

# 패널분석을 이용한 대도시 주택가격변동의 결정요인 연구\* - 민간소비와 사회간접자본(SOC)을 중심으로

A Study on Housing Price Determinants in Metropolitan Cities Using Panel Analysis:  
Focusing on Private Consumption and SOC

공 준 현 (Gong, Junhyun)\*\*  
조 주 현 (Cho, Joohyun)\*\*\*

## < Abstract >

The temporal range of this study is the 14-year period between 2001 and 2015, and its spatial range is seven metropolitan cities(Seoul, Busan, Daegu, Incheon, Gwangju, Daejeon, Ulsan). This study employed Cochrane-Orcutt's two-way fixed effects model as the analytical method. The purpose of this study is to analyze the determinants of housing prices in metropolitan cities for policy implications.

The results of analysis and implications are as follows:

First, the regression coefficient of 'private consumption' is found to be higher than that of 'GRDP' which is largely used as the proxy variable for income in previous studies, in terms of significance and elasticity. Second, in case of apartment house(condominium and row house), 'SOC' has a positive effect on housing price. Third, the price determinants of condominium and row house were similar, but those of apartment house(condominium and row house) and detached house are different in terms of significance and elasticity.

주 제 어 : 민간소비, 사회간접자본, 주택가격, 이원고정효과모형, 패널분석

Keyword : Private Consumption, Social Overhead Capital, Housing Price, Two-Way Fixed Effects Model, Panel Analysis

## I. 서론

2017년 출범한 문재인 정부는 소득주도성장(Income-led growth)을 성장패러다임으로 채택하고 가계의 실질가처분소득 증대, 비정규직 전환, 사회안전망 확충 등을 실천방안으로 제시하였다. 정부의 소득주도성장

론은 포스트케인즈 경제학과 포스트칼레츠키주의의 임금주도(wage-led)성장론에 기초한 것으로, 한 국가의 총수요가 임금주도체제(wage-led regime)이면 선순환적 경제성장을 위해서는 노동소득분배율을 상승시켜야 한다고 주장한다.<sup>1)</sup> 임금주도체제에서는 실질 임금을 증가시키면 민간소비와 기업투자가 연쇄적으로 증가하게 되어 총수요가 확대된다는 것이다. 이러

\* 본 논문은 주저자의 건국대학교 부동산학 석사학위논문을 수정·보완하여 작성하였음.

\*\* (주)아르테건설 건설경제연구소장, 경제학박사, jhgong68@hanmail.net (주저자)

\*\*\* 건국대학교 부동산학과 교수, j3586@hotmail.com (교신저자)

1) 홍태희(2009), 황선웅(2009), 주상영(2013), 홍장표(2014), 전수민·주상영(2016), 정상준(2017) 등은 실증분석을 통해 한국경제를 임금주도체제로 판단하였다(이강국, 2017:23).

한 패러다임 하에서 현 정부는 최저임금 인상, 비정규직의 정규직화, 실업급여 및 사회보장 확대 등을 통해 노동소득분배율의 개선을 시도하고 있다.

정부의 소득주도성장 정책이 한국경제의 저성장을 극복하는데 얼마나 효과가 있을 것인지는 미래의 시장 상황 변수에 따라 달라질 수 있을 것이다. 다만 본 연구에서는 현 정부의 소득주도성장 정책이 민간소비의 변동 폭을 증대시킬 가능성에 주목한다. 정부의 경제 패러다임대로 임금소득 증대에 따라 총수요가 확대되어 경제성장률을 견인하는 경우 민간소비는 큰 폭으로 증가할 것이고 경제성장률이 보합을 유지하는 경우에도 노동소득분배율의 상승에 따라 경제성장률대비 민간 소비증가율 속도는 과거보다 커질 것이다. 그러나 반대로 임금소득 증대가 물가상승과 일자리 축소로 이어져 총수요에 악영향을 미칠 경우에는 민간소비가 큰 폭으로 감소할 수 있다. 그러므로 현 정부의 소득주도성장 정책은 어느 방향으로든 민간소비의 변동 폭을 증대시킬 것으로 예측된다.

