대수, 브랜드 아파트 여부, 개별난방 여부, 현관구조, 경과연수, 지하철역까지의 거리 등이다. 단지 특성 변수들은 대부분 네이버부동산에서 공개된 정보를 활용하였으며, 브랜드 아파트는 국토교통부의 2016년 시공능력평가에서 상위 10위 이내 시공사인 경우 1의 값을 갖는 더미변수로 생성하였다. 지하철역까지의 거리는 아파트 단지로부터 가장 가까운 지하철역 출구까지의 거리를 도로명주소 안내시스템에서 제공하는 도로명주소DB를 활용, QGIS로 측정해 생성하였다. 마지막으로 2015년 1월부터 2016년 12월 까지 2년 동안 발생한 시계열적인 가격변화를 통제하기 위해 2014년 4분기를 기준으로 분기를 나타내는 8개의 시간더미를 추가하였다.

Table 2. Variables and sources

Variable	Description	Source	Comment	
Dependent	Transaction Price per unit area (KRW 1,000/m <sup>2</sup> )	Actual transaction data	-	
Independent	House	Net Area(m <sup>2</sup> )	Actual transaction data	-
		Floor	Actual transaction data	-
	Complex	No. of Households	Naver Real Estate	-
		Brand	2016 Construction Ranking 1-10 provided by Ministry of Land, Infrastructure, and Transport	dummy
		Heat	Naver Real Estate	dummy
		Entrance	Naver Real Estate	dummy
		Age(year)	Naver Real Estate	-
		Distance to Subway Station(m)	Road Name Address DB provided by Road Name Address System	-
	Buyer	Ownership	Actual transaction data	dummy
		Foreigner	Actual transaction data	dummy
		Nationality	Foreigner's Land Purchase Data	dummy
		Buyer's Address	Actual transaction data	dummy
		Out-of-Local	Actual transaction data	dummy
		Distance to A-gu(km)	Census Administrative District (Si, Gun, Gu) Data provided by Statistics Korea	-
		Avg. apartment price of Buyer's address(KRW 1,000)	Housing Price Trend Research Data provided by Korea Appraisal Board	-

본 연구의 초점인 매수자 특성 변수들은 별도로 확보한 외국인 토지취득현황 자료를 함께 활용하여 생성하였다. 기재된 매수자의 주민등록 주소지를 기준으로 A구 거주 여부, 서울 거주, 서울 외 거주 여부, 서울 외 거주시 해당 시도, 그리고 A구와 매수자 주소지와 거리 등의 변수를 생성하였다. 매수자 주소지와 거리는 마찬가지로 통계청의 센서스 행정구역경계(시군구) 자료를 QGIS로 분석해 생성하였다. 만약 매수자가 여러 명인 경우 매수자 중 1명이라도 A구(혹은 서울)에 거주할 경우 A구(혹은 서울)에 거주하는 것으로 분류하였다. 매수자의 국적 정보를 통해 외국인 여부, 그리고 특정 국가 출신 여부에 대한 변수도 만들 수 있는데, 매수자가 여러 명인 경우 주소와 마찬가지로 매수자 중 1인이 대한민국 국적일 때 내국인으로 분류하였다. 매수자가 2인 이상일 때 1의 값을 갖는 공동명의 더미변수도 생성하였다.

한편 정박효과를 분석하려면 매수자의 거주지와 A구의 주택가격간 차이에 대한 변수가 필요하다. 이를 위해 한국감정원의 지역별 평균아파트매매가격 자료를 활용하였다. A구 거래사례와 동일한 기간의 지역별 평균아파트매매가격을 산정, A구 평균가격과의 차이를 구하였다.

지금까지 논의된 변수와 그 출처, 그리고 변수들의 기초통계는 표 2, 표 3과 같다. 분석대상 주택의 25%가 공동명의이며, 외국인이 거래한 주택은 전체의 1%(90건)에 불과하다. 매수자 중 A구 거주자의 비중은 43%이며, A구 이외 서울 거주자가 38%, 서울 이외 지역 거주자가 18%를 차지한다.

## 2. 모형추정의 단계

헤도닉가격모형은 다음과 같은 단계로 추정된다. 우선 매수자의 특성을 제외한 개별 주택의 특성,

단지의 특성, 시간더미만을 포함시킨 기본 모형을 추정한다(모형 1). 추정된 변수의 수치나 부호가 선행연구와 일치하는지 확인함으로써, 본 연구에서 구축된 자료의 적합성을 검증한다.

모형 2부터 본격적으로 매수자의 특성을 포함한다. 먼저 모형 2-1은 공동명의 여부와 외국인여부를 포함, 매수자가 단독일 때에 비해 공동일 때, 그리고 매수자가 내국인일 때에 비해 외국인일 때 주택거래가격에 통계적으로 유의미한 차이가 존재하는지 살펴본다. 분석의 주요 초점은 외국인일 때 프리미엄을 부담하는지 여부이다. 외국인 더미는 그 출신국 각각에 대응하는 특정 더미로 바꾸어 포함할 수도 있는데, 모형 2-2가 바로 이 추정을 담당한다. 구체적으로 대만, 중국, 미국, 일본, 기타 등으로 나누어 그 영향이 추정되는데, A구에서 장기간 밀집거주한 대만 국적자의 프리미엄이 상대적으로 낮은지 여부가 분석의 초점이다.

모형 3은 매수자의 프리미엄이 외국인 여부가 아니라 외지인 여부에 따라 달라지는지 검증한다. 먼저 모형 3-1은 모형 2에서 제시된 공동명의, 외국인 여부 등에 대한 변수와 함께 외지인 여부 변수를 추가한다. 여기에서 외지인은 A구 외부에 살고 있는 경우를 의미하며, 이는 곧 참조집단(reference group)인 내지인은 A구 거주자가 됨을 뜻한다. 다른 조건을 다 통제할 때, 외지인이 내지인에 비해 높은 가격으로 거래하는지 여부를 중점적으로 살펴본다.

