

분양과 재고아파트 가격의 상호영향에 관한 실증분석

Empirical Analyses of Cross Price Effects between Newly Supplied and Existing Multi-family Housing

박은숙* · 최막중**

Park, Eun Sook · Choi, Mack Joong

Abstract

This paper analyses the cross price effects between newly supplied and existing multi-family housing in Seoul, based on the price reaction function which is derived from Bertrand model of suppliers' price determination in the duopoly market of substitute goods. Empirical analysis utilizes the panel data of borough-level quarterly prices in the 2000-2005 period as well as fixed SUR(Seemingly Unrelated Regression) method. Estimation results verify positive and statistically significant price interaction between the two housing sub-markets, which has not been observed in the previous studies focusing on time-series price movement in the form of either Granger causality or price adjustment towards long-run market equilibrium. Furthermore, it is found that relative magnitude of price effect is proportional to market share of each sub-market measured by relative amount of housing supply, implying that the price effect of newly supplied housing becomes smaller than that of existing housing as the number of newly supplied housing decreases continuously while existing housing stock increases. This in turn suggests that it becomes more difficult to justify Korean government's price control on newly supplied housing which aims at stabilizing prices of existing housing.

키 워 드 ▪ 분양주택, 재고주택, 가격효과, 교차수요, 분양가규제

Keywords ▪ Newly Supplied Housing, Housing Stock, Price Effect, Cross Demand, Housing Price Control

I. 서 론

주택은 대표적인 내구재(durable goods)로서 주택시장에서는 분양주택(신규공급주택)뿐 아니라 재고주택(중고주택)이 동시에 거래된다. 따라서 주택소비자에게 분양주택과 재고주택은 상호 대체재(substitute goods)로 가능하며, 분양주택시장과 재고주택시장은 주택시장의 부분시장 또는 하위시장(sub-market)을 구성한다.

분양주택시장과 재고주택시장의 부분시장이 학계의 관심을 끄는 이유는 무엇보다 두 부분시장간 가격관계 때문이다. 특히 우리나라에서는 분양아파트에 대한 가격규제라는 정부의 강력한 시장개입이 주택정책의 주요 근간을 이루어왔기 때문에 그 정책적 함의도 크다. 분양가규제의 정책논리 중 하나는 분양아파트의 높은 가격이 재고아파트의 가격 상승을 촉발하므로 전체 주택시장의 가격 안정을 위해 분양가규제가 필요하다는 것으로, 이는 두 부

* Environmental Planning Institute, Seoul National University (first author: heaveni0910@gmail.com)

** Graduate School of Environmental Studies, Seoul National University (corresponding author: macks@snu.ac.kr)

분시장의 가격 사이에 일정 인과관계가 존재함을 상정하고 있다.

그렇지만 분양주택과 재고주택 가격간 상호작용은 국내에서 아직까지 검증되지 않았을 뿐 아니라, 실증 분석결과 사이에도 일관성이 결여되어 있다. 그 원인 중의 하나로 선행연구들이 국내 가격자료의 특성과 관계없이 가격 변화의 시계열적 조정과정에 초점을 맞추어 실증분석을 수행하였다는 점을 들 수 있다. 이에 본 연구는 시장균형가격의 시계열적 조정보다는 대체재의 공급자간 가격경쟁에 따른 공급가격 결정에 초점을 맞추어 상호 가격반응을 이론화한 대안적 모형을 구축함으로써 분양주택과 재고주택 가격의 상호영향을 검증하는데 목적이 있다. 이와 함께 본 연구는 분양주택과 재고주택의 상대적 공급규모에 의한 시장지배력에 따라 상호 가격효과에 나타나는 변화를 추적함으로써 실증모형을 보다 정교하게 보완하는데 목적을 둔다.

이후 제Ⅱ장에서는 이론과 실증연구 결과의 괴리를 지적하고, 문제해결을 위한 대안적 접근방향을 제시한다. 이에 따라 제Ⅲ장에서는 복점시장에서의 가격경쟁에 관한 베르트랑 모형을 토대로 실증모형을 구축한다. 제Ⅳ장에서는 서울시의 자치구 단위 패널자료를 이용하여 실증분석의 범위와 방법을 구체화하고, 제Ⅴ장에서 추정결과를 도출, 해석한다. 마지막으로 결론은 제Ⅵ장에서 맺는다.

Ⅱ. 이론 및 선행연구 고찰

1. 문제제기: 이론과 실증결과의 괴리

경제학 이론에 의거하면 대체관계에 있는 분양주택과 재고주택의 가격은 상호 정(+)의 영향을 미치는 양방향의 인과관계를 가져야 한다. 곧 대체재간 교차수요(cross demand)의 가격효과(price effect)로 인해 분양주택과 재고주택의 두 부분시장 가운

데 어느 한 시장의 가격이 상승하면 상대적으로 가격이 저렴한 다른 시장으로 수요가 이동하여 다른 시장의 가격도 상승하기 때문이다. 이에 따라 두 부분시장의 가격은 동일한 방향으로 동조화되고, 시장은 이러한 과정이 반복되면서 균형에 이르게 된다. 일찍이 이론적 차원에서 분양주택과 재고주택간 가격관계를 논한 허재완·하성규(1990), 임덕호(2004)도 동일한 논거에 기초하고 있다.

그럼에도 불구하고 이러한 두 가격간 상호작용이 국내에서는 실증적으로 확인되지 않고 있다. 분양규제라는 정부의 강력한 시장개입으로 인해 그동안 분양주택과 재고주택간 가격관계에 대해서는 적지 않은 연구가 이루어져 왔지만, 표 1에 정리되어 있는 것처럼 실증분석 결과는 분석대상 지역에 따라 재고→분양 또는 분양→재고의 일방향의 인과관계만 존재하거나 아무런 인과관계도 존재하지 않는 것으로 나타난다. 따라서 이론상의 양방향 상호작용은 실증되지 않음은 물론, 실증결과 사이에 일관성도 결여되어 있다.

실증분석 결과는 주로 두 가격의 시계열 변화에 의거한 그랜저(Granger) 인과관계에 기초한다. 서울의 경우 조훈희(2008)는 재고→분양의 일방향 그랜저 인과관계를 보고하고 있지만,¹⁾ 윤승봉·장봉규·정창무(2004)에 따르면 동일한 인과관계는 서울 강남지역에서만 관찰되고 강북지역에서는 아무런 인과관계가 발견되지 않는다. 이에 비해 가장 광범위하게 그랜저 인과관계를 분석한 임덕호·박선구(2010)에 의하면 서울에서는 어떠한 인과관계도 포착되지 않는 반면, 경기도에서는 재고→분양의 일방향 관계, 반대로 전국적으로는 분양→재고의 일방향 관계가 나타나는 등 다양한 결과가 도출되고 있다.