‘그렇다면, 과연 민간소비의 변화는 주택가격에 어떠한 영향을 미칠 것인가?’하는 문제가 우리 앞에 던져진다. 그러나 안타깝게도 이 문제에 대한 패널분석(panel analysis) 연구는 전무한 실정이다. 이에 본 연구에서는 민간소비가 주택가격에 미치는 영향에 대하여 분석한다. 이것이 기존연구에 대한 본 연구의 첫 번째 특징이다. 두 번째 특징은 주택의 가격구조 분석 모형에 행정구역별 사회간접자본(SOC) 변수를 고려한 점이다.<sup>2)</sup> 세 번째 특징은 세 가지 주택유형(아파트, 연립주택, 단독주택)별로 가격구조를 분석하여 설명변수의 충격이 유형별 주택가격에 어떤 비대칭적인 영향을 미치는가에 대해 분석한 점이다.

본 연구의 목적은 이런 차별성 있는 연구를 통해 대도시 주택가격의 결정요인들을 분석하고 정책적 시사점을 도출하는데 있다. 이를 위해 2001~2015년까지 7개 대도시(서울, 부산, 대구, 인천, 광주, 대전, 울산)의 패널자료를 Cochrane-Orcutt 이원고정효과모형(two-way fixed effects model)으로 분석한다.

이하 본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장은 주택가격 결정요인과 소비의 주택자산 효과에 관한 선행연구

를 검토한다. 제Ⅲ장은 Cochrane-Orcutt 이원고정효과모형의 추정결과를 제시하고 그 결과를 분석한다. 제Ⅳ장 결론에서는 연구내용을 요약하고 정책적 시사점을 도출한다.

## II. 선행연구 고찰

### 1. 선행연구

#### 1) 주택가격 결정요인에 관한 연구

이준용·손재영(2013)은 2000~2011년까지 7개 대도시(서울 및 6대 광역시)의 지역경제요인 변수(실질 GRDP, 세대수, 신규입주주택 누적비중, 미분양아파트비중 등)와 거시경제요인 변수(실질GDP, 회사채 수익률)가 대도시 주택가격에 어떤 영향을 미치는지를 일원 및 이원 고정효과모형으로 분석하였다. 분석 결과, 주택수요(세대수), 실질GRDP, 미분양아파트비중이 주택시장의 변동을 잘 설명하는 반면 거시경제 변수들(실질GDP, 회사채 수익률)은 영향을 주지 못하는 것으로 나타났다. 김정렬(2014)은 2003~2013년까지의 월별 자료를 대상으로 벡터오차수정모형(VECM)을 이용하여 거시경제변수가 주택가격에 미치는 영향을 시계열분석(time-series analysis)하였다. 그는 가계대출과 산업생산은 주택가격에 양(+)의 영향을, 금리는 음(-)의 영향을 미치는 것으로 분석하였다. 김희호·박세운·장홍시아(2015)는 7개 대도시(서울, 부산, 대구, 인천, 광주, 대전, 울산)를 대상으로 2008~2014년까지 월별자료를 사용하여 소득변동이 주택가격에 미치는 영향을 분석하였다. 그들은 소득이 증가하면 주택구매수요 증가로 가격이 상승하며, 소득변동은 전세가율이 낮을수록 주택가격의 변동을 심화시키는 레버리지효과를 보이고 있음을 실증적으로 보였다.

Jakob B. Madsen(2012)은 1995년~2007년 OECD 국가의 주택가격 급상승은 주택담보대출상환액 감소(lower mortgage repayments)와 이자율 감소 그리고 GDP 증가에 의해 발생되었음을 실증적으로 규명하

2) 통계청의 『국부통계조사보고서』에서는 사회간접자본(Social Overhead Capital: SOC)을 ‘개개 경제주체의 생산 및 소비활동에 직접 동원되지는 않으나, 국가 전체의 경제활동에 중요한 기반을 제공하는 교통, 통신, 전력 등 공공시설인 자본설비’로 정의하고 도로, 철도, 공항, 항만, 전기·가스, 상하수도, 수리 및 치수시설, 통신부문 등 8개시설로 구분하였다. 본 연구에서는 통신시설부문 flow자료의 중복 추계 위험성을 제거하기 위해 사회간접자본시설을 7개 시설(도로, 철도, 공항, 항만, 전기·가스, 상하수도, 수리 및 치수시설)로 국한하여 패널분석 자료로 사용한다.