외지인 변수는 보다 세밀하게 설계할 수도 있다. 참조집단은 A구 거주자로 동일하게 둔 상태에서 A구 외 서울 내 거주자, 서울 외 거주자의 두 더미변수로 그 영향을 구분할 수 있다. 외지인 프리미엄이 존재한다면 두 더미변수 모두 통계적으로 유의한 양의 값이 추정되어야 한다. 또한 구입 주택으로부터 매수자의 위치가 멀어질수록 탐색비용이 늘어난다면 A구 외 서울 내

거주자 터미변수의 추정계수보다 서울 외 거주자 변수의 추정계수가 더 크게 추정될 것이다. 모형 3-2를 통해 이 두 터미변수의 값을 확인할 수 있다.

외지인 변수를 세밀하게 설계하는 또 다른 방식은 A구와 매수자의 주소지간 거리를 직접 사용하는 방식이며, 그 추정결과는 모형 3-3에서 확인할 수 있다. 탐색비용이 거리에 따라 늘어난다면 이 추정계수는 통계적으로 유의한 양의 값으로 추정될 것이다.

전술한 대로 외지인 프리미엄은 탐색비용뿐만 아

니라 정박효과에 의해서도 설명될 수 있으며, 따라서 이를 검증하기 위해 A구의 주택가격과 매수자가 위치한 지역의 주택가격 비교를 통해 정박효과에 대한 매수자의 특성 변수가 투입되어야 한다.

모형 4-1은 이를 매수자의 거주지역 주택가격이 A구보다 높은 경우와 낮은 경우 각각을 터미변수로 구분해서 투입한 결과이다. 정박효과가 존재한다면 후보보다 전자의 추정계수가 크게 나타날 것이다.

정박효과를 변수로 표현하는 또 다른 방법은 매수자가 거주하고 있는 지역의 평균 주택가격과 A구 주택가격 간의 차이를 연속변수로 표현하는 것

Table 3. Descriptive Statistics

Variable	Class	Frequency	%	Variable	Class	Frequency	%
Net Area		(81)	[85]	Age		(11)	[13]
	Less than 60m <sup>2</sup>	2,409	28.3%		Less than 10	3,743	44%
	60 ~ Less than 85m <sup>2</sup>	4,767	56.0%		10 ~ Less than 20	3,193	37.5%
	85 ~ Less than 105m <sup>2</sup>	87	1.0%		20 ~ Less than 30	1,394	16.4%
	105m <sup>2</sup> and more	1,247	14.7%	30 and more	180	2.1%	
Floor		(9)	[8]	Distance to Station		(566)	[581]
	1 <sup>st</sup> ~4 <sup>th</sup>	2,224	26.1%		Less than 300m	1,685	19.8%
	5 <sup>th</sup> ~9 <sup>th</sup>	2,660	31.3%		300 ~ Less than 500m	1,923	22.6%
	10 <sup>th</sup> ~14 <sup>th</sup>	2,158	25.4%		500 ~ Less than 1,000m	4,307	50.6%
	15 <sup>th</sup> and higher	1,468	17.3%	1,000m and more	595	7.0%	
Total Units		(1,443)	[939]	Ownership	Co-ownership	2,094	24.6%
	Less than 500	2,465	29%		Sole-ownership	6,416	75.4%
	500 ~ Less than 1,000	2,471	29%	Nationality	Korean	8,420	98.9%
	1,000 ~ Less than 2,000	1,737	20.4%		Foreigner	90	1.1%
	2,000 and more	1,837	21.6%	Buyer's Address	Within A-gu, Seoul	3,667	43.1%
Brand	Ranking 1-10	4,531	53.2%		Out of A-gu, in Seoul	3,271	38.4%
	Ranking 11 and lower	3,979	46.8%		Out of Seoul	1,554	18.3%
Heating	Unit Heating	6,263	73.6%	Overseas	18	0.2%	
	Other Heating	2,247	26.4%	Buyer's House Price	More expensive than A-gu	2,553	30.0%
Entrance	Stairs	5,979	70.3%		Cheaper than A-gu	2,272	26.7%
	Corridor	437	5.1%				
	Mixed	744	8.7%				
	Mixed+Stairs	73	0.9%				
	Corridor+Stairs	1,277	15.0%				

( ): Mean, [ ]: Median

이다. 주택가격이 높을 때의 영향과 낮을 때의 영향이 달라질 수 있으므로, 이를 각각 나누어 분석한 결과는 모형 4-2에서 확인할 수 있다.

그러나 모형 4의 결과를 해석할 때 신중함이 요구된다. 주택가격이 높은 지역과 낮은 지역의 구분은 A구로부터 가까운 지역과 먼 지역에 대한 구분이 뒤섞여 있으므로 정박효과 요인만을 측정하는 것이 아니라 탐색비용 요인이 혼재된 정박효과 요인을 측정하는 것일 수 있다. 이에 모형 5-1은 A구 내부를 참조집단으로 한 다음, 매수자의 위치와 매수자 거주지역의 주택가격을 기준으로 다음과 같은 2 × 2 집단 더미변수를 추정한다: A구 외 서울 내에

있으면서 주택가격은 A구보다 비싼 지역(양의 정박효과, 낮은 탐색비용효과. 집단 1), A구 외 서울 내에 있으면서 주택가격은 A구보다 싼 지역(음의 정박효과, 낮은 탐색비용효과. 집단 2), 서울 외에 있으면서 주택가격은 A구보다 비싼 지역(양의 정박효과, 높은 탐색비용효과. 집단 3), 서울 외에 있으면서 주택가격은 A구보다 싼 지역(음의 정박효과, 높은 탐색비용효과. 집단 4). 이를 통해 집단 1과 2 혹은 집단 3과 4를 비교함으로써 정박효과를 파악할 수 있으며, 집단 1과 3 혹은 집단 2와 4를 비교함으로써 탐색비용 효과를 파악할 수 있다.