이러한 그랜저 인과관계의 유무 및 방향성은 단순 시계열 변화에 따른 순수 실증분석의 결과로서 그 이유를 이론적으로 설명하기란 어렵다. 이에 비해 분양주택시장과 재고주택시장간 수급균형 이론

분양과 재고아파트 가격의 상호영향에 관한 실증분석

표 1. 분양-재고 가격관계에 관한 선행연구 결과

Table 1. Results of previous researches on price relation between newly supplied (new) and existing (old) housing

분석방법 method	선행연구 research	지역 area	가격관계 price relation	부호 sign
그랜저 인과관계 Granger causality	윤승봉외 Yoon et. al (2004)	서울 강남 Seoul South	분양 new ← 재고 old	(+)
		서울 강북 Seoul North	분양 new 재고 old	
	조훈희 Jo (2008)	서울 Seoul	분양 new ← 재고 old	(+)
	임덕호·박선구 Lim and Park (2010)	서울 Seoul	분양 new 재고 old	(+)
경기 Gyunggi province		분양 new ← 재고 old		
가격조정함수 price adjustment function	지규현·최성호 Ji and Choi (2010)	서울 Seoul	분양 new ← 재고 old	(+)
		경기 Gyunggi province	분양 new → 재고 old	(-)
	우철민·심교언 Woo and Shim (2011)	서울 Seoul	분양 new ← 재고 old	(+)

에 기초한 가격조정함수(price adjustment function) 모형이 있다. 가격조정함수에는 시계열 변화에 따른 전기(前期) 가격변수뿐 아니라 두 부분시장의 수요와 공급에 영향을 미치는 다른 경제 변수들이 함께 포함되는데, 전기 가격변수는 여전히 가격 변화의 시계열 조정과정을 반영하는 역할을 한다. 이는 원래 신규 주택공급(분양주택)에 따른 재고주택 가격의 변화를 장기 시장균형에 수렴하는 가격조정 과정을 통해 분석하려는 모형이지만, 그 과정에서 분양가격과 재고가격간의 관계도 추정할 수 있다. 대표적으로 Hua et al.(2001)은 Fisher-DiPasqual-Wheaton의 재고-공급모형(stock-flow model)을 수정하여 대만의 타이페이에서 분양가격과 재고가격이 상호 정(+)의 영향을 미치고 있음을 추정한 바 있다. 또한 Ooi and Le(2012)도 수급 영향요인을 외생변수로 투입한 VAR모형을 통해 싱가포르를 대상으로 두 가격간 상호 정(+)의 영향관계를 확인하였다.

그런데 우리나라에서는 이와 같이 시장균형 이론에 근거한 가격조정함수를 통해서도 여전히 두 가격간 상호작용을 검증할 수가 없다(표 1). 특히 Hua et al.(2001)과 동일한 모형을 적용한 지규현·최성호(2010)의 경우 서울에서는 재고→분양의 정(+)의 일방향 영향만이 유의하게 추정된 반면, 경기

도에서는 분양→재고의 부(-)의 영향이 나타나 이론과 배치되는 결과마저 도출되기도 하였다. 또한 우철민·심교언(2011)이 적용한 오차수정모형(error correction model)에서도 서울에서 재고→분양의 일방향 영향만이 검증되었을 뿐이다.

2. 대안 모색

이상의 선행연구 결과를 종합할 때 우리나라에서 나타나는 이론과 실증분석 결과의 괴리는 결국 우리나라의 주택시장이 이론적 보편성에서 벗어날 만큼 예외적으로 특수하거나, 아니면 그러한 특수성을 실증분석 과정에서 제대로 반영하지 못했던 문제 중 하나로 귀결된다. 이 문제에 대해 선형적으로 답할 수는 없지만, 순서상으로는 이론적 예외성을 논하기 전에 먼저 실증분석 과정의 개선 여지를 충분히 모색해 보는 탐색적(heuristic) 접근이 선행될 필요가 있다.

이러한 점에서 본 연구는 그나마 실증모형의 이론적 근거로 제시되었던 시장균형과 이에 따른 가격조정에 대한 의문으로부터 출발한다. 분양주택시장과 재고주택시장간 수요량과 공급량 조정을 통해 두 가격이 동일해지는 장기 시장균형(long-run market equilibrium)을 상정할 수 있지만, 현실적

으로 균형시장가격을 관찰하기는 어렵기 때문이다. Hua et al.(2001)과 Ooi and Le(2012)의 실증결과는 각각 대만과 싱가포르 주택시장의 거래가격에 기초한 것이었지만,²⁾ 우리나라에서 실증분석에 사용되는 가격자료는 주택건설사가 책정한 분양가와 재고주택 매도자의 호가(list price)를 기반으로 하기 때문에 본질적으로 시장가격이 아닌 공급가격(supply price)의 성격을 갖고 있다.³⁾ 따라서 이러한 경우 실증분석의 이론적 근거는 수급균형을 이루기 위한 시장가격의 조정과정보다 분양주택과 재고주택간 가격경쟁이란 관점에서 공급자의 가격결정 원리로부터 찾는 것이 보다 합리적이다.

이러한 점에서 분양주택과 재고주택 공급자의 가격결정이 상호 영향을 주고받을 수 있음은 이미 선행연구에서도 지적되고 있다. 이용각·최막중(2012)에 의하면 건설사는 흔히 ‘주변시세’라고 하는 재고주택 가격을 감안하여 분양가격을 책정하므로 행동경제학 관점에서 재고주택 가격은 분양주택 가격결정의 기준점(reference point) 역할을 하는 것으로 이해된다. 한편 허재완·하성규(1990)는 재고주택 매물 보유자들이 분양가격을 주택시장의 수급여건을 알려주는 신호로 해석하여 분양가격 상승에 따라 매물(공급량)을 축소하는 것으로 설명한 바 있는데, 이와 같은 분양가격의 선도지표(leading indicator) 기능은 Ooi and Le(2012)에서도 명시적으로 고려되고 있다. 이에 따라 분양가격에 재고주택 가격이 동조화되는 현상을 Glaeser et al.(2008)은 가격 ‘전염효과(contagion effect)’라고 부르고, 그 이유를 주택을 대량으로 분양하는 전문적인 건설사가 개별적으로 매물을 내놓는 재고주택 공급자에 비해 더 많은 시장정보를 갖고 있기 때문으로 설명하고 있다.

이러한 논의에서 공통되는 점은 분양주택과 재고주택 공급자가 각각 상대방의 가격을 고려하여 공급가격을 결정하는 전략적 행태를 보인다는 것이다. 이에 따라 본 연구에서는 복점시장의 게임이론의

틀에서 대체재간 가격경쟁에 초점을 맞추어 분양주택과 재고주택 공급가격 결정의 상호작용을 분석하도록 한다.

