

서울시 아파트가격의 동학적 특성에 관한 연구 :주택가격변화의 계열상관과 균형복귀율 추정을 중심으로

A Study on the Apartment Price Dynamics in Seoul

:Focused on the Serial Correlation and Mean Reversion in Housing Prices Changes

박 헌 수 (Park, Heonsoo)*

유 은 영 (Yoo, Eunyoung)**

< Abstract >

This research analyzes the long-run and short-run dynamic properties of apartment prices in Seoul by using quarterly time series data from 2006 to 2012. In order to analyze the long-run dynamic characteristics of apartment prices, market equilibrium prices are estimated by using a reduced-form equation arising from the equilibrium condition of demand and supply. For analyzing the short-run dynamic features of apartment prices, a price adjustment model is built and estimated on the standpoints of serial correlation and mean reversion. In the first-stage of analysis, panel estimation with fixed effects of "Gu" dummy variables fits the data very well and all variables in the equation have the expected signs and are statistically significant at the 5% level. The second-stage of analysis uses the estimates of the equilibrium prices from the first-stage. The empirical results show that house prices exhibit a strong serial correlation with a coefficient of 0.489, and the rate of mean reversion is 0.165. The realizations of the estimated serial correlation and mean reversion are spread over 25 "Gu" regions. Sixty-seven percent of observations lie in the no-oscillation and convergent region and another 32.2% falls in the no-oscillation and convergent region which implies that during the sample period in Seoul, the movements of apartment price can be largely explained by the long-run and short-run models, and there have been no sustainable apartment price bubbles.

주 제 어 : 시장균형가격, 가격조정모형, 계열상관, 균형복귀, 패널자료분석

key word : Market Equilibrium Price, Price Adjustment Model, Serial Correlation, Mean Reversion, Panel Data Analysis

* 중앙대학교 도시계획부동산학과 교수, heonsoo@cau.ac.kr (주저자)

** 중앙대학교 도시계획부동산학과 박사수료, eunci71@naver.com (교신저자)

I. 서론

국민소득이 상승하거나 통화량이 증가하면 주택에 대한 수요가 증가하여 주택가격이 상승한다. 반대로 주택은 가계의 자산구성에서 차지하는 비중이 큰 자산이기 때문에 주택가격의 상승은 자산효과(wealth effect)를 통해 주택보유자의 소비를 증가시켜 물가를 상승시키며, 주택을 보유한 사람과 보유하지 않은 사람들 간의 소득격차를 높인다.

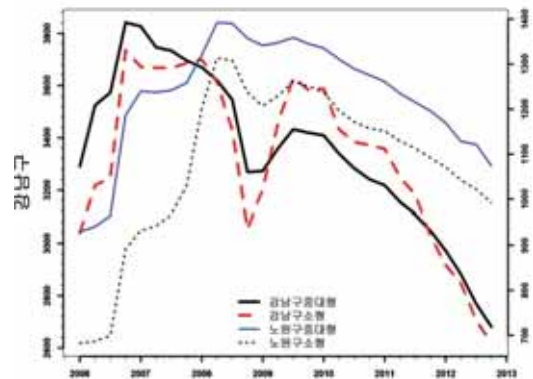
우리나라 주택매매가격지수 변동률을 살펴보면 1990년대 초까지 급속한 경제성장과 도시화 과정에서 도시의 주택수요가 급증한 반면, 가용토지 공급의 제약과 주택에 대한 각종 규제로 인하여 주택공급은 상대적으로 부진하여 우리나라 대도시 주택가격은 급격한 상승세를 보였다. 이후 주택 200만호 건설로 주택공급이 급증하면서 주택가격은 상당기간 안정세를 유지하였지만, 1998년 경제위기 직후에는 소득감소, 대출이자율 상승에 따른 내재가치 하락으로 주택가격은 급락하였다.

2001년 하반기 이후 서울 강남을 중심으로 높은 주택가격 상승을 보였으나 2003년 참여정부의 부동산시장 안정화대책이 시행되면서 주택가격이 하락하였다. 하지만 2006년 들어 주택공급의 시차와 고분양가 등으로 불안심리가 확대되면서 주택가격은 크게 상승하였다. 특히, 아파트가격이 다른 주택가격보다 높은 상승세를 보이며 서울 강남에서 시작된 아파트가격 급등세가 강북 지역까지 확산되었다(배영균, 2010).

<그림 1>은 서울 강남구와 노원구에 대해 중대형 아파트와 소형아파트에 대한 3.3m²당 실질주택가격의 변화를 보여주고 있다. 소형 아파트

와 중대형 아파트의 가격변화가 시간이 지남에 따라 서로 다르게 나타났다. 강남구의 경우 소형 아파트는 글로벌 금융위기의 영향으로 중대형보다 가격 하락이 컸지만 회복하는 시기에는 더 빠르게 가격이 상승하였다. 그 결과 2009년부터 2011년 기간 동안에는 소형 아파트의 단위면적당 실질주택가격이 중대형 아파트보다 높게 나타났다. 주택가격의 변화는 지역에 따라 서로 다른 동학적 움직임을 보이고 있다. 강남구의 가격변화는 노원구에 비해 상대적으로 크게 나타났다. 이는 두 지역이 가지는 지역적인 특성의 차이가 주택가격에 반영된 것으로 볼 수 있다.

<그림 1> 서울 강남구와 노원구의 주택 규모별 3.3m² 당 실질주택가격변화



본 논문의 목적은 서울시 주택가격변화에 대한 동태적(dynamic) 특성을 지역별로, 시기별로 분석하고자 한다. 이를 위해 2006년 1분기부터 2012년 4분기까지 서울시 25개 구의 아파트 시장균형가격을 추정하고자 한다. 다음으로 각 구별 실제 아파트매매가격의 변화를 1분기 전의 아파트매매가격의 변화에 따른 조정과 시장균형가격과 실제 주택가격과의 괴리가 생기는 경우 이

를 조정하는 부분으로 분해하여 추정하는데 있다. 전자에 의한 동학적 특성을 계열상관(serial correlation)에 의한 조정이라 하고, 후자를 균형복귀(mean reversion)¹⁾에 의한 조정이라 한다. 이와 같이 서울시 주택가격변화를 계열상관과 균형복귀 부분으로 분해하여 분석함으로써 균형가격으로 수렴 또는 발산하는지, 진동(oscillation)하는지 동학적 특성을 시기별로, 지역별로 분석하고자 한다.

