

# 매수자 특성이 도시 토지 실거래가격에 미치는 영향: 서울A구 나대지 거래사례를 중심으로

Impact of Buyer Characteristics on Urban Land Purchase Price  
: Case Study of Vacant Land Transactions in A-gu, Seoul

이 여 진 (Yeojin Lee)\* · 박 진 규 (Jin Gyu Park)\*\* · 이 상 영 (Sang Young Lee)\*\*\*

〈 Abstract 〉

This paper has drawn out an empirical test on the impact of the buyer characteristics on urban land price using the vacant land transaction data in A-gu, Seoul. The major findings are summarized as below: first, unlike the land market in Jeju Island, the out-of-local premium borne by search cost and anchoring effect is not statistically significant in urban land market in A-gu, Seoul. Second, if the reason for land purchase is for development, the buyers pay 69%/m<sup>2</sup> premium compared to otherwise. More specifically, if there were changes in land usage between the purchase date and September 2019 or land is under development, the buyers pay 17%/m<sup>2</sup> premium for residential, 88%/m<sup>2</sup> premium for mixed-use, 150%/m<sup>2</sup> premium for commercial, and 66%/m<sup>2</sup> premium for under development, and these are all statistically significant. Third, when restricting the data set to the individual buyers, 8%/m<sup>2</sup> premium is paid as the number of buyer increases. Based on these findings, buyer characteristics shall be sufficiently taken into account when explaining the urban land price mechanism going forward.

키워드 : 매수자 특성, 토지 실거래가격, 외지인 프리미엄, 매수 목적, 개발 유형,  
개발 프리미엄

Keyword : Buyer Characteristics, Land Purchase Price, Out-of-Local Premium,  
Reason for Purchase, Development Type, Development Premium

\* 명지대학교 경영학과 부동산학 박사수료, yeojin1215@gmail.com, 주저자

\*\* 부동산학박사, 감정평가사, 21-jk@hanmail.net

\*\*\* 명지대학교 부동산학과 교수, syleere@naver.com, 교신저자

## I. 서론

국내 기존 연구들은 부동산의 형상·고저·규모 등의 물리적 특성, 편의시설과의 접근성(accessibility), 교육 여건과 범죄율(임재만, 2008), 도시 환경의 특성(노태욱·강창덕, 2009) 등 인근 지역의 특성이 부동산가격에 미치는 영향에 대해 주목해왔다.

그러나 부동산의 실제 거래가격은 매수자, 매도자의 상호작용, 즉 조정과 협상에 의해 거래가격이 결정된다(고진수 외, 2019). 특히 토지는 위치(location)가 고정되어 매도자는 그 토지를 필요로 하는 매수자에게 독점적 지위를 행사할 수도 있는 재화로서(김경환·손재영, 2015; 정희남 외, 2015), 매수 목적, 매수자 유형 등에 따라 특정 필지에 지불되는 가격은 얼마든지 달라질 수 있는 상황<sup>1)</sup>이다.

특히 Isakson(1997)이나 Kostov(2010)<sup>2)</sup>는 실증분석을 기반으로 기존 Rosen(1974)의 헤도닉 가격모형에 매수자, 매도자 특성 변수를 추가하는 것이 부동산 특성 자료에서 누락된 부동산 특성을 보완하고 부동산 시장에 대한 전반적인 이해를 높일 수 있다는 강한 주장을 제기한 바 있다.

그럼에도 지금까지 국내 대부분의 연구들은 자료의 한계로 매매 당사자가 동일하다는 전제 하에 실증분석이 이루어져, 기존의 연구방법만으로 부동산의 실제 거래가격이 결정되는 메커니즘을 설명하고 부동산 시장을 이해하는데 충분하지 않을 수 있다.

한편 국외에서는 이미 토지 시장의 경우 1970년대부터 매수자의 토지 매입으로 인한 개발 기대감(expectations)이 토지가격에 미치는 영향(Blase & Hesemann, 1973) 또는 매수자 유형이 토지가격에 미치는 영향에 대한 다양한 분석이 이루어졌다.

다만, 최근 국내에서도 매수자 특성에 따라 부동산 실거래가격이 달라지는 원인에 대한 가설 검증과 분석의 필요성(이용만, 2012)이 제기되었으나, 이에 대한 실증분석은 아파트 시장을 중심으로 ‘탐색비용(search cost)<sup>3)</sup>’과 ‘정박효과(anchoring effect)<sup>4)</sup>’의 ‘외지인

1) 예를 들면, 특정 부동산에 대한 정보력에 따라 개별 부동산의 장·단점을 확인하기 위한 탐색비용의 격차가 실거래가격에 반영될 수 있다. 더불어 수익용이나 개발용 부동산 투자자들은 일반인에 비해 정보력이 높아, 충분한 수익성이 기대된다면 추가적인 정보비용과 거래비용을 지불해서라도 특정 부동산을 매수하게 된다(조주현, 2003).

2) Kostov(2010)는 부동산 자체가 내포하고 있는 특성이 매수자의 효용 함수(utility function)에 의해 변동될 수 있기 때문에 기존 헤도닉 가격모형에 매수자의 특성변수를 추가해야 모형이 완성된다고 주장한 바 있다.

프리미엄 지불 가설'을 입증한 연구(방송희·이용만, 2013; 이여진·김준형, 2018)에 제한되었다. 한편 토지 시장을 대상으로 '외지인 프리미엄 지불 가설'의 입증과 매수자 유형에 따른 토지 실거래가격 변동에 대한 연구도 시도되었으나(양영준·임상혁, 2014), 분석대상이 제주도로 한정되어 도시 토지 시장에 연구의 결과를 일반화하는데 한계가 있다.

이에 본 연구는 도시 토지 시장에 매수자 특성이 미치는 영향을 증명하기 위하여, 먼저 아파트 시장에서 증명되었던 '외지인 프리미엄 지불 가설'이 도시 토지 시장에서도 유효한지를 보다 엄정하게 검증하고, 이와 함께 매수자의 매수 목적과 개발 유형이 도시 토지 실거래가격에 미치는 영향을 심도있게 분석하고자 한다. 먼저 II장에서는 매수자 특성과 부동산가격과의 관계에 대한 다양한 논의와 국내외 실증연구를 검토한다. 서울 A구 나대지 실거래가격을 활용, 매수자 특성이 도시 토지가격에 미치는 영향을 살펴보기 위한 헤도닉 가격모형은 III장에서 세부적으로 설계하며, 분석결과 및 그 해석은 IV장에서 이루어진다. 분석의 주요 결과와 연구의 의의, 그리고 시사점은 V장에서 논의한다.

## II. 이론적 고찰 및 선행연구의 검토

국외에서 매수자 특성이 부동산가격에 미치는 영향에 관한 연구는 크게 주택을 대상으로 한 연구와 토지를 대상으로 한 연구로 구분할 수 있다. 먼저 매수자 특성이 주택가격에 미치는 영향에 관한 국외의 실증적 연구는 탐색비용이나 정박효과로 인한 외지인 및 외국인 프리미엄 지불 가설에 대한 연구가 다양하게 존재한다. Turnbull & Sirmans(1993)의 외지인 프리미엄 입증과 Miller et al.(1988)의 외국인 프리미엄 입증을 시작으로 Myer et al.(1992), Song(1998), Watkins(1998), Lambson et al.(2004), Claretie & Thistle(2007), Ihlanfeldt & Mayock(2012), Chang et al.(2012), Zhou et al.(2015), Ling et al.(2016), Horenstein et al.(2017), Kandlbinder et al.(2018), Holmes & Xie

3) 탐색비용이란 정보의 비대칭하에 있는 매수자가 시장에서 유용한 정보를 수집하여 상품을 저렴하게 구입하기 위해 발생하는 비용을 의미한다(Stigler, 1961; 이상영, 2009).

4) 정박효과는 Tversky & Kahneman(1974)의 휴리스틱에 기초한다. 닳내림 효과 또는 앵커링 효과라고도 하며, 사람들이 의사결정을 할 때 "논의나 선택의 출발점으로 주어진 것을 우선시하고, 출발점에 적응이 되어 이로부터 완전히 벗어날 수 있을 정도로 충분히 조정하지 못한다는 뜻이다"(홍훈, 2016, pp.115-116).

(2018) 등에 의해 실증분석이 이루어졌다<sup>5)</sup>).

다음으로 매수자 특성이 토지가격에 미치는 영향에 관한 연구는 크게 매수자 유형(types of buyer)과 토지가격과의 관계, 토지 매입으로 인한 기대감(expectations)과 토지가격과의 관계를 분석한 연구로 살펴볼 수 있다.

매수자 유형이 토지 실거래가격에 미치는 영향을 분석한 연구로 Isakson(1997)은 1985년부터 1992년까지 미국 콜로라도주 덴버에서 거래된 363건의 도시 나대지(urban vacant land)의 실거래가격을 분석하여, 매수자 유형에 따라 실제 거래가격이 달라지는 것으로 보고하였다. 저자는 1차적으로 매도자와 매수자를 유형별로 정부(government), 투자조합(partnership), 민간법인(corporate), 개인(individual)으로 분류하여 각각 더미변수로, 2차적으로 매도자 및 매수자 매트릭스 변수를 생성하였다. 분석결과, 매수자가 정부일 경우 가장 높은 가격을 지불, 매수자가 개인일 경우 가장 낮은 가격을 지불하는 것으로 1차 분석되었다. 그리고 2차 분석에서는 매도자가 투자조합, 매수자가 민간법인인 경우에 가장 높은 가격을 지불, 매도자, 매수자 모두 개인일 경우 가장 낮은 가격을 지불하는 것으로 분석되었다. 그는 실제 거래가격과의 차이는 매수자 유형별 부과 세율(tax position)과 구매력(purchasing power)의 차이에 따른 격차일 것으로 추정되지만, 매도자, 매수자에 대한 구체적인 정보 불충분으로 정확한 원인을 밝히는 것은 연구의 한계로 남겨두었다.