2 × 2 집단의 더미변수 대신 정박효과와 탐색비

Table 4. Hedonic Price Model Results – Model 1 & Model 2

Variable		Model 1: Base Hedonic			Model 2-1: Foreigner			Model 2-2: Foreigner's Nationality		
		B	$\beta$	t-value	B	$\beta$	t-value	B	$\beta$	t-value
Unit	Net area	-24.04	-0.32	-52.99***	-24.27	-0.33	-53.23***	-24.28	-0.33	-53.19***
	Floor	24.12	0.08	13.83***	23.93	0.08	13.73***	23.93	0.08	13.72***
Complex	Total units	0.08	0.07	5.81***	0.08	0.07	5.84***	0.08	0.07	5.85***
	Brand	533.42	0.16	20.89***	531.09	0.16	20.82***	530.83	0.16	20.80***
	Unit heating	272.74	0.07	6.88***	274.30	0.07	6.93***	274.50	0.07	6.93***
	Entrance Corridor	-124.36	-0.02	-2.63***	-126.66	-0.02	-2.68**	-127.05	-0.02	-2.69**
	(Ref: Mixed stairs)	-510.54	-0.08	-13.94***	-509.95	-0.08	-13.94***	-510.03	-0.08	-13.94***
	Mixed/Stairs	-936.69	-0.05	-8.80***	-934.54	-0.05	-8.79***	-935.30	-0.05	-8.79***
	Corridor/Stairs	-141.22	-0.03	-4.65***	-141.11	-0.03	-4.65***	-141.10	-0.03	-4.65***
Age	-103.14	-0.57	-72.93***	-102.82	-0.57	-72.71***	-102.79	-0.57	-72.64***	
Dist.to subway stn.	-1.30	-0.22	-35.41***	-1.30	-0.22	-35.33***	-1.30	-0.22	-35.32***	
Buyer	Co-ownership				97.36	0.02	4.26***	97.12	0.02	4.24***
	Foreigner				223.45	0.01	2.35**			
	Taiwan							251.21	0.01	1.61
	China							302.83	0.01	1.51
	US							276.66	0.01	1.07
	Japan etc.							15.15	0.00	0.05
Intercept	8,404.31		85.47***	8,395.98		85.46***	8,396.23		85.41***	
R <sup>2</sup> / Adjusted R <sup>2</sup>	0.722 / 0.722			0.723 / 0.722			0.723 / 0.722			
No. of observation	8,510			8,510			8,510			

\*\*\*:p-value<0.01, \*\*:p-value<0.05, \*:p-value<0.1. Time dummy variable results are omitted. The same shall apply hereafter.

용 효과에 대한 연속변수를 활용해 동일한 내용의 분석을 진행할 수 있다. 즉 매수자의 주소지와 A구 까지의 거리, 그리고 매수자 거주지역 주택가격과 A구의 주택가격간 차이에 대한 변수를 사용할 수 있는데 이는 모형 5-2에서 다룬다. 전과 마찬가지로 주택가격간 차이에 대한 변수는 A구보다 주택 가격이 높은 지역과 낮은 지역으로 구분한다.

#### IV. 결과 및 해석

먼저 매수자의 특성을 제외, 개별 주택이나 단지 등 일반 헤도닉가격모형의 변수를 추정한 결과는 표 4와 같다. 변수의 수치나 부호 모두 선행연구의

헤도닉가격모형 추정결과와 유사하며 R<sup>2</sup>도 72%로 기존 헤도닉가격모형의 결과와 유사하거나 높은 수준에 있어, 본 연구에서 구축된 자료가 주택가격을 분석하는데 적합함을 확인할 수 있다. 구체적으로 전용면적, 경과연수, 지하철역까지의 거리는 단위면적당 주택가격에 통계적으로 유의한 음의 영향을, 그리고 개별 주택의 층수와 브랜드아파트 여부는 단위면적당 주택가격에 통계적으로 유의한 양의 영향을 미친다. 시간더미에 대한 추정결과는 지면 관계상 생략하며, 이후도 마찬가지이다.

모형 2부터 본격적으로 매수자의 특성을 헤도닉 가격모형에 포함하였다. 공동명의 여부와 외국인 여부를 포함한 모형 2-1의 추정결과, 매수자의 특성

Table 5. Hedonic Price Model Result – Model 3

Variable		Model 3-1: Out-of-local			Model 3-2: Out-of-local (2 dummies)			Model 3-3: Out-of-local (continuous)										
		B	$\beta$	t-value	B	$\beta$	t-value	B	$\beta$	t-value								
Unit	Net area	-23.98	-0.32	-52.38***	-23.94	-0.32	-52.28***	-24.12	-0.33	-52.70***								
	Floor	24.01	0.08	13.81***	24.00	0.08	13.80***	23.73	0.08	13.61***								
Complex	Total units	0.08	0.07	5.79***	0.08	0.07	5.79***	0.08	0.07	5.75***								
	Brand	524.82	0.15	20.60***	522.86	0.15	20.52***	527.44	0.16	20.66***								
	Unit heating	282.54	0.07	7.14***	282.48	0.07	7.15***	271.60	0.07	6.86***								
	Entrance Corridor	-132.56	-0.02	-2.81***	-135.07	-0.02	-2.87***	-130.09	-0.02	-2.76**								
	(Ref. Mixed stairs)	-500.36	-0.08	-13.69***	-499.64	-0.08	-13.68***	-511.10	-0.08	-13.96***								
	Mixed/Stairs	-927.95	-0.05	-8.74***	-929.28	-0.05	-8.76***	-936.86	-0.05	-8.82***								
	Corridor/Stairs	-139.09	-0.03	-4.60***	-141.30	-0.03	-4.67***	-145.40	-0.03	-4.79***								
Age	-101.83	-0.57	-71.65***	-101.88	-0.57	-71.67***	-102.56	-0.57	-72.46***									
Dist.to subway stn.	-1.26	-0.21	-34.06***	-1.26	-0.21	-34.08***	-1.29	-0.22	-34.99***									
Buyer	Co-ownership	103.65	0.03	4.54***	105.47	0.03	4.62***	102.28	0.03	4.47***								
	Foreigner	202.79	0.01	2.14**	222.55	0.01	2.35**	294.79	0.02	2.87***								
	Out-of-local	122.53	0.04	5.92***														
	Out of A-gu, in Seoul				104.45	0.03	4.65***											
	Out of Seoul				169.01	0.04	6.06***											
Distance to A-gu							0.62	0.03	4.36***									
Intercept			8,281.28			82.86***			8,278.94			82.90***			8,369.42			84.99***
R <sup>2</sup> / Adjusted R <sup>2</sup>			0.724 / 0.724			0.724 / 0.724			0.724 / 0.723									
No. of observation			8,510			8,492			8,492									