본 논문의 연구방법은 Abraham and Hendershott(1993)과 Capozza et al.(2004)의 모형을 사용하였지만 다음과 같은 점에서 차이가 있다. 첫째, Capozza et al.(2004)에서는 주택거래건수에 대한 자료를 인구규모로 대신하여 사용하였지만 본 논문에서는 실제 실거래건수를 사용하였다. 둘째, 주택시장을 규모별로 세분하여 하위시장별 주택가격의 동학적 특성을 분석하였다. 최근 서울에서 지역별로 규모별로 주택가격의 동학적 특성이 상이한 것을 고려할 때 주택시장을 규모별로 세분하여 분석하는 것이 필요하다. 셋째, 시장균형가격과 주택가격조정모형 추정 시 Capozza et al.(2004)에서는 지역별 효과만을 고정효과로서 통제하였으나 본 연구에서는 추가적으로 오차항의 계열상관과 이분산성을 동시에 고려함으로써 모형을 확장하였다. 넷째, 선행연구들은 대부분 공간적 단위가 서로 독립적인 대도시 지역들 간의 상호관계를 분석한 것에 비해 본 논문에서는 서울시의 25개 구를 대상으로 분석함으로써 지역들 간 상호대체성이 높은 시장을 대상으로 분석함으로써 기존의 연구와 차별성을 두었다.

본 논문의 구성은 다음 절에서 선행연구를 고

찰하고, 3절에서는 본 논문에서 사용한 모형에 대한 기술을 하였다. 이어서 4절에서 실증분석과 마지막으로 5절에서는 연구결과의 요약과 연구의 한계를 기술하였다.

II. 선행연구 고찰

주택시장은 공급시차, 부동성, 개별성, 높은 거래비용 및 정보비용 등으로 인하여 전형적인 비효율적인 시장이다. 이 경우 주택가격 변화는 과거의 주택가격 변화에 의해 영향을 받는 계열상관(serial correlation)을 가진다. Case and Shiller(1989)는 미국 주택시장의 과거와 현재 수익률 사이에 상관관계가 존재함을 밝혔다.

또한, 주택가격의 변화는 시장균형가격과 실제 주택가격 간의 차이가 발생하면 이를 조정하는 오차수정(error correction) 또는 균형복귀(mean reversion)에 영향을 받는다.

DiPasquale and Wheaton(1994)은 저량조정모형을 설정하여 장기 시장균형으로의 가격조정이 1년 사이에 16~29% 이루어지는 것으로 추정하였다. Abraham and Hendershott(1996)은 주택가격의 장단기 동학적 특성을 균형가격추정모형과 주택가격조정모형으로 나누어서 분석하였다. 대도시 30개를 대상으로 1단계에서 장기적인 시장균형가격을 실질소득과 실질건축비용의 변화, 세후 이자율의 변화, 고용증가율 변수를 사용하여 추정하였다. 2단계에서 주택가격변화를 계열상관과 균형복귀 계수를 추정한 결과 대부분 균형복

1) 균형복귀는 오차수정(error correction)이라고도 부른다. 별다른 단서가 없으면 균형복귀와 오차수정은 같은 의미로 사용한다.

귀보다는 계열상관에 영향을 크게 받는 것으로 추정되었다. 지리적 입지에 따라 내륙에 위치한 도시들보다 해안에 위치한 도시들의 계열상관 영향이 크게 나타났다. 이는 분석기간 동안 해안지역 도시의 주택가격 상승률이 높아 주택가격의 버블이 크게 형성되어 결과적으로 주택시장의 비효율성이 높은 것으로 나타났다.

Capozza et al.(2004)은 1979년에서 1995년 기간 동안 62개 대도시의 패널자료로부터 비유동성 특징을 갖는 주택가격변화를 계열상관, 시장균형 가격과의 오차수정, 그리고 균형가격변화에 대한 조정과정으로 분석하였다. 이들 계열상관과 오차수정에 대한 모수들은 기간과 지역별로 서로 다르게 추정하였다. 분석결과 인구성장률과 건축비용이 높고 규제가 심할수록 계열상관이 크며, 소득증가율이 높고 건축비용과 규제가 낮을수록 장기균형으로의 조정이 빠르게 이루어졌다.

Glaeser and Gyourko(2007)은 미국의 주택가격의 변동 폭은 컸지만 장기적으로 균형가격에 수렴하는 것으로 분석하였다. Gao et al.(2009)은 주택시장에는 시장균형가격이 존재하며, 실질주택가격은 시장균형가격과 단기적으로는 오차가 발생하지만 장기적으로는 시장균형가격으로 수렴한다고 보았다.

Glindro et al.(2008)는 Capozza et al. (2004)의 방법을 사용하여 아시아 태평양지역 9개국(한국, 홍콩, 중국, 말레이시아, 뉴질랜드, 호주, 필리핀, 싱가포르, 태국)에 대한 1993년부터 2006년까지 주택가격의 동태적 특성을 분석하였다. 주택가격의 동태분석 결과, 토지공급이 탄력적이면 주택가격의 변동 폭이 낮아지고, 주택담보대출이자율이 유동적이면 새로운 균형으로 조정되는 속도가 빨라지며, 경영환경이 더 유연할수록 주택가격의 변동 폭은 더 커지지만 순환 빈도는 더 낮아지는

것으로 나타났다. 호주, 홍콩, 뉴질랜드, 싱가포르는 외부적 충격에 의해 장기 균형주택가격이 변화할 경우 새로운 균형가격으로 진동·수렴하는 반면, 중국, 한국, 말레이시아, 필리핀 그리고 태국은 비진동·수렴했다. 특히, 중국과 필리핀의 수렴속도가 가장 낮은 것으로 나타나 주택가격의 균형복귀가 가장 약한 것으로 나타났다.

Arbel et al.(2009)은 1998년부터 2007년기간 동안 이스라엘 신규주택시장의 거래량과 주택가격과의 상관관계를 분석하였다. 분석결과 균형복귀를 고려하지 않을 경우 거래량과 주택가격간에는 부의 상관관계를 보였으나, 균형복귀를 고려할 경우 반대로 양의 상관관계를 보임으로서 균형복귀의 중요성을 강조하였다. 또한, 거래량과 주택가격변동(즉, 수익률)간에는 양의 상관관계가 존재하는 것을 실증적으로 보여주었다.