이후 Chicoine(1981)는 1970년부터 1974년까지 미국 일리노이주, 월카운티에서의 491건의 미개발 농지를 대상으로 매수자가 개인일 경우 그렇지 않은 경우(법인, 투자조합, 토지신탁사)에 비해 15% 낮게 토지가 거래되는 것으로 보고하였다. 저자는 유의미한 격차가 나는 원인으로 개인의 경우 정보력과 자금 동원 능력에서 한계가 있으며, 매수 목적이 보유 목적인데 비해, 민간법인, 투자조합, 토지신탁사들은 토지의 용도전환을 목적으로 매수하여 개인보다 15%를 추가적으로 지불한 것으로 분석되었다.

한편 매수자의 토지 매입으로 인한 기대감(expectations)이 토지가격에 영향을 미치는 연구는 Blase & Hesemann(1973)에 의해 진행되었다. 충분한 데이터 표본은 아니지만, 저자들은 1970년 미국 미주어리주에 위치한 농지 63건을 대상으로 매수자의 매수 목적(reason for purchase)에 따라 토지가격이 변동된다고 주장하였다. 분석결과, 경작을 위

5) 본 연구의 주요한 목적이 매수자 특성이 토지 실거래가격에 미치는 영향에 대한 분석이므로 주택의 실증분석 결과에 대해서는 구체적으로 기술하지 않기로 한다.

해 토지를 매수하는 것보다 투자용 내지는 다른 용도로 사용하기 위해 매수한 토지에 보다 높은 가격이 지불되는 것으로 확인되었다.

도심 토지에 대한 연구로 Peiser(1987)는 1978년부터 1982년까지 미국 텍사스주 델러스 도심의 467건의 산업용, 상업용, 오피스용 등 비주거용 토지를 대상으로 실증분석하였다. 저자는 헤도닉 가격모형에 토지의 물리적 특성, 도심연계 거시적 특성, 미시적 위치 특성, 개발기대감(development expectations), 주변부 특성(neighborhood) 등으로 토지 가격을 설명하였다. 여기서 개발기대감(development expectations)을 측정하기 위해 용도지역 더미와 밀도더미 변수를 사용하였는데 높은 강도(higher intensity)로 고밀도 개발 가능한 토지가 그렇지 않은 토지보다 개발기대감이 높기 때문에 높은 가격에 거래되었음을 밝혔다. Capozza & Helsley(1989)도 미국 아리조나주 피닉스 도심지를 대상으로 분석한 결과 급속도로 성장 중인 도시에서는 개발가능성에 대한 기대감으로 인한 프리미엄이 평균 토지가격의 약 50%까지도 될 수 있다고 주장한 바 있다.

한편 Dunford et al.(1985)는 1978년 미국 워싱턴주 클라크카운티 지방의 나대지(rural vacant land)를 대상으로, 매수자 유형과 매수자 기대감을 변수로 설정하여 실증분석하였다. 저자들은 합작법인 또는 민간법인 유형의 매수자가 개인 유형의 매수자보다 자금 동원력 측면에서 유리하여 토지를 더 높은 가격에 거래하는 것이 통계적으로 유의함을 밝혔다. 그리고 미개발토지의 개발비용을 제외하고 개발 후 기대되는 수익에 대한 매수자의 '주관적인 기대감(subjective expectation)'이 매수자 호가에 반영된다고 주장하였다. 연구자들이 매수자 기대감에 반영한 요인은 향후 예상되는 물가 상승률과 향후 5년간 해당 토지 주변의 개발강도에 대한 주관적 판단이었는데 더 높은 물가상승률을 기대하는 매수자는 그렇지 않은 매수자에 비해 더 높은 가격을 지불하였고, 토지 주변의 개발 강도가 강할(intense)할 것으로 예측하는 매수자가 그렇지 않은 매수자에 비해 34%의 프리미엄을 지불하는 것으로 나타났다.

국내에서는 매수자에 대한 데이터가 부족하여 그간 매수자가 동일하다는 전제하에 부동산가격에 미치는 영향 요인에 대한 연구가 주를 이루었다. 다만, 최근에서야 방송희·이용만(2013)에 의해 제주도 아파트를 대상으로, 이여진·김준형(2018)에 의해 서울 아파트를 대상으로 한 '탐색비용'과 '정박효과'로 인한 '외지인 프리미엄 가설'이 입증된 바 있다.

그러나 주택이 아닌 토지에 대한 실증분석은 양영준·임상혁(2014)의 제주도 서귀포시

토지를 대상으로 한 연구가 거의 유일하다. 저자들은 외지인이 제주도민보다 27.1%의 프리미엄을 지불, 토지에도 탐색비용이 존재함을 발견하였으며, 외지인 중 토지가격이 높은 지역에서 온 매수자와 토지가격이 낮은 지역에서 온 매수자의 프리미엄이 각각 31.2%와 13.8%로 나타나 정박효과도 존재하는 것으로 설명하였다. 더불어 저자들은 외지인의 매수자 유형, 성별, 연령대에 따라 토지 실거래가격에 유의한 차이가 나타나는 것으로 분석하였다. 그러나 안타깝게도 국내의 연구는 자료의 부재로 도시 토지를 대상으로 한 실증분석은 지금껏 없는 상황이다. 이에 본 연구는 두 가지 측면에서 선행 연구의 한계를 극복하고 다음과 같은 연구의 차별성을 갖는다.

첫째, 국내에서 연구된 제주도는 지리적 특수성으로 상대적으로 외지인의 탐색비용이 극대화됨으로써 외지인 프리미엄 지불 가설을 검증할 수 있는 유리한 환경이다. 따라서 도시 지역까지 연구의 결과를 일반화하는데 한계가 있다. 이에 본 연구에서는 기존의 토지 실거래가격 결정요인에 포함된 변수들을 최대한 포함시켜 토지 특성에 대한 기본 자료를 구축하였다. 기본 변수들이 통제된 헤도닉 가격모형을 기반<sup>6)</sup>으로 매수자 특성 변수를 추가하여 도시의 아파트 시장뿐 아니라 도시의 토지 시장에서도 탐색비용과 정박효과에 기초한 외지인 프리미엄이 유효한지 검증하고자 한다.

둘째, 국내외에서도 시도된 매수자 유형과 토지가격과의 관계 이외에, 국외 연구들과 유사한 관점에서 본 연구는 향후 개발과 관련된 매수 목적과 개발 유형이 토지 실거래가격에 어떠한 영향을 미치는지 확인한다. 특히 국외에서도 충분히 연구되지 않은 매수자의 개발 유형이 도시 토지 실거래가격에 미치는 영향을 심도있게 분석<sup>7)</sup>하고자 한다.

6) 양영준·임상혁(2014)이 구축한 헤도닉 가격모형이 외지인 프리미엄을 측정하는데 전제된 가정들이 유효하지 않을 수 있다. 첫째, 양영준·임상혁(2014)의 모형은 해당 토지에 대한 개별공시지가와 실거래가격 비율이 통계적으로 차이가 없을 것이라 가정하고 독립변수로 토지의 개별공시지가를 설정하였다. 그러나 서귀포시는 4개 권역으로 개별공시지가의 산정 및 검증이 이루어지고 있어 개별공시지가에 실거래가격이 반영되는 비율이 지역별로 동일하여야 한다는 가정이 일반화되기 어렵다. 둘째, 토지가격에 영향을 미치는 기본 변수들이 통제되지 않은 상태에서 매수자의 특성 변수가 추가되었다. 이는 헤도닉 가격모형에서 반드시 포함될 변수들이 포함되지 않아 변수 누락의 문제가 발생할 수 있다.

7) 김경환·손재영(2015)은 “미개발 토지는 미래 시점에 일정 가격(건축비용)을 지불하고 개발된 건물이라는 실물 자산을 구입할 수 있는 권리를 지니는데 이를 실물옵션(real option)”으로 설명하고 있으며, 미개발 토지는 “미래에 개발할 수 있는 옵션가치가 포함된다”고 설명하고 있다. Geltner et al.(2007)는 도심 토지가 개발됨에 따라 부동산 가치가 상승할 때 붙는 프리미엄을 성장 프리미엄

### III. 연구 설계

#### 1. 자료 및 변수

매수자 특성이 토지<sup>8)</sup> 실거래가격에 미치는 영향을 분석하기 위해 본 연구는 관련 국외 연구들에서 주로 이용된 헤도닉 가격모형을 사용한다. 모형추정에 사용된 자료는 서울 A구에서 계약일 기준, 2015년 1월부터 2016년 12월에 이르는 기간 동안의 토지 거래사례이다.

