

## 외지인은 부동산을 비싸게 매입하는가? :제주도의 아파트 시장에 대한 실증분석\*

Do Out-of-state Buyers Pay More for Real Estate?

:Evidence from the Condominium Market in Jeju Island

방 송 희 (Bang, Songhee)\*\*  
이 용 만 (Lee, Youngman)\*\*\*

### < Abstract >

There is a belief that out-of-state buyers pay more for real estate than in-state buyers in Jeju Island. We investigate whether the belief is true in condominium market, in which information on transaction prices is diffused more quickly compared with other types of houses. And we explore whether the premium is driven by anchoring-induced bias or by search cost if out-of-state buyers pay more. For the study's purpose, we adopt a SPAR model and a repeat sale price model as alternative models instead of a conventional hedonic price model. The data of transaction prices from July 2006 to March 2013 is used to estimate our models.

The analysis results reveal that the rate of premium paid by out-of-state buyers is about 4.2% for condominium. And we find that out-of-state buyers from non-high-priced regions as well as out-of-state buyers from high-priced regions pay more for condominium than in-state buyers, and that out-of-state buyers from high-priced regions pay much more than out-of-state buyers from non-high-priced regions. From the results we conclude that the premium paid by out-of-state buyers in Jeju Island is driven by anchoring effect(anchoring-induced bias) as well as by search cost.

주 제 어 : 정박효과, 템색비용, 부동산가격, SPAR 모형

key word : Anchoring effect, Search cost, Real estate price, SPAR model

\* 본 논문은 한성대학교의 연구비 지원을 받아 작성되었다. 본 논문은 저자들이 AsRES의 2013 International Conference (2013, 6)에서 발표한 논문(An Empirical Study of Out-of-state Buyers' Anchoring-induced Bias: Evidence from the Condominium Market in Korea)의 일부 내용을 모티브(motive)로 하여 작성되었다.

\*\* 한성대학교 부동산경영학과 초빙교수, 21172@hansung.ac.kr, (주저자)

\*\*\* 한성대학교 부동산학과 교수, ymlee@hansung.ac.kr, (교신저자)

## I. 서론

외지인은 내지인보다 부동산을 비싸게 구입한다는 믿음이 있다<sup>1)</sup>. 외지인은 현지 사정을 잘 모르기 때문에 매도자가 매도희망가격(asking price)을 높게 제시하더라도 이를 그대로 믿고 부동산을 산다는 것이다. 외지인 중에서도 특히 서울지역 거주자는 이런 경향이 더 강하다고 한다. 서울지역에 거주하는 사람은 지방에 있는 부동산이 싸 보여서 매도자가 매도희망가격을 높게 제시하더라도 이를 그대로 받아들인다는 것이다.

이런 믿음은 국내뿐만 아니라 해외에도 널리 퍼져 있는 것 같다. Lambson, MacQueen and Slade(2004)은 미국의 아리조나(Arizona)주 휘닉스(Phoenix)시를 대상으로 ‘외지인(out-of-state buyers)’이 내지인(in-state buyers)보다 비싸게 부동산을 매입한다’는 믿음을 실증적으로 밝힌 바 있다. 이들은 그 이유를 탐색비용(search cost)과 정박효과(anchoring effect, anchoring-induced bias)<sup>2)</sup>로 설명하였다. 외지인은 부동산 가격과 관련한 현지 정보가 부족하기 때문에 부동산을 탐색하는데

비용이 많이 들게 되고, 탐색비용이 비싸다 보니 좀 더싼 부동산을 찾고자 하는 노력을 포기함으로써 부동산을 비싸게 구입한다는 것이다. 그리고 부동산가격이 비싼 지역에서 온 구매자는 비싼 가격에 얹매여 있기 때문에 상대적으로 비싸게 부동산을 구입한다는 것이다.

그러나 우리나라의 아파트 시장처럼 가격 정보가 비교적 신속하고 투명하게 전파되는 곳에서도<sup>3)</sup> 이런 믿음(이하에서는 이런 믿음을 ‘외지인의 프리미엄 지불 가설’이라고 부르도록 한다)이 사실일까 하는 의문이 든다. 가격 정보가 신속하고 투명하게 전파되면, 외지인이라 하더라도 자신이 원하는 부동산을 찾는데 들어가는 비용이 줄어들게 되고, 부동산의 가치산정에 따른 불확실성도 줄어들어 정박효과가 발휘될 여지가 없어지기 때문이다.

본 연구의 목적은 그 동안 막연한 믿음으로만 남아 있던 ‘외지인의 프리미엄 지불 가설’을 실증적으로 확인하는데 있다. 이를 위해 아파트시장을 대상으로 외지인이 내지인보다 비싸게 주택을 구입하는지 여부를 밝히고자 한다. 그리고 만

- 1) 이용만(2012)은 ‘외지인이 내지인보다 비싸게 부동산을 구입하는 현상’을 부동산시장에 존재하는 여러 가지의 아래 현상(anomalies) 중 하나로 보고 있다. 국내에서 ‘외지인이 내지인보다 비싸게 부동산을 구입하는 현상’을 실증적으로 확인한 연구는 아직 없다.
- 2) 정박효과란 행동경제학에서 말하는 경험 의존적 편의(heuristic bias)의 일종으로, 닷 내림 효과라고도 한다. Slovic and Lichtenstein(1971), Tversky and Kahneman(1974), Kahneman and Tversky(1979)는 경험 의존적 편의에 의해 잘못된 의사 결정을 할 수 있다는 점을 다양한 사례로 보여주고 있는데, 이 중 대표적인 예가 정박효과이다. 정박효과는 사람들이 최초 습득한 정보에 얹매여서 새로운 정보를 수용하지 않거나 부분적으로만 수용함으로써 비합리적으로 의사결정을 하는 현상을 일컫는다.
- 3) 하나의 아파트 단지 내에 있는 개별 호들은 상호 유사한 특성을 갖고 있고, 거래빈도도 상대적으로 높은 편이며 이런 거래 사례는 인터넷을 통하여 비교적 빠르게 공개된다. 또한 민간의 부동산정보회사들은 아파트 단지별 특성자료를 수집하여 공개하고 있고, 매주 단위로 아파트 단지별 시세가격을 무료로 제공하고 있다. 시세가격이 실제 가격과 괴리가 있기는 하지만, 그럼에도 불구하고 아파트 시장은 단독주택 시장이나 연립 및 다세대주택 시장에 비해 상대적으로 가격정보가 신속하고 투명하게 전달된다고 할 수 있다.

약 외지인이 내지인보다 비싸게 주택을 구입한다면, 그 이유가 텁색비용에 따른 것인지 아니면 정박효과에 따른 것인지 분석해 보고자 한다.

본 연구에서 아파트 시장을 분석 대상으로 삼은 이유는, 아파트의 경우 상대적으로 주택들 간의 이질성이 약하고 거래빈도가 높아서 실증 분석에 필요한 자료를 확보하거나 분석 모형을 설정하는데 유리하기 때문이다. 뿐만 아니라 아파트 시장에서 ‘외지인의 프리미엄 지불 가설’이 사실로 드러나면, 아파트 이외의 시장에서도 이런 믿음이 사실일 것이라는 추론이 가능해지기 때문에 아파트시장을 분석 대상으로 삼았다<sup>4)</sup>.

본 연구에서는 제주도를 분석지역으로 선택하였다. 제주도는 사면이 바다로 둘러싸여 있어서 외지인과 내지인의 구별이 비교적 명확하다<sup>5)</sup>. 또한 제주도는 외지인에 대해 배타적이라서 외지인들은 비싸게 부동산을 산다는 말들이 오래 전부터 있어 왔던 지역이다. 이런 점에서 제주도는 ‘외지인의 프리미엄 지불 가설’의 사실 여부를 확인하고 그 원인을 분석하기 좋은 지역이라고 판단되어, 제주도를 분석지역으로 선택하였다.

본 연구에서는 기존 연구에서 주로 사용되어 왔던 전통적인 헤도닉가격모형(hedonic price model) 대신 SPAR모형(sale price to appraisal ratio model)과 반복매매가격모형(repeat sale price model)을 사용하였다. 전통적인 헤도닉가격모형의 경우, 주택가격에 영향을 미치는 특성변수들에 대한 정보가 충분히 존재해야 한다. 그런데

본 연구에 사용하는 자료에는 주택의 특성변수에 대한 정보가 충분하지 않아 전통적인 헤도닉가격 모형을 사용하기가 적절하지 않았다. 반면 SPAR 모형과 반복매매가격모형은 주택의 특성변수에 대한 정보가 충분하지 않더라도 모두 추정이 가능하다. 이런 이유 때문에 본 논문에서는 SPAR 모형과 반복매매가격모형을 사용하였다.