배영균(2010)은 서울과 6대 광역시에 대해 1991년 1분기부터 2009년 3분기까지의 자료를 이용하여 Capozza et al.(2004)의 모형을 적용하여 주택가격의 동학적 특성을 분석하였다. 실제 주택가격과 시장균형가격과의 잔차에 대해 단위근검정을 통해 버블의 존재유무를 검정한 결과 단위근이 존재하지 않아 버블은 존재하지 않으며, 2001년 이후 주택가격 상승이 외환위기 이후 저평가된 주택가격의 장기균형으로의 회복과정이라고 주장하였다.

Galati et al.(2013)는 네덜란드 주택가격의 동학적 특성을 패널자료 모형을 통해 분석하였다. 네덜란드의 주택가격은 장기적으로 균형가격에 수렴하며 수렴속도는 지리적 위치, 도시화 정도, 주택유형, 건설년도, 대출유형에 영향을 받았다. 특히 대도시와 도시지역의 주택가격이 교외지역에 비해 더 빠르게 수렴하였다.

III. 모형

주택의 수요함수와 공급함수, 시장균형조건으로부터 주택의 시장균형가격은 설명변수 (X_{1t}, \dots, X_{kt}) 와 오차항(v_t)의 축약식으로 나타내면 다음과 같다.

$$P_t^* = \alpha_0 + \alpha_1 X_{1t} + \dots + \alpha_k X_{kt} + v_t \quad (1)$$

시장균형가격은 시장에서 실제 관측할 수 없다. 실제 관측되는 주택가격을 P_t 라고 하고 다음과 같은 확률과정(stochastic process)을 따른다고 하자.

$$P_t = \beta P_{t-1} + \epsilon_t \quad (2)$$

여기서 ϵ_t 는 백색잡음(white noise)로서 평균이 0이고 분산이 σ^2 인 서로 독립적인 분포를 가진다고 가정한다. β 가 1인 경우 주택가격은 단위근(unit root)을 가지는 불안정한(nonstationary) 시계열이다. 일반적으로 단위근이 존재하는 시계열의 경우 안정적인 시계열을 얻기 위해 차분(difference)을 취하여 분석하게 된다. 단위근이 존재할 경우 주택가격 변화(ΔP_t)는 백색잡음(white noise)과정으로 나타나 결과적으로, 과거의 정보로부터 주택가격변화를 예측할 수 없게 된다. 이러한 경우 주택가격변화 시계열에 계열상관(serial correlation)이 존재하지 않게 된다.

하지만 주택시장은 대표적인 비효율적인 시장으로 주택가격변화는 계열상관에 의해 영향을 받는다. 또한 단기적으로 시장균형가격과 실제 주택가격 사이에는 오차가 발생하는 불균형 상태에

있게 된다. 이에 대해 Capozza et al.(2004)는 주택가격변화를 다음과 같이 설정하였다.

$$\Delta P_t = \alpha \Delta P_{t-1} + \beta (P_{t-1}^* - P_{t-1}) + \gamma \Delta P_t^* \quad (3)$$

여기서 추정모수인 α 는 전기의 주택가격변화(ΔP_{t-1}), 즉, 계열상관(serial correlation)에 영향을 받는 정도를 나타내는 계수이며, β 는 전기의 시장균형가격과 실제주택가격과의 오차($P_{t-1}^* - P_{t-1}$) 수정, 즉, 균형복귀(mean reversion)을 나타내는 계수이며, γ 는 현재 균형가격변화에 대한 조정(contemporaneous adjustment to fundamentals)을 나타내는 계수이다. 일반적으로 $0 < \beta < 1$, $0 \leq \gamma \leq 1$ 관계가 성립된다.

만일 실제주택가격이 지역 내 경제여건변화에 대해 즉각적으로 조정되고 부동산시장이 완전 효율적인 경우 γ 와 α 의 추정치는 각각 1과 0이 된다. 이 경우 실제주택가격은 시장균형가격으로부터 벗어나지 않기 때문에 β 의 추정치는 주택가격의 변화에 어떠한 영향을 미치지 못한다. 그러나 많은 연구결과에서 α 의 추정치는 양(+의 값을 가지며 통계적으로 유의한 것으로 보고되고 있다. 예를 들어 Case and Shiller(1990)는 4개 도시에 대한 연간 자료를 가지고 분석한 결과 α 값은 0.25에서 0.5의 값을 가지는 것으로 추정하였다. Abraham and Hendershott(1996)은 해안에 접한 도시들은 0.5, 내륙에 위치한 도시들은 0.2로 각각 추정되었다. 주택가격이 균형시장가격에 장기적으로 수렴해가는 경우 $\alpha > 0$, $\beta > 0$ 를 의미한다. 현실적으로 주택시장은 단기에는 불균형이 존재하지만, 장기에는 식(3)에서 우변의 두 번째 항 $\beta(P_{t-1}^* - P_{t-1})$ 을 통하여 불균형이 수

정된다.

$\Delta P_t = P_t - P_{t-1}$ 임을 이용하면 식(3)은 다음과 같이 2차 차분방정식으로 표현할 수 있다.

$$P_t - (1 + \alpha - \beta)P_{t-1} + \alpha P_{t-2} = \gamma P_t^* + (\beta - \gamma)P_{t-1}^* \quad (4)$$

일반적으로 P_t^* 는 확률변수이지만 모든 시점에 대해 일정하다고 가정하면 주택가격의 동태적 특성은 추정모수인 α 와 β 에 의해 파악할 수 있다).

외부충격이 있을 때 주택가격의 반응은 기간별·지역별로 다르며, 이와 같은 차이는 α , β 의 추정 값으로 나타난다. Capozza et al. (2004)에서는 기간별·지역별 차이를 분석하기 위하여 식(3)의 차분방정식을 다음과 같이 확장된 가격조정모형을 사용하였다.

$$\Delta P = \left(\sum_k \alpha_k (Y_{ikt} - \bar{Y}_k) \right) \Delta P_{i,t-1} + \left(\sum_k \beta_k (Y_{ikt} - \bar{Y}_k) \right) (P_{i,t-1}^* - P_{i,t-1}) + \gamma \Delta P^* \quad (5)$$

여기서, i 는 지역을 나타내는 첨자이며, k 는 변수를 나타내는 첨자이다. P^* 는 i 지역 t 시기의 시장균형가격을 나타낸다. 식(5)의 우변 첫 번째 항에서 $Y_{ikt} - \bar{Y}_k$ 는 단기적으로 가격변화에 영향을 주는 교호작용효과(interactive effect)를 나타내는 변수이다. 이 교호작용 항을 도입함으로써 매기 지역별로 다른 부동산시장 환경이 계열상관계수(α)에 미치는 영향을 파악할 수 있다. 같은

방법으로 식(5)의 우변의 두 번째 항에서 $Y_{ikt} - \bar{Y}_k$ 도 단기적 교호작용효과로써 매기 지역별로 다른 부동산시장 환경이 균형복귀계수(β)에 미치는 영향을 파악할 수 있다.