실거래 자료는 거래된 토지의 계약일, 소재지, 면적, 현실지목, 용도, 거래금액, 매수자의 거주지 주소 등을 포함하고 있다. 표본의 수는 1,116건이나, 개별공시지가에 대한 정보가 불충분하여 토지 특성을 파악하기 어려운 경우(112건), 매도자와 매수자 간 정상적인 시장 거래가 아닌 경우(고가 41건, 저가 59건), 도로, 임야, 주차장, 학교용지, 종교용지 등 특수 목적 지목(120건), 재개발조합, 학교 등의 매수자(261건), 계약일 기준연도가 분석 기간에서 벗어난 경우(5건), 이중기록(2건)을 제외하여 최종 516건의 자료를 사용하였다.

다음으로 본 연구는 실거래가격을 종속변수로, 다음 <표 1>과 같이 대부분의 국내 연구들에서 사용한 개별 토지의 물리적 특성, 환경적 특성, 접근성 등의 독립변수를 포함한다.

구체적으로 물리적 특성 변수는 면적, 경사도, 형상, 접면, 각지여부 등이며, 토지용도는 현실 지목, 토지이용 현황 등이다. 경사도, 형상, 지목, 토지이용현황 등 일부 범주형 변수는 분석 결과의 유의성을 높이기 위하여 유사한 항목을 통합하여 분석하였다. 경사도는 더미변수로 사용하였으며, 평지일 경우 1, 이에 해당하지 않을 경우(급경사, 완경사, 고지)는 0으로 하였다. 해당 토지의 형상도 더미변수로 사용하였다. 토지의 형상이 정방형, 가장형, 세장형일 경우 정형으로 구분하여 1로, 아닐 경우(부정형)는 0으로 하였다. 토지의 도로접면 너비에 따라 광대, 중로, 소로, 세로(가), 세로(불)로 구분하였으며, 참조집단은 소로로 설정하였다. 토지의 도로접면 형태에 따라 각지에 해당하면 1, 해당되지 않으면 0으로 하였다. 토지의 용도지역은 명목변수로서 제1종전용주거지역, 제1종일반주거지역, 제2종일반주거지역, 제3종일반주거지역, 준주거지역, 일반상업지역, 개발제한구역으로 분류되며, 참조집단은 일반상업지역으로 하였다. 토지용도의 지목은 현실 지목 기준으로 대지의 경우

(growth premium)으로 설명하고 있으며, 장래 기대되는 자본이득이 현재 토지가치에 선반영된 것으로 보고 있다(박원석, 2016).

8) 본 연구에서 토지는 건물이 없는 빈 토지 즉, 나대지(vacant land)를 분석 대상으로 한다.

〈표 1〉 실거래가격을 종속변수로 헤도닉 가격모형을 이용한 지가 결정요인 관련 선행연구

구분	분석대상	종속변수	독립변수
정태운 (2018a)	경남 김해시 주거용 토지	m <sup>2</sup> 당 실거래가격	경과연수, 면적, 도로접면 길이, 점포겸용 택지, 접면, 토지가 도로에 접한 방향, 장방향, 공원 접근성, 공원 접한 토지, 학교 접근성
정태운 (2018b)	경남 김해시	ln(m <sup>2</sup> 당 실거래가격)	물리적 특성(경과연수, 면적, 도로접면 길이, 형상, 도로접면 형태, 형상), 환경적 특성(토지가 도로에 접한 방향, 학교와의 거리, 공원조망 가능성, 공원에 접한 토지, 경사도)
양영준(2015)	제주 서귀포시	m <sup>2</sup> 당 실거래가격	면적, 지목, 용도지역, 도로접면, 형상
김선주· 김효곤·김재태 (2012)	충남 당진시	ln(m <sup>2</sup> 당 실거래가격)	용도지역, 면적, 경사도, 형상, 접면도로, 지목, 주변 토지 이용상황, 도심거리, 고속도로 거리, 산업시설 거리
송용철·박헌수 (2012)	수도권 근교농지	m <sup>2</sup> 당 실거래가격	면적, 토지이용 상황, 형상, 도로접면, 개발제한구역, 농업진흥지역, 2차선 도로와의 거리, 4차선 도로와의 거리, 도시와의 거리, 주거지역과의 거리, 공업지역과의 거리, 농지 반경 내 인구 수

1로, 해당되지 않으면(답, 전, 잡종지) 0으로 하였다. 토지이용 현황은 주거용, 주상용, 상업용으로 분류하였으며 기준변수는 주거용으로 하였다.

본 연구에서 용도지역은 토지이용계획확인서, 지목은 토지대장, 고저, 형상, 접면도로 등은 지적도 및 향측 자료를 활용하였으며, 실거래가격은 등기사항전부증명서를 확인하였다. 접근성 변수를 위해 사용한 지하철역까지의 거리는 해당 토지로부터 가장 가까운 지하철역 출구까지의 거리를 도로명주소 안내시스템에서 제공하는 도로명주소 DB를 활용, QGIS로 측정해 생성하였다. 마지막으로 2015년 1월부터 2016년 12월까지 2년 동안 발생한 시계열적인 가격 변화를 통제하기 위해 2015년 시간더미를 추가하였다.

매수자 특성 변수는 다음과 같이 생성하였다. 외지인 프리미엄 지불 가설을 검증하기 위해 실거래자료를 통해 매수자 유형에 따라 개인일 경우에 1, 아닐 경우 0으로 하였다. 그리고 매수자가 개인일 경우 매수자 수를 확인하였다. 실거래자료에 기재된 매수자의 주민등록 주소지를 기준으로 서울 A구 거주 여부, A구 밖 서울 거주, 서울 외 거주할 경우 등의 변수를 생성하였다. 만약 매수자가 여러 명인 경우 매수자 중 1명이라도 A구(혹은 서울)에 거주할 경우 A구(혹은 서울)에 거주하는 것으로 분류하였다.

한편 정박효과를 분석하려면 매수자의 거주지 토지가격과 서울 A구의 토지가격 간의 차

이에 대한 변수가 필요하다. 이를 위해 국가공간정보포털 자료를 활용하였다. 해당연도별 시·군·구별 개별공시지가를 사용, 2년 평균치를 산정하여, 서울 A구 평균 개별공시지가와의 차이를 구하였다. 차이가 양일 경우 매수자의 거주 지역 토지가격이 서울 A구보다 높은 경우로, 차이가 음일 경우 매수자의 거주 지역 토지가격이 서울 A구보다 낮은 경우로 분류하여 각각 더미변수를 생성하였다.

매수자의 매수 목적 변수를 생성하기 위해 건축물대장을 확인, 매수 시점 대비 2019년 9월 현재 기준으로 토지 용도가 변경된 필지나 향측 사진을 통해 준공 전이나 개발 중인 토지는 매수 목적을 개발로 간주하여 1, 아닌 경우 0으로 하였다<sup>9)</sup>. 개발 목적 변수는 매수

〈표 2〉 변수와 자료

구분	변수명	자료	비고	
종속변수	단위면적당 실거래가격(천원/m <sup>2</sup> )	부동산 실거래자료, 등기사항전부증명서	-	
독립변수	시간	2015년 계약여부	부동산 실거래자료	
	물리적 특성	면적(m <sup>2</sup> )	부동산 실거래자료, 토지대장, 등기사항전부증명서	-
		경사도(고저): 평지 여부	향측사진, 감정평가정보센터	더미
		형상: 정형 여부	지적도	더미
		접면	지적도, 향측사진	더미
	공적규제	각지 여부	지적도, 향측사진	더미
		용도지역	토지이용계획확인서	더미
	토지용도	현실지목: 대지 여부	토지대장, 현실이용상황	더미
		토지이용현황	건축물대장, 토지대장, 향측사진	더미
	접근성	지하철역까지의 거리(m)	도로명주소안내시스템 도로명주소DB	-
	매수자	주민등록주소지	부동산 실거래자료, 등기사항전부증명서	-
		외지인 여부	부동산 실거래자료	더미
		매수자 유형: 개인 여부	부동산 실거래자료	더미
		매수 목적: 개발 여부	건축물대장, 토지대장, 향측사진	더미
개발 유형		주거용	건축물대장, 토지대장, 향측사진	더미
		주상용	건축물대장, 토지대장, 향측사진	더미
		개발중	건축물대장, 토지대장, 향측사진	더미
		상업용	건축물대장, 토지대장, 향측사진	더미
개인 매수자 수	부동산 실거래자료	-		
주소지의 개별공시지가(천원/m <sup>2</sup> )	국가공간정보포털, 부동산공시가격알리미	-		

9) 토지는 법적, 물리적, 경제적으로 개발가능한 경우와 불가능한 경우가 있다. 여기서 보유 후 단순 시세차익의 목적이거나, 나대지 상태로 임차를 주는 경우가 개발이 아닌 경우에 해당한다(박원석, 2016).

