

# 공간시장과 자본시장의 연결관계를 고려한 부동산시장 구조분석

이 현 석

대우건설 차장, 경영혁신 TFT

## An Analysis of Real Estate Market Structure Considering Interrelationship between Space and Capital Markets

Lee, Hyun-Seok

Deputy General Manager, Daewoo E&C Co., Ph.D, AICP

**Abstract:** Much of research on real estate markets has focused either on space market or capital market. In fact, these two markets are highly interrelated: fundamental connections exist between the space market which determines rent and the capital market which determines asset price. However, there has been little research about this linkage, especially within a single metropolitan area. The purpose of this research is to identify the relationship and to explain the spatial rent and price variation within a metropolitan area, with using observable rent data unlike most previous studies that suffer from limitation of using rent proxies.

The research explores the existence of the linkage, and the variation of rents and asset prices. This research recognizes the distinction between use decisions made in the space market and investment decisions made in the capital market. This research clarifies which factors affect rents and asset prices separately, and estimates the rents and prices simultaneously. The two-stage least squares method is applied to avoid a simultaneous-equations bias problem. The empirical results strongly support the hypothesis for the existence of the linkage. The results also show that rents are substantially determined by use decisions, whereas asset prices are determined by investment decisions. These results suggest that an understanding of underlying market structure contributes to conclusive findings.

## I. 서론

모든 부동산시장은 그 자체로서 독특한 특성을 갖고 있다. 하나의 부동산시장 내에서 조차 입지여건, 규모, 구조, 그리고 물리적 성격 때문에 동일한 부동산 물건이란 존재하지 않는다. 따라서 부동산의 임대 및 자산가격은 국가, 지역, 그리고 도시 차원에서 다양성을 보인다. 동일 도시 내에서조차 이러한 다양성은 예외가 아니다. 또한 시장구조측면에서 부동산시장은 여타의 시장과 차별성을 보인다. 대표적인 차이는 시장에서의 결정이 자본이득을 위한 투자결정(investment decision) 중심의 자본시장(capital market)과 임대서비스를 위한 사용결정(use decision) 중심의 공간시장(space market)사이의 연계성을 바탕으로 종합적으로 이해되어야 한다는 점이다(Fisher, 1992). 그러나 대부분의 연구들은 이러한 부동산시장의 특성을 간과하고 공간시장과 자본시장이 마치 별개의 독립된 시장인양 임대가격 혹은 자산가격 그 자체에 대한 연구에 치중함으로써 한계를 노출시켰다. 이러한 한계를 극복하고자 본 연구는 공간시장과 자본시장의 개념적 연결관계에 대한 이해를 기초로 단일 대도시내에서 공간시장과 자본시장의 관계와 변화요인분석에 초점을 두고 있다.

대도시 부동산시장에 대한 연구들은 전통적으로 수요와 공급구조 틀 하에서 대도시들간의 임대가격과 자산가격의 변화와 차이를 설명하고 있다. 그러나 임대가격과 자산가격사이의 연계여부를 포함한 부동산시장구조에 대한 기본적 이론 틀에 대해서는 거의 관심을 기울이지 않았다. Potepan(1996)은 Ozanne와 Thibodeau(1983)가 제시한 모형을 기초로 시장분석 모형을 발전시켰다. 그는 임대가격과 자산가격사이의 상호 연계를 무시하고 공간시장과 자본시장을 분리하여 분석할 때 발생하는 문제를 지적했다. Potepan의 모형은 사

용자 비용관계(User Cost Relationship)를 이용하여 주택시장에서 임대가격과 자산가격의 연결관계를 인식한다. 임대가격은 부동산 사용에 대한 비용으로, 그리고 자산가격은 투자와 관련된 자본으로 간주한다.

본 연구는 Fisher(1992), 그리고 DiPasquale과 Wheaton(1992)등이 제시한 이론을 중심으로 단일 대도시내에서 두개의 분리된 시장인 공간시장과 자본시장이 서로 연계되어 있다는 가설을 검증한다. 두시장의 가격구조는 전통적인 수요공급함수에 의해 설명할 수 있다. 공간시장과 자본시장 각각에 대해 수요공급함수의 균형을 통해 방정식을 도출하고 각 시장에 대한 방정식은 하나의 연립방정식체계(simultaneous-equations system)를 형성한다. 이 체계내의 변수들을 분석하기 위해 본 연구는 2단계 최소자승법(2SLS)을 사용한다. 이 방법은 주로 Simultaneous-Equations Bias문제를 피하기 위해 쓰인다.

공간시장과 자본시장을 고려한 부동산시장 구조분석을 위해 사용된 자료는 부동산시장 중에서 상대적으로 자료가 풍부하고 정확한 주택시장 자료이다. 주목할 점은 임대가격 자료의 부족으로 지수자료(index data)등 대리자료(proxy data)를 이용할 수밖에 없었던 서구 연구들의 한계를 극복하기 위해 전세자료를 이용하고 있다는 점이다. 사용된 자료는 서울의 672개 아파트종류에 대한 9년 간의 시계열 자료이다.

연구결과는 공간시장과 자본시장의 강한 상호 연결관계가 존재함을 보여준다. 대부분의 변수들은 본 연구에서 세운 모형의 예상과 일치함을 보인다. 또한 임대가격과 자산가격은 연구대상지역의 지역적 특수성과 사회경제적 특성을 반영함을 알 수 있다. 이 연구는 부동산시장구조를 분석할 때 공간시장과 자본시장의 연계를 동시에 고려해야 하는 이유를 명확히 제시하고 있다.

## II. 관련 이론 소개

표준입지이론(standard location theory)은 Ricardo(1817)에 의해 제시된 보상원칙(compensation principle)을 기초로 단일 도시 내의 임대가격의 지역적 차이를 설명하기 위해 발전되어 왔다. 그러나 사회경제적, 그리고 지역적인 요인들이 여러 형태로 영향을 끼치는 현실세계의 부동산시장을 위치(location) 요인만으로 설명하는 모형은 한계를 노출시킬 수밖에 없다. 따라서 많은 연구들이 보다 종합적인 접근방법으로서 부동산시장의 자산가격 혹은 임대가격의 변화를 분석하기 위해 수요공급함수를 바탕으로 계량분석모형을 사용해 왔다. 대표적으로 Ozanne와 Thibodeau(1983), Manning(1988, 1989), Fortura와 Kusher(1986), 그리고 Rose(1989a, 1989b)등을 들 수 있다. 그러나 그들의 연구는 부동산시장의 임대가격과 자산가격의 연결관계를 고려하지 않았다는 문제점을 지니고 있다.