였다. Paloma Taltavull de La Paz, Michael White (2012)는 스페인과 영국을 대상으로 세계금융 위기가 시작될 때까지 지난 10년 동안의 주택가격 인플레이션 원인을 분석하였는데, 그들은 소득증가와 모기지 유통화 확대가 주택가격 상승을 가져 왔으며 이주의 흐름과도 상호 작용한다는 것을 발견했다. Gholamreza Zandi 외(2015)는 2007~2014년까지 말레이시아 Penang 주를 대상으로 주택가격에 영향을 미치는 경제적 요인을 조사하였다. 그들은 주택가격 결정요인 중 가장 큰 영향을 미친 것은 대출금리(BLR)와 국내총생산(GDP)이라고 하였다.

## 2) 소비의 주택자산 효과에 관한 연구

김세완(2007)은 평활전이자기회귀(STAR)모형을 이용하여 실질 주택지수가 소비에 강하게 영향을 주고 있음을 보였다. 주택 가격의 변동은 소득계층, 기간, 차입제한의 정도 등에 따라 상이한 것으로 나타났으며, 주택시장과 실물부분은 어느 정도 괴리가 있는 것으로 판단하였다. 허문종·조성환(2013)은 1987~2013년까지 주택가격의 변화가 소비에 미치는 영향을 분석하였다. 이들은 소비와 주택가격이 장기적으로 양(+)의 관계를 이루고 있음을 보이는 한편, 주택가격이 가계소비에 주는 영향은 외환위기를 기점으로 양(+)에서 음(-)으로 바뀌었음을 보였다. 최성호·송상윤·김영식(2015)은 2008~2014년까지 13만 주택의 담보대출 차주에 대한 패널데이터를 대상으로 System GMM 기법을 활용하여 다음과 같은 추정결과를 얻었다. 주택의 자산효과는 소비를 증가시키지만 그 효과는 소득효과와 절반에도 미치지 못하였다. 그리고 주택보유자들의 소득수준이 높을수록, 소득 대비 부채수준이 낮을수록, 연령이 높을수록, 거주지역의 주택가격이 상승 추이에 있을수록 주택가격 변화에 대한 소비의 민감도가 상승하였다. 서승환·김갑성(2017)은 주택 및 금융자산이 소비에 미치는 효과를 실증 분석하였다. 그들에 따르면, 음(-)인 임대주택의 자산효과를 감안했을

때 주택자산 한계효과는 금융자산 한계효과의 1.3~1.8배가 되나 소득효과와 약 1/10 수준에 불과하였다.

한편, 최희갑(2016)은 1987~2012년 분기별 데이터를 대상으로 벡터자기 회귀모형을 사용하여 소비-자산 비율의 주택 수익률과 (무위험 이자율 대비) 초과 주택수익률에 대한 설명력을 분석하였다. 분석 결과 소비-자산 비율은 주택수익률과 초과 주택수익률에 대해 양(+)의 추정계수를 가져 주택과 금융자산이 보완적 관계임을 보였다. 이 연구결과는 OECD 15개국을 대상으로 한 연구인 Caporale, Sousa and Wohar(2016)에서 일본을 포함한 대부분의 국가에서 관찰되는 주택과 금융자산 간의 보완성과 일치하는 결론이라고 볼 수 있다(최희갑, 2016:37).