III. 분석모형

1. 기본모형

본 연구는 가격경쟁 분석의 가장 대표적인 모형인 베르뜨랑 모형(Bertrand model)을 토대로, 이를 대체성 정도를 고려하여 차별화된(differentiated) 재화간 경쟁으로 확장한 모형(Gibbons, 1992: 21-22)에 논리적 기반을 둔다. 베르뜨랑 모형은 복점시장(duopoly)에서 대체재를 생산하는 두 기업간 비협조 게임(non-cooperative game)의 내쉬균형(Nash equilibrium)을 상정하며, 이를 통해 한 기업이 판매촉진을 위해 가격 할인을 단행할 경우 다른 기업도 시장점유율을 유지하기 위해 가격 할인을 실시하게 되는 것과 같은 가격경쟁 원리를 분석한다. 다음은 그 구체적인 과정이다.

먼저 경제학과 마케팅 분야에서 분석의 용이성을 위해 폭넓게 사용되는 선형 수요함수는 식 (1)과 같은데, 이는 기업 i 와 j 가 각각 생산하는 재화에 대한 수요 Q_i 와 Q_j 가 각각의 잠재수요 A_i 와 A_j 를 기준으로 해당 재화의 가격 P_i 와 P_j 에 반비례하고 경쟁 재화의 가격 P_j 와 P_i 에 비례하여 증가함을 나타낸다(Ingene and Parry, 1995:362). 이 때 θ_{ji} 와 θ_{ij} 는 교차가격탄력성(cross elasticity of demand)과 같이 대체성 정도를 나타내는 모수로서 두 재화가 대체관계에 있으면 양의 값을 갖고⁴⁾ 그 값이 클수록 대체성이 높음을 의미한다. 그러면 두 기업의 이윤 π_i 와 π_j 는 생산비용을 각각 C_i 와 C_j 라고 할 때 식 (2)와 같이 규정되고, 이에 따라 내쉬균형 상태에서 경쟁 재화의 최적(*로 표시) 가격을 고려한 이윤극대화의 최적해를 구하면 두 재화의 최적 가

격 P_i^* 와 P_j^* 가 식 (3)과 같이 결정된다. 이는 경쟁 재화의 가격에 대해 전략적으로 동일한 방향으로 동조화된 상호 가격반응함수(price reaction function)로서(Tirole, 1988) 실증분석 모형의 토대가 된다.

$$Q_i = A_i - P_i + \theta_{ji}P_j, Q_j = A_j - P_j + \theta_{ij}P_i \quad (1)$$

$$\theta_{ji} = \frac{\partial Q_i}{\partial P_j} > 0, \theta_{ij} = \frac{\partial Q_j}{\partial P_i} > 0$$

$$\pi_i = (P_i - C_i)Q_i, \pi_j = (P_j - C_j)Q_j \quad (2)$$

$$\max \pi_i(P_i, P_j^*) = (P_i - C_i)(A_i - P_i + \theta_{ji}P_j^*)$$

$$\max \pi_j(P_i^*, P_j) = (P_j - C_j)(A_j - P_j + \theta_{ij}P_i^*)$$

$$P_i^* = \frac{C_i + A_i + \theta_{ji}P_j^*}{2}, P_j^* = \frac{C_j + A_j + \theta_{ij}P_i^*}{2} \quad (3)$$

실증분석에서 본 연구의 초점은 무엇보다 θ_{ji} 와 θ_{ij} 에 맞추어진다. 선행연구 결과와 비교할 때 θ_{ij} 와 θ_{ji} 가 정(+)의 부호를 갖으면서 통계적으로 유의한지를 확인하는 것이 일차적인 임무이기 때문이다. 유의하다면 다음으로 두 계수값의 상대적 크기가 주된 관심사가 되는데, 두 기업의 시장지배력(market power)에 따라 가격경쟁에 비대칭성(asymmetry)이 나타날 수 있기 때문이다(Kadiyali et al., 1996).

이와 관련하여 주목할 만한 것은 두 재화 중 상대적으로 시장점유율이 높은 브랜드(high share brand)의 재화(i)가 시장점유율이 낮은 브랜드(low share brand)의 재화(j)에 비해 교차탄력성이 높아 ($\theta_{ji} < \theta_{ij}$) i의 가격할인에 대해 j가 더욱 민감하게 가격 반응을 보인다는 실증연구 결과이다(Kamakura and Russell, 1989; Chintagunta, 1993; Sethuraman, 1995). 이와 마찬가지로 전국적으로 알려진 브랜드(national brand)의 식료품이 특정 상점에만 존재하는 점포브랜드(private brand)의 식료품에 미치는 가격 영향이 2배 정도 더 큰

것으로 나타나기도 한다(Cotterill and Putsis, 2000).

2. 실증모형

이상의 논거를 토대로 주택시장을 분양주택(i)과 재고주택(j)으로 이루어진 복점시장으로 보고 식 (3)의 상호 가격반응함수를 추정하도록 한다. 그런데 식 (3)에서 분양주택 가격(P_i^*)과 재고주택 가격(P_j^*) 사이에는 동시성(simultaneity)이 존재한다. 동시성을 해결하기 위한 추정방법으로 통상 2단계 최소자승법(2SLS)을 사용하지만, 이를 위해서는 분양주택이나 재고주택 가격에만 영향을 미치는 도구 변수(instrument variable)를 이론적 근거와 자료 이용성 등에 기초하여 추가적으로 확보해야 하는 어려움이 있다. 이에 본 연구에서는 두 함수식의 오차항간에 상관관계가 존재할 때 효율적 추정치를 얻기 위해 사용되는 '외견상 무상관 회귀모형(SUR; Seemingly Unrelated Regression)'을 적용하는데, 가격 반응을 포함하여 종속변수(t)가 설명변수($t-1$)에 반응하는데 일정 시차(time-lag)가 발생할 수 있음을 상정하면 두 가격간 상호작용을 포착 하면서 동시성도 자연스럽게 해결할 수 있다. 이에 따라 식 (3)을 실증모형으로 변환하면 식 (4)와 같이 나타낼 수 있다.

$$P_{i,t}^* = \alpha_0 + \alpha_1 C_{i,t-1} + \alpha_2 A_{i,t-1} + \theta_{ji} P_{j,t-1}^* \quad (4)$$

$$P_{j,t}^* = \beta_0 + \beta_1 C_{j,t-1} + \beta_2 A_{j,t-1} + \theta_{ij} P_{i,t-1}^*$$

식 (4)에서 분양주택과 재고주택 공급자가 가격 결정시 고려해야 하는 비용 변수(C)는 두 주택간에 상이할 수 있지만, 동일한 수요자를 대상으로 경쟁해야 하는 상황에서 수요 변수(A)는 두 주택에 공통적으로 적용될 수 있다($A_i = A_j$). 먼저 비용 요인으로 분양주택이든 재고주택이든 입지조건에 따른

지가(토지비)는 동일한 것으로 통제하면, 분양주택의 공급비용은 기본적으로 건축공사비(Cs)에 비례하여 증가하는 것으로 설정할 수 있다. 이에 비해 재고주택의 비용은 주택 보유에 따른 기회비용으로 해석할 수 있는데, Haurin et al.(2010)에 따르면 보유비용이 높을수록 매물을 보다 빨리 처분하기 위해 호가가 낮아지는 것으로 나타난다. 보유비용은 곧 주택자금으로 투입된 자기자본이나 타인자본의 기회비용을 의미하므로 이자율(Cr)을 대리변수(proxy variable)로 사용할 수 있다.