사실 임대가격과 자산가격의 연결관계는 사용자비용이론(user cost theory)의 핵심 개념이다. Jorgenson(1967), 그리고 Doughterty와 Van Order(1982)는 두 가격들 사이의 관계를 인식하고 자산가격이 사용자의 총비용 차원에서 설명될 수 있는 사용자비용이론을 발전시켰다. 이 이론은 자산소유자가 현재의 자산가치의 수준이 미래의 투자이익을 반영하고 있다는 사실을 인식하고 있다는 것을 이론적으로 제시하고 있다.

Fisher(1992), 그리고 DiPasquale와 Wheaton(1992)은 공간(space)과 자본(capital)에 대한 시장분석모형을 제시했다. 그들은 부동산시장은 명확히 구분되는 그러나 서로 연계되어 있는 두개의 시장 즉 공간시장과 자본시장이 존재한다고 주장했다. 그들은 공간시장에서 이루어지는 사용결과와 자본시장에서 이루어지는 투자결정의 차이를 인식하고 있었다.

Potepan(1996)은 두 시장사이의 관계가 적절히 고려되지 않았을 경우의 한계점을 지적하면서 대도시의 주택시장구조에 대한 이론적 토대 위에서 임대가격과 자산가격의 변화를 설명하는 모형을 개발했다. Potepan모형의 기본적 이론은 사용자비용이론과 내재적으로 연결되어 있다. 그의 모형에서 사용자는 경우에 따라 임대인자격 혹은 소유자자격으로서 그 자산을 이용하고 있다라고 본다. 그러므로 자산소유자는 서비스시장에 공급자인 동시에 자본시장의 수요를 창출하고 있다. Potepan은 부동산시장을 3가지의 시장 즉 서비스시장, 자본시장, 그리고 토지시장으로 구분한다. 이전 연구들과의 차이로서 임대가격은 서비스시장에서의 가격으로, 그리고 자산가격은 자본시장에서의 가격으로 정의하였다는 점이다. 그러나 그의 결과를 세밀히 분석해 보면 임대가격 산출식에서 자산가격은 1% 유의수준에서 설명되는 반면 자산가격 산출식에서 임대가격은 5% 유의수준에서조차 설명되지 않는다. 이 사실은 Potepan의 결과가 임대가격과 자산가격의 연결관계를 완전히 보여주지 못하고 있음을 의미한다.

## III. 모형

본 연구에서는 부동산시장을 두 가지의 시장으로 정의한다. 하나는 임대가격이 결정되는 공간시장과 다른 하나는 자산가격이 결정되는 자본시장이다. 모형은 대도시 주택시장의 장기적 수요와 공급을 고려한다. 공간시장에서의 수요,  $q_D$ ,는 아래 식(1)과 같이 임대가격( $C$ )의 수준뿐만 아니라 주택특성,  $H_S$ , 그리고 공간시장에 영향을 미치는 지역특성,  $R_S$ ,에 의존한다.

$$q_D = q_D(C, H_S, R_S) \quad (1)$$

공간시장의 수요에 영향을 미치는 대부분

의 변수들은 비체계적 위험(unsystematic risk)과 관련된 공간적 요인들로 분류될 수 있다. 임대가격은 일반적으로 수요와 반비례의 관계를 가지리라 예상된다. 주택특성은 대개 단위건물 당 평형규모( $s$ )와 건물경과년수( $a$ ), 그리고 주차장규모( $k$ ) 등을 포함한다. 주거시설의 편의성을 측정하는 척도로서 단지내의 세대수( $n$ )와 인근 지하철역까지의 도보시간( $t$ )이 변수로 추가되었다. 주택특성변수,  $H_S$ ,는 식(2)와 같이 표현될 수 있다.

$$H_S = H_S(s, a, n, t, k) \quad (2)$$

Manning(1989)은 도시간의 주택가격 비교에 관한 연구에서 도시규모가 클수록 그리고 인구밀도가 높을수록 더 많은 문화적, 사회적 기회와 더불어 쇼핑 등에 있어 유리하므로 입주자들은 이러한 기회들을 향유하기 위해 비용을 지불할 용의가 있을 것이라 주장했다. 따라서 공간시장에서 인구규모( $p$ )와 밀도( $d$ )는 수요와 비례관계가 예상된다. 대부분의 기존 연구들은 개인소득( $w$ )이 높은 지역일수록 규모가 큰 양질의 신규주택이 공급되며 수요 역시 비례하여 높다는 사실을 보여준다. 그리고 전통적으로 중시되어온 도시중심상업지구와의 거리( $u$ )는 공간시장에서 수요와 반비례의 관계가 예상된다. 공간시장과 관련된 지역 특성,  $R_S$ ,은 식(3)으로 표현된다.

$$R_S = R_S(p, d, w, u) \quad (3)$$

식(2)와 식(3)을 식(1)에 대입하면 아래와 같이 공간시장의 수요함수,  $q_D$ ,를 나타낼 수 있다.

$$q_D = q_D(C, s, a, n, t, k, p, d, w, u) \quad (4)$$

$$\frac{dq_D}{dC} \leq 0, \quad \frac{dq_D}{ds} = ?, \quad \frac{dq_D}{da} \leq 0,$$

$$\frac{dq_D}{dn} \geq 0, \quad \frac{dq_D}{dt} \leq 0, \quad \frac{dq_D}{dk} \geq 0,$$

$$\frac{dq_D}{dp} \geq 0, \quad \frac{dq_D}{dd} \geq 0, \quad \frac{dq_D}{dw} \geq 0,$$