## 2. 착안점 및 연구 방향

이상 선행연구들을 검토하면서 다음과 같은 착안점과 연구 방향을 도출하였다. 주택가격은 주택유효수요와 주택공급에 의해 결정되고 주택유효수요는 여러 요인(민간소득, 소비, 문화, 선호, 정책 등)에 의해 영향을 받는데, 선행연구에서는 주로 '지역내총생산'(Gross regional domestic product: GRDP)을 설명변수로 사용하여 주택가격을 분석해 왔다. 그러나 지역내총생산은 특정 지역 내 경제3주체(가계, 기업, 정부)의 소비와 투자 그리고 재화·서비스의 순이출을 합산한 것으로 주택유효수요를 대리(proxy)하기에는 범위가 큰 지표이다.<sup>3)</sup> 기본적으로 주택수요의 주체는 민간이므로 정부와 기업의 소비 및 투자 지출은 주택수요와 상관성이 작다. 그러므로 '지역내총생산' 변수로 주택가격을 회귀시키면 회귀계수는 과소 추정되고 유의성은 낮아질 가능성이 매우 크다. 이에 본 연구에서는 '지역내총생산' 대신 주택유효수요의 대리변수로 '민간소비' 변수를 모형에 적용한다.<sup>4)</sup>

둘째, 자산가격(주택 및 주식 가격)의 변화가 소비에 미치는 효과 즉 소비의 자산효과에 대한 연구는 비교적 많이 진척되었다.<sup>5)</sup> 그러나 주택가격의 소비효과에

3) 통계청에서는 지역내총생산(GRDP)을 민간최종소비지출(PC), 정부최종소비지출(GC), 가계·기업·정부의 총자본형성(Investment), 재화와 서비스 순이출(NX), 오차(error)로 나누어 매년 추산한다. 참고로, 2015년도 7대도시의 GRDP합계는 642.4조원(100%), PC는 344.2조원(53.6%), GC는 79.0조원(12.3%), Investment는 159.7조원(24.9%), NX는 54.9조원(8.6%), error는 4.5조원(0.7%)이다.

4) 통계청에서 추계하는 민간최종소비지출(PC)은 가계소비지출과 (가계에 봉사하는) 비영리단체소비지출의 합계이며, 본 연구에서는 이를 '민간소비'로 명명한다.

5) 자산(주택, 주식)이 소비에 영향을 미치는 경로는 다음 세 가지로 구분할 수 있다. 첫째, 자산효과 경로(wealth effect channel)는 소득에 변화가 없어도 자산의 가격 상승만으로 소비가 증가되는 효과이다. 둘째, 대차대조표 경로(balance sheet channel)는 자산의 가치 상승이 담보가치를 높여 대출여력을 확대하고 이를 통해 소비를 증가시키는 효과이다. 셋째, 신호효과 경로(signaling effect channel)

대한 연구는 매우 미미한 실정이다. 소득주도성장이 국가 경제패러다임으로 운용되고 있는 현 시점에서 민간소비의 변화가 주택가격에 어떤 효과를 미치는가에 대한 연구는 적시성이 있다 하겠다.

셋째, 특정 지역 내에 사회간접자본 시설이 건설되면 시민들의 교통접근성과 주거 및 업무환경이 개선되어 부동산의 내재가치가 차별적으로 상승하고 주택가격도 그 상승된 내재가치에 수렴하게 된다. 따라서 사회간접자본 개발계획은 모든 경제주체들에게 비상한 관심의 대상이다. 그러나 그럼에도 불구하고 주택가격의 사회간접자본 효과에 대한 연구는 매우 부족하다. 이에 본 연구에서는 경제요인 변수(지역내총생산, 민간소비, 미분양주택수, 실업률 등) 외에 사회간접자본을 분석모형에 고려하여 주택가격의 사회간접자본 효과를 분석한다.

넷째, 선행연구에서는 주로 대도시 아파트를 대상으로 분석하였는데, 이는 아파트가 다른 주택유형에 비해 자료의 취득성과 신뢰성면에서 뛰어나기 때문이다. 그러나 우리나라 주택의 40%를 점하는 단독주택과 연립다세대주택이 아파트의 가격거동과 비교해서 어떠한 추이를 보이는가를 살펴보는 것도 의미 있는 시도일 것이다. 이에 본 연구는 설명변수의 충격이 유형별 주택가격에 미치는 비대칭적 영향을 분석한다.

### III. 실증분석

#### 1. 분석모형 설정과 자료구축

##### 1) 분석모형 설정

패널분석을 실행하기 위해 주택유형별(아파트, 연립주택, 단독주택)로 아래와 같이 두 가지 모형을 설정한다.