이하 본 연구에서는 먼저 선행연구를 고찰하고, 그 다음 이론적 모형을 설정하고 난 뒤, 실증 분석 결과를 밝히고자 한다. 그리고 결론을 통해 연구결과를 정리하고 몇 가지 시사점과 연구의 한계 및 추후 연구과제 등을 제시하고자 한다.

## II. 선행연구 검토

잘 알려져 있다시피 부동산은 이질성이 매우 강한데다가 거래빈도마저 낮아 시장가격을 알아내기가 매우 어려운 재화이다. 부동산의 매입자나 매도자 모두는 부동산의 시장가격을 모르는 상태에서 상대방을 찾아 거래를 해야 한다. 이때 매입자는 자신이 지불할 용의가 있는 최대한의 지불가격(매입자의 유보가격 : buyer's reservation price)보다 낮은 가격을 요구하는 매도자가 있으면 협상을 시작하고, 그렇지 않으면 새로운 매도자를 찾아 나선다. 반면, 매도자는 자신이 받아들일 용의가 있는 최소한의 요구가격(매도자의 유

4) 단독주택시장이나 연립·다세대주택시장처럼 상대적으로 주택들 간 이질성이 크고 거래빈도가 작은 시장의 경우, 구매자들은 주택의 가치판정에 어려움을 겪게 된다. 이런 어려움 때문에 외지인의 경우 텁색비용이 커지게 되고 정박효과도 커지게 된다. 그 결과 외지인은 내지인보다 더 비싼 가격으로 주택을 구입한다는 추론이 가능해질 것이다.

5) 제주도를 제외한 나머지 시·도에서는 외지인이라 하더라도 내지인과 동일 생활권역에 거주하는 사람들 이 있을 수 있다. 이 경우, 외지인과 내지인의 구별이 불분명해지게 된다.

보가격 : seller's reservation price)보다 높은 가격을 제시한 매입자가 있으면 협상을 시작하고, 그렇지 않으면 새로운 매입자가 나설 때까지 기다리게 된다.

Yinger(1981), Wheaton(1990), Yavas(1992), Turnbull and Sirmans(1993) 등은 이와 같은 매입자와 매도자의 거래과정을 이론화하였는데, 이를 흔히 탐색이론(search theory)이라고 부른다. 탐색이론에 따르면, 탐색비용이 비싼 매입자는 보다 싼 부동산을 찾아 나서지 않기 때문에 부동산을 비싼 가격에 살 가능성이 높아지게 된다. 따라서 탐색이론에 따를 것 같으면, 동일한 특성을 가지고 있는 부동산이라 하더라도 매입자의 특성에 따라 거래가격이 달라질 수 있는 것이다.

탐색비용이 비싼 매입자의 대표적인 예가 외지인이다. 외지인은 해당 지역의 시장상황을 잘 모르기 때문에 자기가 원하는 부동산을 찾는데 비용을 많이 들일 수밖에 없다. 따라서 외지인은 내지인에 비해 부동산의 탐색기간이 짧아서 상대적으로 비싼 가격으로 부동산을 살 가능성이 높아진다.

Turnbull and Sirmans(1993)는 탐색이론의 논리적 귀결에 따라 외지인이 부동산을 비싸게 구입하는지 여부를 살펴보았다. 이들은 미국 루지아나(Louisiana)주의 한 도시에서 공동중개시스템(MLS : multi-listing system)으로 거래된 단독주택들의 거래가격을 헤드너가격모형으로 분석하였다. 분석결과, 외지인이 내지인보다 비싸게 주택을 구입한다는 가설은 통계적으로 유의하지 않았다. 이들은, 탐색이론의 논리적 추론과는 다르게 외지인이 프리미엄을 지불하지 않는 이유에 대해

공동중개시스템이 외지인의 탐색비용을 줄여주기 때문이라고 보았다.

한편, 외지인이 내지인보다 비싸게 부동산을 매입하느냐와 유사한 이슈로 외국인이 내국인보다 비싸게 부동산을 매입하느냐의 이슈도 있었다. Miller, Sklarz, and Ordway(1988)은 하와이에서 이루어진 일본인의 부동산매입 봄을 조사하였다. 이들은 일본인들이 하와이 부동산을 비싸게 매입한다는 결론을 내렸는데, 그 이유에 대해 일본인들이 하와이 부동산 시장을 잘 알지 못하기 때문이기도 하고, 환율을 고려할 때 하와이의 부동산이 일본 부동산에 비해 매우 싸기 때문이라고 보았다.

탐색이론으로 외지인의 프리미엄 지불 가설을 설명하고자 하였던 이 분야의 연구는 Lambson, MacQueen and Slade(2004)에 와서 탐색이론 외에 정박효과(anchoring effect)로 외지인의 프리미엄 지불 가설을 설명하는 것으로 발전하였다<sup>6)</sup>.

이미 서두에서 언급하였다시피, Lambson, MacQueen and Slade(2004)은 미국 아리조나(Arizona)주 휘닉스 대도시 권역(Phoenix metropolitan area)에서 1990년부터 2002년까지 일어난 약 3,500건의 임대용 아파트 거래사례를 사용하여 외지인의 프리미엄 지불 가설을 검증하였다. 실증분석 결과, 그들은 외지인이 내지인에 비해 통계적으로 유의한 프리미엄을 지불한다는 사실을 발견하였다. 그들은 정박효과의 존재를 보기 위해 외지인을 부동산가격이 비싼 지역에서 온 외지인과 그렇지 않은 외지인으로 나눈 뒤, 부동산가격이 비싼 지역에서 온 외지인이 그렇지 않은 외지인보다 더 비싸게 부동산을 구입하는지를 살펴보았다. 분석결

6) 탐색이론에 의한 외지인의 프리미엄 지불은 인간의 합리성을 전제로 하지만, 정박효과에 의한 외지인의 프리미엄 지불은 인간 행동의 비합리성을 전제로 하고 있다. 이에 대해서는 이용만(2012) 참조.

과, 부동산가격이 비싼 지역에서 온 외지인은 그 렇지 않은 외지인에 비해 더 비싸게 부동산을 구입하기는 하였지만, 통계적 유의성은 그다지 높지 않았다.

Clauretie and Thistle(2007)은 Lambson, MacQueen and Slade(2004)와 마찬가지로, 외지인이 내지인 보다 비싸게 부동산을 구입하는지 여부와 그 이유에 대해 조사하였다. 그들은 미국 네바다(Nevada)주 라스베가스(Las Vegas)의 임대용 주택(non-owner occupied houses, 자신이 거주하지 않고 타인에게 임대 놓기 위해 구입한 주택)의 거래사례를 이용하여 분석하였다. 분석 결과, 탐색비용과 정박효과가 존재함을 발견하였지만, 부동산의 위치를 나타내는 지역 더미변수(dummy variables)를 모형에 포함시킬 경우 탐색비용과 정박효과가 나타나지 않았다. 이는 변수누락 문제 때문에 마치 탐색비용이나 정박효과가 있는 것처럼 나왔다는 것을 보여준다.

외지인의 프리미엄 지불 가설에 대한 선행 연구들의 연구결과를 종합해 보면, MLS를 이용한 거래와 같이 거래정보가 비교적 잘 유통되는 시장에서는 외지인이 프리미엄을 지불하지 않는 반면, 거래정보가 잘 유통되지 않는 시장에서는 외지인이 프리미엄을 지불하는 것으로 보인다. 선행연구들은 모두들 전통적인 헤도닉가격모형을 사용하여 가설을 검정하고 있는데, 변수누락 문

제 때문에 추정결과가 달라질 가능성을 배제할 수 없는 것으로 보인다.

이 밖에 외지인의 프리미엄 지불 가설과 유사하게 생애 최초 주택구입자나 고소득층도 프리미엄을 지불하는지 여부를 분석한 연구들도 있다. 생애 최초 주택구입자나 고소득층은 탐색비용이 비싸기 때문에 비싸게 부동산을 구입한다는 것이다). 이 주제의 경우, 본 연구의 주제와 직접적으로 관련이 없기 때문에 이에 대한 보다 자세한 검토는 생략하도록 한다.