한편 수요 변수는 소득효과를 고려하기 위해 가구소득(Ay), 그리고 시장의 수급여건을 반영하기 위해 가구수 대비 주택재고수(주택보급률, Am)로 구체화한다. 이상 건축공사비, 이자율, 소득, 가구수와 주택재고수는 Hua et al.(2001), 지규현·최성호(2010), 우철민·심교언(2011), Ooi and Le(2012)에서도 수요·공급함수에 사용된 바 있다.⁵⁾ 변수를 구체화한 추정모형은 식 (5)와 같다.

$$\begin{aligned}
 P_{i,t}^* &= \alpha_0 + \alpha_1 Cs_{t-1} + \alpha_2 Ay_{t-1} + \alpha_3 Am_{t-1} + \theta_{ji} P_{j,t-1}^* \\
 P_{j,t}^* &= \beta_0 + \beta_1 Cr_{t-1} + \beta_2 Ay_{t-1} + \beta_3 Am_{t-1} + \theta_{ij} P_{i,t-1}^*
 \end{aligned}
 \tag{5}$$

IV. 실증분석

1. 분석대상과 범위

실증분석은 주택유형에 따른 부분시장(sub-market) 중에서 자료 구득이 용이한 아파트 부분시장에 한정하여 2000년 1분기부터 2005년 4분기까지 서울시의 자치구를 지역단위로 한 패널(panel) 분석으로 이루어진다. 패널모형은 비교적 짧은 기간에 제한된 지역을 분석할 때 통계적 추정의 자유도(degree of freedom)를 높일 수 있는 장점이 있다. 구체적으로 본 연구에서는 지역단위 실증연구에 주로 적용되고 있듯이 관찰되지 않은 지역특성인 개

별효과가 설명변수들과 상관되어 있는 것으로 가정하는 고정효과(fixed effect)모형을 사용한다. 따라서 최종적으로 추정방식은 '패널 고정효과 SUR 추정'에 기초하며, 통제변수로 시간(분기)과 지역(자치구) 더미변수가 추가된다.

실증분석의 시간적 범위는 분양가규제와 같은 정책 변수의 영향을 배제하기 위해 분양가격에 대한 정부 개입이 최소화되었던 2000년대 초반을 기준으로 설정하였다.⁶⁾ 그리고 가격 반응에 소요되는 시차의 적정 단위를 분기로 상정하였다. 공간적으로는 주택이 갖는 위치적 고정성이란 특성으로 인해 형성되는 공간적 부분시장 또는 하위시장(spatial sub-market)을 기준으로 분석단위를 설정하였다. 선행연구에 의하면 수도권 지역의 공간적 주택하위시장은 비서울 지역의 경우 개별 시·군·구 단위(손철, 2011), 그리고 서울의 경우 그보다 더 세분화된 공간단위(강창덕, 2010)로 형성될 수 있는 것으로 보고되고 있다. 이에 따라 분양과 재고아파트 가격 및 거래량 등에 대한 시계열자료 구축이 가능한 최소 행정단위인 자치구를 분석의 기준으로 삼았다.

나아가 본 연구에서 주목하는 것은 지역별 분양주택 물량의 편차 등으로 인해 발생하는 재고주택 대비 분양주택 비중의 차이이다. 그 이유는 베르프랑 모형에서 두 재화의 가격 영향력이 시장점유율에 비례하여 비대칭적으로 나타날 수 있기 때문이다. 동일한 맥락에서 이용각·최막중(2012)도 지역별 재고주택 대비 분양주택 물량규모에 따라 두 가격 간 차이가 유의하게 영향을 받음을 관찰한 바 있다.⁷⁾ 이에 따라 본 연구에서도 시장지배력을 고려하여 분양주택과 재고주택의 상대적 공급규모에 따라 자치구 단위의 분석지역들을 분양우위시장과 재고우위시장의 두 집단으로 층화(stratification)하여 추가적인 분석을 실시하도록 한다. 이와 유사하게 고원용·김홍규·유완(2001)은 서울시의 공동주택 시장을 평균 주택가격을 기준으로 상위가격시장과 하

표 2. 변수 정의 및 기초통계량 Table 2. Definition and descriptive statistics of variables

변수 variable	평균 mean	표준편차 std. dev.	최소값 min.	최대값 max.
Pi* 분양아파트가격 (만원/평) price of new housing (10,000won/py)	932.6	353.3	416.5	2,301
Pj* 재고아파트가격 (만원/평) price of old housing (10,000won/py)	842.5	328.1	425.0	2457
Cs 건축공사비 (지수) construction costs (index)	90.0	8.1	79.0	100.3
Cr 가계대출금리 loan interest rate (%)	7.73	1.60	5.56	10.74
Ay 소비지출액 (만원/월) consumption expenditure (10,000won/month)	176.3	16.8	143.8	207.9
Am 아파트보급률 ratio of apartments to households (%)	25.7	10.3	6.7	48.5

위가격시장으로 구분하여 분석한 바 있다. 또한 Yiu et al.(2005)은 홍콩 주택시장의 분석시점을 재고거래량 대비 분양물량을 기준으로 구분하기도 하였다.

2. 분석자료와 기초통계량

실증분석 변수 중에서 분양아파트와 재고아파트 가격(Pi*, Pj*)은 민간 부동산정보업체(부동산114, 이하 동일)가 자치구 단위로 제공하고 있는 지역별 아파트 평당 분양가와 호가 자료를 각각 이용한다. 분양공급이 발생하지 않는 시점의 분양가에 대해서는 보간법(interpolation)에 기초하여 균형 시계열화 하였다.⁸⁾ 또한 미래 재건축 후의 기대가격이 반영되어 나타나는 가격 변화를 통제하기 위해 도시 및 주거환경정비법상 정비구역으로 지정되어 있는 재고아파트는 호가 산정시 제외하도록 하였다.