$$\frac{dq_D}{du} \leq 0$$

공간시장에서의 수요함수는 기본적으로 사용결정요인과 관련되어 있지만 공급함수는 자본시장의 투자결정요인까지 고려하여야 한다. 공급자인 자산소유자들은 직접 사용과 임대 중 어느 쪽이 더 높은 이득을 실현할 수 있을까 하는 문제에 관심을 가지고 있다. 그러므로 그들은 공간시장의 공급측면에서 임대가격은 물론 자산가격도 고려한다. 임대가격은 공간시장에서의 공급과 비례적 관계가 예상된다. 높은 자산가격과 이자율은 생산자의 입장에서는 비용으로 간주되기 때문에 공간시장에서 공급을 축소시키는 역할을 한다. 미래의 기대수익은 공간시장에서 공급을 결정하는 중요한 요소 중 하나이다. 그러나 미래(ex-ante)의 임대가격변동은 미래의 상황이므로 관측이 불가능하다. 효율적 시장(efficient market)에서 과거(ex-post)의 임대가격변동은 미래에 예상되는 임대가격변동의 측정지표로 사용될 수 있다. 임대가격증가( $e^S$ )는 공급을 확대시키리라 예상된다. 인구증가( $g$ ) 역시 공급확대의 요인으로 작용한다. 공간시장의 공급함수,  $q_S$ ,는 이자율( $i$ )을 고려할 때 아래 식(5)와 같이 표현될 수 있다.

$$q_S = q_S(C, P, i, e^S, g) \quad (5)$$

$$\frac{dq_S}{dC} \geq 0, \quad \frac{dq_S}{dP} \leq 0, \quad \frac{dq_S}{di} \leq 0,$$

$$\frac{dq_S}{de^S} \geq 0, \quad \frac{dq_S}{dg} \geq 0$$

식(4)와 식(5)의 균형은 함수가 선형이라는 가정하에 식(6)과 같다.

$$C = C(P, s, a, n, t, k, p, d, w, u, i, e^s, g) \quad (6)$$

$$\frac{dC}{dP} \geq 0, \quad \frac{dC}{ds} = ?, \quad \frac{dC}{da} \leq 0, \quad \frac{dC}{dn} \geq 0,$$

$$\frac{dC}{dt} \leq 0, \quad \frac{dC}{dk} \geq 0, \quad \frac{dC}{dp} \geq 0,$$

$$\frac{dC}{dd} \geq 0, \quad \frac{dC}{dw} \geq 0, \quad \frac{dC}{du} \leq 0, \quad \frac{dC}{di} \geq 0,$$

$$\frac{dC}{de^s} \leq 0, \quad \frac{dC}{dg} \leq 0$$

Potepan은 자산소유자가 각 시장에서 공급은 물론 수요까지 창출하기 때문에 자본시장에서의 수요를 결정하는 요인은 공간시장에서 공급을 결정하는 요인과 같다고 주장했다. 본 연구는 Potepan의 주장에 더해 공간시장과 자본시장 고유의 특성을 인식한다. 자본시장의 수요에 대해 자산소유자는 공간시장의 공급과 관련된 요인들 외에 자본시장과 관련된 주택특성,  $H_C$ ,와 지역특성,  $R_C$ ,를 고려한다. Potepan의 주장에 따라 공간시장에서 수요를 증가시키는 요인들은 대부분의 경우 자본시장에서 공급을 증가시킬 것이다. 자산소유자의 경우 이자율( $i$ )이 증가함에 따라 자산에 대한 소유욕구가 감소한다. 공간시장에서 임대가격증가( $e^s$ )가 공급의 증가요인으로 작용하듯이 자산가격상승( $e^c$ )은 자본시장의 수요를 증가시킬 것이다. 자본시장의 수요함수,  $Q_D$ ,는 식(7)과 같이 표현된다.

$$Q_D = Q_D(P, C, H_C, R_C, i, e^c) \quad (7)$$

일반적으로 건물 면적( $s$ )당 단가는 각 시장의 수요공급적 특성에 따라 좌우되는 반면 건물의 노후정도( $a$ )와 높은 용적률(FAR; $f$ )은

수요감소요인으로 작용한다. 자본시장과 관련된 주택특성함수,  $H_C$ ,는 식(8)과 같이 표현된다.

$$H_C = H_C(s, a, f) \quad (8)$$

건축허가면적( $b$ )의 증가는 장기적으로 수요를 감소시키는 효과가 있는 반면 높은 인구 밀도( $d$ )와 인구증가율( $g$ )은 수요를 증가시킬 것이다. 자본시장과 관련된 지역특성함수,  $R_C$ ,는 식(9)와 같이 표현된다.

$$R_C = R_C(d, g, b) \quad (9)$$

식(8)과 식(9)를 식(7)에 대입하면 식(10)과 같다.

$$Q_D = Q_D(P, C, s, a, f, d, g, b, i, e^c) \quad (10)$$

$$\frac{dQ_D}{dP} \leq 0, \quad \frac{dQ_D}{dC} \geq 0, \quad \frac{dQ_D}{ds} = ?,$$

$$\frac{dQ_D}{da} \leq 0, \quad \frac{dQ_D}{df} \leq 0, \quad \frac{dQ_D}{dd} \geq 0,$$

$$\frac{dQ_D}{dg} \geq 0, \quad \frac{dQ_D}{db} \leq 0, \quad \frac{dQ_D}{di} \leq 0,$$

$$\frac{dQ_D}{de^c} \geq 0$$

주택가격( $P$ )이 높아질 경우 개발업자들은 자본시장에서 공급을 증가시킬 것이다. 택지 가격( $L$ )과 건축비용( $O$ )은 개발업자들의 비용이므로 자본시장의 공급과 반비례의 관계가 예상된다. 자본시장의 공급함수,  $Q_S$ ,는 식(11)로 나타낼 수 있다.

$$Q_S = Q_S(P, L, O) \quad (11)$$

$$\frac{d Q_s}{d P} \geq 0, \quad \frac{d Q_s}{d L} \leq 0, \quad \frac{d Q_s}{d O} \leq 0$$

건축비용(O)은 본 연구의 대상인 단일 대도시내에서 지역별로 거의 차이가 없으므로 분석에서 제외한다. 자본시장에서의 식(10)과 식(11)의 균형은 자본시장가격함수인 식(12)를 도출한다.

$$P = P(C, L, s, a, f, d, g, b, i, e^C) \quad (12)$$

$$\frac{dP}{dC} \geq 0, \quad \frac{dP}{dL} \geq 0, \quad \frac{dP}{ds} = ?, \quad \frac{dP}{da} \leq 0,$$

$$\frac{dP}{df} \leq 0, \quad \frac{dP}{dd} \geq 0, \quad \frac{dP}{dg} \geq 0,$$

$$\frac{dP}{db} \leq 0, \quad \frac{dP}{di} \leq 0, \quad \frac{dP}{de^C} \geq 0$$