IV. 실증분석

1. 자료 및 변수설명

본 논문의 공간적 범위는 서울시 25개 구 지역이며, 시간적 범위는 2006년 1분기부터 2012년 4분기이다. Capozza et al.(2004)와 정주화·유정석(2011)의 연구에서 주택거래량은 주택가격에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 따라서 본 논문에서는 주택거래량을 주요 설명변수로 분석하기 위해 국토해양부에서 자료공개를 시작한 2006년 1분기를 분석의 시점으로 하였다.

최근 1인가구의 지속적인 증가로 소형아파트에 대한 수요는 지속적으로 늘어나는 반면 중대형 아파트에 대한 수요는 경기침체와 베이비붐 세대 은퇴가 시작되면서 주택수요가 감소하고 있다. 이러한 시장상황을 고려하여 주택을 전용면적 $85m^2$ 을 기준으로 소형과 중대형 아파트로 구분하였다. 부동산뱅크에서 제공하고 있는 시세 자료를 각 규모별 가구수를 가중평균하여 지수화하였다.³⁾ 이렇게 추정된 주택가격은 소비자물가지수를 사용하여 실질주택가격으로 변환하였다.

2) 이에 대한 자세한 내용은 Capozza et al.(2004)을 참조하기 바란다.

3) 정부에서 발표하고 있는 아파트 실거래가격지수는 서울을 4개의 권역으로 구분하여 발표되기 때문에 구

<표 1> 사용변수 설명, 단위 및 출처

변수	변수 설명, 단위, 자료출처	출처
주택가격	실질 3.3m ² 당 매매가격 (만원)	부동산뱅크
사용자비용	회사채수익률× 전세매매가격비율	한국은행, 국민은행
기대가격 상승률	2기간 평균 주택가격상승률 (%)	부동산뱅크
미원화환율	원/미국 환율(원)	한국은행
주가변동률	주가지수변동률(%)	한국은행
규제완화 더미변수	2006년 1,2분기, 2008년 3,4분기, 2009년 1분기, 2011년 1,2,3,4분기, 2012년 1분기	
건축비용	건설용생산자물가지수/생산 자물가지수×100	한국은행
지가지수	주거용 지가지수(2010=100)/소비자 물가지수	한국은행
건설투자	경제활동별 설비투자(십억원)	한국은행
거래건수	아파트 실거래건수(건)	온나라

<표 1>과 <표 2>는 분석에 사용된 변수들에 대한 설명과 기술통계를 보여주고 있다. 사용변수는 주택가격 선행연구들을 참조하였으며 분기별로 구득 가능한 자료를 고려하여 선정하였다. 주요 설명변수로 아파트 매매건수, 주거용 지가지수, 사용자비용, 기대가격 상승률 등을 사용하였다.

또한 전국단위의 원/달러환율, 주가변동률, 주거용 건설투자 등을 사용하였다. 이들 변수들은 기간별로만 차이가 있을 뿐 지역별로는 동일하다

별 주택가격을 파악할 수 없다. 또한 지수가 반복매매방식으로 작성됨으로써 신규아파트 공급이나 아파트 내부 개선에 따른 주택가격 상승을 반영하지 못하는 단점이 있다. 반면, 국민은행에서 발표하고 있는 아파트매매가격지수는 구별로는 전체 아파트 매매가격에 대해서만 발표하고, 규모별로는 서울 전체와 강남지역과 강북지역으로 발표하고 있다.

고 가정하고 사용하였다. 실질주거용 건축비용과 실질 주거용 건설투자는 매년 3분기를 기준으로 연간 증가율을 감안하여 분기별 자료로 변환하였다.

<표 2> 기초통계

변수		평균	표준 편차	최소 값	최대값
주택 가격	전체	1,563	607	713	3,784
	중대형	1,626	611	777	3,841
	소형	1,509	602	631	3,736
사용자 비용	전체	2.25	0.49	1.24	3.86
	중대형	2.16	0.42	1.31	3.83
	소형	2.32	0.55	1.10	3.91
기대 가격 상승률	전체	0.63	3.40	-6.23	15.41
	중대형	0.50	3.33	-6.89	15.15
	소형	0.71	3.55	-9.93	16.06
거래 건수	전체	631	587	32	7,590
	중대형	98	104	5	814
	소형	533	523	27	7,022
미원화환율		1,093	131	921	1,418
주가변동률		2.0	10.5	-22.93	22.54
규제완화 더미변수		0.36	0.48	0	1
건축비용		95.7	6.9	82.9	105.0
지가지수		124.7	8.21	108	153
건설투자		9,265	1,651	6,547	11,483

사용자비용은 전세가격을 매매가격으로 나눈 후 회사채수익률을 곱한 것으로 추정하였다. Capozza et al.(2004)는 거래빈도가 높으면 정보 비용 취득에 관련된 비용이 낮아지고, 매매가격이 올라가는 것으로 보았으나 자료구득의 문제로

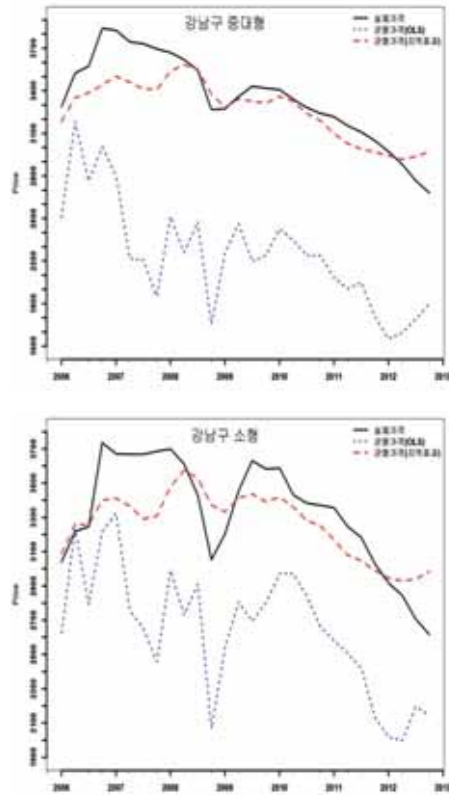
인구규모를 대신 사용하였다. 우리나라에서는 2006년부터 아파트 실거래 자료를 공개하고 있어 지역별로 거래건수를 구하였다.