분양아파트의 건축공사비(Cs)는 통계청의 주택건축공사비 지수를 기준으로 하고, 이자율(Cr)은 한국은행이 조사한 가계대출금리를 사용한다.⁹⁾ 가구소득(Ay)은 항상소득가설(permanent income hypothesis)에 기초하여 통계청의 근로자가구당 월 평균 총 소비지출액을 대리변수로 활용한다. 건축공사비와 이자율, 가구소득은 자치구 단위로 구분하여 산출하기 어려우므로 시계열 자료를 이용한다. 마지

막으로 가구수 대비 주택재고수(Am)는 아파트 부분시장만을 대상으로 자치구별 가구수 대비 재고아파트수(아파트보급률)로 산정한다. 이 때 가구수는 연도별 주민등록세대수를 보간법을 이용하여 분기단위로 구축하고, 아파트 재고수는 통계청의 2005년 아파트 재고수를 기준으로 민간 부동산정보업체에서 제공하는 민간건설사의 분기별 아파트 입주물량을 차감하여 분기별로 역산하여 산출한다.¹⁰⁾

예비분석 결과 모형의 적합성을 고려하여 서울시 25개 자치구 중 최종적으로 3개를 제외한 22개 자치구가 실증분석 대상으로 확정되었다.¹¹⁾ 이에 더하여 분양가격의 보간 과정에서 분석기간의 최초 및 최후 시점의 관측치가 일부 제외되어 패널자료의 관측치는 총 500개로 구성되었다. 이에 따른 각 변수의 평균과 표준편차가 표 2에 제시되어 있는데, 이용각·최막중(2012)에서와 같이 분양가격이 재고 호가에 비해 평균적으로 높은 특징을 보이고 있다. 그렇지만 분양가격의 표준편차가 재고가격보다 크기 때문에 분양가의 변동 폭이 더욱 넓다는 사실도 알 수 있다.

한편 분양우위시장과 재고우위시장을 구분하기 위해 자치구별로 재고주택 거래량 대비 분양주택 물량의 분기당 평균을 구해 두 부분시장의 상대적 공급규모를 산정하였다. 재고거래량은 국토교통부에서 구축한 건물유형별 토지거래량 중 아파트 자료

를 이용하였고, 분양물량은 앞서 설명한 민간 부동산 정보업체의 아파트 입주물량 자료를 활용하였다. 그림 1은 자치구별 산정결과를 보여주고 있는데, 평균값은 0.34, 중위값(median)은 0.31로 평균적으로 분기별 분양물량의 규모가 재고거래량의 약 1/3 수준으로 나타난다. 또는 반대로 재고거래량이 분양 물량보다 평균 3배가량 더 많음을 알 수 있다.

이에 따라 중위값을 기준으로 상대규모가 그 보다 큰 경우와 작은 경우를 각각 상대적 분양우위와 상대적 재고우위 집단으로 구분하였다. 그 결과 분양우위집단의 평균 상대규모는 0.50, 재고우위집단의 평균 상대규모는 0.21로 차등화되었다. 즉, 분양우위집단의 경우 평균적으로 분양물량이 재고거래량의 약 1/2 수준, 또는 재고거래량이 분양물량의 약 2배에 해당한다. 이에 비해 재고우위집단에서는 평균적으로 분양물량이 재고거래량의 약 1/5 수준, 또는 재고거래량이 분양물량의 약 5배 규모이다.

V. 추정결과

1. 전체 표본

서울시 22개 자치구를 대상으로 하여 통합적으로 식 (5)의 가격반응함수를 추정한 결과는 표 3에 정리되어 있다. 통제변수인 시간과 지역 더미변수는 너무 많아 그 추정결과는 포함하지 않았다. 설명변수와 종속변수 사이에 한 분기의 시차가 있으므로 표본수는 478개이다.

추정모형의 결정계수(R^2)를 보면 분양가격반응함수의 경우 82%, 재고가가격반응함수의 경우 93% 수준으로 모형의 설명력이 매우 큰 편이다. 모든 설명변수의 추정계수는 이론적 예측에 부합하는 부호를 가지고 있다. 또한 분양가격반응함수의 소득 변수를 제외하고는 모든 설명변수가 통계적으로 유의한 수준의 영향력을 보이고 있다.

본 연구의 가장 큰 관심사는 식 (5)의 θ_{ji} 와 θ_{ij} 에 의해 포착되는 분양아파트와 재고아파트간 상호 가격효과로서, 두 가격반응함수로부터 분양←재고와 분양→재고의 양방향의 정(+)의 가격 영향이 모두 통계적으로 유의하게 도출되고 있음에 무엇보다 주목할 필요가 있다. 이는 그동안 이론적 차원에서만 상정할 수 있었던 분양과 재고아파트간 대체관계를 실증적으로 확인해 주는 추정결과로, 선행연구와는 사뭇 다른 결과이다.

다음으로 상호 가격효과의 추정계수 θ_{ji} , θ_{ij} 가 대체성 또는 교차탄력성의 정도를 나타낸다는 점에 주목하면 두 추정계수의 상대적 크기가 중요한 의미를 갖는다. 분양가격반응함수에서 분양←재고 계수값은 0.65, 재고가가격반응함수에서 분양→재고 계수값은 0.21으로 각각 추정되었다. 따라서 분양가격의 영향력은 재고가가격 영향력의 32%(=0.21/0.65) 수준에 불과하다. 또는 재고가가격의 영향력이 분양가격 영향력의 3.1배(=0.65/0.21) 수준에 이를 만큼 크다. 이러한 추정결과는 분양주택과 재고주택 가격이 상호 영향을 주고받지만, 권태연·이창무·최막중(2004) 등에서 주장되었던 것처럼 분양가격의 영향력보다 재고가가격의 영향력이 더욱 중요하게 고려되어야 한다는 사실을 뒷받침한다.

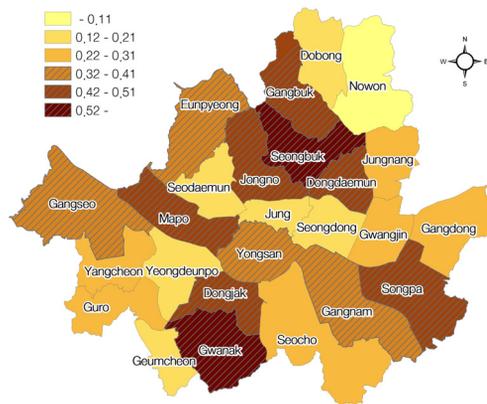


그림 1. 구별 재고주택 대비 분양주택 비중
Fig. 1. Ratio of new to old housing by borough

분양과 재고아파트 가격의 상호영향에 관한 실증분석

표 3. 전체표본 가격반응함수 추정결과 Table 3. Estimation results of price reaction functions

Pi _t * 분양가격 price of new housing	추정 계수 coef.	표준화 std. coef.	z	P> z	Pj _t * 재고가격 price of old housing	추정 계수 coef.	표준화 std. coef.	z	P> z
Pj _{t-1} 재고가격 price of old housing	0.65	0.54	8.88	0.00***	Pi _{t-1} 분양가격 price of new housing	0.21	0.28	7.73	0.00***
Cs _{t-1} 건축공사비 construction costs	7.23	0.15	1.88	0.06**	Cr _{t-1} 대출금리 loan interest rate	-22.4	-0.38	-5.00	0.00***
Ay _{t-1} 소비지출 consumption expenditure	0.35	0.13	0.19	0.85	Ay _{t-1} 소비지출 consumption expenditure	5.59	0.08	7.99	0.00***
Am _{t-1} 아파트보급률 apartments/households	-13.3	-0.38	-2.04	0.04**	Am _{t-1} 아파트보급률 apartments/households	-9.52	-0.30	-2.36	0.02***
R ²	0.823				R ²	0.925			