모든 수식들이 선형이며 확률적(stochastic)이라는 가정하에 두 시장의 가격함수 식(7)과 식(12)는 하나의 연립방정식체계인 식(13)을 형성한다.

$$C = C(P, s, a, n, t, k, p, d, w, u, i, e^S, g)$$

$$P = P(C, L, s, a, f, d, g, b, i, e^C) \quad (13)$$

종속변수에 대한 각 독립 변수들의 탄력성(elasticity) 측정을 위하여 모든 변수들을 로그함수로 치환한다. 선형로그함수의 회귀 분석시 상수항이 불편 추정량(unbiased estimator)을 제공하지 못한다는 문제가 있다. 그러나 연구의 관심사항이 상수항의 계수가 아니라 기울기(slope)이므로 이 문제는 무시될 수 있다. 자산가격증가( $e^C$ ), 임대가격증가( $e^S$ ), 그리고 인구증가율( $g$ )과 같은 변수들에 대하여는 음수(negative value)에 로그가 취해지는 문제를 막기 위해 일정한 수를 더하였다.

본 연구에서 사용한 자료는 각 지역(구)별 시계열 자료이다. 이러한 Panel자료를 분석하

기 위해 Fixed-Effects 모형(Least Squares Dummy Variables Model)을 사용한다. Fixed-Effect 모형은 지역간의 차이들이 더미변수(dummy variables)를 통해 측정될 수 있다고 가정한다. 다중공선성(multicollinearity) 문제를 피하기 위해 총 더미변수 중 하나를 빼고 분석에 사용하였다. 자산가격함수와 임대가격함수사이에는 Simultaneous-Equations Bias 문제가 예상되므로 이 문제를 피하기 위해 2단계 최소자승법(2SLS)을 사용한다.

본 연구의 모형은 Potepan의 체계를 따른다. 그러나 연구대상에서부터 Potepan의 모형과는 기본적으로 차이가 있다. Potepan은 대도시들 사이의 부동산 시장비교에 관한 연구인 반면 본 연구는 공간시장과 자본시장 분석을 통한 단일 대도시내의 부동산 시장구조해석에 초점을 두고 있다. 따라서 종합적인 분석을 위해 지역에 대한 변수에 더하여 주택특성 변수를 사용한다. 임대가격자료는 지수자료(index data)를 사용함으로써 한계를 노출시켰던 Potepan과 달리 관측이 가능한 전세자료를 사용한다. 모형구성측면에서는 Potepan은 자산소유자의 이중적 역할(dual roles)을 강조하여 공간시장의 공급요인과 자본시장의 수요요인을 동일시 하였으나 본 연구는 두 시장의 차이도 고려하였다.

#### IV. 자료

본 연구에 사용된 주택특성자료의 출처는 주로 격주로 발행하는 부동산 정보지인 '부동산뱅크'이다. 서울의 자산가격과 임대가격을 구하기 위해 가격특성함수(hedonic price equation)를 사용하는 대신 부동산뱅크의 자료를 사용한다. 사용된 자산가격과 임대가격은 672 종류1)의 아파트에 대한 1989년부터

1) 본 연구에서 사용한 기본 자료는 서울의

<표 1> 주택특성자료 요약

변수	정의	단위	평균	표준편차
자산가격( $P$ )	소비자물가지수에 의해 표준화된 평당자산가격	만원/평	649	234
임대가격( $C$ )	소비자물가지수에 의해 표준화된 평당전세가격	만원/평	275	66
평형규모( $s$ )	아파트평수	평	30.7	11.4
건물경과연수( $a$ )	건물경과연수 (준공년도-1997)	연도 수	13.1	4.5
단지크기( $n$ )	단지내 아파트 총 호수	호	973	952
도보시간( $t$ )	인근 지하철역까지의 도보시간	분	9.8	7.4
주차장규모( $k$ )	아파트당 주차대수	대	1.0	0.5
자산가격증감( $e^L$ )	아파트 자산가격증감	비	0.03	0.13
임대가격증감( $e^C$ )	아파트 전세가격증감	비	0.05	0.13
용적률(FAR: $f$ )	대지면적대비 총 건축면적	%	188	52

1997년까지의 매년 12월말 자료이다. 이 잡지는 각 아파트 평형별 상한가와 하한가에 대한 추정가격을 담고 있다. 분석에 사용된 자료는 두 가격의 단순 평균이다. 평균 자산가격과 임대가격은 인플레이션에 대한 효과보정을 위해 서울 소비자물가지수(CPI)<sup>2)</sup>에 의해 표준화된 평당 단가이다. <표 1>은 주택특성자료의 요약이다.

지역관련자료는 공간시장과 자본시장의 관계와 변화요인을 분석하는데 필수적 자료이다. 본 연구는 서울내의 부동산시장을 대상으로 하고 있으므로 지역분석의 기본단위는 '구'이다. 토지가격을 제외한 지역자료의 출처는 서울특별시에서 매년 발간하는 '서울통계연보'이다. 토지가격은 분기별로 건설교통부에서 발행하는 '지가동향'으로부터 수집, 조정된 자

료이다. 이 가격 역시 인플레이션효과 보정을 위해 소비자물가지수에 의해 표준화된 가격이다. 도심까지의 거리( $L$ )는 각 구청에서 시청까지의 거리를 지도에서 실측한 자료이다. <표 2>는 구별 지역자료요약이다.

이자율 역시 분석에 중요한 요인이므로 한국은행이 발간하는 '경제통계연보'의 3년 만기 회사채 금리를 사용한다. 이자율의 경우 지역별 차이는 없는 것으로 간주한다. 이자율 역시 인플레이션 효과보정을 위하여 전년대비 소비자물가지수의 변화를 차감한다. 이자율의 평균과 표준편차는 각각 10.54%와 2.09%이다.

부동산 시장의 지역적 특성을 밝히기 위해 자산가격과 임대가격은 지역별로 분리한다. 효과적인 분석을 위해 20개 구<sup>3)</sup>는 <표 3>과 같이 인접성과 총 주택수대 아파트수의

672개 평형 아파트이고 총 표본수는 약 170,000호이다.