2. 시장균형가격 추정 결과

<표 3>는 서울시 구별 $3.3m^2$ 당 아파트의 시장균형가격모형에 대한 추정결과를 보여주고 있다. 모형 추정은 통상최소자승법(OLS)과 각 지역별 차이를 통제한 고정효과모형을 사용하였다⁴⁾. 결정계수는 통상최소자승법 모형에 비해 고정효과모형이 모두 높게 나타났다. <그림 2>는 서울 강남구 중대형아파트와 소형아파트에 대한 시장균형가격 추정치와 실제주택가격을 보여주고 있다. 통상최소자승법으로 추정할 경우 시장균형가격 추정치는 실제주택가격과 오차가 큰 반면 지역효과를 통제한 고정효과 모형은 오차가 낮은 것을 알 수 있다⁵⁾. 따라서 이후 추정결과에 대한 설명과 2단계 주택가격조정모형에서는 고정효과 모형의 추정결과를 사용하기로 한다.

사용자비용이 1% 증가할 경우 실질주택가격은 전체와 중대형은 0.14%, 소형은 0.16% 상승한다. 중대형보다는 소형 아파트의 가격하락이 크게 나타났다. 이는 소형아파트에 거주하는 사람들의 소득수준이 상대적으로 중대형 아파트에 거주하는 사람보다 낮아 사용자비용에 더 민감한 것을 알 수 있다.

<그림 2> 강남구 시장균형주택가격 추정결과



주택에 대한 기대가격상승률이 1% 증가할 경우 주택가격은 모든 주택에서 0.02% 상승하며 1% 유의수준에서 유의한 것으로 나타났다. 비록 기대가격상승률이 주택가격 변화에 미치는 영향은 크지 않지만 지속적인 주택가격 상승은 다른 외부적 충격이 없는 한 향후에도 주택가격이 상승할 것이라는 기대를 갖게 되어 주택가격이 상승하는 것을 보여준다.

4) Capozza et al. (2004)의 연구와 달리, 고정효과모형에서는 오차들의 계열상관과 이분산성을 고려하기 위해 일반화된 최소자승법(GLS)을 사용하였다. 자세한 내용은 Kmenta(1971) 참조.

5) 지면의 제약 상 강남구만을 예시적으로 보여주었으나 나머지 24개 구지역도 같은 결과를 보여주었다.

〈표 3〉 시장균형가격 추정결과

변수	통상최소자승법 (OLS)			고정효과모형 (panel GLS)		
	전체	중대형	소형	전체	중대형	소형
상수항	-13.729 (1.094)***	-15.468 (1.293)***	-12.006 (1.019)***	-0.023 (0.008)***	-0.024 (0.007)***	-0.018 (0.008)**
사용자 비용(log)	-1.479 (0.039)***	-1.469 (0.062)***	-1.287 (0.030)***	-0.141 (0.014)***	-0.136 (0.014)***	-0.160 (0.015)***
기대가격 상승률	0.003 (0.002)	0.007 (0.003)**	0.002 (0.002)	0.002 (0.000)***	0.002 (0.000)***	0.002 (0.000)***
미원화 환율(log)	-0.432 (0.133)***	-0.520 (0.152)***	-0.363 (0.125)***	-0.029 (0.023)	-0.041 (0.023)*	-0.025 (0.024)
주가 변동률(%)	-0.004 (0.001)***	-0.005 (0.001)***	-0.003 (0.001)***	0.000 (0.000)***	0.000 (0.000)***	0.000 (0.000)***
정부규제 완화더미	0.170 (0.018)***	0.151 (0.022)***	0.153 (0.017)***	0.014 (0.003)***	0.012 (0.003)***	0.016 (0.003)***
실질건설 비용(log)	2.127 (0.262)***	2.533 (0.310)***	1.931 (0.244)***	0.670 (0.053)***	0.539 (0.052)***	0.757 (0.055)***
실질주거용 지가지수(log)	1.843 (0.155)***	1.685 (0.174)***	1.920 (0.147)***	1.026 (0.077)***	1.038 (0.077)***	1.020 (0.081)***
실질건설투자 (log)	0.733 (0.079)***	0.830 (0.094)***	0.529 (0.072)***	0.143 (0.021)***	0.154 (0.021)***	0.135 (0.022)***
거래건수 (log)	-0.019 (0.010)*	0.060 (0.012)***	-0.016 (0.009)*	0.016 (0.003)***	0.006 (0.002)***	0.018 (0.003)***
결정계수	0.715	0.604	0.754	0.950	0.958	0.946

주: () 안은 표준편차임. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

원/달러환율이 1% 상승하면 실질주택가격은 중대형에만 10%의 유의수준에서 0.04% 하락하는 것으로 나타났다⁶⁾. 주가변동률은 실질주택가격에 미치는 영향이 낮은 것으로 나타났다. 이론적으로 주가수익률의 상승은 주택에 대한 투자수요가 감소하여 주택가격이 하락하는 대체관계로 보고 있으나 실증분석결과 대체관계는 매우 낮은 것으로 나타났다. 이는 주식거래는 소규모로 빈

번하게 거래가 이루어지는 시장(hot market)인 반면 주택시장은 거래규모가 크고 거래빈도가 낮은 시장(thin market)인 시장차이에 기인한 것으로 볼 수 있다.

분석기간 중 부동산경기의 침체로 인하여 다양한 정부의 대책이 발표되었다. 대표적인 부동산 정책으로는 서민 주거복지 증진과 주택시장 합리화 방안(2006년 3월 30일 발표), 주택공급

6) 환율의 상승은 국내금리를 상승시켜 주택가격을 하락시키는 효과로 볼 수 있지만 수출 증가에 따른 소득증가로 인한 부동산 수요의 증가와 국내물가 상승의 상승으로 인한 부동산가격 상승으로 작용할 수도 있다(배영균, 2010, p.108).