〈표 3〉 기초통계

변수		빈도	백분율	변수	빈도	백분율	
시간	2015년거래	268	51.9%	지하철역과의 거리	(614)	[430]	
면적	2016년거래	248	48.1%	매수자의 주소	300m 미만	145	28.1%
		(76)	[236]		300~500m	115	22.3%
	60m <sup>2</sup> 미만	387	75.0%		500~1,000m	140	27.1%
	60~100m <sup>2</sup>	58	11.2%		1,000m 이상	116	22.5%
	100~200m <sup>2</sup>	37	7.2%		서울A구(내지인)	152	29.5%
경사도	200m <sup>2</sup> 이상	34	6.6%	서울A구 외	233	45.2%	
	평지	186	36.0%	서울 외	131	25.4%	
	완경사	255	49.4%	매수자 토지가격	서울 A구보다 비싼 경우	154	29.8%
	급경사	72	14.0%		서울 A구보다 싼 경우	210	40.7%
형상	고지	3	0.6%	매수자 유형	개인	475	92.1%
	정형	70	13.6%		법인	41	7.9%
접면	부정형	446	86.4%	매수 목적	개발	157	30.4%
	광대	101	19.6%		기타	359	69.6%
	중로	37	7.2%	개발 유형	주거용	26	5.0%
	소로	44	8.5%		주상용	15	2.9%
	세로(가)	157	30.4%		상업용	24	4.7%
	세로(불)	177	34.3%		개발중	92	17.8%
각지여부	각지	163	31.6%	개인 매수자 수	1인	376	79.2%
	한면	353	68.4%		2인	81	17.1%
용도지역	제1종전용주거	10	1.9%		3인	8	1.7%
	제1종일반주거	43	8.3%		4인	8	1.7%
	제2종일반주거	306	59.3%		5인	1	0.2%
	제3종일반주거	81	15.7%		6인	1	0.2%
	준주거지역	41	7.9%	개인 매수 목적	개발	144	30.3%
	일반상업지역	32	6.2%		기타	331	69.7%
	개발제한구역	3	0.6%		개인 개발 유형	주거용	26
지목:대지여부	대지	509	98.6%	주상용		15	3.2%
	기타	7	1.4%	상업용		11	2.3%
토지이용현황	주거용	412	79.8%	개발중	92	19.4%	
	주상용	36	7.0%		종속변수 실거래가격 (천원/m <sup>2</sup> )	(5,733)	[3,832]
	상업용	68	13.2%				

\*주: ( )값은 평균값, [ ]값은 중위값을 지칭

자의 개발 유형에 따라 주거용, 주상용, 개발중, 상업용으로 세분화하였으며, 매수 목적이 개발이 아닌 유형을 기준변수로 분석하였다. 지금까지 논의된 변수와 출처, 그리고 변수들의 기초통계는 <표 2>, <표 3>과 같다.

## 2. 헤도닉 가격모형의 설계

실증분석을 위한 헤도닉 가격모형의 종속변수는 단위면적당 실거래가격으로, 실거래가격에 자연로그를 취한 준로그모형(semi-log function)을 사용하였다<sup>10)</sup>. 헤도닉 가격모형은 다음과 같은 단계로 추정하였다. 우선 모형 1(표 4)은 매수자 특성을 제외한 물리적 특성, 공적 규제, 토지용도, 접근성 등 개별 토지의 특성만을 포함시킨 기본 모형을 추정한다. 추정된 변수의 수치나 부호가 선행연구와 일치하는지 확인함으로써, 본 연구에서 구축된 자료의 적합성을 확인한다.

모형 2(표 5)부터는 매수자 특성을 포함한다. 외지인 여부, 거리에 따른 탐색비용, 편향적 사고로 인한 정박효과에 기인하는 외지인 프리미엄 지불 가설을 검증한다. 먼저 모형 2-1은 매수자의 프리미엄이 외지인 여부에 따라 달라지는지 검증한다. 여기에서 외지인은 서울 A구 외부에 살고 있는 경우를 의미하며, 참조집단인 내지인은 서울 A구 거주자가 됨을 뜻한다. 다른 조건을 모두 통제할 때, 외지인이 내지인에 비해 높은 가격을 지불하는지 여부를 살펴본다. 모형 2-2와 같이 외지인 변수는 보다 세밀하게 설계할 수도 있다. 참조집단은 서울 A구 거주자로 동일하게 둔 상태에서 서울 A구 외 서울 내 거주자, 서울 외 거주자의 두 더미변수로 그 영향을 구분할 수 있다. 외지인 프리미엄은 탐색비용뿐만 아니라 정박효과에 의해서도 설명될 수 있으며, 따라서 이를 검증하기 위해서는 시·군·구별 2년 평균 개별공시지가를 기준으로 서울 A구의 토지가격과 매수자가 위치한 지역의 토지가격 비교를 통해 매수자 특성 변수가 투입되어야 한다. 모형 2-3은 이를 매수자 거주지역의 토지가격이 서울 A구보다 높은 경우와 낮은 경우 각각 더미변수로 구분해서 투입한 결과다.

모형 3(표 6, 표 7)부터는 매수 목적, 개발 유형, 매수자 유형에 따른 개발 프리미엄을 분석한다. 모형 3에서는 외지인 여부 이외의 매수자 특성을 포함한다. 매수자 유형의 개인

10) 본 연구는 종속변수인 실거래가격에 자연로그를 취하여 준로그모형을 사용하였다. 그 이유는 비정상적으로 높은 몇 개의 거래사례에 자연로그를 취하여 아웃라이어의 영향을 평탄화하여 로그 정규 분포의 형태를 만들기 위함이다.

여부와 매수 목적의 개발 여부를 더미변수로 추가한다. 모형 3-2와 모형 3-4에서는 매수 목적이 개발인 경우는 보다 세밀하게 설계한다. 매수 시점 대비 2019년 9월 현재 기준으로 토지이용 현황의 변경이 있는 경우 주거용, 주상용, 상업용으로 세분화하여 개발 유형 더미를 형성하고, 개발 중인 토지는 개발중 더미를 추가하였다. 모형 3-1과 모형 3-2에서는 외지인 여부 변수를, 모형 3-3과 모형 3-4에서는 매수자의 거주지역 토지가격이 서울 A구보다 높은 경우와 낮은 경우 각각의 더미변수를 사용하여 외지인의 탐색비용 효과와 정박 효과도 동시에 검증한다.

마지막으로 모형 4(표 8, 표 9)는 분석대상을 매수자 유형이 개인인 경우로 한정한다. 매수자의 수, 매수 목적 변수를 추가하여 매수자 개인의 개별 특성 변수가 토지가격에 통계적으로 유의미한 영향을 주는지 살펴본다. 모형 3-2와 모형 3-4에서와 동일하게 모형 4-2와 모형 4-4에서는 매수 목적이 개발인 경우, 개발 유형 변수를 주거용, 주상용, 상업용, 개발중으로 보다 세밀하게 설계한다. 모형 4-1과 모형 4-2에서는 외지인 여부 변수를, 모형 4-3과 모형 4-4에서는 매수자의 거주지역 토지가격이 서울 A구보다 높은 경우와 낮은 경우 각각의 더미변수를 사용하여 외지인 프리미엄 지불 가설의 유효성을 함께 검증한다.

#### IV. 분석결과 및 해석

우선 매수자의 특성을 제외, 개별 토지의 물리적 특성, 공적규제, 토지용도, 접근성 등 일반 헤도닉 가격모형의 변수를 추정된 결과는 <표 4>와 같다. 변수의 수치나 부호 모두 선행연구의 헤도닉 가격모형 추정결과와 유사하며  $R^2$ 도 64%로 본 연구에서 구축된 자료가 토지가격을 분석하는데 적합함을 확인할 수 있다<sup>11)</sup>. 구체적으로 용도지역의 경우 일반상업지역은 주거지역보다 통계적으로 유의하게 비싸게 거래되며, 토지이용현황에서도 동일하게 주거용보다 주상용, 상업용이 통계적으로 유의하게 비싸게 거래되는 것으로 관찰된다. 시간더미는 전반적으로 통계적으로 유의하지 않으며 이에 대한 추정결과는 지면 관계상 생략한다<sup>12)</sup>.

11) 헤도닉 가격모형을 이용한 토지 실거래가격 결정요인에 관한 국내 선행연구의  $R^2$ 를 확인한 결과, 정태운(2018a) 69%, 정태운(2018b) 59%, 양영준(2015) 53%, 송용철·박현수(2012) 63% 등을 보이고 있어, 본 연구모형의 설명력이 충분함을 확인할 수 있다.

〈표 4〉 헤도닉 가격모형 추정결과 - 모형 1

변수		모형 1: 기본 헤도닉			
		비표준화	표준화	t값	
물리적 특성	면적	0.00	-0.02	-0.73	
	경사도: 평지 여부	-0.08	-0.05	-1.39	
	형상: 정형 여부	0.05	0.02	0.71	
	접면	광대	0.46	0.25	4.57 ***
	(참조:소로)	중로	0.27	0.09	2.44 **
		세로(가)	-0.10	-0.06	-1.14
		세로(불)	-0.17	-0.11	-1.86 *
	각지 여부	0.21	0.13	3.51 ***	
공적규제	용도지역	제1종전용주거	-0.59	-0.11	-3.15 ***
	(참조:일반상업)	제1종일반주거	-0.97	-0.36	-6.97 ***
		제2종일반주거	-0.88	-0.58	-7.57 ***
		제3종 일반주거	-0.90	-0.44	-7.97 ***
		준주거지역	-0.72	-0.26	-6.01 ***
		개발제한구역	-1.50	-0.15	-5.19 ***
토지용도	지목: 대지 여부		0.57	0.09	3.23 ***
	토지이용 현황	주상용	0.20	0.07	1.98 **
	(참조:주거용)	상업용	0.40	0.18	4.10 ***
접근성	지하철역과의 거리	0.00	-0.23	-6.84 ***	
상수향		8.72		38.96 ***	
R <sup>2</sup> / Adjusted R <sup>2</sup>		0.652 / 0.639			
관측치		516			

\*\*\*는 p-value<0.01, \*\*는 p-value<0.05를 의미, \*는 p-value<0.1을 의미

모형 2부터 본격적으로 매수자 특성을 헤도닉 가격모형에 포함하여 외지인 여부를 반영하였다. 먼저 모형 2-1은 매수자 특성으로 외지인 여부 변수를 추가하였다. 다른 조건을 모두 통제할 때 외지인은 내지인보다 더 많은 프리미엄을 지불할 것이라는 가설은 통계적으로 유의하지 않다. 모형 2-2는 이 외지인 변수의 영향을 서울 A구 외 거주 여부, 서울 이외 거주 여부의 두 변수로 나누어 측정한다. 참조집단은 서울 A구 내 거주자로 동일하다. 분석결과 두 변수 모두 통계적으로 유의하지 않다. 즉, 모형 2-1과 모형 2-2를 통해 서울

12) 본 연구에서 시간터미는 분석기간이 2015년 1월에서 2016년 12월까지 비교적 짧은 기간으로 주요 분석에서는 제외하였다.