2) 1989년부터 1997년까지 서울의 소비자물가지수는 다음과 같다; 68.5, 74.6, 81.9, 86.5, 90.8, 96.3, 100.0, 104.2, 108.6.

3) 1989년 당시 서울은 22개 구로 구성되어 있었고 1997년에는 경제조정으로 25개구였다. 본 연구는 1989년의 22개구를 중심으로 한다. 중구와 종로구는 자료취득문제로 분석에서 제외한다.

<표 2> 구별 지역자료 요약

변수	정의	단위	평균	표준편차
인구( $p$ )	인구총수	인	541,105	124,901
인구밀도( $d$ )	인구밀도	인/ $\text{Km}^2$	18,014	5,154
인구증가( $g$ )	전년대비 인구밀도	비	0.002	0.030
건축허가면적( $b$ )	주거용 건축허가면적	$\text{m}^2$	470,099	299,284
소득( $w$ )	제조업 일인당 연간 평균소득	만원	996	212
지가( $L$ )	소비자물가지수에 의해 표준화된 주거용 평당지가	만원/평	491	190
도심까지 거리( $u$ )	각 구청에서 시청까지 거리	Km	9.6	2.5

<표 3> 6개 구역 분류기준

구역	구	주택수 대비 아파트수
구역 1	강남	0.76
	서초	0.64
	송파	0.64
	강동	0.52
구역 2	강서	0.61
	양천	0.49
	구로/금천*	0.30
	관악	0.17
구역 3	용산	0.28
	마포	0.16
	영등포	0.47
	동작	0.41
구역 4	성동/광진*	0.27
	동대문	0.23
	중랑	0.40
구역 5	도봉	0.63
	노원	0.74
구역 6	성북**/강북*	0.18
	은평	0.11
	서대문	0.20

\*: 1995년 신설 구, \*\*: 자료수집 곤란으로 분석 제외.

비율을 고려하여 6개 구역(zone)으로 분류한다.

대부분의 경우 서구의 연구<sup>4)</sup>들은 부동산 시장의 효율성 분석 혹은 예측을 위해 단독 주택의 자료를 이용해 왔다. 그러나 이 경우 Clayton (1997)이 지적했듯이 임대가격은 관측이 곤란하다는 한계 때문에 지수(index)자료를 사용할 수밖에 없었다. 이와 같은 한계를 극복하는데 직접 관찰이 가능한 자료인 전세가격자료는 상당히 큰 역할을 한다. 또한 아파트 가격자료는 단독주택자료가 가진 내재적 문제인 상대적 불균질성 문제를 완화시켜 분석의 효율성을 높일 것으로 기대된다. 부동산시장의 수요공급적 차원의 불균형을 야기시킨 주범으로 비난받았던 80년대와 90년대의 아파트에 대한 분양가 규제제도에 기인하여 한국의 아파트들이 구조와 설계차원에서 별 차이를 보이지 않는다는 사실은 시장분석차원에서는 역설적으로 불균질성 문제를 해소하는 역할을 하고 있다.

사실 연구에 사용되는 자산가격과 임대가격자료는 실 거래자료가 아니라 부동산 중개업자들의 추정 자료이다. 감정평가 금액은 실 거래 가격에 비해 통상 저평가된다는 사실(즉 smoothing 문제)은 많은 연구를 통해 일반적으로 잘 알려져 있다. 그러나 본 연구에서 이용한 자료는 단독주택보다 훨씬 거래가 많아 유동성이 좋은 아파트 매매에 직접 종사하는 부동산 중개업자들의 거래자료를 기준으로 한 자료이다. 나아가 통계 이론상 종속변수의 측정오차는 독립 변수들이 오류없이 측정된다면 회귀분석의 오차항에 흡수 가능하다. 그러므로 본 연구에서 smoothing 문제는 무시될 수 있다.

## V. 분석 결과

<표 4>는 하나의 연립방정식체계인 식 (13) 내의 모든 외생변수를 가지고 자산가격과 임대가격을 추정할 경우의 추정 계수값,  $t$  값, 그리고 조정된 결정계수값(adjusted R-squares)을 제공한다. <표 5>는 <표 4>의 결과를 기초로 자산가격과 임대가격을 동시에 추정한 식의 결과를 보여준다. 대부분의 계수값들은 <표 5>에서 보듯이 유의수준 1%에서 통계적으로 유의하다. 자산가격과 임대가격은 조정된 결정계수로 각각 0.788과 0.732의 설명력을 보인다.

자산가격과 임대가격사이의 simultaneity의 존재여부를 확인하기 위해 Pindyck과 Rubinfeld(1998)가 제안한 검증을 실시한다. 임대가격 변수와 관련하여 검증을 위해 우선 <표 4>에서처럼 연립방정식 체계 안의 모든 외생변수를 가지고 임대가격( $C$ )을 추정하고 잔차( $r$ )를 계산한다. 다음 단계로 simultaneity의 보정을 위해 연립방정식 체계 식(13) 중 자산가격식에 잔차( $r$ )를 삽입한다.

<표 6>은 자산가격( $P$ )에 대한 최소자승법에 의한 추정결과와 simultaneity의 존재여부 확인을 위해 잔차( $r$ )가 추가된 결과를 보여준다. 잔차( $r$ )는 유의수준 1%에서 유의함을 보여준다. 따라서 지가( $L$ )와 인구변화( $g$ )등과 같이 잠재적으로 내생변수적 성격을 지니는 일부 독립변수들이 외생변수로서 취급되고 있음을 나타낸다. 그러나 <표 6>의 결과를 볼 때 simultaneity가 고려될 경우 임대가격변수( $C$ )가 훨씬 덜 유의한 값을 보이며 크기도 작게 나타난다. 그러므로 이 결과는 2단계 최소자승법(2SLS)이 최소자승법(OLS)보다 일관성있고 효과적인 추정량을 제공한다는 근거를 제시해 준다.

4) Clayton (1997) 은 예외이다.