N=478 ***p<0.01 **p<0.05 *p<0.1

나아가 설명변수간 영향력을 비교하기 위해 산출한 표준화계수(standardized coefficient)의 크기를 비교해 보면, 분양주택 가격결정에 가장 큰 영향을 미치는 변수는 재고주택 가격으로 나타난다. 또한 재고주택 가격결정에 있어서도 분양주택 가격은 대출금리, 아파트보급률과 함께 비슷한 영향력을 발휘하는 것으로 관찰된다. 따라서 분양주택이나 재고주택 가격결정에 있어 대체재의 가격 수준은 다른 경제 요인에 비해서도 최소한 가장 중요하게 고려되어야 할 변수 중의 하나로 작용하고 있음을 알 수 있다.

2. 재고 및 분양우위시장

한편 서울시의 22개 자치구를 분양우위시장과 재고우위시장의 두 집단으로 나누어 각각 식 (5)의 가격반응함수를 추정한 결과가 표 4과 5에 보고되어 있다. 앞서 전체표본을 대상으로 한 추정모형에 비해 표본수가 절반가량 감소했음에도 불구하고 결정계수(R²)는 78%~94% 수준을 유지하여 모형의 설명력은 여전히 크다. 다만 분양우위집단에서 분양가격반응함수의 소득뿐 아니라 재고우위집단에서 분양가격반응함수의 공사비와 재고가격반응함수의 아파트보급률이 통계적 유의성을 상실하여 개별 변수의 설명력은 전체표본 모형에 비해 떨어지는 편

이다.

그럼에도 분양아파트와 재고아파트간 양방향의 정(+)의 가격 영향은 두 집단에서 모두 통계적으로 유의하게 관찰된다. 이는 상호 가격효과가 지역적 차이에 관계없이 일관되게 나타날 수 있는 현상임을 의미한다. 그런데 흥미로운 것은 분양과 재고아파트의 대체성 또는 교차탄력성의 정도를 나타내는 추정계수의 상대적 크기가 두 집단 간에 차이를 보인다는 점이다.

재고우위집단에서는 분양←재고의 추정계수값이 0.61임에 비해 분양→재고 계수값은 0.08에 불과하다. 이에 따라 분양가격의 영향력은 재고가격 영향력의 13%(=0.08/0.61) 수준까지 떨어지고, 또는 재고가격의 영향력은 분양가격 영향력의 7.6배(=0.61/0.08)까지 증대한다. 이에 비해 분양우위집단에서는 분양←재고 계수값이 0.53, 분양→재고 계수값이 0.24로, 분양가격의 영향력은 재고가격 영향력의 45%(=0.24/0.53) 수준까지 커지고, 또는 재고가격의 영향력은 분양가격 영향력의 2.2배(=0.53/0.24) 수준까지 감소한다. 따라서 절대적인 수준에서는 재고가격의 영향력이 분양가격의 영향력에 비해 여전히 크지만, 재고우위집단에서는 재고가격의 영향력이 분양가격의 영향력에 비해 상대적으로 더욱 커지는 반면, 분양우위집단에서는 분양가격의 영향력이 재고가격 영향력에 비해 상대적으로 증대하는 특징이

표 4. 재고우위집단 가격반응함수 추정결과 Table 4. Boroughs where old housing is dominant

Pi_t^* 분양가격 price of new housing	추정 계수 coef.	표준화 std. coef.	z	$P> z $	Pj_t^* 재고가격 price of old housing	추정 계수 coef.	표준화 std. coef.	z	$P> z $
Pj_{t-1} 재고가격 price of old housing	0.61	0.51	3.78	0.00***	Pi_{t-1} 분양가격 price of new housing	0.08	0.10	2.87	0.00***
Cs_{t-1} 건축공사비 construction costs	1.73	0.02	0.31	0.75	Cr_{t-1} 대출금리 loan interest rate	-27.5	-0.42	-5.58	0.00***
Ay_{t-1} 소비지출 consumption expenditure	5.98	0.52	2.09	0.04***	Ay_{t-1} 소비지출 consumption expenditure	3.93	0.08	5.05	0.00***
Am_{t-1} 아파트보급률 apartments/households	-26.8	-0.79	-2.41	0.02***	Am_{t-1} 아파트보급률 apartments/households	4.07	0.14	0.84	0.40
R^2	0.776				R^2	0.942			

N=211 ***p<0.01 **p<0.05 *p<0.1

표 5. 분양우위집단 가격반응함수 추정결과 Table 5. Boroughs where new housing is dominant

Pi_t^* 분양가격 price of new housing	추정 계수 coef.	표준화 std. coef.	z	$P> z $	Pj_t^* 재고가격 price of old housing	추정 계수 coef.	표준화 std. coef.	z	$P> z $
Pj_{t-1} 재고가격 price of old housing	0.53	0.50	6.33	0.00***	Pi_{t-1} 분양가격 price of new housing	0.24	0.25	5.89	0.00***
Cs_{t-1} 건축공사비 construction costs	15.8	0.32	3.07	0.00***	Cr_{t-1} 대출금리 loan interest rate	-12.2	-0.43	-1.74	0.08*
Ay_{t-1} 소비지출 consumption expenditure	-1.81	-0.01	-0.72	0.47	Ay_{t-1} 소비지출 consumption expenditure	8.72	0.08	7.11	0.00***
Am_{t-1} 아파트보급률 apartments/households	-19.3	-0.52	-2.25	0.02**	Am_{t-1} 아파트보급률 apartments/households	-24.5	-0.70	-4.08	0.00***
R^2	0.862				R^2	0.926			

N=267 ***p<0.01 **p<0.05 *p<0.1

나타난다.