### III. 분석모형 및 자료

#### 1. 분석모형의 설정

앞에서 언급하였다시피 기존의 선행 연구들은 외지인의 프리미엄 지불 가설을 검정하기 위해 주로 헤도닉가격모형을 사용하였는데, 헤도닉가격모형을 사용하기 위해서는 주택의 특성에 관한 정보가 충분히 확보되어야 하는데, 본 연구에 사용된 자료에는 주택의 특성에 관한 정보가 충분하지 않아 SPAR모형과 반복매매가격모형을 사용하였다.

본 논문에서 사용하는 SPAR모형은 Bourassa, Hoesli and Sun(2006)에서 소개된 바 있는 SPAR

7) Turnbull and Sirmans(1993)은 외지인의 프리미엄 지불 가설뿐만 아니라 생애최초 주택구입자의 프리미엄 지불 가설을 조사하였는데, 생애최초 주택구입자를 나타내는 더미변수의 추정계수가 유의적이지는 않았지만 예상과는 다르게 마이너스(-) 부호를 보였다. 이는 생애최초 주택구입자가 부동산을 싸게 산다는 의미이다. Turnbull and Sirmans(1993)는 그 이유에 대해, 생애최초 주택구입자는 매우 신중하게 주택들을 탐색하기 때문이라고 보았다. Song(1998)은 생애최초 주택구입자와 고소득층이 프리미엄을 주고 부동산을 구입하는지 여부를 조사하였는데, Turnbull and Sirmans(1993)와 마찬가지로 생애최초 주택구입자를 나타내는 더미변수의 추정계수가 마이너스(-)로 나왔다. 그리고 소득이 높을수록 부동산을 비싸게 구입하는 것을 확인하였다.

지수모형(SPAR index model)<sup>8)</sup>을 본 연구의 목적에 맞게 응용한 것이다. 그리고 반복매매가격모형은 Bailey, Muth, and Nourse(1963)에 기반을 둔 우리나라의 아파트실거래가격지수모형을 본 연구의 목적에 맞게 조정한 것이다.

두 가지 모형으로 외지인의 프리미엄 지불 가능성은 검증하고자 한 것은, 각각의 모형이 갖고 있을 한계를 상호 보완함으로써<sup>9)</sup> 분석 결과를 좀 더 객관화 할 수 있으리라는 생각 때문이었다.

### 1) SPAR모형

먼저 다음의 식 (1)과 같이 주택가격에 자연로그를 취한 값은 주택의 특성과 구입자의 특성(외지인이거나 내지인이거나)에 의해 결정된다고 가정하자.

식 (1)에서  $\alpha$ 는 외지인이 지불하는 프리미엄율(premium rate)을 나타낸다. 좀 더 정확하게 말하면, 외지인이 지불하는 프리미엄 비율은  $\exp(\alpha) - 1$  이다.

한편, 정부가 매년 1월 1일 기준으로 공표하는 주택 공시가격은 주택의 특성 차이에 따른 가격차이를 반영하고 있지만, 실제 시장가격보다는 낮은 수준이다. 주택 공시가격이 실제 시장가격을 반영하는 비율이 확률 변수(probability variable)라고 가정하자. 그리고 주택 공시가격은

$$\ln P_{i,t} = X_i \beta + A_i \alpha + \theta_t + e_{i,t} \quad (1)$$

$P_{i,t}$  : t 시점에 팔린 i 주택의 시장가격

$X_i$  : 부동산 i의 특성변수

$A_i$  : 외지인에 대한 더미변수. 부동산 i를 외지인이 매입한 경우  $A_i = 1$ , 그렇지 않으면  $A_i = 0$

$\beta$  : 특성변수에 대한 추정계수

$\alpha$  : 외지인 더미변수에 대한 추정계수

$\theta_t$  : 시간에 대한 추정계수

$e_{i,t}$  : 오차항

$$\ln V_{i,t} = \delta + \ln P_{i,t}^m + v_{i,t} \quad (2)$$

$$= \delta + X_i \beta + \theta_t + v_{i,t} + e_{i,t}$$

$V_{i,t}$  : t 시점에 평가된 i 주택의 공시가격

$P_{i,t}^m$  : t 시점에 내지인이 구입한 i 주택의 시장가격

$\delta$  : 공시가격이 시장가격을 반영하는 정도를 나타내는 계수

$v_{i,t}$  : 오차항

구입자의 특성에 따른 가격의 차이를 반영하지 않는다고 가정하자. 이 경우, 주택의 공시가격 ( $V_{i,t}$ )에 자연로그를 취한 값은 식 (2)와 같이 된다.

식 (1)과 (2)의 오차항  $e_{i,t}$ 와  $v_{i,t}$ 는 상호 독립

8) SPAR지수모형은 Bourassa, Hoesli and Sun(2006)에 의해 처음 학계에 소개된 주택가격지수 모형의 하나로, 기준시점의 SPAR(평가가격 대비 거래가격 비율)과 비교시점의 SPAR를 비교하여 지수화 하는 방법을 말한다. SPAR지수모형에 대한 자세한 내용은 Bourassa, Hoesli and Sun(2006) 및 Haan, Wal and Vries(2009)를 참조하면 된다.

9) SPAR모형의 경우, 지역별로 기준시점의 SPAR가 균일성을 갖고 있어야 한다. 만약 그렇지 않을 경우 추정결과에 오류가 생길 수 있다. 반면 반복매매가격모형의 경우, 분석기간 중 두 번 이상 거래된 주택만을 분석대상으로 삼기 때문에 표본추출오류로 인한 추정 오류가 있을 수 있다.

이라고 가정하자.  $t$  시점에 평가된  $i$  주택의 공시가격( $V_{i,t}$ ) 대비  $t+\tau$  ( $\tau=0, 1, 2, \dots, T$ ) 시점에 거래된  $i$  주택의 시장가격( $P_{i,t+\tau}$ )의 비율(이 비율을 SPAR라고 부른다)에다가 자연로그를 취한 값은 다음과 같다.

식 (3)에서  $(\theta_{t+k} - \theta_t)$ 는 기준시점( $t$ ) 대비 비교시점( $t+k$ ,  $k=1, 2, \dots, T$ )의 가격변화율을 의미한다. 그러나 본 연구의 관심사는 시간의 변화에 따른 가격변화, 즉 지수추정에 있는 것이 아니라 외지인의 프리미엄 비율인  $\alpha$  추정치의 유의성과 부호, 그리고 그 크기에 있다. 식 (3)을 추정하여  $\alpha$  값을 확인하면, 외지인이 아파트를 구입할 때 프리미엄을 지불하는지 여부를 확인할

수 있을 것이다.

본 연구에서는 외지인이 프리미엄을 지불하는 이유를 확인하기 위해, 외지인을 ‘가격이 높은 지역에서 온 외지인’과 그렇지 않은 외지인으로 나누고, 각각의 유형을 나타내는 더미변수를 식 (3)의 외지인 더미변수 대신 투입할 것이다. 만약 정박효과가 있다면 ‘가격이 높은 지역에서 온 외지인’은 ‘가격이 낮은 지역에서 온 외지인’보다 좀 더 비싸게 주택을 매입할 것이다. 그리고 탐색비용 효과가 있다면, ‘가격이 낮은 지역에서 온 외지인’도 프리미엄을 지불하고 아파트를 구입하는 것으로 나타날 것이다.

$$\begin{aligned}\ln P_{i,t} - \ln V_{i,t} &= \ln \left( \frac{P_{i,t}}{V_{i,t}} \right) = A_i \alpha - \delta + \epsilon_{i,t} \\ \ln P_{i,t+1} - \ln V_{i,t} &= \ln \left( \frac{P_{i,t+1}}{V_{i,t}} \right) = A_i \alpha + (\theta_{t+1} - \theta_t) - \delta + \epsilon_{i,t+1} \\ \ln P_{i,t+2} - \ln V_{i,t} &= \ln \left( \frac{P_{i,t+2}}{V_{i,t}} \right) = A_i \alpha + (\theta_{t+2} - \theta_t) - \delta + \epsilon_{i,t+2} \\ &\dots \\ \ln P_{i,t+T} - \ln V_{i,t} &= \ln \left( \frac{P_{i,t+T}}{V_{i,t}} \right) = A_i \alpha + (\theta_{t+T} - \theta_t) - \delta + \epsilon_{i,t+T}\end{aligned}$$