<표 4> 공간시장과 자본시장에 대해 분리 추정된 계수값 (OLS)

종속변수	임대가격	자산가격
상수항	3.853(13.43)***	1.131(3.09)***
더미변수1 (구역1)	0.230(8.22)***	0.116(3.25)***
더미변수2 (구역2)	0.070(3.61)***	-0.126(-5.06)***
더미변수3 (구역3)	0.110(6.18)***	0.067(2.95)***
더미변수4 (구역4)	0.072(4.10)***	-0.074(-3.27)***
더미변수5 (구역5)	-0.034(-1.77)*	-0.188(-7.51)***
단지규모( $n$ )	0.058(15.40)***	0.090(18.77)***
평형규모( $s$ )	0.179(21.33)***	0.443(41.25)***
용적률( $f$ )	0.022(2.24)**	-0.072(-5.59)***
건물경과년수 ( $a$ )	-0.004(-0.44)	0.099(7.83)***
도보시간( $t$ )	0.009(2.56)**	0.007(1.66)*
주차규모( $k$ )	0.013(2.64)***	-0.015(-2.35)**
인구( $p$ )	0.025(0.97)	0.265(7.96)***
인구밀도( $d$ )	-0.029(-1.54)	0.013(0.56)
건축허가면적( $b$ )	0.018(3.09)***	0.025(3.36)***
지가( $L$ )	0.154(6.10)***	0.339(10.48)***
소득( $w$ )	0.131(5.19)***	-0.098(-3.04)***
도심까지의 거리( $u$ )	-0.181(-9.27)***	-0.208(-8.33)***
이자율( $i$ )	0.103(4.53)***	-0.126(-4.35)***
자산가격증감( $e^L$ )	0.286(13.67)***	0.552(19.55)***
임대가격증감( $e^S$ )	0.123(9.02)***	-0.107(-6.13)***
인구변화( $g$ )	0.027(1.70)*	0.075(3.60)***
수정된 결정계수(Adj. R-Sq.)	0.616	0.735
자료수	2,998	2,998

( ) : t-값, \*\*\*: 1 % 유의수준, \*\*: 5 % 유의수준, \*: 10 % 유의수준.

<표 5> 공간시장과 자본시장에 대해 동시 추정된 계수값 (2SLS)

상수항	3.817(19.06)***	0.039(0.13)
더미변수1 (구역1)	0.163(9.72)***	0.022(1.01)
더미변수2 (구역2)	0.125(9.10)***	-0.168(-11.44)***
더미변수3 (구역3)	0.075(6.17)***	-0.049(-3.50)***
더미변수4 (구역4)	0.112(10.06)***	-0.080(-4.86)***
더미변수5 (구역5)	0.060(4.15)***	-0.054(-3.14)***
자산가격( $P$ )	0.465(17.58)***	
임대가격( $C$ )		0.653(13.14)***
단지규모( $n$ )	0.014(3.83)***	
평형규모( $s$ )	-0.015(-1.17)	0.303(23.94)***
용적률( $f$ )		-0.101(-9.29)***
건물경과년수 ( $a$ )	-0.066(-8.42)***	0.099(9.48)***
도보시간( $t$ )	0.005(1.91)*	
주차규모( $k$ )	0.020(5.20)***	
인구( $p$ )	-0.096(-4.68)***	
인구밀도( $d$ )	-0.050(-3.89)***	0.216(15.92)***
건축허가면적( $b$ )		0.041(6.99)***
지가( $L$ )		0.256(10.14)***
소득( $w$ )	0.184(10.36)***	
도심까지의 거리( $u$ )	-0.084(-5.40)***	
이자율( $i$ )	0.150(8.47)***	-0.355(-14.75)***
자산가격증감( $e^c$ )		0.223(7.80)***
임대가격증감( $e^b$ )	0.180(17.87)***	
인구변화( $g$ )	-0.015(-1.19)	0.074(4.31)***
수정된 결정계수(Adj. R-Sq.)	0.732	0.788
자료수	2,998	2,998

( ) : t-값, \*\*\*: 1 % 유의수준, \*\*: 5 % 유의수준, \*: 10 % 유의수준.

<표 5>의 결과는 공간시장과 자본시장사이의 강한 연계를 보여준다. 임대가격에 대한 하나의 독립변수인 자산가격( $P$ )의 계수값은 유의수준 1%에서 0.465이다. 다른 독립변수들의 계수값과 비교할 때 공간시장에서는 자산가격( $P$ )이 임대가격에 가장 큰 영향을 주는 요인임을 알 수 있다. 자산가격에 대한 독립변수 중 하나인 임대가격( $P$ )의 계수값은 유의수준 1%에서 계수들 중 가장 큰 값인 0.653이다. Potepan에 의해 불완전하게 검증되었던 자산가격과 임대가격사이의 연결관계를 본 연구의 결과는 연립 방정식 체계를 통해 완벽하

게 보여 준다. 이러한 결과들은 부동산시장 구조분석시 왜 공간시장과 자본시장이 동시에 고려되어야 하는가를 실증적으로 증명한다.

또한 여러 관심을 끄는 결과들을 발견할 수 있다. 먼저 주택특성과 관련하여, 단지규모( $n$ )와 세대당 주차규모( $k$ )는 임대가격에 대한 모형에서의 예상과 같이 비례관계를 나타낸다. 즉 단지규모가 클수록 입주자들에게 단지 내에서 보다 많은 기회를 누릴 수 있고 주차 문제는 대도시에서의 거주에 중요한 요인이기 때문이다.

<표 6> 최소자승법에 의한 추정과 simultaneity에 대한 수정 결과

구분	최소자승법에 의한 추정	Simultaneity에 대한 수정
종속변수	자산가격	자산가격
상수항	2.004(12.12)***	0.039(0.13)
더미변수1 (구역1)	-0.043(-2.80)***	0.002(1.03)
더미변수2 (구역2)	-0.056(-4.47)***	-0.168(-11.61)***
더미변수3 (구역3)	-0.020(-1.64)	-0.049(-3.56)***
더미변수4 (구역4)	-0.031(-2.26)**	-0.080(-4.93)***
더미변수5 (구역5)	-0.058(-4.71)***	-0.054(-3.19)***
임대가격( $C$ )	0.781(57.14)***	0.653(13.13)***
평균규모( $s$ )	0.284(40.67)***	0.303(24.29)***
용적률( $f$ )	-0.225(-27.26)***	-0.101(-9.43)***
건물경과년수 ( $a$ )	0.067(7.35)***	0.099(9.62)***
인구밀도( $d$ )	0.076(7.80)***	0.216(16.15)***
건축허가면적( $b$ )	0.029(6.76)***	0.041(7.09)***
지가( $L$ )	0.169(10.26)***	0.256(10.29)***
이자율( $i$ )	-0.396(-25.60)***	-0.355(-14.96)***
자산가격증감( $e^c$ )	0.139(9.55)***	0.223(7.91)***
인구변화( $g$ )	0.143(11.85)***	0.074(4.37)***
잔차( $r$ )		0.183(3.48)***
수정된 결정계수(Adj. R-Sq.)	0.765	0.816
자료수	2,998	2,998

( ): t-값, \*\*\*: 1 % 유의수준, \*\*: 5 % 유의수준, \*: 10 % 유의수준.