A구의 토지 매수에 있어서 탐색비용적 관점에서의 외지인 프리미엄 지불 가설이 유효하지 않다.

모형 2-2까지는 매수자의 프리미엄을 주로 탐색비용의 관점에서 접근하였다면, 모형 2-3은 정박효과의 관점에서 접근한다. 이를 위해 서울 A구와 매수자 주소지의 토지가격이 비교되는데, 매수자 주소지가 서울 A구보다 비싼 지역인지, 싼 지역인지를 나타내는 2개의

〈표 5〉 헤도닉 가격모형 추정결과 - 모형 2

변수	모형 2-1: 외지인 여부			모형 2-2: 외지인 - 2개 터미			모형 2-3: 정박효과		
	비표준화	표준화	t값	비표준화	표준화	t값	비표준화	표준화	t값
물리적 면적	0.00	-0.02	-0.74	0.00	-0.02	-0.78	0.00	-0.02	-0.76
특성									
경사도: 평지 여부	-0.08	-0.05	-1.29	-0.07	-0.05	-1.22	-0.08	-0.05	-1.23
형상: 정형 여부	0.04	0.02	0.70	0.04	0.02	0.68	0.04	0.02	0.69
집면 광대	0.46	0.25	4.53 ***	0.45	0.24	4.48 ***	0.45	0.24	4.43 ***
(참조소로) 중로	0.27	0.09	2.43 **	0.29	0.10	2.60 **	0.27	0.10	2.46 **
세로(가)	-0.10	-0.06	-1.15	-0.10	-0.06	-1.10	-0.10	-0.06	-1.14
세로(볼)	-0.17	-0.11	-1.87 *	-0.16	-0.10	-1.79 *	-0.17	-0.11	-1.87 *
각지 여부	0.21	0.13	3.48 ***	0.21	0.13	3.44 ***	0.22	0.14	3.55 ***
공적 용도지역 제1종전용	-0.59	-0.11	-3.09 ***	-0.56	-0.10	-2.97 ***	-0.56	-0.10	-2.94 ***
규제 (참조: 제1종일반	-0.97	-0.36	-6.87 ***	-0.94	-0.35	-6.64 ***	-0.95	-0.35	-6.56 ***
일반상업 제2종일반	-0.87	-0.58	-7.53 ***	-0.85	-0.56	-7.25 ***	-0.85	-0.57	-7.17 ***
제3종일반	-0.89	-0.44	-7.92 ***	-0.88	-0.43	-7.78 ***	-0.88	-0.43	-7.62 ***
준주거	-0.72	-0.26	-6.01 ***	-0.70	-0.26	-5.78 ***	-0.71	-0.26	-5.80 ***
개발제한	-1.50	-0.15	-5.14 ***	-1.46	-0.15	-5.00 ***	-1.47	-0.15	-5.00 ***
토지 대지 여부	0.57	0.09	3.23 ***	0.58	0.09	3.29 ***	0.58	0.09	3.27 ***
용도 토지이용현황 주상용	0.20	0.07	1.95 *	0.21	0.07	2.01 **	0.20	0.07	1.98 **
(참조주거용) 상업용	0.40	0.18	4.06 ***	0.40	0.18	4.08 ***	0.39	0.18	4.02 ***
접근성 지하철역과의 거리	0.00	-0.23	-6.80 ***	0.00	-0.22	-6.74 ***	0.00	-0.23	-6.84 ***
매수자 외지인 여부	0.01	0.01	0.27						
특성									
서울 A구 외				0.05	0.03	0.92			
서울 이외				-0.04	-0.02	-0.70			
A구보다 비싼 지역							0.04	0.02	0.70
A구보다 싼 지역							0.00	0.00	-0.08
상수향	8.71		37.45 ***	8.66		37.08 ***	8.68		37.01 ***
R <sup>2</sup> / Adjusted R <sup>2</sup>	0.652 / 0.638			0.654 / 0.639			0.652 / 0.638		
관측치	516			516			516		

\*\*\*는 p-value<0.01, \*\*는 p-value<0.05를 의미, \*는 p-value<0.1을 의미

더미가 추가된다. 서울 A구보다 비싸지도 싸지도 않은 지역, 즉 서울 A구에 거주하고 있는 내지인을 참조집단으로 설정할 때, 두 더미 모두 통계적으로 유의하지 않다. 즉, 서울 A구의 토지 매입에 있어서 정박효과적 관점에서도 외지인 프리미엄 지불 가설이 통계적으로 유의하지 않다.

모형 3에서는 외지인 여부 이외의 매수자 특성을 포함한다. 매수자 유형에 따른 개인 여

〈표 6〉 헤도닉 가격모형 추정결과 - 모형 3

변수		모형 3-1: 탐색비용, 매수자 기타특성			모형 3-2: 탐색비용, 매수자 기타특성			
		비표준화	표준화	t값	비표준화	표준화	t값	
물리적	면적	0.00	-0.01	-0.33	0.00	0.00	0.17	
특성	경사도: 평지 여부	0.05	0.03	0.84	0.04	0.02	0.69	
	형상: 정형 여부	0.02	0.01	0.33	0.03	0.01	0.59	
	접면	광대	0.29	0.16	3.14 ***	0.26	0.14	2.81 ***
	(참조:소로)	중로	0.23	0.08	2.33 **	0.19	0.07	2.01 **
		세로(가)	-0.07	-0.04	-0.80	-0.04	-0.02	-0.49
		세로(불)	-0.08	-0.05	-1.02	-0.07	-0.05	-0.93
	각지 여부	0.19	0.12	3.51 ***	0.21	0.13	3.91 ***	
공적규제	용도지역	제1종전용주거	-0.40	-0.08	-2.27 **	-0.36	-0.07	-2.08 **
	(참조: 일반상업)	제1종일반주거	-0.86	-0.32	-6.31 ***	-0.77	-0.29	-5.79 ***
		제2종일반주거	-0.84	-0.55	-7.19 ***	-0.74	-0.49	-6.46 ***
		제3종일반주거	-0.85	-0.42	-7.62 ***	-0.77	-0.38	-7.01 ***
		준주거지역	-0.64	-0.24	-5.40 ***	-0.57	-0.21	-4.96 ***
		개발제한구역	-1.34	-0.14	-5.04 ***	-1.28	-0.13	-4.97 ***
토지용도	지목: 대지 여부	0.75	0.12	4.71 ***	0.65	0.10	4.21 ***	
	토지이용 현황	주상용	0.29	0.10	3.14 ***	0.28	0.10	3.18 ***
	(참조:주거용)	상업용	0.52	0.24	5.92 ***	0.53	0.24	6.17 ***
접근성	지하철역과의 거리	0.00	-0.19	-6.44 ***	0.00	-0.18	-6.32 ***	
매수자	외지인 여부	0.01	0.01	0.34	0.02	0.01	0.61	
특성	매수자 유형: 개인	0.07	0.02	0.81	0.14	0.05	1.78 *	
	매수 목적: 개발	0.52	0.32	11.35 ***				
	개발 유형	주거용				0.15	0.05	1.91 *
		주상용				0.63	0.14	5.94 ***
		개발중			0.51	0.26	7.99 ***	
		상업용			0.92	0.26	9.99 ***	
상수항		8.18		38.12 ***	8.09		38.81 ***	
R <sup>2</sup> / Adjusted R <sup>2</sup>		0.725 / 0.712			0.746 / 0.733			
관측치		516			516			

\*\*\*는 p-value<0.01, \*\*는 p-value<0.05, \*는 p-value<0.1을 의미

부와 매수 목적에 따른 개발 여부를 터미변수로 추가하여 산정한 결과, 매수자의 의지인 여부, 정박효과 등은 통계적으로 유의하지 않다. 그러나 모형 3-1과 모형 3-3에서 확인할 수 있듯이 개발을 목적으로 하는 매수자는 그렇지 않은 매수자에 비해 69%의 프리미엄<sup>13)</sup>