기반강화 및 건설경기 보완방안(2008년 8월 21일), 국민 주거안정을 위한 도심공급 활성화 및 보금자리 주택 건설방안(2008년 9월 19일), 가계 주거부담 완화 및 건설부문 유동성지원 구조조정 방안(2008년 10월 21일), 주택거래 활성화 방안(2011년 3월 22일), 건설경기 연착륙 및 주택공급 활성화 방안(2011년 5월 1일), 주택시장 정상화 및 서민주거안정 지원 방안(2011년 12월 7일)을 들 수 있다. 정부 정책의 효과 및 시차에 대해서는 많은 논란이 있을 수 있으나, 본 논문에서는 편의상 부동산정책의 더미변수를 부동산 규제완화 정책이 발표된 분기와 다음 분기에 대해 1을 부여하고 나머지 분기는 0으로 하였다. 분석한 결과 모든 시장에서 정부의 규제완화 정책은 주택가격을 상승시키는 것으로 나타났다.

신규주택 건설비용과 주거용 지가가 높을 경우 주택가격은 높은 것으로 분석되었다. 실질건축비용과 실질주거용지가가 1% 상승하면 실질주택가격은 전체적으로는 각각 0.67%, 1.03% 상승하며, 중대형 아파트는 각각 0.54%, 1.04% 상승하는 것에 비해 소형 아파트는 각각 0.76%, 1.02% 상승한다. 따라서 주택가격은 공급측면의 요인에 의해 영향을 크게 받는 것을 알 수 있다.

실질건설투자가 1% 증가할 경우 실질주택가격은 약 1.4%~1.5% 상승하는 것으로 분석되었다. 이는 건설투자가 늘어날수록 주택경기를 활성화시키는 것을 알 수 있다.

주택거래건수가 1% 증가할 경우 실질주택가격은 전체적으로 0.02%, 중대형 아파트는 0.01%, 소형아파트는 0.02% 상승하지만 그 영향은 미미한 것으로 나타났다. 이는 주택거래가 활발하게 이루어지는 시장상황에서는 주택소유자는 시장에 대한 충분한 정보를 가지고 있어 원하는 가격에

주택을 매매할 수 있지만 거래건수가 적은 시장 상황에서는 주택소유자는 시장에 대한 충분한 정보를 가지고 있지 못해 원하는 가격보다 낮은 가격에 주택을 판매할 가능성이 높기 때문이다.

3. 가격조정모형 추정결과

<표 4>은 2단계 가격조정모형의 추정결과를 보여주고 있다. 종속변수는 로그실질매매가격의 변화이고 주요 설명변수는 전기의 실질주택가격의 변화(계열상관항), 시장균형가격과 실질주택가격과의 오차(균형복귀항)와 시장균형가격변화이다. 단기적으로 주택가격 변화에 영향을 주는 변수들을 계열상관항과 균형복귀항과의 곱으로 이루어진 교호작용항들을 설명변수로 추가하였다. 1단계 시장균형주택가격 모형에서와 같이 패널자료가 가지는 지역효과를 통제하기 위해 고정효과 모형을 사용하였으며 오차항이 가지는 계열상관과 이분산성을 고려한 일반화된 패널모형으로 추정하였다.

추정모형은 Abraham and Hendershott (1993) 방법(모형 I)과 Capozza et al.(2004) 방법(모형 II)을 각각 적용하였다. 추정결과 모형 II가 모든 주택 유형에서 수정결정계수가 높은 것으로 나타나 이하 추정결과에 대한 해석은 모형 II의 추정결과를 중심으로 기술하였다.

주택가격변화는 균형주택가격의 변동에 의해 전체적으로 69%, 중대형은 65%, 소형은 72% 조정되는 것으로 나타나 주택가격변화의 약 2/3가 균형주택가격에서의 충격을 조정하는 과정에서 발생하는 것을 알 수 있다. 나머지 전체 32%, 중대형 29%, 소형 28%은 계열상관에 의해 조정되는 것으로 추정되어 Capozza et al.(2004) 33%와

〈표 4〉 가격조정모형 추정결과

구 분	전체		중대형		소형	
	모형 I	모형 II	모형 I	모형 II	모형 I	모형 II
계열상관	0.236 (0.029)***	0.320 (0.040)***	0.256 (0.031)***	0.286 (0.043)***	0.210 (0.028)***	0.279 (0.038)***
거래량변화율×계열상관		0.362 (0.048)***		0.291 (0.039)***		0.315 (0.047)***
사용자비용변화율 ×계열상관		1.528 (0.340)***		0.497 (0.345)		1.377 (0.318)***
실질주거용지가지수 변화율×계열상관		4.316 (1.375)***		7.507 (1.788)***		3.053 (1.246)**
균형복귀	0.134 (0.013)***	0.112 (0.015)***	0.154 (0.015)***	0.150 (0.016)***	0.137 (0.013)***	0.126 (0.016)***
거래량×균형복귀		0.140 (0.022)***		0.132 (0.022)***		0.125 (0.022)***
사용자비용×균형복귀		-0.604 (0.119)***		-0.573 (0.146)***		-0.760 (0.115)***
실질주거용지가지수 ×균형복귀		0.337 (0.293)		0.821 (0.324)**		0.346 (0.302)
균형가격변동	0.704 (0.047)***	0.694 (0.042)***	0.616 (0.052)***	0.651 (0.047)***	0.755 (0.046)***	0.724 (0.041)***
수정결정계수	.515	0.647	0.471	0.602	0.521	0.647

주: ()안은 표준편차임. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

비슷하지만 Abraham and Hendershoot(1996) 20%, Glindro et al.(2008) 24%와 비교할 때 높은 결과를 보이고 있다. 이는 지리적으로 인접된 공간단위를 사용한 결과로 보인다.

시장균형가격과 실제주택가격과의 오차는 전체적으로 11%, 중대형은 15%, 소형은 13%가 매 분기에 조정되는 것으로 나타났다. Abraham and Hendershott(1996)의 연구에서는 Boston, New York, San Francisco, Los Angeles와 같은 해안에 인접한 도시들의 경우 10%인 반면 Chicago, Milwaukee, Cleveland, Detroit와 같은 중서부 내륙에 위치한 도시에서는 0에 가까운 수치를 보이

고 있다. 본 연구의 경우 실제주택가격이 장기적으로 시장균형가격에 빠르게 조정해가는 것은 주택에 대한 실거래가 정보를 공개함으로써 시장가격의 변화에 빠르게 조정해 나가기 때문이다. 또한 지역들이 지리적으로 인접되어 있어 주택시장의 대체성이 높아 한 지역에서의 주택가격 변화에 다른 지역이 빠르게 반응함으로써 시장균형가격과의 차이가 시장에서 빠르게 조정되어 간다.