자산가격결정식 내의 용적률( $f$ )은 모형에서의 예상과 같이 자산가격과 반비례의 관계를 보인다. 일반적으로 용적률이 낮을수록 삶의 쾌적성 측면을 고려할 때 건물가격 자체는 올라가는 경향이 있다. 용적률이 낮고 있는 또 하나의 의미는 90년대 서울의 재건축, 재개발 붐과 관련이 있다. 노후 아파트 재건축의 경우 그 아파트가 위치한 대지의 가치와 규모가 사업성을 판단하는 데 중요한 요소이다. 그러므로 건물 소유자들에게 용적률은 재건축으로부터의 수익과 직접 관련된다. 즉 자산가격과 음(-)의 관계를 나타내는 용적률은 90년대 서울 부동산시장의 지역적 특징 중 하나인 재건축 붐과 관계가 있다. 재건축 가능여부는 건물경과년수( $a$ )와도 관계가 있다. 결과는 예상과 달리 건물이 오래될수록 통계적 유의성을 가지고 자산가격이 상승함을 보인

다. 관련 법규에 의해 재건축이 가능한 노후 아파트의 소유자들은 재건축으로부터 자본이득을 기대한다. 건물의 노후정도가 심할수록, 용적률이 낮을수록 재건축에 대한 기대 때문에 자산가격은 상승한다. 자본시장에서와는 달리 공간시장에서는 건물경과년수와 임대가격은 통계적 유의수준 1%에서 반비례의 관계를 보인다. 공간시장에서는 사용결정이 중시되므로 건물의 노후정도가 심해질수록 매력을 잃어간다는 사실을 입증한다. 건물경과년수에 대한 결과는 투자결정이 중시되는 자본시장과 사용결정이 중시되는 공간시장사이의 차이를 명확히 보여준다.

평균규모( $s$ ) 역시 두시장의 차이를 보여주는 중요한 변수이다. 정부는 지난 80년대와 90년대에 상대적으로 대형 아파트의 공급을 규제해 왔다. 이러한 제한된 공급의 결과로

대형 아파트의 단위당 평당 가격은 상대적으로 높아졌고 주택 수요자들은 잠재적 자본이득 때문에 대형 아파트를 선호하였다. 자본시장의 수요자들은 자신들의 자금여력이 허용하는 한 최대 크기의 아파트를 확보하고자 노력했다. 자산가격과 아파트 평형 규모의 비례관계는 이러한 대형 아파트 선호가 존재함을 보여준다. 그러나 아파트 평형에 의한 자본이득은 사용결정을 중시하는 공간시장에서 임대인의 관심 대상은 아니다. 이 추론은 공간시장에서 임대가격에 대한 아파트 평형의 계수값이 유의수준 10%에서조차 유의하지 않음에 의해 뒷받침되고 있다.

모형에서의 예상과 다른 결과를 나타내는 계수는 임대가격결정식 내에 도보시간( $t$ )와 임대가격증가( $e^S$ ) 변수이다. 임대가격증가( $e^S$ )는 통계적으로 유의하고 양(+의 계수값을 보인다. 이 의미는 모형의 예상과는 반대의 결과로 전년 대비 임대가격의 증가는 임대가격을 높여리라는 것이다. 이 결과는 부동산시장의 고유한 성격에 의해 설명이 가능하다. 부동산시장은 특성상 수요와 공급의 변화에 즉각적으로 대응이 불가능하다. 장기적으로 임대가격의 상승은 공간시장에서의 공급을 증가시켜 임대가격을 낮추는 요인으로 작용할 것이다. 그러나 단기적으로는 임대가격을 끌어올리는 역할을 한다. 자본시장의 자산가격증가( $e^C$ )는 모형에서의 예상처럼 통계적으로 유의하고 자산가격과 양의 관계를 갖는다.

공간시장과 관련된 지역 요인들을 보면 주목할 만한 변수는 인구( $p$ )와 밀도( $d$ )이다. 자본시장에서 자산가격에 대한 인구밀도의 계수는 모형에서의 예상과 같이 통계적으로 유의하고 양(+의 관계를 갖는다. 그러나 임대가격결정식에 대한 인구와 밀도는 예상과 달리 유의수준 1%에서 임대가격과 음(-)의 관계를 보인다. 공간시장내에서 인구와 밀도에 관한 예상과 다른 결과는 투자결정을 중시하는 자본시장과 사용결정을 중시하는 공간시장사이

의 차이를 반영하는 결과로 해석할 수 있다. 즉 일정수준이상의 과도한 인구와 밀도는 임대가격상승에 부정적 요인임을 보여준다. 소득( $w$ ), 도심까지 거리( $u$ ), 그리고 인구변화( $g$ ) 등은 모형에서의 예상과 일치하는 결과를 보여준다.

자본시장과 관련된 지역 요인들은 모형이 제시한 이론에 부합된다. 지역관련 변수들 중 지가( $L$ )는 자산가격에 가장 강한 영향을 미친다. 지가가 높아질수록 자본시장에서의 공급은 축소될 것이고 그 결과로 자산가격은 상승할 것이다. 건축허가면적( $b$ )이 증가할수록 자본시장의 공급은 증가할 것이고 장기적으로는 자산가격을 낮추는 역할을 한다. 그러나 예상과는 달리 자산가격에 대한 건축허가면적의 계수가 양(+의 관계를 보인 이유는 부동산시장의 고유한 특성에 따른 단기효과로 해석할 수 있다.