〈표 7〉 헤도닉 가격모형 추정결과 - 모형 3

변수		모형 3-3: 정박효과, 매수자 기타특성			모형 3-4: 정박효과, 매수자 기타특성		
		비표준화	표준화	t값	비표준화	표준화	t값
물리적 특성	면적	0.00	-0.01	-0.36	0.00	0.00	0.15
	경사도: 평지 여부	0.05	0.03	0.87	0.04	0.03	0.71
	형상: 정형 여부	0.02	0.01	0.32	0.03	0.01	0.58
	접면	0.29	0.15	3.06 ***	0.25	0.14	2.76 ***
	(참조:소로)	0.23	0.08	2.35 **	0.19	0.07	2.02 **
	광대	-0.07	-0.04	-0.80	-0.04	-0.02	-0.49
	중로	-0.08	-0.05	-1.03	-0.07	-0.05	-0.93
세로(가)	0.20	0.12	3.56 ***	0.21	0.13	3.91 ***	
세로(불)							
각지 여부							
공적규제	용도지역	-0.39	-0.07	-2.15 **	-0.35	-0.07	-2.02 **
	(참조: 일반상업)	-0.84	-0.31	-6.03 ***	-0.76	-0.28	-5.61 ***
	제1종전용주거	-0.82	-0.54	-6.86 ***	-0.73	-0.49	-6.26 ***
	제1종일반주거	-0.84	-0.41	-7.35 ***	-0.76	-0.37	-6.84 ***
	제2종일반주거	-0.63	-0.23	-5.21 ***	-0.57	-0.21	-4.85 ***
	제3종일반주거	-1.32	-0.14	-4.91 ***	-1.27	-0.13	-4.89 ***
토지용도	지목: 대지 여부	0.75	0.12	4.73 ***	0.65	0.10	4.21 ***
	토지이용 현황	0.29	0.10	3.16 ***	0.28	0.10	3.19 ***
	(참조:주거용) 상업용	0.52	0.24	5.88 ***	0.52	0.24	6.14 ***
접근성	지하철역과의 거리	0.00	-0.19	-6.46 ***	0.00	-0.19	-6.32 ***
매수자 특성	서울 A구보다 비싼 지역	0.03	0.02	0.64	0.03	0.02	0.67
	서울 A구보다 싼 지역	0.00	0.00	0.06	0.02	0.01	0.44
	매수자 유형: 개인	0.06	0.02	0.76	0.14	0.05	1.74 *
	매수 목적: 개발	0.52	0.32	11.33 ***			
	개발 유형				0.15	0.05	1.91 *
	주거용				0.63	0.14	5.95 ***
	주상용				0.51	0.26	7.99 ***
개발중				0.91	0.26	9.90 ***	
상업용							
상수항		8.17		37.79 ***	8.08		38.55 ***
R <sup>2</sup> / Adjusted R <sup>2</sup>		0.725 / 0.712			0.746 / 0.732		
관측치		516			516		

\*\*\*는 p-value<0.01, \*\*는 p-value<0.05, \*는 p-value<0.1을 의미

13) 프리미엄 비율은 exp(터미변수 추정계수)-1이다.

을 지불한다.

모형 3-2와 모형 3-4에서는 개발이 매수 목적인 경우를 좀 더 세밀하게 분석한다. 분석 결과, 매수자 유형에 있어서 개인 매수자의 경우, 법인 매수자에 비해 15.5%(모형 3-2), 15.2%(모형 3-4)의 프리미엄을 지불한다. 그리고 매수 목적이 개발이 아닌 매수자에 비해 주거용으로 개발한 매수자의 경우는 17%의 프리미엄을, 주상용으로 개발한 매수자의 경우는 88%의 프리미엄을, 상업용으로 개발한 매수자의 경우는 150%의 프리미엄을, 현재 개발중인 매수자의 경우는 66%의 프리미엄을 지불하는 것으로 분석되며, 모두 통계적으로 유의한 것으로 확인된다. 본 연구에 의하면 도시 토지가격은 매수자의 외지인 여부, 정박효과 보다는 매수 목적(개발)에 통계적으로 유의한 영향을 받는다는 것으로 해석될 수 있다. 즉, 매수자는 토지 매입 후 개발차익에 대한 기대심리를 반영하여 프리미엄을 지불하며, 구체적으로 거주를 목적으로 하는 주거용보다는 향후 임대료 수익과 개발 차익이 기대되는 주상용이나 상업용으로 개발 가능한 토지에 더 높은 프리미엄을 지불하는 것으로 분석된다.

모형 4는 분석대상을 매수자가 개인인 경우(N=475)로 한정하였다. 매수자의 수, 매수 목적의 개발 여부를 추가하여 매수자 개인의 개별 특성 변수가 토지가격에 통계적으로 유의한지 살펴본다. 추정결과, 매수자의 외지인 여부, 정박효과는 통계적으로 유의하지 않다. 그러나 개인 매수자의 경우, 매수자 수가 1인 증가할수록 8%의 프리미엄을 지불하고, 개발을 목적으로 토지를 매수할 경우 다른 목적으로 매수할 경우보다 58% 프리미엄을 지불한다. 모형 4-2와 모형 4-4에서는 매수 목적이 개발인 경우를 좀 더 세분화한다. 분석 결과, 매수 목적이 개발이 아닌 매수자에 비해 주거용으로 개발한 매수자의 경우 17%의 프리미엄을, 주상용으로 개발한 매수자의 경우는 87%의 프리미엄을, 상업용으로 개발한 매수자의 경우는 114%의 프리미엄을, 현재 개발중인 매수자의 경우는 69%의 프리미엄을 지불하는 것으로 확인된다. 이는 토지 매수 시 외지인 여부보다는 매수자의 자금 동원력과 개발이익에 대한 기대심리가 토지가격에 영향을 미치는 것으로 해석해 볼 수 있다.

〈표 8〉 헤도닉 가격모형 추정결과 - 모형 4

변수	모형 4-1: 탐색비용, 개인 매수자특성			모형 4-2: 탐색비용, 개인 매수자특성		
	비표준화	표준화	t값	비표준화	표준화	t값
물리적 면적	0.00	-0.03	-0.91	0.00	-0.02	-0.79
특성						
경사도: 평지 여부	0.05	0.04	0.91	0.06	0.05	1.14
형상: 정형 여부	0.03	0.02	0.59	0.03	0.02	0.49
접면						
광대	0.17	0.10	1.73*	0.11	0.07	1.16
(참조:소로)						
중로	0.24	0.10	2.32**	0.17	0.07	1.65
세로(가)	-0.15	-0.12	-1.85*	-0.14	-0.10	-1.68*
세로(불)	-0.15	-0.11	-1.76*	-0.14	-0.11	-1.73*
각지 여부	0.19	0.14	3.51***	0.19	0.14	3.66***
공적						
용도지역	-0.04	-0.01	-0.21	-0.06	-0.01	-0.34
규제						
(참조: 일반상업)						
제1종전용주거	-0.50	-0.23	-3.19***	-0.49	-0.22	-3.18***
제1종일반주거	-0.42	-0.33	-2.95***	-0.43	-0.34	-3.10***
제2종일반주거	-0.49	-0.29	-3.50***	-0.49	-0.29	-3.62***
제3종일반주거	-0.49	-0.29	-3.50***	-0.49	-0.29	-3.62***
준주거지역	-0.28	-0.12	-1.95*	-0.30	-0.13	-2.15**
개발제한구역	-0.99	-0.13	-3.71***	-1.00	-0.13	-3.83***
토지						
지목: 대지 여부	0.78	0.15	5.11***	0.70	0.14	4.69***
용도						
토지이용 현황						
주상용	0.22	0.09	2.40**	0.22	0.09	2.42**
(참조:주거용)						
상업용	0.43	0.21	4.75***	0.47	0.22	5.22***
접근성						
지하철역과의 거리	0.00	-0.26	-7.39***	0.00	-0.24	-6.92***
개인						
매수자						
특성						
외지인 여부	0.02	0.02	0.55	0.03	0.02	0.67
매수자 수	0.07	0.08	2.57**	0.05	0.05	1.73*
매수 목적: 개발	0.46	0.34	9.70***			
개발 유형						
주거용				0.15	0.06	1.98**
주상용				0.63	0.18	6.09***
개발중				0.52	0.33	8.35***
상업용				0.76	0.18	5.89***
상수항	7.87		34.22***	7.94		35.11***
R <sup>2</sup> / Adjusted R <sup>2</sup>	0.645 / 0.628			0.664 / 0.646		
관측치	475			475		