변수는 모두 통계적으로 유의하게 추정된다. 먼저 매수자가 단독일 때에 비해 공동일 때 단위면적당 9만 7천 원을 더 지불하며, 이 영향은 통계적으로 유의하다. 이는 단독으로 구입할 때에 비해 공동으로 구입할 때 가용자금의 규모가 늘어난다는 점, 그리고 매입가격을 결정함에 있어 소유자가 많을수록 탐색비용이 늘어난다는 점에서 해석할 수 있다. 본 연구의 주요 관심사 중 하나인 매수자의 외국인 여부 변수 역시 통계적으로 유의하다. 구체적으로 내국인 매수자에 비해 외국인 매수자가 단위면적당 22만 3천 원의 프리미엄을 부담, 외국인의 프리미엄 지불 가설을 입증한다. 모형 2-2는 외국인여부

변수의 영향을 외국인의 개별 국적별 영향으로 바꾸어 추정하였는데, 그 결과는 대체적으로 유의하지 않다. 이는 국적별 외국인의 거래사례 수가 최소 10건(일본)에서 최대 33건(대만)으로 매우 적기 때문으로 판단된다. 다른 외국인들에 비해 A구에 장기적으로 거주해오고 있는 대만인들도 프리미엄을 지불하는 것으로 나타나지만, 이 영향 역시 통계적으로 유의하지 않다.

표 5의 모형 3은 매수자의 특성 중 외지인 여부, 대상 주택과의 거리 등을 추가로 고려하였다. 먼저 모형 3-1은 매수자의 특성으로 공동명의 여부, 외국인 여부 등과 함께 외지인 여부 변수를 추가하였

Table 6. Hedonic Price Model Result – Model 4

Variable	Model 4-1: Difference in price (dummy)			Model 4-2: Difference in price (continuous)			
	B	$\beta$	t-value	B	$\beta$	t-value	
Unit	Net area	-24.01	-0.32	-52.50***	-23.98	-0.32	-52.57***
	Floor	23.94	0.08	13.78***	24.15	0.08	13.91***
Complex	Total units	0.08	0.07	5.76***	0.08	0.07	5.74***
	Brand	526.26	0.15	20.67***	522.51	0.15	20.54***
	Unit heating	277.48	0.07	7.02***	270.48	0.07	6.86***
	Entrance	-130.46	-0.02	-2.77**	-139.36	-0.02	-2.96**
	(Ref: Mixed stairs)	-500.40	-0.08	-13.71***	-511.73	-0.09	-14.03***
	Mixed/Stairs	-927.03	-0.05	-8.74***	-941.71	-0.05	-8.90***
	Corridor/Stairs	-137.05	-0.03	-4.53***	-145.26	-0.03	-4.81***
Age	-101.61	-0.56	-71.50***	-101.96	-0.57	-72.23***	
Distance to subway station	-1.26	-0.21	-34.03***	-1.26	-0.21	-34.37***	
Buyer	Co-ownership	101.42	0.03	4.44***	108.68	0.03	4.76***
	Foreigner	211.29	0.01	2.23**	264.43	0.01	2.59**
	More expensive than A-gu	170.26	0.05	7.08***			
	Cheaper than A-gu	75.76	0.02	3.07***			
	Price difference with A-gu(pos)				0.66	0.05	8.32***
	Price difference with A-gu(neg)				1.08	0.04	6.17***
Intercept	8,282.54		82.98***	8,301.73		84.36***	
R <sup>2</sup> / Adjusted R <sup>2</sup>	0.725 / 0.724			0.726 / 0.725			
No. of observation	8,492			8,492			

다. 여기에서 외지인 여부는 대상 주택이 입지한 A구의 외부에 거주하는지 여부를 나타낸 것으로, 자연스럽게 참조집단인 내지인은 A구 내 거주자가 된다. 다른 조건을 다 통제할 때 외지인은 내지인보다 단위면적당 12만 3천 원의 프리미엄을 지불, 외지인의 프리미엄 가설 또한 입증되었다.

모형 3-2는 이 외지인 변수의 영향을 서울의 A구 외 거주 여부, 서울 이외 거주 여부의 두 변수로 나누어 측정한다. 참조집단은 A구 내 거주자로 동일하다. 분석결과 두 변수 모두 통계적으로 유의한 양의 값으로 추정, 외지인 프리미엄이 다시 입증된다. 또한 서울의 A구 이외 지역 거주자보다 서울 이외 지역의 거주자가 더 많은 프리미엄을 지불, A구로부터의 거리가 멀어질수록 탐색비용이 증가하여 프리미엄이 늘어나는 구조도 확인된다. 거리가 늘어날수록 탐색비용이 증가하여 프리미엄이 증가하는지 보다 정확히 확인하기 위해 모형 3-3은 서울 A구 외, 서울 외 거주 더미 대신 A구까지의 거리를 나타내는 연속변수를 사용하였다. 그 결과 통계적으로 유의한 양의 변수가 추정, 이 해석이 틀리지 않음을 보여준다. 구체적으로 A구로부터 1km 멀어질수록 단위면적당 620원의 프리미엄을 지불하고 있다.

모형 3까지 매수자의 프리미엄을 주로 탐색비용의 관점에서 접근하였다면, 표 6의 모형 4는 정박효과의 관점에서 접근한다. 이를 위해 A구와 매수자 주소지의 주택가격이 비교되는데, 먼저 모형 4-1은 그 지역이 A구보다 비싼 지역인지, 싼 지역인지를 나타내는 2개의 더미가 추가된다. A구보다 비싸지도 싸지도 않은 지역, 즉 A구에 거주하고 있는 내지인을 참조집단으로 설정할 때, 두 더미 모두 통계적으로 유의한 양의 값을 갖는다. 특히 A구보다 비싼 지역에 거주하고 있는 매수자가 A구보다 싼 지역에 거주하고 있는 매수자보다 프리미엄이 더 높게 형성, 정박효과의 존재가 입증된다.