자산가격과 임대가격결정식에서 이자율( $i$ )은 모형에서 예상한 결과와 일치한다. 높은 이자율은 개발자 입장에서 비용으로 간주되므로 자본시장의 수요와 공간시장의 공급을 감소시킬 것이다. 그러므로 이자율은 자산가격과는 반비례의 관계를 보이는 반면, 임대가격과는 비례 관계를 보인다. 이 관계 또한 공간시장과 자본시장사이의 연계를 보여주는 예이다.

## VI. 결론

본 연구는 단일 대도시내의 공간시장과 자본시장의 강한 연계에 대한 가설을 제공한다. 두 개의 확실히 구분되는, 그러나 상호 연계된 공간시장과 자본시장의 가설을 기초로 모형을 구성한다. 모형은 단일 대도시내의 자산 및 임대가격변화, 그리고 그들의 관계를 설명하기 위해 사용된다. 이 모형을 통한 분석 결과는 공간시장과 자본시장사이의 연결관

계를 강하게 뒷받침한다. 두 시장의 연결관계를 고려할 때 대부분의 계수들은 유의수준 1%에서 유의하며 자산가격과 임대가격은 수정된 결정계수에 의해 각각 79%와 73%의 설명력을 보인다. 결과들을 통해 볼 때 자본시장에서는 투자결정요인들에 의해 강한 영향을 받는 반면 공간시장에서는 사용결정요인들에 의해 영향을 받는다. 또한 연구 결과는 대형 아파트 선호와 재건축 붐과 같은 서울의 지역적 특성을 반영한다. 명확한 결과 도출에 기여한 요인으로는 우선 모형이 공간시장과 자본시장의 연결관계의 고려를 통한 이론적 틀 속에서 이루어진 점과 임대가격자료로 관측이 가능한 전세자료를 이용했다는 점을 들 수 있다.

결론적으로 실증적 연구결과는 모형에서의 예상과 대부분 일치한다. 자산가격과 임대가격 결정식은 1989년에서 1997년까지 서울의 시장 상황을 잘 반영한다. 결과는 부동산시장이 상당히 안정되어 있음을 보이고 또한 자산가격과 임대가격이 어느 정도 경쟁시장구조 속에서 결정됨을 보여준다. 자산시장과 공간시장은 상호 연계하여 작동하고 있다. 이 결과가 주는 정책적 함의는 90년대의 정부정책이 부동산시장의 구조를 악화시키지 않았음을 반증한다. 결국 90년대와 같은 시장규제의 완화 또는 축소 지향 정책들만이 부동산시장을 보다 건전하고, 그리고 완전한 경쟁시장으로 만드는 방법일 것이다.

### 참고문헌

- 정의철·강은숙·최은희(1996), 「서울시 부동산 정책과 가격변동에 관한 연구」, 서울: 서울시정개발연구원.
- 건설교통부(각 분기호), 「지가동향」.
- 정보성(각 호), 「부동산뱅크」. 서울: 정보성 서울특별시(각 연호), 「서울통계연보」.
- 한국은행(각 연호), 「경제통계연보」.
- Alonso, William. *Location and Land Use: Toward a General Theory of Land Rent*. Honolulu: East-West Center Press, 1964.
- Clayton, Jim. Are Housing Price Cycles Driven by Irrational Expectations? *Journal of Real Estate Finance and Economics* 14 (1997), 341-363.
- DiPasquale, Denise, and Wheaton, William C. The Markets for Real Estate Assets and Space: A Conceptual Framework. *Journal of the American Real Estate and Urban Economics* 20 (1.1) (1992), 181-197.
- Dougherty, Ann, and Van Order, Robert. Inflation, Housing Costs, and the Consumer Price Index, *The American Economic Review* 72 (1.1) (1982), 154-164.
- Fisher, Jeffrey D. Integrating Research on Markets for Space and Capital, *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association* 20 (1992), 161-180.
- Fortura, Peter, and Kushner, Joseph. Canadian Inter-City House Price Differentials, *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association* 14 (1986), 525-536.
- Goldberger, Arthur S. *Topics in Regression Analysis*. New York: The Macmillan Company, 1968.
- Greene, William H. *Econometric Analysis*, 4th ed., New Jersey: Prentice-Hall Inc, 2000.
- Jorgenson, W. Dale. The Theory of Investment Behavior, In: Ferber, Robert, ed., *Determinants of*

- Investment Behavior* (pp129-175). New York: National Bureau of Economic Research, 1967.
- Kim, Kyung-Hwan, and Suh, Seoung Hwan. Speculation and Price Bubbles in the Korean and Japanese Real Estate Markets, *Journal of Real Estate Finance and Economics* 6 (1993), 73-87.
- Kim, Kyung-Hwan. Housing Prices, Affordability, and Government Policy in Korea, *Journal of Real Estate Finance and Economics* 6 (1993), 55-71.
- Manning, Christopher A. The Determinants of Intercity Home Building Site Price Differences, *Land Economics* 64 (1988), 1-14.
- Manning, Christopher A. Explaining Intercity Home Price Differences, *Journal of Real Estate Finance and Economics* 2 (1989), 131-149.
- Mills, Edwin S. *Studies in the Structure of the Urban Economy*. Baltimore, Maryland: Johns Hopkins Press, 1972.
- Muth, Richard F. *Cities and Housing*. Chicago: University of Chicago Press, 1969.
- Ozanne, Larry, and Thomas Thibodeau. (1983). "Explaining Metropolitan Housing Price Differences," *Journal of Urban Economics* 13, 51-66.
- Pindyck, Robert S. and Daniel L. Rubinfeld. *Econometric Models and Economic Forecasts* (4<sup>th</sup> ed.). Boston: Irwin/McGraw-Hill, 1998.
- Potepan, Michael J. Explaining Intermetropolitan Variation in Housing Prices, Rents and Land Prices, *Journal of Real Estate Economics* 24 (2) (1996), 219-245.
- Poterba, James M. Housing Price Dynamics: The Role of Tax Policy and Demography, *Brookings papers on Economic Activity* 2 (1991), 143-203.
- Rose, Louis A. (1989a). "Urban Land Supply: Natural and Contrived Restrictions," *Journal of Urban Economics* 25, 325-345.
- Rose, Louis A. (1989b). "Topographical Constraints and Urban Land Supply Indexes," *Journal of Urban Economics* 26, 335-347.
- Son, Jae-young. A Review of the Korean Housing Market and Related Policies, *Review of Urban & Regional Development Studies* 9 (1997), 80-99.