이를 간단하게 표현하면,

$$\ln \left( \frac{P_{i,t+\tau}}{V_{i,t}} \right) = A_i \alpha + \sum_{k=1}^T D_{i,t+k} (\theta_{t+k} - \theta_t) - \delta + \epsilon_{i,t+\tau} \quad (3)$$

$D_{i,t+k}$  : 시간더미변수( $k=1, 2, \dots, T$ ).  $k=\tau$ 일 때, 1. 그렇지 않으면 0  
 $\epsilon_{i,t+\tau}$  : 오차항.  $\epsilon_{i,t+\tau} = e_{i,t+\tau} - v_{i,t} - e_{i,t}$

## 2) 반복매매가격모형

앞의 식 (1)과 마찬가지로 주택가격에 자연로 그를 취한 값이 해당 주택의 특성변수와 매입자의 특성(외지인이나 아니나)에 의해 결정된다고 가정하자.  $i$ 라는 주택이  $t+f$  시점(첫 번째 거래)과  $t+s$  시점(두 번째 거래)에 거래되었다면, 각각의 거래가격에서 자연로그를 취한 값을 뺄 경우 다음과 같이 된다.

여기서  $A'_i$ 는 외지인 더미변수로, 두 번째 거래 시점( $t+\tau$ )에서만 외지인이 구입하였다면  $A'_i = 1$ 이고, 첫 번째 거래시점( $t+f$ )에서만 외지인이 구입하였다면  $A'_i = -1$ 이다. 그 나머지는  $A'_i = 0$ 이다.  $D_{i,t+k}$ 는 시간더미변수( $k=1, 2, \dots, T$ )로,  $k=f$ (첫 번째 거래 시점) 이면,  $D_{i,t+k} = -1$ 이고,  $k=s$ (두 번째 거래 시점)이면,  $D_{i,t+k} = 1$ 이다. 그 나머지는  $D_{i,t+k} = 0$ 이다.  $e'_i$ 는 오차항으로,  $e'_i = e_{i,t+s} - e_{i,t+f}$ 이다.

식 (4)에서  $\theta_{t+k}$ ( $k=1, 2, \dots, T$ )는 기준시점( $t$ ) 대비 비교시점( $t+k$ )의 가격변화율을 나타낸다. 그러나 우리가 보고자 하는 것은 가격의 변화율이 아니라 외지인 더미변수의 계수인  $\alpha$  추정치가 유의하냐 아니냐, 그리고 그 크기가 어느 정도이냐 하는 점이다.

만약  $\alpha$ 의 추정계수가 유의하고 플러스(+)의 부호를 보였다면, 외지인은 프리미엄을 지불하면서 아파트를 구입한다고 결론내릴 수 있다. 외지인이 프리미엄을 지불하면서 아파트를 구입한다

는 결론이 내려지면, 그 원인을 확인하기 위해 위의 식 (4)식에서 외지인 더미변수를 ‘가격이 높은 지역에서 온 외지인’ 더미변수와 ‘가격이 낮은 지역에서 온 외지인’ 더미변수로 나누어 반복매매모형을 추정하고자 한다. 이 경우, 식 (4)은 다음과 같은 식 (5)로 변형된다.

여기서  $AH'_i$ 는 첫 번째 거래시점에서만 ‘가격이 높은 지역에서 온 외지인’이 매입한 경우  $AH'_i = -1$ 이고, 두 번째 거래시점에서만 ‘가격이 높은 지역에서 온 외지인’이 매입한 경우  $AH'_i = 1$ 이며, 그 나머지는  $AH'_i = 0$ 인 더미변수이다. 그리고  $AL'_i$ 는 첫 번째 거래시점에서만 ‘가격이 낮은 지역에서 온 외지인’이 매입한 경우  $AL'_i = -1$ 이고, 두 번째 거래시점에서만 ‘가격이 낮은 지역에서 온 외지인’이 매입한 경우  $AL'_i = 1$ 이며, 그 나머지는  $AL'_i = 0$ 인 더미변수이다.

만약 탐색비용이 외지인의 프리미엄 지불에 영향을 미친다면, ‘가격이 낮은 지역에서 온 외지인’도 프리미엄을 지불하게 되므로,  $\alpha_l$  추정치는 통계적으로 유의하고 플러스(+) 부호를 보여야 할 것이다. 그리고 정박효과가 존재한다면,  $\alpha_h$  추정치는 통계적으로 유의하고 플러스(+) 부호를 보일 뿐만 아니라 그 크기가  $\alpha_l$  추정치보다 커야 한다.

반복매매모형의 경우, 분석기간 중에 두 번 이상 거래된 아파트만으로 모형을 추정해야 한다.

$$\ln P_{i,t+s} - \ln P_{i,t+f} = A'_i \alpha + \sum_{k=1}^T D_{i,t+k} \theta_{t+k} + e'_i \quad (4)$$

$$\ln P_{i,t+s} - \ln P_{i,t+f} = AH'_i \alpha_h + AL'_i \alpha_l + \sum_{k=1}^T D_{i,t+k} \theta_{t+k} + e'_i \quad (5)$$

〈표 1〉 매입자 거주지별 거래빈도

| 구분             | 매입자<br>거주도시 | 제주           |              |  |
|----------------|-------------|--------------|--------------|--|
|                |             | 빈도           | 백분율          |  |
| <b>거래건수</b>    |             | 24,614       | 100.0%       |  |
| <b>내지인 거래</b>  |             | 21,688       | 88.1%        |  |
| <b>외지인 거래</b>  |             | 2,926        | 11.9%        |  |
| 가격<br>우위<br>지역 | <b>소 계</b>  | <b>2,507</b> | <b>10.2%</b> |  |
|                | 서 울         | 1,031        | 4.2%         |  |
|                | 경 기         | 907          | 3.7%         |  |
|                | 부 산         | 200          | 0.8%         |  |
|                | 울 산         | 43           | 0.2%         |  |
|                | 인 천         | 97           | 0.4%         |  |
|                | 대 구         | 81           | 0.3%         |  |
|                | 대 전         | 54           | 0.2%         |  |
|                | 세 종         | 2            | 0.0%         |  |
|                | 경 남         | 92           | 0.4%         |  |
| 가격<br>열위<br>지역 | <b>소 계</b>  | <b>419</b>   | <b>1.7%</b>  |  |
|                | 강 원         | 51           | 0.2%         |  |
|                | 경 북         | 65           | 0.3%         |  |
|                | 광 주         | 77           | 0.3%         |  |
|                | 전 남         | 64           | 0.3%         |  |
|                | 전 북         | 38           | 0.2%         |  |
|                | 충 남         | 64           | 0.3%         |  |
|                | 충 북         | 60           | 0.2%         |  |

그런데 우리나라의 경우 실거래사례가 수집되기 시작한 것이 2006년부터라서 그 사이에 반복적으로 거래된 아파트를 찾기가 쉽지 않다. 이런 문제 때문에 국토교통부가 공표하고 있는 아파트 실거래가격지수에서는 동일주택가정을 통해 반복 거래쌍을 늘리고 있다. 여기서 동일주택가정이란

아파트 단지와 아파트 규모, 그리고 총 그룹<sup>10)</sup>이 같을 경우 서로 다른 주택이라 하더라도 동일주택으로 보는 것이다. 여기서도 아파트실거래가격지수와 마찬가지로 동일주택가정 하에 서로 유사한 주택을 동일주택으로 보고 반복 거래쌍을 만들었다.

동일주택가정을 사용할 경우, 같은 시점에 거래된 주택 중에 동일주택이 여러 채 존재할 수 있다. 현재 아파트실거래가격지수에서는 같은 시점에 동일주택이 여러 채 존재할 경우 이들의 거래가격들을 평균하여 반복 거래쌍을 만들고 있다<sup>11)</sup>. 여기서도 동일한 방법으로 반복 거래쌍을 만들어 반복매매가격모형을 추정하였다.