모형 3이 탐색비용 효과를 더미와 연속변수로 나누어 살펴본 것처럼, 모형 4도 정박효과를 더미뿐만 아니라 연속변수로도 분석한다. 모형 4-2에 따르면 평균 주택가격이 A구보다 높은 지역에서 매수자 내에서 통계적으로 유의한 양의 값이 관찰된다. 즉 A구보다 기존 거주지역의 주택가격이 높을수록 매수자의 프리미엄이 증가한다는 것이다. 그러나 동일하게 매수자 거주지역의 주택가격이 A구보다 낮은 경우에도 그 차이가 클수록 프리미엄이 통계적으로 유의하게 늘어난다. 이는 정박효과만으로 설명되기 어렵지만 탐색비용을 고려한다면 충분히 설명 가능하다. A구와의 가격 차이가 낮은 방향으로 커질 때 정박효과와 함께 탐색비용도 증가하며 그 효과가 정박효과보다 크다면 통계적으로 유의한 양의 값이 얼마든지 나타날 수 있다.

따라서 정박효과를 엄밀하게 측정하기 위해서는 탐색비용 효과에 대한 통제가 동시에 이루어져 하며, 이에 본 연구는 전술한 대로 탐색비용과 정박효과의 크기에 따라 4개의 집단을 분류하여 더미변수로 그 영향을 추정하였다(표 7의 모형 5-1). 여기에서 탐색비용의 낮고 높음은 A구로부터의 거리를 기준으로, 그리고 정박효과의 크고 작음은 A구 주택가격과의 차이를 기준으로 한다. 추정결과 집단 3을 제외하고 모두 통계적으로 유의하게 추정된다. 집단 3이 유의하지 않은 까닭은 서울 외부에 있으면서 A구보다 주택가격이 높은 지역이 성남, 용인, 과천으로 그 표본이 매우 한정되어 있기 때문으로 판단된다(N=71).

나머지 세 더미는 통계적으로 유의한데 먼저 탐색비용이 모두 낮은 집단 1과 집단 2를 비교함으로써 정박효과를 측정할 수 있다. 정박효과가 높은 집단 1에서 프리미엄은 단위면적당 17만 천 원, 그리고 정박효과가 낮은 집단 2에서 프리미엄은 단위면적당 -9만 6천 원으로 나타난다. 즉 탐색비용을 낮은 상태로 통제할 경우 정박효과는 단위면적당

주택가격을 26만 7천 원까지 변동시킬 수 있는 규모이다. 여기서 주목할 만한 점은 선행연구에서 정박효과는 양의 값으로만 추정되었지만, 본 연구에서 정박효과는 탐색비용이 낮은 지역에서 음의 값도 갖는 것으로 추정된 부분이다. 사실 정박효과는 기존 거주지역의 주택가격을 주택거래의 기준점으로 설정하는 메커니즘이므로 그 주택가격이 A구보다 낮다면 얼마든지 주택가격을 낮추는 방향으로 작동할 수 있다. 본 연구는 이 가능성을 최초로 입증하였다. 본 연구는 이 가능성을 최초로 입증하였다. 본 연구는 이 가능성을 최초로 입증하였다.

집단 2와 집단 4는 모두 정박효과가 낮으므로,

탐색비용의 영향을 확인할 수 있다. 집단 2, 즉 탐색비용이 낮은 매수자들에 비해 집단 4, 즉 탐색비용이 높은 매수자들은 단위면적당 26만 5천 원을 추가로 지불한다. 정박효과를 분리하지 않은 모형 3-2에 비해 탐색비용의 효과는 훨씬 큰 것으로 추정되는 것도 모형 5-1의 기여이다.

정박효과와 탐색비용은 더미변수로도 측정될 수 있지만 앞서 분석한 것처럼 연속변수로도 측정될 수 있다. 탐색비용을 나타내기 위해 A구까지의 거리, 그리고 정박효과를 나타내기 위해 A구와 거주지역의 주택가격 차이를 양인 경우와 음인 경우로

Table 7. Hedonic Price Model Result – Model 5

Variable	Model 5-1: Search cost, anchoring effect (dummy)			Model 5-2: Search cost, anchoring effect (continuous)		
	B	$\beta$	t-value	B	$\beta$	t-value
Unit Net area	-23.88	-0.32	-52.32***	-23.96	-0.32	-52.49***
Floor	23.86	0.08	13.76***	24.10	0.08	13.88***
Com Total units	0.08	0.07	5.66***	0.08	0.07	5.71***
plex Brand	522.46	0.15	20.56***	522.42	0.15	20.54***
Unit heating	268.92	0.07	6.82***	268.99	0.07	6.82***
Entrance Corridor	-133.12	-0.02	-2.83**	-138.41	-0.02	-2.94***
(Ref. stairs) Mixed	-500.01	-0.08	-13.73***	-511.66	-0.09	-14.03***
Mixed/Stairs	-930.11	-0.05	-8.79***	-939.90	-0.05	-8.88***
Corridor/Stairs	-141.75	-0.03	-4.70***	-146.39	-0.03	-4.84***
Age	-101.66	-0.56	-71.71***	-101.90	-0.57	-72.16***
Distance to subway station	-1.25	-0.21	-33.94***	-1.26	-0.21	-34.29***
Buyer Co-ownership	105.71	0.03	4.64***	109.27	0.03	4.79***
Foreigner	202.08	0.01	2.14**	265.68	0.01	2.60**
Group1: anchoring+, search ↓ (N=2,482)	170.91	0.05	7.07***			
Group2: anchoring-, search ↓ (N=789)	-95.57	-0.02	-2.70**			
Group3: anchoring+, search ↑ (N=71)	208.29	0.01	1.95			
Group4: anchoring-, search ↑ (N=1,483)	169.41	0.04	6.00***			
Distance to A-gu				0.28	0.01	1.38
Price difference with A-gu (pos)				0.66	0.05	8.24***
Price difference with A-gu (neg)				0.85	0.03	3.47***
Intercept	8,284.15	-	83.20***	8,298.21	-	84.30***
R <sup>2</sup> / Adjusted R <sup>2</sup>	0.726 / 0.725			0.725 / 0.726		
No. of observation	8,492			8,492		