여기서, 종속변수  $\ln apt_{it}$ 는 아파트 실질매매가격지수의 자연로그<sup>6)</sup>,  $\ln grdp_{it}$ 는 1인당 지역총생산의 자연로그,  $\ln nosale_{it}$ 는 미분양주택수의 자연로그,  $ur_{it}$ 는 실

업률,  $\ln pc_{it}$ 는 1인당 민간소비지출의 자연로그,  $\ln kg_{it}$ 는 1인당 사회간접자본 스톡의 자연로그,  $\alpha_{0,1 \sim 4}$ 는 회귀계수, 첨자  $i$ 와  $t$ 는 각각 패널개체와 시간을 나타낸다. 그리고  $\epsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2 I_n)$ 이다. 설명변수들은 실업률을 제외하고 모두 자연로그값으로 변환하였는데, 이는 이중로그함수 형태로 전환하여 탄력성(elasticity)의 개념을 도입하기 위해서이다.<sup>7)</sup>

$$\ln apt_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln grdp_{it} + \alpha_2 \ln nosale_{it} + \alpha_3 ur_{it} + \epsilon_{it} \quad (1)$$

$$\ln apt_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln pc_{it} + \alpha_2 \ln kg_{it} + \alpha_3 \ln nosale_{it} + \alpha_4 ur_{it} + \epsilon_{it} \quad (2)$$

#### 2) 논문의 가정

교통접근성과 주거환경을 지역별 1인당 SOC스톡(kg)변수로 대리하기에는 그 범위가 매우 포괄적이다. 따라서 교통접근성과 주거환경은 각각의 변수로 구분해서 모형에 고려하는 것이 적절하다. 그러나 자료 취득의 어려움에 따라 본 연구에서는 교통접근성과 주거환경을 포괄하는 대리변수로 1인당 SOC스톡(kg) 변수를 사용한다.

#### 3) 자료구축

연구의 공간적 범위는 7개 대도시(서울시 및 6개 광역시)이며, 시간적 범위는 2001년부터 2015년까지 14년간이다. <표 1>은 변수의 내용 및 출처를 제시하고 <표 2>는 변수의 기초통계량을 나타낸다.

종속변수인 주택가격 자료는 국민은행의 주택유형별 매매가격 명목지수(2015년 12월=100)를 GDP디플레이터를 이용하여 2015년 12월 기준의 실질지수(2015년 12월=100)로 변환하였다. 그리고 설명변수 중 1인당 지역내총생산( $grdp$ ), 1인당 민간소비( $pc$ ), 1인당 사회간접자본( $kg$ )은 모두 2010년 연쇄가격으로

는 자산의 가격변동이 자산의 보유 여부와 관계없이 모든 경제주체들의 소비에 영향을 주는 효과이다(허문종·조성환, 2013).

6) 연립주택과 단독주택 모형에서의 종속변수는 각각  $\ln row$ 와  $\ln single$ 를 사용하며, 모두 실질 매매가격지수의 자연로그이다.

7) 종속변수와 설명변수간의 관계가 선형(linear)인 함수에서 종속변수와 설명변수에 자연로그를 취하면, 다음과 같은 이중로그함수 형태가 된다.

$$\ln y = \beta_0 + \ln \beta_1 x + e$$

회귀계수는  $\beta_1 = \partial(\ln y) / \partial(\ln x)$ 로서 이는 탄력성 개념과 일치한다. 즉,  $x$ 가 1% 증가할 때  $y$ 는  $\beta_1$ %만큼 변한다고 해석한다(민인식·최필선, 2009:133).