〈표 4〉는 지역별로 실제주택가격의 단기변동에 영향을 주는 거래건수, 사용자 비용과 공급자 측면의 실질주거용 지가지수 등과 같은 변수와 계열상관과 균형복귀율과의 교호작용을 추가하여

추정하였다. 이는 매 분기, 지역별로 부동산시장 환경의 차이가 계절상관과 균형복귀에 미치는 영향을 파악할 수 있다.⁷⁾

거래량의 변화가 큰 지역일수록 계절상관이 높은 것으로 나타나 시장에서의 비효율성이 높아지는 것을 알 수 있다. 즉, 거래가 낮아질 경우 계절상관이 낮아진다. 주택 거래량의 변화가 1% 감소하면 계절상관은 전체에서는 0.36%, 중대형은 0.29%, 소형에서는 0.32% 감소하는 것으로 나타났다.

사용자비용의 변화와 실질주거용지가지수의 변화는 모두 계절상관을 증가시키는 것으로 나타났다. 사용자비용의 변화가 1% 높아질 경우 전체는 1.5%, 중대형은 0.5%, 소형은 3.1% 계절상관이 높아지는 것으로 분석되었다. 실질주거용지가지수의 변화가 1% 높아질 경우 전체는 4.3%, 중대형 아파트는 7.5%, 소형아파트는 3.1% 계절상관이 높아지는 것으로 나타났다.

균형복귀에 영향을 미치는 변수들은 거래건수와 사용자비용만 통계적으로 유의성이 있는 반면, 실질주거용 지가지수는 중대형 아파트에만 통계적 유의수준이 있는 것으로 분석되었다. 부동산 거래가 활발한 지역일수록 정보비용은 낮아지고 주택가격은 장기시장균형가격으로 빠르게 조정된다. 거래건수의 변화가 1% 늘어날 경우 균형복귀율은 전체 0.14%, 중대형과 소형아파트는 0.13% 높아진다. 부동산 거래가 활발해지면 비교 가능한 주택들이 많아지면서 주택소유자들은 가장 최근의 시장정보를 활용하여 보다 쉽게 주택의 판매가격을 결정할 수 있음을 알 수 있다.

실질 주거용 지가지수가 높은 지역은 중대형 아파트의 경우 균형가격에 빠르게 수렴하는 것으

로 나타나는 반면 소형아파트의 경우 균형가격으로의 균형복귀에 미치는 영향은 없는 것으로 나타났다. 최근 서울시의 1인가구 급증에 따른 소형아파트 수요가 급증하면서 실제주택가격이 균형주택가격에 비해 높게 형성되어 균형복귀가 낮은 것으로 나타났다.

4. 동학적 특성

<표 5>는 <표 4>의 추정치를 이용하여 매 분기별, 지역별 교호작용 변수들의 변화에 따른 총 650개(25개구×26분기)의 α 와 β 의 추정값들을 사용하여 네 개의 권역별 빈도를 보여준다. 전체 아파트의 63.7%, 중대형 아파트는 61.2%, 소형 아파트는 69.8%가 권역 I인 비진동-수렴을 한다. 전체 아파트의 36.3%, 중대형 아파트는 38.8%, 소형 아파트는 30.2%는 권역III인 진동-수렴을 하는 것으로 분석되었다.

Capozza et al. (2004)의 연구결과는 70%는 진동-수렴하는 권역III에 위치하고 26%는 비진동-수렴하는 권역I에 속하며 그 외에는 진동-발산하는 권역IV에 해당하는 것으로 나타났다. 본 연구에서 서울시의 구별 실질주택가격변화의 동학적 특성을 분석한 결과 발산하는 권역에 속하는 지역과 분기가 존재하지 않는 것은 차이이다. 이는 외부적 충격에 의한 서울시의 각 구별 주택가격의 변화는 외부적 충격이 주어지더라도 시장균형가격에 대해 순환적인 패턴과 비순환적인 패턴을 보이지만 모두 시장균형가격에 수렴하는 것을 알 수 있다. 따라서 주택가격의 일시적인 가격 급등이나 하락을 버블의 생성이나 소멸로 해석하기 보다는 시장균형가격으로의 조정

7) 환율, 주가변동률, 규제완화 정책변수, 주거용 건축비용 등은 전국자료이기 때문에 2단계에서 교호작용 변수로서는 제외하였다.

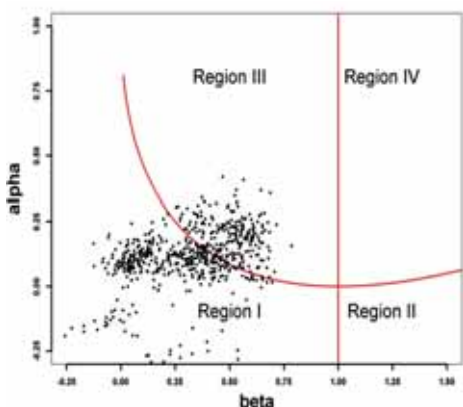
과정이라 볼 수 있다⁸⁾.

<그림 3>은 <표 4>의 추정 값들이 속해있는 권역을 그림으로 표현한 것이며, <그림 4>는 서울시 전체에 대한 동학적 패턴을 보여주고 있다. 즉, <그림 4>는 서울시 각 구별 기간별 α 와 β 의 추정치의 평균값 즉, α 는 0.32, β 는 0.11을 사용한 동학적 특성을 보여준 것이다. 그림을 통해 알 수 있는 것은 6분기까지는 가격이 상승하다가 이후부터 하락하면서 10분기에 균형가격으로 진동-수렴하는 패턴을 보이고 있다.