Table 8. Results using sido dummy variable

Variable	B	$\beta$	t-value
Re- Seou (excl.A-gu)	18.77	0.01	0.71
gion Gyeonggi	133.77	0.02	2.54**
Incheon	219.44	0.01	1.94*
Daejeon (inc.Sejong)	286.67	0.01	2.06**
Busan	196.92	0.01	1.92
Daegu	255.58	0.02	2.58**
Gwangju	594.76	0.02	3.21***
Ulsan	204.55	0.01	1.25
Gangwon	229.96	0.01	1.27
Chungcheong	919.31	0.05	6.10***
Jeolla	245.32	0.01	1.37
Gyeongsang	307.94	0.02	2.59**
Jeju	245.19	0.01	1.15
Price diff. with A-gu (pos)	0.62	.05	6.60***
Price diff. with A-gu (neg)	-0.49	-0.02	-1.07

\* This is part of the result, and full result can be provided when requested.

나누어 연속변수로 투입하여 추정한 결과는 모형 5-2와 같다. 이 결과는 모형 5-1과 달리 정박효과와 탐색비용으로 쉽게 설명되기 어렵다. 탐색비용을 나타내는 A구까지의 거리 변수는 통계적으로 유의하지 않으며, 정박효과를 나타내는 변수의 추정결과 역시 모형 5-1의 해석과 일관되지 않기 때문이다. 이는 탐색비용이 서울에 거주하는지 여부에 따라 영향을 받지만 그렇다고 서울(A구)로부터 거리가 멀어질수록 선형적으로 증가하는 구조는 아님을 시사한다.

이를 점검하기 위해 A구까지의 거리 대신 매수자의 거주지역을 나타내는 시도를 더미로 포함해 추정한 결과는 표 8과 같다. 통계적으로 유의한 변수만 해석하자면, 서울로부터 멀리 떨어져 있는 광주나 경상 지역에 비해 상대적으로 인접한 충청 지역에서 프리미엄이 훨씬 높게 형성되고 있다. 이는 곧 탐색비용이 선형적으로 증가하지 않음을 입증하는 결과이다. 이를 통제한 뒤 정박효과의 영향을

살펴보면, A구에 비해 매수자의 거주지역 주택가격이 백만 원 증가할 때 단위면적당 620원을 더 지불하며, 주택가격이 백만 원 감소할 때 단위면적당 490원을 덜 지불하는 것으로 나타난다. 다만 음의 정박효과는 통계적으로 유의하지 않으므로 해석에 주의가 필요하다.

### V. 결론 및 시사점

매수자의 특성이 주택가격에 미치는 영향은 탐색비용과 정박효과의 관점에서 국외에서 빈번히 다루어져왔다. 반면 국내에서 관련 연구는 거의 이루어지지 않았으며, 이마저도 주택 특성 자료 구축의 어려움으로 인해 국외 연구에서 공통적으로 사용해 온 헤도닉가격모형 대신 SPAR모형 및 반복매매가격모형에 기초하고 있다. 이에 본 연구는 서울 A구의 아파트 매매 사례에 주택 특성 자료를 직접 연계, 국내 최초로 헤도닉가격모형에 기초하여 매수자의 특성과 주택가격간의 관계를 분석하였다.

결정계수가 72%로 주택가격에 영향을 미치는 기본 변수들을 통제한 상태에서 매수자의 특성은 분명 주택가격에 통계적으로 유의한 영향을 미친다. 먼저 매수자가 단독일 때에 비해 공동인 경우 주택가격이 증가한다. 이는 단독일 때에 비해 공동일 때 가용자금이 늘어나기 때문에 혹은 매수가격에 대해 합의해야 할 소유자의 수가 늘어나 탐색비용이 증가하기 때문일 수 있다. 외국인의 프리미엄도 통계적으로 유의한데, 구체적으로 외국인은 내국인보다 m<sup>2</sup>당 22만 3천 원의 프리미엄을 부담한다. 본 연구에 포함된 외국인 매수자 거래의 사례 수가 부족하여 외국인의 국적별 영향에서 통계적 유의성을 관찰하기 어려웠는데, 이는 후속 연구에서 보다 많은 외국인 표본을 통해 검증되어야 할 것이다.

본 연구의 주요 관심사인 탐색비용 및 정박효과

의 영향을 살펴보기 위해 외지인 더미변수를 추정 한 결과, 외지인 프리미엄은  $m^2$ 당 12만 3천 원으로 추정되었다. 즉 동일한 주택에 대해 외지인은 내지 인에 비해  $m^2$ 당 12만 3천 원을 더 지불한다. SPAR 모형 및 반복매매가격모형이 아니라 해도닉가격모 형을 통해서도, 그리고 제주도처럼 상대적으로 고립 된 지역이 아니라 서울처럼 사통팔달한 지역에서도 통계적으로 유의한 결과가 발견된다는 점은 외지인 프리미엄이 국내 주택시장에서 보편적으로 작동함 을 시사한다.

이 프리미엄 중 탐색비용 효과와 정박효과 요인 을 엄밀하게 구분한 것 역시 본 연구의 주요한 기 여이다. 외지인 집단을 A구와의 거리에 기초한 탐 색비용의 많고 적음, 그리고 A구와의 주택가격 차 이에 기초한 정박효과의 크고 작음을 기준으로 네 개의 더미를 생성해 추정한 결과, 탐색비용이 낮은 지역을 기준으로 할 때 정박효과는  $m^2$ 당 26만 7천 원이며, 정박효과가 낮은 지역을 기준으로 할 때 탐색비용 효과는  $m^2$ 당 26만 5천 원으로 산정된다. 정박효과 측정을 중심으로 모형을 설계, 탐색비용 효과가 존재하지 않는다는 주장에 이른 기존 연구 와 비교할 때, 본 연구는 정박효과에 상응하는 탐 색비용 효과의 존재를 실증적으로 밝혔다는 점에서 연구의 의의가 크다.