<표 1> 변수의 내용과 자료의 출처

구분	자료명	변수명	단위	출처	
종속변수	주택매매가격 실질지수	아파트	apt	지수	KB은행
		연립주택	row		
		단독주택	single		
설명변수	1인당 지역내총생산		grdp	천원/인	통계청
	1인당 민간소비지출		pc	천원/인	통계청
	미분양주택수		nosale	채	통계청
	실업률		ur	%	통계청
	1인당 사회간접자본소득		kg	천원/인	공준현(2015) 연장추계

<표 2> 변수의 기초통계량

변수명	단위	평균	표준편차	최소	최대
apt	지수	85.9	14.7	55.3	117.2
row	지수	94.8	10.5	73.4	123.4
single	지수	99.5	9.4	76.8	132.7
grdp	천원/인	24,113.4	13,374.2	12,065	60,405
pc	천원/인	12,254.6	1,646.1	9,596	16,832
nosale	호	3,530.3	3,788.6	17	21,379
ur	%	4.03	0.68	2.1	5.7
kg	천원/인	8,229.4	1,793.2	5,790	13,390

주: 1) 평균은 7대도시의 산술평균값임.  
 2) apt, single, row는 2015년 12월 가격을 100으로 한 실질매매가격지수  
 3) grdp, pc, kg는 2010년 연쇄가격 기준 실질가격

환산한 실질변수들이다. 한편, 1인당 사회간접자본(kg) 자료는 공준현(2015)의 2001~2012년의 지역별 사회간접자본 추계자료를 사용하고, 2013~2015년의 추계치는 2001~2012년의 연평균증가율을 적용하여 연장 한 것이다(부록의 <부표 1>에 제시).

## 2. 가설검정과 모형 선택

다중선형회귀모형에서 설명변수들 간에 선형관계가 있으면 추정계수의 표준오차가 증가되어 추정치의 유

의성이 저하되는 다중공선성 문제가 발생한다. 그러므로 본 연구에서는 설명변수들 간에 다중공선성이 있는지를 검정하기 위해 분산팽창요인(Variance Inflation Factor; VIF)의 통계량을 확인하였다. 그 결과 <표 3>에서 보는 바와 같이 lngrdp를 핵심변수로 한 Type1 모형과 lnpc, lnkg를 핵심변수로 도입한 Type2 모형은 다중공선성 허용범위<sup>8)</sup> 이내인 것으로 나타났다.<sup>9)</sup> 시계열이란 한 사건 또는 여러 사건에 대하여 시간의 흐름에 따라 일정한 간격으로 관찰하여 기록한 자료를 말하는데, 크게 정상시계열(stationary time-series)

8) VIF가 10보다 크거나 평균(Mean VIF)이 1보다 상당히 크면 다중공선성의 문제를 고려해야 한다.  
 9) 본 연구에서는 Type1, Type2 모형에서 사용된 설명변수(지역내총생산, 민간소비, 사회간접자본, 미분양주택, 실업률) 외에 민간자본, 인구, 노동자수, 부동산보유세 등 여러 변수들을 사용하여 다양한 모형을 설정하고 VIF검증을 실시하였다. 그 중 다중공선성 문제가 없는 Type1과 Type2 모형을 선택하였다. 이 모형들을 함수식으로 표현한 것이 식(1)과 식(2)이다.

&lt;표 3&gt; 다중공선성 검증

모형	Type1		Type2	
	VIF	1/VIF	VIF	1/VIF
Ingrdp	1.28	0.781824		
Inpc			1.08	0.923980
Inkg			1.11	0.897233
Innosale	1.01	0.990350	1.03	0.975158
ur	1.27	0.787941	1.15	0.866869
Mean VIF	1.19		1.09	

과 비정상시계열(non-stationary time-series)로 나뉜다. 정상시계열은 평균과 분산이 시간의 흐름에 따라 일정한 반면 비정상시계열은 확률보행(random walk)을 따라 변하므로 비정상 시계열자료를 회귀분석하는 경우, 실제로는 변수 간에 아무런 상관관계가 없음에도 불구하고 유의성이 있는 것처럼 보이는 가성 회귀(spurious regression) 현상이 나타날 수 있다. 그러므로 주어진 시계열자료가 정상성인지 비정상성인지를 판단하기 위해 단위근 검정(unit-root test)을 실시하여야 한다. 그리고 비정상시계열로 판명될 경우에는 공적분 검정(cointegration test)을 통해 변수들 간의 공적분 관계를 확인할 필요가 있다. 개별 시계열자료가 비정상성일 경우에도 시계열자료 사이에 선형 결합이 존재하면 단기적으로는 상호 괴리를 보이지만 장기적으로는 일정한 균형관계가 형성되어 수준변수로 실증분석을 할 수 있기 때문이다(공준현, 2016:75)