\*\*\*는 p-value&lt;0.01, \*\*는 p-value&lt;0.05를 의미, \*는 p-value&lt;0.1을 의미

〈표 9〉 헤도닉 가격모형 추정결과 - 모형 4

변수	모형 4-3: 정박효과, 개인 매수자특성			모형 4-4: 정박효과, 개인 매수자특성		
	비표준화	표준화	t값	비표준화	표준화	t값
물리적 면적	0.00	-0.03	-0.90	0.00	-0.02	-0.79
특성						
경사도: 평지 여부	0.05	0.04	0.88	0.06	0.05	1.10
형상: 정형 여부	0.03	0.02	0.60	0.03	0.02	0.50
접면						
(참조:소로) 광대	0.17	0.10	1.75 *	0.11	0.07	1.18
중로	0.24	0.10	2.31 ***	0.17	0.07	1.63
세로(가)	-0.15	-0.12	-1.85 *	-0.14	-0.10	-1.68 *
세로(불)	-0.15	-0.11	-1.75 *	-0.14	-0.11	-1.72 *
각지 여부	0.19	0.14	3.45 ****	0.19	0.14	3.60 ****
공적 용도지역						
규제 (참조: 제1종전용주거)	-0.04	-0.01	-0.23	-0.07	-0.02	-0.36
일반상업) 제1종일반주거	-0.51	-0.23	-3.20 ****	-0.49	-0.22	-3.19 ****
제2종일반주거	-0.42	-0.33	-2.96 ****	-0.43	-0.34	-3.11 ****
제3종일반주거	-0.49	-0.29	-3.50 ****	-0.49	-0.29	-3.63 ****
준주거지역	-0.28	-0.12	-1.96 *	-0.30	-0.13	-2.16 **
개발제한구역	-1.00	-0.13	-3.72 ****	-1.01	-0.13	-3.84 ****
토지 지목: 대지 여부	0.77	0.15	5.08 ****	0.70	0.14	4.67 ****
용도 토지이용 현황						
(참조:주거용) 주상용	0.22	0.09	2.39 ***	0.22	0.09	2.41 **
상업용	0.44	0.21	4.76 ****	0.47	0.22	5.22 ****
접근성 지하철역과의 거리	0.00	-0.26	-7.33 ****	0.00	-0.24	-6.86 ****
개인 서울 A구보다 비싼 지역	0.01	0.01	0.28	0.02	0.01	0.39
매수자 서울 A구보다 싼 지역	0.03	0.02	0.63	0.03	0.03	0.73
특성 매수자 수	0.08	0.08	2.58 **	0.05	0.05	1.75 *
매수 목적: 개발	0.46	0.34	9.67 ****			
개발 유형						
주거용				0.15	0.06	1.98 **
주상용				0.63	0.18	6.06 ****
개발중				0.52	0.33	8.33 ****
상업용				0.76	0.18	5.89 ****
상수항	7.87		34.18 ****	7.94		35.06 ****
R <sup>2</sup> / Adjusted R <sup>2</sup>	0.645 / 0.627			0.664 / 0.646		
관측치	475			475		

\*\*\*는 p-value<0.01, \*\*는 p-value<0.05, \*는 p-value<0.1을 의미

## V. 결론 및 시사점

국외에서는 탐색비용과 정박효과로 인한 매수자 특성이 주택가격에 영향을 미친다는 실증연구가 상당히 이루어졌으며, 매수자 유형과 매수 목적(개발 기대감)이 토지 실거래가격

에 영향을 미친다는 보고가 있다. 반면 국내에서는 제주도의 아파트·토지 거래와 서울 도심의 아파트 거래사례를 대상으로 외지인 프리미엄을 탐색비용과 정박효과를 통해 검증한 연구 결과가 있으나, 매수자 특성이 도시 토지 실거래가격에 미치는 영향에 대한 실증연구는 없다. 특히 국외에서도 매수자의 개발 유형이 토지 실거래가격에 미치는 영향에 대한 실증연구는 거의 이루어지지 않았다. 이에 본 연구는 서울 A구 나대지 거래사례를 대상으로 매수자 특성이 도시 토지 실거래가격에 미치는 영향을 분석하였다.

연구의 주요 결과는 다음과 같다. 첫째, 국내의 기존 아파트 시장에서 검증된 외지인 프리미엄 지불 가설은 도시 토지 시장에는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 분석된다. 주거와 보유 목적인 아파트는 아파트를 대체할 수 있는 대체재가 시장에서 충분히 공급되고 있어, 매도자는 특정 아파트에 대해 독점적 지위를 행사하기 어려운 상품이다. 따라서 외지인 여부에 따른 정보의 탐색비용이나 상대적으로 저렴한 주택에 부담을 덜 느끼는 정박효과가 가격결정에 유의미한 영향을 미칠 수 있다. 그러나 향후 개발 가능성으로 충분한 수익성이 기대되는 특정 토지의 경우에는 매도자가 독점적 지위를 가지기 때문에 가장 높은 가격(프리미엄)을 지불하는 매수자에게 특정 필지가 할당된다. 그러므로 토지밀도가 높아 개발차익이 기대되는 토지는 한정된 공급으로 상대적으로 희소하여 기존 지역보다 저렴하다고 매수자가 아파트처럼 쉽게 매수할 수 있는 상품이 아니라, 충분한 개발 프리미엄을 지불해야만 거래가 성사되는 가격결정 메커니즘의 특성을 가지고 있다. 따라서 본 연구에 의하면 도시 나대지의 실거래가격을 설명하는 요인으로 기존 연구에서 검토된 탐색비용과 정박효과로 인한 외지인 프리미엄 이외에 개발 프리미엄은 보다 중요한 변수에 해당한다.

둘째, 매수 목적이 개발 목적으로 매수하는 경우 그렇지 않은 경우에 비해 69%의 개발 프리미엄을 지불하는 것으로 분석되며, 통계적으로 유의한 것으로 확인된다. 구체적으로 개발 유형을 세분화할 때 매수 시점 대비 2019년 9월 기준 토지이용이 변경되었거나 개발 중인 토지는 그 유형에 따라 주거용은 17%, 주상용은 88%, 상업용은 150%, 개발 중인 토지는 66%의 프리미엄을 지불한 것으로 분석되었으며, 통계적으로 유의하다. 즉, 매수자는 토지 매입 후 개발차익에 대한 기대심리를 반영하여 프리미엄을 지불하며, 거주를 목적으로 하는 주거용보다는 향후 임대료 수익과 개발 차익이 기대되는 주상용이나 상업용으로, 개발밀도가 높은 토지에 더 높은 프리미엄을 지불하는 것으로 분석된다. 다만, 국내외 기존 연구와 달리 개인 매수자가 법인 매수자에 비해 15%의 프리미엄을 지불하는 결과는 자금

력, 협상력, 정보력에 의한 차이로 해석된다.

셋째, 매수자를 개인으로 한정하여 분석한 결과, 매수자 수가 1명 증가할 때마다 8%의 프리미엄을 지불하는 것으로 나타나며, 통계적으로 유의하다. 이 경우 개발 유형을 세분화할 때 주거용은 17%, 주상용은 87%, 상업용은 114%, 개발 중인 토지는 69%의 프리미엄이 지불되었으며, 모두 통계적으로 유의한 것으로 분석된다. 이는 토지 시장은 매수자의 자금 동원력과 개발이익에 대한 기대심리가 토지 실거래가격에 유의한 영향을 미치는 것으로 해석된다.

본 연구의 시사점은 다음과 같다. 첫째, 개발 목적으로 69%의 프리미엄을 지불하더라도 매수를 하는 매수자 특성은 도시 토지의 실제 거래가격이 결정되는 메커니즘을 설명하고 부동산 시장을 이해하는데 중요한 변수에 해당할 수 있음을 시사한다. 향후에는 도시 토지 가격을 파악할 때 토지 특성자료에서 누락된 매수자 특성 변수를 포함하여 분석함으로써 토지 시장에 대한 전반적인 이해도를 높일 필요가 있다. 특히 실거래가격은 아니지만 조세 부과, 각종 부담금의 산정기준 등 다양한 목적으로 활용되고 있는 개별공시지가의 정확성을 높이는 것에도 기여할 것으로 기대해 볼 수 있다. 따라서 이 연구 결과를 바탕으로 기존 지가 정보체계에 나대지의 경우 매수자 특성 변수를 포함시킬 수 있는 새로운 지가 시스템의 도입을 검토해 볼 수 있을 것이다.

둘째, 본 연구의 분석을 위해 국토교통부의 실거래가격 정보시스템, 토지이용계획정보서비스, 등기사항전부증명서 등을 활용하여 다양한 자료를 수집하였으나, 국내 부동산에 대한 정보는 공공기관이나 국토교통부가 제공하는 주택이나 토지의 통계 정도에 불과한 것으로 파악된다. 물론 국내 민간 영역에서도 프롭테크가 접목된 랜드북과 같이 토지 가치를 예측하는 시스템이 제공되고 있으나, 비전문가의 경우 토지 매수자(소비자) 정보의 질적 수준은 여전히 동일하지 않다. 따라서 부동산 시장에서 역선택(adverse selection)의 문제를 최소화할 수 있도록 선진국과 같이 고도의 통계기법을 이용하여 부동산에 대한 다양한 정보를 비전문가인 시장 참여자들에게도 제공하는 시스템의 도입이 시급하다.

본 연구의 의의는 첫째, 국내에서 거의 연구가 이루어지지 않은 도시의 토지 시장에서 탐색비용과 정박효과에 기초한 외지인 프리미엄이 유효한지 검증하였다. 둘째, 매수자 수, 매수 목적, 개발유형, 매수자 유형이 토지 실거래가격에 어떠한 영향을 미치는지 실증적으로 분석하였다. 특히 매수자의 개발 유형이 도시 토지 실거래가격에 미치는 영향을 구체적으로 분석하여 토지 특성을 보완하고 실거래가격 결정의 메커니즘의 설명력을 높여 토지

시장에 대한 전반적인 이해도를 높일 뿐 아니라, 시장참여자들의 의사 결정에 기여를 할 것으로 기대해 본다.

그럼에도 본 연구는 서울 A구를 제외한 타 지역의 매수자 특성이 도시 토지에 미치는 영향을 분석하지 못한 점, 탐색비용을 측정하기 위해 외지인 여부 변수에서 서대문구와의 거리만 고려한 점, 그리고 자료의 한계로 매도자의 특성을 분석하지 못한 점은 한계로 지적될 수 있으며, 추후의 과제로 남겨둔다.