또한 이 연구는 국내 연구뿐만 아니라 국외 연 구도 밝히지 못한 음의 정박효과를 발견하였다. 기 존 연구들에서 정박효과는 0 이상의 값을 갖는 것 으로부터 논의해왔다. 그러나 매수자의 기존 거주지역 과 거래 주택이 위치한 지역과의 주택가격 차이가 정박효과를 발생시킨다면, 주택가격이 높은 지역에서 온 매수자가 양의 정박효과에 노출되는 것처럼 주택가격이 낮은 지역에서 온 매수자는 음의 정박 효과에 노출되는 것이 당연하다. 본 연구는 주택가 격이 낮은 지역에서 온 매수자가 통계적으로 유의 한 역프리미엄( $m^2$ 당 9만 6천 원)을 가집을 보임으

로써, 이 논리가 현실에서도 작동함을 최초로 확인 하였다.

외지인 프리미엄의 구조를 다양하게 살펴보는 과 정에서 확인된 또 다른 중요한 발견은 탐색비용을 단순히 거리의 함수로 보기 어렵다는 점이다. 서울 A구 이외 지역인지, 서울 이외 지역인지에 대한 더 미변수를 통해 관찰된 탐색비용의 통계적 유의성 (모형 5-1)은 A구와의 거리를 사용할 때 사라진다 (모형 5-2). 이는 서울 이외 지역의 경우 가깝다고 해서 반드시 프리미엄이 줄어들지 않으며, 멀다고 해서 반드시 프리미엄이 늘어나지 않는 결과(표 8) 를 통해서도 확인된다. 외지인 프리미엄에서 탐색비 용의 영향은 거리에 의해서도 영향을 받지만, 거리 이외 다른 요인들도 분명 존재 영향을 미친다. 이 요인들이 무엇인지, 그리고 그 요인들은 어떠한 방 식으로 거래가격에 영향을 미치는지는 후속 연구에 서 구체적으로 다루어야 할 것이다.

학계에서는 그간 주택가격을 설명하기 위해 주로 주택이나 주변 환경 등 매물의 특성에 대한 정보만 을 사용해왔다. 그러나 본 연구에서 살펴본 것처럼 주택가격은 그 매물을 거래하는 사람의 특성에 의 해서도 얼마든지 영향을 받는다. 본 연구는 매수자 의 거주지역, 매수자의 국적, 매수자의 수 등 매수 자의 특성 중 일부만을 고려하였다. 후속 연구들은 매수자의 성별, 나이, 매입경험이나 소득수준 등 매 수자의 다양한 특성이 주택가격에 미치는 영향을 폭넓게 살펴보아야 할 것이다.

주택가격이 그 매물의 특성뿐만 아니라 그 매물 을 거래하는 사람에 의해서도 결정된다면, 매수자에 대한 관심은 동일하게 매도자에게도 가해져야 한다. 주택의 거래는 매수자에 의해서만 결정되지 않는다. 매수자와 매도자 쌍방의 가격 합의에 기초한다. 이 과정에서 매수자의 특성이 주택가격에 영향을 미치 는 것과 같은 방식으로 매도자의 특성도 주택가격 에 영향을 미칠 수 있다. 과연 매도자의 특성이 주

택가격에 미치는 영향은 매수자 특성의 영향과 동일할지, 만약 다르다면 어떠한 점에서 차이를 보이는지 여부는 향후 관심있게 살펴봐야 할 부분이다. 매수자 특성에서 발견되는 탐색비용 효과 및 정박 효과가 매도자의 특성을 통제할 때에도 동일하게 나타나는지 역시 면밀히 검토되어야 한다.

제주도와 같이 고립된 상황이 아니라 서울의 아파트처럼 접근성이 훨씬 양호하고 상품의 정보도 상대적으로 풍부한 시장에서도 탐색비용이나 정박 효과에 의해 거래가격이 영향을 받는다는 본 연구 결과는 정책적으로 시사하는 바가 많다. 현재 국토교통부는 “국민들이 주택 매매 또는 전월세 거래 시에 활용할 수 있도록 인터넷과 모바일로” 주택 실거래가를 공개하고 있다(국토교통부, 2014: 1). 그러나 이 시스템의 구축이 곧 모든 매수자가 웹에서 물건 주소를 입력하여 최근 거래가격을 조회하고 있음을 보장하지 않는다. 또한 거래가격과 함께 주택유형, 건축년도, 면적, 층 등의 정보가 제공된다고 해서 모든 시스템 사용자가 적정 가격을 산정한다고 보기 어렵다. 국외의 경우 미국의 Zestimate, 호주의 RAISE 등과 같이 축적된 실거래 자료와 통계모형, 그리고 최근에는 빅데이터 분석기법까지 결합하여 개별 거래에서 참고할 정확한 가격자료를 제공하고 있다. 국토교통부의 실거래가 공개시스템이 일부의 사용자만이 사용하는 자료 조회 중심의 수동적 기능에 머무르지 않고, 모든 거래에서 대상 물건의 적정 가격을 제공하는 능동적 기능으로 확장된다면, 정보의 비대칭이나 심리적 요인에 의한 불필요한 비용지출이 줄어들 수 있다. 이와 같은 시스템의 개선을 포함, 개별 거래 상황에서 해당 주택의 정확한 가격에 대해 양질의 정보를 제공하기 위한 노력은 앞으로도 부단히 이루어져야 할 것이다.