7개 대도시 변수자료의 정상성을 판단하기 위해 단위근 검정을 실시한 결과, 아파트가격지수, 지역내총생산, 민간소비, 사회간접자본, 미분양주택수 등이 비정상성(I(1) 혹은 I(2))으로 나타났다(<표 4> 참조).<sup>10)</sup> 그러나 공적분 검정 결과, 변수들 간에 공적분 관계가 존재하지 않는다는 귀무가설이 기각되어 본 연구에서는 수준변수를 사용하여 실증분석을 실시한다.

식(3)과 같이 선형회귀모형을 가정하였을 때, 오차항  $\epsilon_{it}$ 는 식(4)와 같이 시간에 따라 변하지 않는 오차  $u_i$ 와 시간 및 패널 개체에 따라 변하는 순수한 오차(idiosyncratic error)  $e_{it}$ 로 분리할 수 있다.

$$y_{it} = \alpha + \beta x_{it} + \epsilon_{it} \quad (3)$$

$$y_{it} = \alpha + \beta x_{it} + u_i + e_{it} \quad (4)$$

식(4)의 패널 선형회귀모형에서 오차항  $u_i$ 를 고정효과로 볼 것인지, 확률효과로 볼 것인지에 따라 추정방법이 달라진다. 식(4)를 식(5)와 같이 패널 개체에 따라 상수항이 달라지는 모형으로 나타낼 수 있다. 그리고 이 모형을 기초로 하우스만 검정을 통해 추정방법을 결정한다.

$$y_{it} = (\alpha + u_i) + \beta x_{it} + e_{it} \quad (5)$$

하우스만 검정 결과, 모든 모형식에서 귀무가설(설명변수와 오차항  $u_i$  간에 상관관계가 존재하지 않음,  $cov(x_{it}, u_i) = 0$ )이 1% 유의수준에서 기각되어 본 연구에서는 고정효과 모형을 선택한다.

식(4)는 시간에 따라 변하지 않는 패널 개체의 이질성을 고려하는 모형이다. 패널데이터에서 고려할 수 있는 또 하나의 이질성은 각 시점이 가진 특성이다. 식(6)과 같이 식(4)에  $v_t$ 를 추가하면, 개체의 이질성과 시간의 이질성을 동시에 고려하는 모형이 된다. 그리고  $v_t$ 를 또 하나의 고정효과로 가정하면 식(6)은 이원 고정효과모형(two-way fixed effects model)이 된다. 본 연구는 지역의 이질성과 시간의 이질성을 동시에 고려하기 위해 이원고정효과 모형을 선택한다.

10) 패널 단위근 검정을 위해, 자기상관계수( $\rho_i$ )가 모든 횡단면에 동일하다고 가정하는 LLC test와 자기상관계수( $\rho_i$ )가 횡단면에 따라 변한다고 가정하는 IPS test, ADF Fisher test를 실시하였다.

<표 4> 단위근 검정 통계량

변수명	모형구분	LLC	IPS	ADF Fisher	I(0)/I(1)
lnapt	수준변수	-2.180** (0.015)	-0.381 (0.352)	18.187 (0.198)	I(1)
	1차 차분변수	-	-3.949*** (0.000)	39.447*** (0.000)	
lnrow	수준변수	-3.119*** (0.001)	-1.672** (0.047)	21.238* (0.096)	I(0)
	1차 차분변수	-	-	-	
lnsingle	수준변수	-3.543*** (0.000)	-1.892** (0.029)	22.785* (0.064)	I(0)
	1차 차분변수	-	-	-	
lngrdp	수준변수	-2.494*** (0.006)	0.340 (0.633)	10.980 (0.688)	I(1)
	1차 차분변수	-	-6.520*** (0.000)	63.671*** (0.000)	
lnpc	수준변수	-3.614*** (0.000)	0.047 (0.519)	12.591 (0.559)	I(1)
	1차 차분변수	-	-7.248*** (0.000)	71.362*** (0.000)	
lnkg	수준변수	1.206 (0.886)	4.219 (1.000)	3.339 (0.998)	I(2)
	1차 차분변수	-0.796 (0.213)	-0.0870 (0.192)	15.523 (0.343)	
	2차 차분변수	-7.245*** (0.000)	-5.758*** (0.000)	54.053*** (0.000)	
lnnosale	수준변수	-1.576* (0.058)	-1.014 (0.155)	17.417 (0.235)	I(1)
	1차 차분변수	-8.291*** (0.000)	-7.331*** (0.000)	68.320*** (0.000)	
ur	수준변수	-6.887*** (0.000)	-4.537*** (0.000)	45.526*** (0.000)	I(0)
	1차 차분변수	-	-	-	