## 참고문헌

1. 고진수·최성호·노승철, “아파트 매매 소요기간에 영향을 미치는 요인에 관한 연구”, 『주택연구』, 제27권 제1호, 한국주택학회, 2019, pp. 5-30.
2. 김정환·손재영, 『부동산경제학』, 건국대학교출판부, 2015.
3. 김선주·김효곤·김재태, “토지 실거래가격 결정요인에 관한 연구-충남당진을 중심으로”, 『주거환경』, 제10권 제2호, 한국주거환경학회, 2012, pp. 33-47.
4. 노태욱·강창덕, “도시환경이 주거용 토지가격에 미치는 영향에 관한 연구 - 서울시 강북지역을 중심으로”, 『부동산학연구』, 제15집 제1호, 부동산분석학회, 2009, pp. 81-101.
5. 박원석, 『부동산투자론』, 양현사, 2016.
6. 방송희·이용만, “외지인은 부동산을 비싸게 매입하는가?: 제주특별자치도의 아파트 시장에 대한 실증분석”, 『부동산학연구』, 제19집 제3호, 부동산분석학회, 2013, pp. 45-62.
7. 송용철·박헌수, “공간계량경제 접근방법을 이용한 농지가격추정에 관한 연구”, 『국토연구』, 제19집 제3호, 국토연구원, 2012, pp. 121-140.
8. 양영준, “제주특별자치도 토지 실거래가격 결정요인에 관한 연구”, 『부동산학보』, 제61집, 한국부동산학회, 2015, pp. 151-165.
9. 양영준·임상혁, “매수자의 특성이 토지 실거래가격에 미치는 영향-제주특별자치도 서귀포시 거래사례를 대상으로”, 『부동산학보』, 제58집, 한국부동산학회, 2014, pp. 72-85.
10. 이상영, 『내일의 부동산파워』, 로크미디어, 2009.
11. 이용만, “부동산 시장의 이례현상들”, 『주택연구』, 제20권 제3호, 한국주택학회, 2012, pp. 5-40.
12. 이여진·김준형, “외지인의 주택 프리미엄: 탐색비용과 정박효과를 중심으로”, 『국토계획』, 제53권 제3호, 대한국토·도시계획학회, 2018, pp. 113-132.
13. 임재만, “범죄율과 교육요인이 주택가격에 미치는 영향에 해도닉 모형과 위계선형모형 비교”, 『주택연구』, 제16권 제3호, 한국주택학회, 2008, pp. 47-64.
14. 조주현, 『부동산학원론』, 건국대학교출판부, 2003.
15. 정태윤, “주거용 토지 실거래가격에 영향을 미치는 요인”, 『대한부동산학회지』, 제36권 제1호,

- 대한부동산학회지, 2018a, pp. 149-169.
16. 정태윤, “신도시 택지개발사업지역에서 복합용도 토지의 가격수준별 결정요인 분석-김해지역을 중심으로”, 『국토연구』, 통권 제97권, 국토연구원, 2018b, pp. 57-75.
  17. 정희남·한만희·김채규·권대철·김미숙, 『토지정책론』, 부연사, 2015.
  18. 홍 훈, 『홍훈교수의 행동경제학 강의』, 서해문집, 2016, pp.115-116.
  19. Blase, M. and C. Hesemann, “Farm Land Prices: Explainable or Illogical?,” *Southern Journal of Agricultural Economics*, Vol. 5(July), 1973, pp. 265-70.
  20. Capozza, D. and R. Helsley, “The Fundamentals of Land Prices and Urban Growth,” *Journal of Urban Economics*, Vol. 26, 1989, pp. 295-306.
  21. Chang, C., C. Chao and J. Yeh, “The Role of Anchoring Bias in the Real Estate Market: Evidence from Taiwan Market,” *Asian Finance Association 2012 International Conference*.
  22. Chicoine, D., “Farmland Values at the Urban Fringe: An Analysis of Sale Prices,” *Land Economics*, Vol. 57, No. 3, 1981, pp. 353-62.
  23. Clauretje, T.M. and P.D. Thistle, “The Effect of Time-on-Market and Location on Search Costs and Anchoring. The Case of Single-Family Properties,” *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 35, No. 2, 2007, pp. 181-196.
  24. Dunford, R., C. Marti and R. Mittelhammer, “A Case Study of Rural Land Values at the Urban Fringe, Including Subjective Buyer Expectations,” *Land Economics*, Vol. 61, No. 1, 1985, pp. 10-16.
  25. Geltner, D., J. Clayton, P. Eichholtz and N. Miller, *Commercial Real Estate Analysis and Investments*: Thompson South-Western, 2007.
  26. Holmes, C. and J. Xie, “Distortions in Real Estate Transactions with Out-of-State Participants,” *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 57, 2018, pp. 592-627.
  27. Horenstein, A.R., D. Osgood and A. Snir, “Out-of-Town Buyers, Mispricing, and the Availability Heuristic in a Housing Market,” *Real Estate Finance*, Summer, 2017, pp. 27-35.
  28. Ihlanfeldt, K. and T. Mayock, “Information, Search, and House Prices: Revisited,” *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 44, 2012, pp. 90-115.
  29. Isakson, H., “An Empirical Analysis of the Determinants of Vacant Land,” *Journal of Real Estate Research*, Vol. 13, No. 2, 1997, pp. 103-114.
  30. Kandlbinder, K., N. Miller and M. Sklarz, “Leveling the Playing Field: Out-of-Town Buyer Premiums in US Housing Markets Over Time,” *International Journal of Housing Markets and Analysis*, Vol. 12, No. 3, 2018, pp. 377-404.
  31. Kostov, P., “Do Buyers’ Characteristics and Personal Relationship Affect Agricultural

- Land Prices?," *Land Economics*, Vol. 86, No. 1, 2010, pp. 48-65.
32. Lambson, V., G. McQueen and B. Slade, "Do Out-of-State Buyers Pay More for Real Estate? An Examination of Anchoring-Induced Bias and Search Costs," *Real Estate Economics*, Vol. 32, 2004, pp. 85-126.
33. Ling, D.C., A. Naranjo and M.T. Petrova, "Search Costs, Behavioral Biases, and Information Intermediary Effects," *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 57, No. 1, 2016, pp. 114-151.
34. Miller, N., N. Ordway, and M. Sklarz, "Japanese Purchases, Exchange Rates and Speculation in Residential Real Estate Markets," *Journal of Real Estate Research*, Vol. 3, 1988, pp. 39-49.
35. Myer, N., L. He and J. Webb, "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*, Vol. 20, No. 3, 1992, pp. 487-500.
36. Peiser, R., "The Determinants of Nonresidential Urban Land Values," *Journal of Urban Economics*, Vol. 22, 1987, pp. 340-60.
37. Rosen, S., "Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition," *Journal of Political Economy*, Vol. 82, No. 1, 1974, pp. 34-55.
38. Song S., "Home Buyers' Characteristics and Selling Prices," *Applied Economics Letters*, Vol. 5, No. 1, 1998, pp. 11-14.
39. Stigler, G., "The Economics of Information," *The Journal of Political Economy*, Vol. 69, No. 3, 1961, pp. 213-225.
40. Turnbull, G. and C. Sirmans, "Information, Search, and House Prices," *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 23, No. 4, 1993, pp. 545-557.
41. Tversky, A. and D. Kahneman, "Judgement Under Uncertainty: Heuristics and Biases," *Science*, Vol. 185, No. 4157, 1974, pp. 1124-1131.
42. Watkins, C., "Are New Entrants to the Residential Property Market Informationally Disadvantaged?" *Journal of Property Research*, Vol. 15, No. 1, 1998, pp. 57-70.
43. Zhou, X., K. Gibler and V. Zahirovic-Herbert, "Asymmetric Buyer Information Influence on Price in a Homogeneous Housing Market," *Urban Studies*, Vol. 52, No. 5, 2015, pp. 891-905.

- 접수일 2019. 10. 02.
- 심사일 2019. 10. 07.
- 심사완료일 2019. 10. 29.

## 국문요약

### 매수자 특성이 도시 토지 실거래가격에 미치는 영향: 서울A구 나대지 거래사례를 중심으로

본 연구는 서울A구 나대지 거래사례를 중심으로 매수자 특성이 도시 토지 실거래가격에 미치는 영향을 분석하였다. 분석의 주요 결과는 다음과 같다. 첫째, 제주도의 토지 시장과 달리 서울 A구의 토지 시장에서는 탐색비용 또는 정박효과로 인한 외지인 프리미엄 가설이 통계적으로 유의하지 않다. 둘째, 개발 목적으로 매수하는 경우 그렇지 않은 경우에 비해 69%의 프리미엄을 지불하였다. 구체적으로 매수 시점 대비 2019년 9월 기준 토지이용이 변경되었거나 개발중인 토지는 개발 유형에 따라 주거용은 17%, 주상용은 88%, 상업용은 150%, 개발중인 토지는 66%의 프리미엄을 지불한 것으로 분석되며, 통계적으로 유의하다. 셋째, 매수자를 개인으로 한정할 경우 매수자 수가 1명 증가할 때마다 8%의 프리미엄을 지불하였으며, 통계적으로 유의하다. 이와 같은 결과에 기반할 때, 향후 도시 토지의 실제 거래가격이 결정되는 메커니즘을 설명하는데 매수자 특성 요인을 충분히 고려해야 할 것이다.