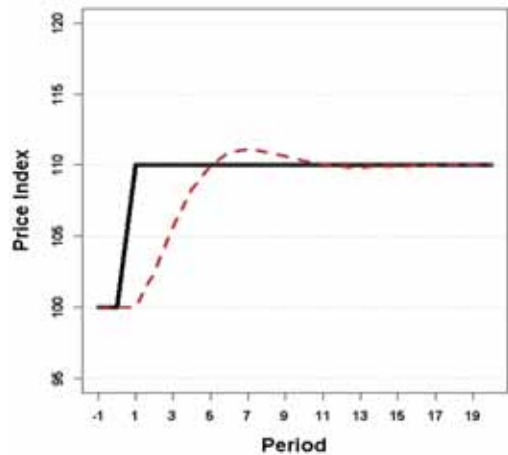
<표 5> 서울시 구별 주택가격변동의 동학적 특성에 대한 유형구분

구분		전체	중대형	소형
권역 I	비진동	414	398	454
	수렴	(63.7%)	(61.2%)	(69.8%)
권역 II	비진동	0	0	0
	발산	(0.0%)	(0.0%)	(0.0%)
권역 III	진동	236	252	196
	수렴	(36.3%)	(38.8%)	(30.2%)
권역 IV	진동	0	0	0
	발산	(0.0%)	(0.0%)	(0.0%)

<그림 3> 서울시 구별, 지역별, 실질주택가격 변동의 동학적 특성(Region 구분은 <표 5> 참조)



<그림 4> 서울시 주택가격의 동학적 패턴 ($\alpha = .32, \beta = .11$)



V. 결론

본 논문에서는 서울시 25개 구 지역의 아파트에 대한 실질주택가격을 소형과 중대형으로 세분하여 각각의 장·단기 동태특성을 분석하였다. 장기적인 동태특성을 살펴보기 위하여 수요-공급의 균형조건을 이용한 축약형방정식으로부터 시장균형가격을 추정하였으며, 단기 동태특성을 파악하기 위하여 가격조정모형을 설정하고 부동산가격의 단기적인 동학적 특성을 계열상관과 균형복귀를 중심으로 분석하였다. 분석결과 주택가격의 변화의 3분의 2는 시장균형주택가격에서의 충격을 조정하는 과정에서 발생하며 나머지 3분의 1은 시간이 지남에 따라 계열상관과 시장균형으로의 오차수정을 통해 조정이 이루어는 것으로 분석되었다.

부동성·개별성·공급 시차·정보의 불완전성

8) 이는 서울과 6대 광역시를 대상으로 분석한 배영균(2010)의 결과와도 일치한다.

등 주택시장의 내재적 특성으로 인하여, 주택가격은 버블이 생성될 수 있는 속성을 지니고 있다. 본 논문에서의 분석결과 발산하는 권역에 속하는 지역과 분기가 존재하지 않는 것은 주택가격의 변동이 수요나 공급의 충격에 의해 생길 수 있지만 대부분 새로운 시장균형가격으로 빠르게 조정되는 것으로 나타났다. 이러한 분석결과를 통해 알 수 있는 것은 주택가격의 급등이나 하락을 버블의 생성이나 소멸로 보기보다는 시장균형가격으로의 조정이라 볼 수 있다.

그 동안 정부의 부동산대책이 발표될 때 서울의 주택가격 동향에 기초하여 이루어진 것이 대부분이다. 서울지역 아파트 가격변동의 대부분이 순환변동에서 비롯된 점을 고려한다면 주택정책은 주택가격의 버블을 고려하여 버블세븐지역을 대상으로 정책을 수행하던 정책의 논리는 지양할 필요가 있다. 주택가격 변동의 대부분이 가격버블에 기인한다면 양도소득세 중과 등 자본이득에 대한 기대를 낮추는 정책이 필요하지만, 순환변동에서 야기된다면 토지이용규제 완화, 시장정보의 확대를 통한 순환변동의 폭과 빈도를 줄이는 정책이 바람직할 것이다.

부동산시장은 매 시기마다 지역마다 특성과 환경이 다른 지역시장이다. 따라서 부동산정책의 입안에 있어서 시장여건이 상이한 지역적 차이를 받아들여야 하며, 시간이 지남에 따라 여건이 변할 수 있는 것을 감안할 때 부동산 시장의 상황을 수시로 모니터링 할 수 있는 제도적 장치가 필요하다.

본 연구의 한계로는 인접한 지역 간의 공간자 기상관 문제를 분석에 고려하지 못한 것으로, 추후 확장된 모델을 통하여 분석할 수 있을 것이다. 이는 향후 연구과제로 남긴다.

논문접수일 : 2013년 8월 18일

논문심사일 : 2013년 9월 7일

게재확정일 : 2013년 12월 23일

참고문헌

1. 배영균, “우리나라 지역별 아파트가격의 장단기 동태분석”, 서강대학교 박사학위논문, 2010
2. 정주희·유정석, “주택가격과 거래량의 지역간 인과관계 및 사·공간적 파급효과 분석”, 「주택연구」 제19권 4호, 한국주택학회, 2011, pp.155-171
3. Abraham, J. and P.H. Hendershoot, “Bubbles in Metropolitan Housing Markets”, Journal of Housing Research, Vol. 7 No. 2, 1996, pp. 191~207
4. Arbel, Yuval., Danny Ben-Shahar and Eyal Sulganik, “Mean Reversion and Momentum: Another Look at the Price-Volume Correlation in the Real Estate Market”, J Real Estate Finan Econ, Vol.39, 2009, pp. 316~335
5. Capozza, D.R. and R. Helsley, “The Fundamentals of Land Prices and Urban Growth.” Journal of Urban Economics, Vol. 26 No. 2, 1989, pp. 95~306
6. Capozza, D.R., P. H. Hendershott, and C. Mack, “An Anatomy of Price Dynamics in Illiquid Markets: Analysis and Evidence from Local Housing Markets,” Real Estate Economics, Vol. 32 No. 1, 2004, pp. 1~32
7. Case, K.E. and R.J. Shiller, “The Behavior of Home Buyers in Boom and Post-Boom Markets.” New England Economic Review November/December, 1988, pp. 29~46
8. DiPasquale, D. and W. Wheaton, Urban Economics and Real Estate Markets, Prentice-Hall: Englewood Cliffs, NJ, 1996
9. Galati, Gabriele., Federica Teppa and Rob Alessie, “Heterogeneity in house price dynamics”, DNB Working Paper No. 371, 2013, pp. 1~23
10. Gao, A., Z. Lin and C. F. Na, “Housing Market Dynamics: Evidence of Mean Reversion and Downward Rigidity.” Journal of Housing Economics, Vol. 18 No. 3, 2009, pp. 256~266
11. Glaeser, E.L. and J. Gyourko, “Housing Cycles”, Harvard Institute of Economic Research Discussion Paper No. 2137, 2007, pp. 1~41
12. Glindro, Eloisa T., Tientip Subhanij, Jessica Szeto and Haibib Zhu, “Determinants of House Prices in Nine Asia-Pacific Economies,” Bis Working Papers No. 263, 2008, pp. 1~48
13. Kmenta Jan, Elements of econometrics, 1971, pp. 499~517