## 2. 분석자료

분석에 사용된 자료는 국토교통부의 아파트 실거래 정보와 해당 아파트의 공시가격 정보이다<sup>12)</sup>. 이 자료에는 거래가격, 거래일(계약일), 전용면적, 아파트 단지 및 건물 명칭, 층, 2006년부터 2013년도까지 매 해의 공시가격, 그리고 매입자의 지역에 관한 정보가 포함되어 있다. 이 밖의 특성정보는 여기에 포함되어 있지 않다.

분석기간은 2006년 7월부터 2013년 3월까지<sup>13)</sup>

10) 여기서 총 그룹이란 하나의 아파트 건물 동에서 가격이 유사한 층끼리 그룹화 시킨 것을 말한다. 예를 들어 아파트가 10층 건물인 경우, 1층과 2층은 하나의 그룹으로 분류되고, 3층과 4층 그리고 꼭대기 층이 또 하나의 그룹으로 분류된다. 그리고 나머지 5층부터 9층까지가 또 다른 하나의 그룹으로 분류된다.

11) 예를 들어 A라는 아파트 단지에 10층짜리 101동 건물이 있다고 하자. 2006년 7월에 101동 건물의 5층과 6층, 그리고 7층에서 아파트가 각각 한 채씩 거래되었다고 하자. 그리고 2006년 12월에 101동 건물의 5층과 8층에서 아파트가 각각 한 채씩 거래되었다고 하자. 이 경우, 2006년 7월에는 모두 3채의 동일주택이 거래된 것이 되고, 2006년 12월에는 모두 2채의 동일주택이 거래된 셈이 있다. 이렇게 한 시점에 여려 채의 동일주택이 거래된 것으로 되면, 이를 평균하여 평균값으로 두 시점 간 가격변화율을 계산한다.

12) 분석에 사용한 자료는 국토교통부로부터 제공받았다. 자료를 제공해 준 국토교통부에 감사를 드린다.

13) 주택의 거래정보는 2006년 1월부터 국토교통부가 수집하고 있는데, 초기에 수집된 자료 중에는 거래가

〈표 2〉 SPAR모형 및 반복매매가격모형에 사용된 데이터 수

| 구분  | 1차 정제         | 2회 이상 거래      | 반복거래쌍수          |
|-----|---------------|---------------|-----------------|
| 데이터 | 24,614        | 23,308(94.7%) | 8,625           |
| 비고  | SPAR모형 사용 데이터 | 동일주택가정 반영     | 반복매매가격모형 사용 데이터 |

로 삼았다. 분석기간 중에 특수거래 및 부적정 거래로 분류된 자료를 제외한 거래 건수는 총 25,704건이었다. 이들 중에서 916건은 이상치로 보여 분석대상에서 제외하였으며, 이에 따라 최종적으로 사용된 자료는 24,614건이다.

총 24,614건 중 21,688건에 해당하는 88.1%는 내지인(제주도민)이 매입하였으며, 나머지 11.9%는 외지인(제주도 이외 지역에 거주하는 사람)이 매입하였다. 외지인 중 85.7%는 서울, 경기, 부산, 울산 등 평균가격이 높은 지역에 거주하는 외지인이 매입하였다<sup>14)</sup>.

가격이 높은 지역의 외지인에 의한 거래가 이루어진 경우, 매입자의 거주도시별로 살펴보면 서울에 거주하는 외지인에 의한 거래가 높은 비중을 차지하고 있는 것으로 나타났다. 그 다음 경기도, 부산시 등의 순서이다.

SPAR모형에 사용한 공시가격의 경우, 가장 최근의 공시가격인 2013년 1월 기준 공시가격을 사용하였다. 2012년 1월이나 2011년 1월 기준 공

시가격을 사용해 보기도 하였으나, 사용가능한 자료 수에 약간의 차이만 있었을 뿐, 결과에는 차이가 없었다.

반복매매가격모형은 동일한 주택이 2회 이상 거래되었을 때 적용 가능한 모형이므로 반복매매 가격모형을 적용하기 위하여 1차 정제된 데이터의 반복쌍을 구성하였다. 2006년 7월부터 2013년 3월까지 전체 분석기간 69개월 동안 물리적으로 완벽히 동일한 주택이 2회 이상 거래된 거래쌍수가 통계적 유의성을 확보할 만큼 충분하지 않기 때문에 동일주택가정<sup>15)</sup>을 사용하여 자료를 최대한 활용하였다. 동일주택가정에 의한 동일주택이 한 분기에 여러 번 거래된 경우 거래가격은 거래 사례의 평균가격을 이용하고 이를 하나의 거래로 처리하여 거래쌍수를 구성한 결과, 반복매매가격 모형에 적용한 데이터는 8,625쌍이다.

---

격이나 주택 특성 자료 등에서 오류가 있는 자료들이 다수 있는 것으로 보여, 2006년 1월부터 2006년 6월까지는 분석기간에 포함시키지 않았다.

- 14) 가격우위 및 가격열위지역에 대한 구분은 한국감정원의 전국주택가격동향조사(2013년 4월분)에 나와 있는 시도별 아파트 평균가격을 기준으로 하여 제주도보다 아파트 평균가격이 높은 지역과 낮은 지역을 구별하였다.
- 15) 현재 국토해양부에서는 아파트 실거래가격지수 산정을 위하여 건물 동, 면적, 층 구분이 같으면 동일한 주택이라 가정하고 반복매매가격지수 모형으로 지수를 작성하고 있다. 본 연구에서도 이러한 동일주택 가정을 적용하기 위해 제공된 데이터의 범위 내에서 건물 동, 면적, 층 구분이 같으면 동일주택이라 가정하고 반복 거래쌍을 구성하였는데, 건물의 최고층 정보가 제공되지 않아 층 구분 적용은 국토해양부와 달리 1, 2층과 그 이외 층으로 구분하여 적용하였다.

## IV. 분석결과

우리는 SPAR모형과 반복매매가격모형을 각각 두 가지 모형으로 구분하여 추정하였다. 첫 번째 모형(Model 1)은 매입자를 내지인과 외지인으로 구분하는 모형이고, 두 번째 모형(Model 2)은 외지인을 '가격이 높은 지역에서 온 외지인'과 '가격이 낮은 지역에서 온 외지인'으로 구분한 모형이다.

각각의 모형에서 시간더미변수는 분기더미변수를 사용하였는데, 본 연구의 주된 관심사가 외지인의 프리미엄 지불 여부를 확인하는 것이기 때문에 분기더미변수의 추정계수는 별도로 제시하지 않았다. 그리고 SPAR모형에서 공시가격의 실거래가격 반영비율을 나타내는  $\delta$  추정치 역시 별도로 제시하지 않았다.

그리고 각 모형에서 화이트 검정(White test)으로 오차항의 이분산 여부를 검정해 본 결과, 이분산이 일부 존재하는 것으로 나타나 White의 이분산일치표준오차(heteroskedasticity consistent standard error)를 이용하여 추정계수의 유의성을 검정하였다<sup>16)</sup>. SAS 프로그램을 이용하여 모형을 추정하였다.

먼저 SPAR모형의 추정결과를 보면, <Model SPAR 1>에서 외지인 더미변수의 추정계수가 플러스(+)를 보였고 1%의 유의수준 하에서 통계적으로 유의하였다. 이 추정결과에 따르면, 외지인은 내지인보다 약 4.2% 더 비싸게 아파트를 구

입하는 것으로 나타났다<sup>17)</sup>.

외지인을 '가격이 높은 지역에서 온 외지인'과 '가격이 낮은 지역에서 온 외지인'으로 구별한 <Model SPAR 2>의 추정결과를 보면, 두 더미변수의 추정계수는 모두 플러스(+)를 보였고 5%의 유의수준 하에서 통계적으로 유의하였다. 그리고 '가격이 높은 지역에서 온 외지인' 더미변수 (D\_OUT\_H)의 추정계수가 '가격이 낮은 지역에서 온 외지인' 더미변수(D\_OUT\_L)의 추정계수보다 커졌다. 이러한 추정결과는, 정박효과와 탐색비용 효과가 외지인의 프리미엄 지불 이유라는 점을 보여준다. 즉, '가격이 낮은 지역에서 온 외지인'은 탐색비용 때문에 프리미엄을 지불하며, '가격이 높은 지역에서 온 외지인'은 탐색비용에다가 정박효과가 추가되어 '가격이 낮은 지역에서 온 외지인'보다 더 많은 프리미엄을 지불하는 것이다.