이는 이용각·최막중(2012)에서도 관찰되는 특징으로, 분양주택이든 재고주택이든 상대적으로 공급 규모가 많아 시장점유율이 높아질수록 이에 비례하여 가격 영향력도 증대한다는 사실을 알 수 있다. 이러한 추정결과는 기성시가지와 같이 분양물량이 상대적으로 적은 곳에서는 재고주택 가격의 영향력이 월등하겠지만, 도시 외곽의 신개발지와 같이 분양물량이 상대적으로 많은 곳에서는 분양주택 가격의 영향력도 일정 부분 나타날 수 있음을 시사한다. 한편 설명변수간 표준화계수를 비교해 보면 재고우위집단이나 분양우위집단에서 분양가격이나 재고가격의 영향력이 전체표본 모형에서와 같이 두드러지게 나타나지는 않는다.

VI 결론

분양규제라는 주택시장의 가격통제 정책으로 인해 우리나라에서 분양과 재고아파트 가격간 상호관계는 학계의 주요 연구대상이 되어왔다. 그럼에도 불구하고 그동안 실증연구에서는 이론적 차원의 분양↔재고의 상호작용이 검증되지 않았을 뿐 아니라, 분양←재고 또는 분양→재고의 일방향 관계만이나 상호 무(無)관계성이 관찰되어 실증결과의 일관성이 없었다. 이에 본 연구는 가격자료의 특성상 시장균형가격의 시계열적 조정의 측면보다 대체시장에서의 공급자간 가격경쟁에 따른 공급가격 결정의 관점에서 두 가격의 반응을 이론화하고, 분양과 재고아파트간 공급규모에 따른 시장지배력을 고려하여 실증분석을 실시함으로써 차별화를 도모하였다. 이

에 따른 주요 분석결과 및 시사점은 다음과 같다.

무엇보다 분양과 재고아파트 사이에 분양↔재고의 정(+)의 상호 가격효과가 유의하게 존재하는 것으로 나타나, 그동안 이론적 차원에서만 상정할 수 있었던 분양과 재고아파트간 대체관계를 실증적으로 확인할 수 있었다. 나아가 상호 영향력의 크기를 비교하면 재고가가격의 영향력이 분양가격의 영향력에 비해 더욱 크게 나타나 가격효과와 비대칭성도 존재하는 것으로 밝혀졌다. 이러한 분석결과는 분양과 재고아파트 가격이 상호 영향을 주고받더라도, 현실적으로 분양규제를 통해 분양가격이 재고가격에 미치는 영향을 통제하려는 정책은 실효성이 적음을 시사한다.

그런데 한 걸음 더 나아가 분양과 재고아파트의 상대적 공급규모에 따라 분양우위시장과 재고우위시장을 층화 분석한 결과에 따르면, 분양가격과 재고가가격의 영향력은 각각 분양과 재고아파트의 시장 지배력에 비례하여 증대한다는 사실이 확인된다. 따라서 앞서 전체표본 모형에서 재고가가격의 영향력이 분양가격에 비해 더욱 크게 나타난 것은 평균적으로 재고거래량이 분양물량보다 많아 재고아파트가 더 높은 점유율을 차지하고 있는 시장 상황을 반영한 결과로 유추할 수 있다. 이는 분양규제의 실효성도 절대적이기보다는 분양과 재고아파트의 상대적 공급규모에 의한 시장 상황에 따라 평가할 필요가 있음을 의미한다. 이러한 점에서 과거 주택이 크게 부족하여 분양주택이 중요한 비중을 차지했던 시절과는 달리, 재고주택의 규모가 크게 증가하고 대규모 분양주택 공급의 필요성이 줄어들고 있는 시장 상황에서 분양규제의 실효성은 점점 더 약화될 수밖에 없을 것으로 평가할 수 있다.

다만 본 연구의 결과를 분양과 재고아파트 가격간 상호작용의 일반적 특성으로 확대 해석해서는 곤란하다. 다시 상기하자면 본 연구는 분석대상이 분양가, 호가와 같은 공급가격이라는 점에 주목하여

공급자간 가격경쟁에 따른 공급가격 결정모형에 의거하여 두 공급가격간 상호작용의 결과를 도출한 것이다. 그러므로 분석대상이 실거래가와 같은 시장 가격이라면 시장균형을 상정한 가격조정함수에 기초한 접근이 보다 적합할 수 있으며, 이러한 경우 분석결과가 동일할 것으로 예단할 수는 없다. 따라서 본 연구의 결과가 일반화되기 위해서는 앞으로 보다 다양한 분석자료와 방법에 기초한 후속 연구가 축적되어야 할 것이다.

- 주1. 서울에서 재고→분양의 인과관계는 분양가격의 입주시점까지의 변화를 재고주택 가격에 대해 회귀분석한 권태연·이창무·최막중(2004)을 통해서도 간접적으로 확인됨.
- 주2. Hua et al.(2001)는 분양과 재고주택 시장의 중위 거래가격(median transaction price), 그리고 Ooi and Le(2012)는 주택거래 정보에 기초하여 가중반복매매(weighted repeat sales) 방법을 적용해 구축한 주택가격지수를 각각 사용함.
- 주3. 우리나라에서 실거래가격 자료는 2006년부터 구축되기 시작했음.
- 주4. 두 재화가 보완관계에 있으면 θ_{ij} 와 θ_{ji} 는 음의 값을 가짐.
- 주5. 구체적으로 건축공사비 및 가구수와 재고수는 Hua et al.(2001)과 지규현·최성호(2010), 이자울과 재고수는 우철만·심교연(2011)과 Ooi and Le(2012), 그리고 소득은 이상 4개의 모든 선행연구에서 설명변수로 사용되었음.
- 주6. 분양가 자율화는 1998년 수도권 민간택지 아파트에서 시작하여 1999년 전국의 모든 아파트(국민주택기금 지원을 받은 전용 60㎡이하 제외)로 확대되었으나, 다시 분양가 상한제가 2005년 공공택지내 85㎡이하 아파트에 적용되기 시작하여 2006년 원가연동제를 거쳐 2007년 모든 아파트로 확대되었음.
- 주7. 임덕호·박선구(2010)도 지역에 따라 그랜저 인과관계가 다르게 나타난 결과에 대해 분양물량이 적은 지역의 경우 분양가격의 영향력이 축소될 수 있기 때문으로 의심한 바 있음.
- 주8. 보간법으로는 선형함수에 기초한 등차급수법(等差級數)을 이용하였고, 이후 가구수(주민등록세대수)의 보간에도 동일한 방법을 적용함.
- 주9. 주택 보유의 기회비용을 반영하는 데는 주택담보대출금리가 더욱 적절하지만, 이 자료는 2001년부터 구축되어 사용할 수 없었음.

- 주10. 자료의 한계상 아파트의 멸실 물량은 고려하지 않았음.
- 주11. 재고가격의 경우 분양 대비 재고물량이 비교적 많은 서초구, 노원구, 성동구가 주변 지역과 가격 변화의 상관성이 높게 나타나고, 특히 서초구는 강남구와 99.7%, 노원구는 강북구와 99.6%, 성동구는 광진구와 99.6%의 높은 상관계수를 보여 3개 구는 분석대상에서 제외하였음.