## 인용문헌

### References

1. 국토교통부, 2014. “스마트폰 실거래가 공개 서비스 확대 - 단독/다가구, 연립/다세대 실거래가 정보 추가 공개”, 세종.  
Ministry of Land, Infrastructure, and Transport, 2014. “Real estate transaction price release on cell phone - single family/multi family, townhouse/multiplex”, Sejong.
2. 국토교통부, 2017. “전국 표준단독주택가격 4.75% 상승... 작년 비해 소폭 상승”, 세종.  
Ministry of Land, Infrastructure, and Transport, 2017. “4.75% Slight increase of standard single detached house compared to yoy”, Sejong.
3. 김성우·정건섭, 2010. “부산 아파트 실거래가를 이용한 전통적 헤도니모형과 공간계량모형간의 적합도에 관한 비교 연구”, 『부동산학연구』, 16(3): 41-55.  
Kim, S. and Chung, K., 2010. “Comparative study of the fitness between traditional OLS models and spatial econometrics models using the real transaction housing price in the Busan,” *Journal of the Korea Real Estate Analysts Association*, 16(3): 41-55.
4. 김준형·루이스 알렉산더, 2011. “주택시장의 손실회피 행태와 기준점 설정에 관한 연구”, 『국토연구』, 69: 141-155.  
Kim, J. and Alexandar, L., 2011. “Loss aversion and its reference point in the housing market,” *The Korea Spatial Planning Review*, 69:141-155.
5. 김진희, 2014. “우리나라 아파트의 특성과 아파트가격 - 분위회귀분석”, 『산업경제연구』, 27(1): 173-195.  
Kim, J., 2014. “The valuation effects of housing attributes in Korea - A quantile regression analysis,” *Journal of Industrial Economics and Business*, 27(1): 173-195.
6. 박운선·임병준, 2010. “헤도닉 가격모형을 활용한 아파트 가격결정요인 분석 - 서울시 및 부산시를 중심으로”, 『대한부동산학회지』, 28(2): 245-271.

- Park, W. and Rhim, B., 2010. "A study on the factors affecting apartment price by using hedonic price model," *Korea Real Estate Society*, 28(2): 245-271.
7. 방송화·이용만, 2013. "외지인은 부동산을 비싸게 매입하는가?: 제주특별자치도의 아파트 시장에 대한 실증분석", 「부동산학연구」, 19(3): 45-62.
  - Bang, S. and Lee, Y., 2013. "Do out-of-state buyers pay more for real estate?: evidence from the condominium market in Jeju Island," *Journal of the Korea Real Estate Analysts Association*, 19(3): 45-62.
  8. 양영준·임상혁, 2014. "매수인의 특성이 토지 실거래가격에 미치는 영향-제주특별자치도 서귀포시 거래사례를 대상으로", 「부동산학보」, 58: 72-85.
  - Yang, Y. and Yim, S., 2014. "Effect that characteristic of buyers have on land price - on the trade case in Seogwipo, Jeju Special Self-Governing Province," *Korea Real Estate Academy Review*, 58: 72-85.
  9. 원두환·김형건, 2008. "난방방식에 따른 아파트 가격 변화 분석", 「에너지경제연구」, 7(2): 75-101.
  - Won, D. and Kim, H., 2008. "Analysis of change in apartment price depending on the heating system", *Korean Energy Economic Review*, 7(2): 75-101.
  10. 이강·최근희, 2016. "헤도닉 가격모형을 활용한 주택가격 결정요인에 관한 연구-서울 이촌동 지역을 중심으로", 한국도시행정학회 학술대회 발표논문집, 서울: 코엑스.
  - Lee, G. and Choi, G., 2008. "Analysis of housing price determinants using hedonic price model - Case study based on Ichon-dong, Seoul," presented at the conference of Korean Urban Management Association, Seoul: COEX.
  11. 이준하·김호철, 2008. "브랜드가 아파트 가격형성에 미치는 영향분석 - 수도권 택지개발지구를 중심으로", 「도시행정학보」, 21(1): 185-201.
  - Lee, J. and Kim, H., 2008. "An analysis of the brand effect on apartment price: The cases of residential site development districts in Seoul Metropolitan Area," *Journal of the Korean Urban Management Association*, 21(1): 185-201.
  12. 정수연·김태훈, 2007. "헤도닉모형을 이용한 아파트층별 효용비용에 관한 연구: 서울지역을 대상으로", 「감정평가연구」, 17(1): 27-48.
  - Jung, S. and Kim, T., 2007. "A study on floor value of apartment in Seoul by using hedonic price model," *Korean Appraisal Review*, 17(1): 27-48.
  13. Harding, J., Rosenthal, S. and Sirmans, C., 2003. "Estimating bargaining power in the market for existing homes," *The Review of Economics and Statistics*, 85(1): 178-188.
  14. Ihlanfeldt, K. and Mayock, T., 2009. "Price discrimination in the housing market," *Journal of Urban Economics*, 66(2): 125-140.
  15. Ihlanfeldt, K. and Mayock, T., 2012. "Information, search, and house prices: Revisited," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 44: 90-115.
  16. Lambson, V., McQueen, G. and Slade, B., 2004. "Do out-of-state buyers pay more for real estate? An examination of anchoring-induced bias and search costs," *Real Estate Economics*, 32: 85-126.
  17. Miller, N., Sklarz, M. and Ordway, N., 1988. "Japanese purchases, exchange rates and speculation in residential real estate markets," *Journal of Real Estate Research*, 3: 39-49.
  18. Myer, N., He, L. and Webb, J., 1992. "Sell-offs of U.S. real estate: The effect of domestic versus foreign buyers on shareholder wealth," *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association*, 20(3): 487-500.
  19. Stigler, G., 1961. "The economics of information," *The Journal of Political Economy*, 69(3): 213-225.
  20. Turnbull, G. and Sirmans, C., 1993. "Information, search, and house prices," *Regional Science and Urban Economics*, 23(4),

- 545-557.
21. Tversky, A. and Kahneman, D., 1974. "Judgement under uncertainty: Heuristics and biases," *Science*, 185(4157): 1124-1131.
22. Watkins, C., 1998. "Are new entrants to the residential property market informationally disadvantaged?" *Journal of Property Research*, 15(1): 57-70.
23. Zhou, X., Gibler, K. and Zahirovic-Herbert, V., 2015. "Asymmetric buyer information influence on price in a homogeneous housing market," *Urban Studies*, 52(5): 891-905.

Date Received 2017-12-04  
 Reviewed(1<sup>st</sup>) 2018-02-28  
 Date Revised 2018-04-04  
 Reviewed(2<sup>nd</sup>) 2018-04-23  
 Date Accepted 2018-04-23  
 Final Received 2018-06-01