<Model SPAR 2>의 추정결과를 조금 다른 각도에 해석해 보기 위해, 외지인 더미변수와 '가격이 높은 지역에서 온 외지인' 더미변수로 구성된 모형을 추정해 보았다. 그 결과는 <Model SPAR 2-1>에 나와 있는데, 이 결과에 따르면 외지인은 평균적으로 2.3%의 프리미엄을 지불하는데, 외지인 중 '가격이 높은 지역에서 온 외지인'은 추가로 2.1%의 프리미엄을 더 지불한다. 외지인의 경우, 현지 사정을 잘 모르기 때문에 탐색비용이 많이 들고 이로 인해 프리미엄을 지불하게 되는데, 2.3%은 탐색비용에 의한 프리미엄 비

16) 오차항에 이분산이 존재할 경우 모수추정량의 분산은 최소분산이 아니라서 모수추정량은 효율추정량 (efficient estimators)가 되지 못한다. 모수추정량의 분산이 최소분산이 아닐 경우, OLS에 의한 추정계수의 t 통계량은 부당하게 과대 계산될 수 있다. 이런 문제를 막기 위해 여기서는 이분산일치표준오차를 사용하여 t 통계량을 계산하였다.

17) 외지인 더미변수 추정계수의 값이 0.041이지만, 프리미엄 비율은  $\exp(0.041) - 1 = 0.042$  이다.

〈표 3〉 SPAR모형 추정결과

〈Model SPAR 1〉

| Variables          | Parameter Estimate | t Value | Pr >  t | Remark   |
|--------------------|--------------------|---------|---------|----------|
| D_OUT              | 0.041              | 12.76   | <.0001  | 외지인 더미변수 |
| Adj R <sup>2</sup> |                    |         |         | 0.4268   |

〈Model SPAR 2〉

| Variables          | Parameter Estimate | t Value | Pr> t  | Remark                   |
|--------------------|--------------------|---------|--------|--------------------------|
| D_OUT_H            | 0.044              | 13.20   | <.0001 | 가격이 높은 지역에 거주하는 외지인 더미변수 |
| D_OUT_L            | 0.023              | 2.46    | 0.0138 | 가격이 낮은 지역에 거주하는 외지인 더미변수 |
| Adj R <sup>2</sup> |                    |         |        | 0.4872                   |

〈Model SPAR 2-1〉

| Variables          | Parameter Estimate | t Value | Pr> t  | Remark                   |
|--------------------|--------------------|---------|--------|--------------------------|
| D_OUT              | 0.023              | 2.46    | 0.0138 | 외지인 더미변수                 |
| D_OUT_H            | 0.021              | 2.17    | 0.0300 | 가격이 높은 지역에 거주하는 외지인 더미변수 |
| Adj R <sup>2</sup> |                    |         |        | 0.4872                   |

\* 상수항과 시간더미변수의 추정치는 모두 5%의 유의수준 하에 유의하나 여기서는 기록하지 않음.

율이라고 할 수 있다. 그리고 ‘가격이 높은 지역에서 온 외지인’은 이런 탐색비용 외에 정박효과에 의해 프리미엄을 추가로 지불하게 되는데 2.1%는 바로 이런 정박효과에 의한 프리미엄 비율이라고 볼 수 있는 것이다<sup>18)</sup>.

SPAR모형은 지역 간 공시가격의 실거래가격 반영비율이 균등해야만 추정 결과에 오류가 없게 된다. 지역 간 공시가격의 실거래가격 반영 비율이 불균형할 수 있다는 점을 고려하여 지역더미를 모형에 포함시켜 보았다. 제주도는 크게 제주

시와 서귀포시로 구별되기 때문에 서귀포시 더미변수를 모형에 추가하여 추정해 보았는데, 이 경우에도 외지인 더미변수의 크기나 통계적 유의성에는 큰 차이가 없었다. 그래서 여기서는 지역더미변수를 포함한 추정결과는 제시하지 않는 것으로 하였다. 또 이미 앞에서 언급하였다시피, 시간더미변수와 상수항의 추정계수 역시 통계적으로 모두 유의하였지만, 본 연구의 목적과 직접적으로 관련이 없기 때문에 추정결과를 제시하지는 않았다.

18) 익명의 한 심사위원은 ‘가격이 낮은 지역에서 온 외지인’이 부(負)의 정박효과에 의해 매입가격을 낮게 제시하면서 부(負)의 프리미엄 존재 가능성을 제시하였다. 그러나 매도자의 경우, 매입가격이 높게 제시한 것은 수용하지만 매입가격을 낮게 제시하면 수용하지 않을 것이기 때문에 실제로는 ‘가격이 낮은 지역에서 온 외지인’이 낮은 가격으로 부동산을 매입할 가능성은 낮아 보인다.

〈표 4〉 반복매매 모형 추정결과

〈Model RS 1〉

| Variables          | Parameter Estimate | t Value | Pr> t  | Remark   |
|--------------------|--------------------|---------|--------|--|
| RS_OUT             | 0.030              | 3.95    | <.0001 | $A_F = \text{내지인} \text{ and } A_S = \text{외지인} \text{ then } RS\_OUT = 1$<br>$A_F = \text{외지인} \text{ and } A_S = \text{내지인} \text{ then } RS\_OUT = -1$<br>Else RS_OUT=0 |
| Adj R <sup>2</sup> | 0.3578             |         |        |  |

〈Model RS 2〉

| Variables          | Parameter Estimate | t Value | Pr> t  | Remark   |
|--------------------|--------------------|---------|--------|--|
| RS_OUT_H           | 0.033              | 4.30    | <.0001 | $A_F \neq \text{가격 높은 지역 거주 외지인} \text{ and}$<br>$A_S = \text{가격 높은 지역 거주 외지인} \text{ then } RS\_OUT\_H = 1$<br>$A_F = \text{가격 높은 지역 거주 외지인} \text{ and}$<br>$A_S \neq \text{가격 높은 지역 거주 외지인} \text{ then } RS\_OUT\_H = -1$<br>else RS_OUT_H=0 |
| RS_OUT_L           | 0.015              | 1.10    | 0.2734 | $A_F \neq \text{가격 낮은 지역 거주 외지인} \text{ and}$<br>$A_S = \text{가격 낮은 지역 거주 외지인} \text{ then } RS\_OUT\_L = 1$<br>$A_F = \text{가격 낮은 지역 거주 외지인} \text{ and}$<br>$A_S \neq \text{가격 낮은 지역 거주 외지인} \text{ then } RS\_OUT\_L = -1$<br>else RS_OUT_L=0 |
| Adj R <sup>2</sup> | 0.3580             |         |        |  |

\* 시간더미변수의 추정치는 여기서 제시하지 않았으나 모두 통계적으로 유의하였음.

이런 결과는 SPAR모형이 갖고 있는 한계 때문에 나왔을지 모르기 때문에 반복매매가격모형으로 외지인의 프리미엄 지불 여부를 확인해 보았는데, 〈Model RS 1〉에서 보다시피 반복매매가격모형에서도 외지인은 프리미엄을 지불하면서 아파트를 구입하는 것으로 나타났다. 다만, 프리미엄율의 크기는 약 3%로 SPAR모형에 비해 조금 낮게 추정되었다.

한편 외지인을 ‘가격이 높은 지역에서 온 외지인’과 ‘가격이 낮은 지역에서 온 외지인’으로 나

눈 〈Model RS 2〉의 추정결과를 보면, ‘가격이 높은 지역에서 온 외지인’ 더미변수(RS\_OUT\_H)의 추정계수는 통계적으로 유의하였지만, ‘가격이 낮은 지역에서 온 외지인’의 추정계수는 통계적으로 유의하지 않았다. 이러한 추정결과는 정박효과 때문에 외지인이 프리미엄을 지불하는 것 이지 탐색비용 때문에 외지인이 프리미엄을 지불하는 것은 아니라는 점을 보여준다.