5. 우철민·심교언, 2011. "A Study on the Role of New Apartment Price and Existing Apartment Price In Housing Market", 「부동산연구」 21(3): 281-296.
Woo, C. M., Shim, G. Y., 2011. "A Study on the Role of New Apartment Price and Existing Apartment Price In Housing Market", *Korea Real Estate Review*, 21(3): 281-296.
6. 윤승봉·장봉규·정창무, 2004. "서울시 분양아파트 시장의 평형별 분화에 관한 연구", 「국토계획」 39(1): 235-249.
Yoon, S. B., Jang, B. G., and Jung, C. M., 2004. "A Study on Market Separation of New Apartments in Seoul," *Journal of Korea Planning Association*, 39(1): 235-249.
7. 이용각·최막중, 2012. "신규 분양아파트와 중고아파트의 가격 차이에 관한 실증분석", 「국토계획」 47(2): 111-121.
Lee, Y. G., Choi, M. J., 2012. "Empirical Analyses of Price Differentials between Newly Supplied and Existing Multi-family Housing in Korea," *Journal of Korea Planning Association*, 47(2): 111-121.
8. 임덕호, 2004. "후분양제 도입 필요성과 도입방안", 「주택연구」 12(1): 44-70.
Lim, D. H., 2004. "The Necessity and Device to introduce Lotting-Out System after Completion in the Housing Market," *Housing Studies Review*, 12(1): 44-70
9. 임덕호·박선구, 2010. "신규아파트 분양가격과 중고아파트 매매가격 간의 그랜저 인과관계 분석", 「주택연구」 18(2): 53-71.
Lim, D. H., Park, S. G., 2010. "The Granger Casualty Analysis between a Price of a Condominium Built for Sale and a Sale Price of an Existing Condominium," *Housing Studies Review*, 18(2): 53-71.
10. 조훈희, 2008. "곡물법 논쟁, 그리고 아파트시장가격과 분양가격의 선후 논의", 「부동산연구」 18(1): 71-93.
Jo, H. H., 2008. "Discussion of Causation

인용문헌

References

1. 강창덕, 2010. "GWR 접근법을 활용한 부동산 감정 평가 모형연구: 서울시 아파트를 사례로", 「부동산연구」 20(2): 107-132.
Kang, C. D., 2010. "GWR Approach for Real Estate Appraisal: The Case of Seoul Apartment," *Korea Real Estate Review*, 20(2): 107-132.
2. 고원웅·김홍규·유완, 2001. "서울시 주택 하위시장별 주거환경이 공동주택가격에 미치는 영향", 「지역연구」 17(2): 9-27.
Koh, W. Y., Kim, H. K., and Yu, W., 2001. "The Influence of Residential Environment Factors on Multi-Family Housing Prices in Seoul Housing Sub-Market," *Journal of the Korean Regional Science Association*, 17(2): 9-27.
3. 권태연·이창무·최막중, 2004. "아파트 분양가와 입주 후 시장가격 간의 관계분석", 「국토계획」 39(7): 159-174.
Kwon, T. Y., Lee, C. M., and Choi, M. J., 2004. "Structural Relationship between Sale Price of Acquisition Right and Move-In Time Market Price of a New Condominium," *Journal of Korea Planning Association*, 39(7): 159-174.
4. 손철, 2011. "수도권의 공간적 주택하위시장 식별에 대한 연구", 「국토연구」 70: 151-166.
Sohn, C., 2011. "Identification of spatial housing submarkets in the capital region using self organizing map and chow test," *Korea Spatial Planning Review*, 70: 151-166.

- between the House Market Price and Builder's Pre-sale Price by means of the Corn Law debate," *Korea Real Estate Review*, 18(1): 71-93.
11. 지규현·최성호, 2010. "수도권 분양-재고주택시장의 시장효율성 분석", 「부동산연구」 20(2): 51-63.
 - Ji, K. H., Choi, S. H., 2010. "Market Efficiency Test of Pre-sale and Existing House on Seoul Metropolitan Area," *Korea Real Estate Review*, 20(2): 51-63.
 12. 허재완·하성규, 1990. "분양주택시장과 중고주택시장의 상호연관성에 관한 소고", 「주택금융」: 1-12.
 - Hur, J. W., Ha, S. K., 1990. "A Study on the Relation between Newly Supplied and Existing Housing Market", *Housing Finance Review*, 1-12.
 13. Chintagunta, P. K., 1993. "Investigating purchase incidence, brand choice and purchase quantity decisions of households," *Marketing Science*, 12(2): 184-208.
 14. Cotterill, R. W. and Putsis, W. P., Jr., 2000. "Market share and price setting behavior for private labels and national brands," *Review of Industrial Organization*, 17(1): 17-39.
 15. Gibbons, R., 1992. *Game theory for applied economists*, New Jersey: Princeton University Press.
 16. Glaeser, E. L., Gyourko, J. and Saiz, A., 2008. "Housing supply and housing bubbles", *Journal of Urban Economics*, 64: 198-217.
 17. Haurin, D. R., Haurin, J. L., Nadauld, T. and Sanders, A., 2010. "List Prices, Sale Prices and Marketing Time: An Application to US Housing Markets," *Real Estate Economics*, 38(4): 659-685.
 18. Hua, C. C., Chang, C. O. and Hsieh, C. O., 2001. "The Price-Volume Relationships between the Existing and the Pre-Sales Housing Markets in Taiwan," *International Real Estate Review*, 4(1): 80-94.
 19. Ingene, C. A. and Parry, M. E., 1995. "Channel coordination when retailers compete," *Marketing Science*, 14(4): 360-377.
 20. Kadiyali, V., Vilcassim, N. J. and Chintagunta, P. K., 1996. "Empirical analysis of competitive product line pricing decisions: lead, follow, or move together?," *Journal of Business*, 69(4): 459-487.
 21. Kamakura, W. A. and Russell, G. J., 1989. "A probabilistic choice model for market segmentation and elasticity structure," *Journal of Marketing Research*, 26(4): 379-390.
 22. Ooi, J. and Le, T., 2012. "New Supply and Price Dynamics in the Singapore Housing Market," *Urban Studies*, 49(7): 1435-1451
 23. Sethuraman, R., 1995. "A meta-analysis of national brand and store brand cross-promotional price elasticities," *Marketing Letters*, 6(4): 275-286.
 24. Tirole, J., 1988. *The Theory of Industrial Organization*, Cambridge: MIT Press.

Date Received 2015-05-28

Date Reviewed 2015-07-13

Date Accepted 2015-07-13

Date Revised 2015-08-10

Final Received 2015-08-10