반복매매가격모형의 이런 결과는, 거래 사례가 비교적 많은 아파트 단지의 거래 사례들을 주로

〈표 5〉 반복매매가격모형에 사용된 자료로 추정한 SPAR모형 추정결과(동일주택가정 사용)

〈Model 1〉

| Variables | Parameter Estimate | t Value | Pr >  t | Remark   |
|-----------|--------------------|---------|---------|----------|
| D_OUT     | 0.019              | 4.61    | <.0001  | 외지인 더미변수 |
| Adj $R^2$ |                    |         |         | 0.4865   |

〈Model 2〉

| Variables | Parameter Estimate | t Value | Pr >  t | Remark                   |
|-----------|--------------------|---------|---------|--------------------------|
| D_OUT_H   | 0.025              | 5.65    | <.0001  | 가격이 높은 지역에 거주하는 외지인 더미변수 |
| D_OUT_L   | -0.010             | -0.86   | 0.3906  | 가격이 낮은 지역에 거주하는 외지인 더미변수 |
| Adj $R^2$ |                    |         |         | 0.4872                   |

\* 상수항과 시간더미변수의 추정치는 모두 통계적으로 유의하나, 여기서는 제시하지 않았음.

\*\* 동일주택가정에 의해 반복 쌍 매칭 시, 같은 시점에 거래가 여러 건인 경우 거래가격과 공시가격은 각각 중복거래 건의 평균값을 이용하여 SPAR 비율을 계산함.

사용하였기 때문이라고 볼 수 있다. 거래가 많게 되면 외지인이라도 탐색비용이 적게 들기 때문에 ‘가격이 낮은 지역에서 온 외지인들은 프리미엄을 지불하지 않고 아파트를 산다고 볼 수 있는 것이다. 말하자면, 반복매매가격모형의 이런 결론은 표본추출오류 때문에 나타난 것이라고 볼 수 있는 것이다.

그러나 본 연구에서 사용한 반복매매가격모형은 표본추출오류 뿐만 아니라 동일주택가정 때문에 그 결과가 SPAR모형과 다르게 나타났음을 수 있다. 거래 쌍을 만들기 위해 유사주택을 동일주택으로 가정하고, 한 시점 내에 동일주택이 여러 채 있을 경우 평균 거래가격을 사용하다 보니 추정결과에 차이가 생길 수 있다는 것이다.

반복매매가격모형의 추정결과와 SPAR모형의 추정결과 간에 왜 차이가 생기는지를 확인하기 위해, 반복매매가격모형에 사용된 자료들만 가지고 SPAR모형을 추정해 보았다. 이때 반복 거

래쌍을 두 가지 방법으로 조정하여 SPAR모형을 추정하였다. 첫 번째 방법은, 반복매매가격모형에서 사용한 방법과 마찬가지로 동일주택가정 하에 한 시점에 여러 동일주택이 있을 경우 이들의 거래가격과 공시가격의 평균값을 사용하여 SPAR 모형을 추정하는 것이다. 두 번째 방법은 유사주택을 동일주택으로 가정하지 않고(동일주택가정 없이) 개별 건들의 거래가격과 공시가격을 그대로 사용하여 SPAR모형을 추정하는 것이다.

첫 번째 방법으로 SPAR모형을 추정해 본 결과, 추정계수의 크기에 다소 차이가 있기는 하지만 반복매매가격모형의 추정결과와 유사한 결과가 나타났다. ‘가격이 낮은 지역에서 온 외지인 더미변수(D\_OUT\_L)의 추정계수는 통계적으로 유의하지 않은 반면, ‘가격이 높은 지역에서 온 외지인’ 더미변수(D\_OUT\_H)의 추정계수는 통계적으로 유의한 것으로 나타난 것이다.

그러나 두 번째 방법으로 SPAR모형을 추정해

〈표 6〉 반복매매가격모형에 사용된 자료로 추정한 SPAR모형 추정결과(동일주택가정 사용 않음)

〈Model 1〉

| Variables | Parameter Estimate | t Value | Pr >  t | Remark   |
|-----------|--------------------|---------|---------|----------|
| D_OUT     | 0.045              | 13.17   | <.0001  | 외지인 더미변수 |
| Adj $R^2$ | 0.4327             |         |         |          |

〈Model 2〉

| Variables | Parameter Estimate | t Value | Pr >  t | Remark                   |
|-----------|--------------------|---------|---------|--------------------------|
| D_OUT_H   | 0.048              | 13.33   | <.0001  | 가격이 높은 지역에 거주하는 외지인 더미변수 |
| D_OUT_L   | 0.032              | 3.12    | 0.0018  | 가격이 낮은 지역에 거주하는 외지인 더미변수 |
| Adj $R^2$ | 0.4327             |         |         |                          |

\* 상수항과 시간더미변수의 추정치는 모두 통계적으로 유의하나 여기서는 기록하지 않음.

〈표 7〉 외지인의 프리미엄 지불과 그 이유에 대한 분석 결과

| 구 분 |                  | SPAR 모형 | 반복매매가격모형 | 비고   |
|-----|------------------|---------|----------|--|
| 원인  | 외지인의 프리미엄 지불 가능성 | ○       | ○        |  |
|     | 정박효과             | ○       | ○        |  |
|     | 탐색비용             | ○       | ×        | 반복매매가격모형에서는 동일주택가정 때문에 탐색비용 효과가 없는 것처럼 보임. |

본 결과는 반복매매가격모형의 추정결과와 다른 것으로 나타났다. ‘가격이 낮은 지역에서 온 외지인’ 더미변수(D\_OUT\_L)와 ‘가격이 높은 지역에서 온 외지인’ 더미변수(D\_OUT\_H)의 추정계수는 통계적으로 모두 유의하였으며, D\_OUT\_H의 추정계수가 D\_OUT\_L의 추정계수보다 큰 것으로 나타났다. 이런 결과는 거래 자료를 모두 이용하여 추정한 원래의 SPAR모형 결과와 유사하다.

이렇게 보았을 때, 반복매매가격모형에서 탐색비용효과가 안 나타난 것은 표본추출오류(거래가 빈번한 아파트 단지의 거래사례만 사용한 것) 때문이라기보다는 동일주택가정 때문인 것으로 보

인다<sup>19)</sup>.

이상의 분석결과에 기초해 볼 때, 제주도에 한정된 이야기이기는 하지만 외지인은 내지인보다 더 비싼 가격을 주고 아파트를 구입하는 것으로 보인다. 이때 외지인이 지불하는 프리미엄의 정도는 SPAR모형에 의하면 평균적으로 약 4.2%이다. 외지인이 프리미엄을 지불하는 이유는 내지인에 비해 탐색비용이 비싸기 때문이며, 다른 한편으로는 외지인이 갖고 있는 경험 의존적 편의(bias)인 정박효과 때문인 것으로 보인다. 이로 인해 가격이 높은 지역에서 온 외지인은 탐색비용 뿐만 아니라 정박효과 때문에 가격이 낮은 지역에서 온 외지인보다 더 비싼 가격으로 아파트

19) 실제 거래된 아파트의 총 정보가 불완전하여 총 그룹을 두 개로 나누다 보니 동일 주택으로 묶이기 어려운 거래사례들이 동일 주택으로 묶이면서 이런 결과가 나타난 것으로 보인다.

를 구입하는 것으로 보인다.

반복매매가격모형에서는 탐색비용효과가 없는 것으로 나타났지만, 이는 표본추출오류(거래가 빈번한 아파트 단지의 거래 사례만 사용하는 것) 때문에 나타난 결과라기보다는 동일주택가정 때문에 나타난 결과인 것으로 보인다.

## V. 결론

본 연구는 제주도의 아파트 시장을 대상으로 ‘외지인은 내지인보다 비싸게 부동산을 매입한다’는 세간의 속설이 사실인지 여부를 검정하고, 이런 속설이 사실이라면 그 원인이 어디에 있는가를 찾고자 하였다. 제주도를 분석대상으로 삼은 것은 사면이 바다인 제주도의 지리적인 특성이 본 연구의 가설을 검정하는데 적합할 뿐만 아니라, 외지인은 제주도에서 비싸게 부동산을 구입한다는 이야기가 오래 전부터 있어 왔던 곳이기 때문이다. 그리고 아파트 시장을 분석대상으로 삼은 것은, 아파트는 다른 주택 유형에 비해 비교적 동질성이 강하고 거래빈도도 높아 실거래가격 자료를 이용하여 분석을 하는 것이 비교적 용이하며, 거래정보는 다른 주택 유형에 비해 비교적 신속하게 투명하게 전파되기 때문이다.

본 연구에서 사용된 자료는 2006년 7월부터 2013년 3월까지의 아파트 실거래 사례 자료와 해당 실거래 사례 아파트의 공시가격 자료이다. 본 연구에서는 선행 연구들이 흔히 사용해 오던 헤드너가격모형 대신 SPAR모형과 반복매매가격모형을 사용하였다. 본 연구에서 사용한 자료에는 주택의 특성에 관한 정보가 충분하지 않아 변수누락(omitted variables) 문제로부터 비교적 자

유로운 SPAR모형과 반복매매가격모형을 사용하였으며, 분석결과의 견고성을 높이기 위해 두 가지 모형을 모두 사용하여 비교 분석하였다.

SPAR모형의 분석 결과에 따르면, 제주도 아파트 시장에서 외지인은 내지인보다 약 4.2% 더 비싸게 지불하고 아파트를 구입하는 것으로 나타났다. 그리고 가격이 높은 지역에 거주하는 외지인은 그렇지 않은 외지인에 비해 통계적으로 더 높은 프리미엄을 지불하는 것으로 나타났다. 따라서 가격이 높은 지역에 거주하는 외지인은 그들이 거주하는 지역의 높은 주택가격에 얹매여 있기 때문에 주택가격이 낮은 지역의 주택을 비싸게 매입하는 것이라고 볼 수 있다(정박효과).

또한 가격이 낮은 지역에 거주하는 외지인도 통계적으로 유의한 프리미엄을 지불하는 것으로 나타났는데, 이는 가격이 낮은 지역에 거주하는 외지인의 경우 정박효과가 없음에도 불구하고 탐색비용 때문에 비싸게 아파트를 구입한다는 것을 의미한다.

반복매매가격모형에서는 가격이 낮은 지역에 거주하는 외지인은 프리미엄을 지불하지 않는 것으로 나타났는데, 이는 표본추출오류(거래가 빈번한 아파트 단지의 거래 사례만 사용하는데 따른 추정결과의 오류) 때문이라기보다는 동일주택가정 때문에 나타난 결과인 것으로 보인다.

아파트시장의 경우, 거래 정보가 비교적 신속하고 투명하게 전파되는 시장임에도 불구하고 탐색비용 효과가 존재하는 것으로 나타난 것은 제주도가 갖고 있는 지리적으로 특수한 성격(사면이 바다로 둘러싸여 있는 섬이라는 특성) 때문인 것으로 보인다<sup>20)</sup>.

매입자의 특성에 따라 거래가격이 달라진다는 사실은, 실거래가격을 이용하여 주택의 평가가격

을 추정할 때 매입자의 특성도 고려해야 한다는 점을 의미한다. 아파트 실거래가격지수를 작성할 때에도 매입자 특성을 고려해야 하는 것 아닌가 하는 의문이 있을 수 있지만, 주택가격지수의 경우 매입자가 프리미엄을 지불하던 지불하지 않던 간에 실제 거래된 가격이 얼마인가가 중요하므로, 주택가격지수를 작성할 때에는 이를 고려할 필요는 없어 보인다.

제주도가 아닌 육지 지역의 아파트 시장은 상대적으로 외지인의 탐색비용이 저렴할 수 있다. 이 경우 탐색비용효과는 나타나지 않고 정박효과만 나타날 수 있다. 그리고 외지인이 거주하는 지역의 주택가격과 외지인이 구입하고자 하는 지역의 주택가격 간에 격차가 클 경우 정박효과도 크게 나타날 수 있다. 이 경우, 두 지역 간 가격 격차가 클수록 프리미엄 비율도 높아질 가능성이 있다.

이와 같은 의문점들은 지면의 제약과 자료의 제약 때문에 본 연구에서는 더 이상 검토하지 않았다. 이런 의문점에 대한 실증분석은 추후의 연구과제로 남겨두고자 한다.

본 연구에서는 외지인이 지불하는 프리미엄 비율이 분석기간 중에 동일하다는 가정 하에 분석모형을 설정하였다. 그러나 시간에 따라 프리미엄 비율이 달라질 수 있다. 만약 시간에 따라 프리미엄 비율이 달라진다면, 외지인 더미변수의 계수는 시간에 따라 변화하는 것으로 모형화해야 한다. 그러나 제주도의 경우 매 시점별로 거래

사례가 충분하지 않아 시간에 따라 프리미엄 비율이 달라지는 것을 모형화 하지는 못하였다.

그리고 매입자의 특성에 따라 부동산의 거래 가격이 달라지는 현상은 매입자가 외지인이나 아니나 하는 문제뿐만 아니라, 매입자가 생애최초 거래자인지 여부와 매입자의 소득 수준에 따라 달라질 수 있다. 그러나 본 연구에서 사용한 자료에는 매입자가 외지인인지 여부에 대한 정보 외에는 다른 정보가 없어서 이런 부분을 고려하지 못하였다.

이런 한계는 관련된 자료를 확보하고 난 뒤에 해결될 수 있는 것이라서, 이 또한 추후의 연구과제로 남겨두고자 한다.

|                      |
|----------------------|
| 논문접수일 : 2013년 8월 26일 |
| 최종수정일 : 2013년 9월 4일  |
| 제재확정일 : 2013년 9월 25일 |

20) 익명의 한 심사위원은 중개사가 거래과정에 개입하면 외지인의 프리미엄 지급 현상이 나타나지 않을 수 있다는 점을 지적하였다. 일반적으로 중개사는 거래가격이 비싸야 수수료를 더 받을 수 있기 때문에 거래가격을 낮출 유인이 적은 것으로 보인다. 그리고 매입자가 매입물건을 찾을 때 보통은 해당 지역의 중개사를 찾아다니기 때문에 여전히 탐색비용 문제가 존재하는 것으로 보인다. 중개사가 외지인을 대리하여 매물을 찾을 때 어떻게 행동하는가는 외지인의 프리미엄 지급 현상을 이해하는데 중요한 역할을 하리라고 본다.

## 참고문헌

1. 이용만, “부동산 시장의 아래 현상들”, 『주택 연구』, 제20권 제3호, 한국주택학회, 2012, pp.5-40
2. Bailey, M. J., R. F. Muth, and H.O. Nourse, “A Regression Method for Real Estate Price Index Construction,” *American Statistical Association Journal*, Vol. 58, 1963, pp. 933-942
3. Bourassa S. C., Martin Hoesli and Jian Sun, “A simple Alternative House Price Index Method,” *Journal of Housing Economics*, Vol.15, 2006, pp.80-97
4. Cauretie, 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”, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 35, 2007, pp.181-196
5. Haan, Jan de, Erna van der Wal and Paul de Vries, “The Measurement of House Prices : A Review of the Sale Price Appraisal Ratio Method”, *Journal of Economic and Social Measurement*, Vol. 34, 2009, pp.51-86
6. Kahneman, D. and A. Tversky. “Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk”, *Econometrica* Vol.47 No.2, 1979, pp.263–292
7. Lambson, Val E., Grant R. McQueen and Barrett A. 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 No.1, 2004, pp.85-126
8. Miller, N., M. Sklarz and N. Ordway, “Japanese Purchases, Exchange Rates and Speculation in Residential Real Estate Markets”, *Journal of Real Estate Research*, Vol.3 No.3, 1988, pp.39-49
9. Slovic, P. and S. Lichtenstein, “Comparison of Bayesian and Regression Approaches to the Study of Information Processing in Judgment”, *Organizational Behavior and Human Performance*, Vol.6 1971, pp.649–744
10. Song, S., “Home Buyers' Characteristics and Selling Prices”, *Applied Economics Letters*, Vol. 5, 1998, pp.11-14
11. Turnbull, G. K. and C. F. Sirmans, “Information, Search, and House Prices”, *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 23, 1993, pp. 545-557
12. Tversky, A. and D. Kahneman, “Judgment under Uncertainty: Heuristics and Biases”, *Science*, New Series 185, Issue 4157, 1974, pp.1124–1131
13. Wheaton, W. C., “Vacancy, Search, and Prices in a Housing Market Matching Model”, *Journal of Political Economy*, Vol. 98, 1990, pp.1270-1292
14. Yavas, A., “A Simple Search and Bargaining Model of Real Estate Markets”, *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association*, Vol. 20 No. 4, 1992, pp.533-548
15. Yinger, J., “A Search Model of Real Estate Broker Behavior”, *American Economics Review*, Vol. 71, 1981, pp.591-605