주: 1) ( )는 p-value임.

2) \*, \*\*, \*\*\*는 각각 유의수준 10%, 5%, 1% 하에서 유의함을 의미

3) 귀무가설(Null Hypothesis): 단위근이 존재한다.

$$y_{it} = \alpha + \beta x_{it} + u_i + v_t + e_{it} \quad (6)$$

일반적으로 시계열 데이터를 회귀모형에 사용하는 경우, 오차항에 자기상관(autocorrelation)이 존재할 가능성이 크다. 자기상관이 존재한다면 추정계수의 표준오차 추정에 문제가 생기게 되고 또한 표준오차를 이용하여 계산하는 t값과 p값에도 문제가 있을 수 있다

(민인식·최필선, 2009:214). 본 연구의 모형(Type1, Type2)에 자기상관이 존재하는지를 판단하기 위해 Wooldridge(2002) 검정을 실시하였다. 그 결과, 1계 자기상관이 존재하는 것으로 나타났다. 이에 본 연구에서는 최종적으로 Cochrane-Orcutt 변환에 의한 이원고정효과모형을 선택하고 이 모형으로 설명변수들의 산출탄력성을 추정한다.<sup>11)</sup>

11) 고정효과 모형에서 오차항  $e_{it}$ 가 하나의 패널 그룹 내에서 1계 자기상관을 갖고 있는 경우 Cochrane-Orcutt 방법으로 추정할 수 있다(민인식·최필선, 2012:181).

<표 5> Type1 모형 추정결과

변수명	(1-a) 아파트		(1-b) 연립주택		(1-c) 단독주택	
	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t
Ingrdp	.74490**	2.12 (0.038)	.47711	1.61 (0.111)	.20770	1.08 (0.282)
Innosale	-.01736**	-2.60 (0.011)	-.00835	-1.51 (0.135)	-.00161	-0.45 (0.651)
ur	-.04522**	-2.29 (0.025)	-.03517**	-2.15 (0.035)	-.01464	-1.39 (0.169)
_Iyear_2002	.01837	0.70 (0.484)	-.00943	-0.44 (0.662)	.00414	0.29 (0.769)
_Iyear_2003	.08192**	2.45 (0.017)	-.01549	-0.66 (0.514)	-.02307	-1.55 (0.125)
_Iyear_2004	.03081	0.78 (0.439)	-.08322***	-3.04 (0.003)	-.07347***	-4.30 (0.000)
_Iyear_2005	.02130	0.50 (0.621)	-.09340***	-3.14 (0.002)	-.05901***	-3.18 (0.002)
_Iyear_2006	.05336	1.18 (0.242)	-.03422	-1.07 (0.286)	-.00816	-0.41 (0.682)
_Iyear_2007	-.00182	-0.04 (0.966)	-.03658	-1.14 (0.259)	-.00660	-0.32 (0.751)
_Iyear_2008	-.00326	-0.07 (0.945)	-.01642	-0.47 (0.638)	-.00627	-0.29 (0.774)
_Iyear_2009	.00151	0.03 (0.977)	-.01005	-0.26 (0.793)	-.01663	-0.71 (0.477)
_Iyear_2010	-.04342	-0.99 (0.324)	-.04230	-1.28 (0.203)	-.04504**	-2.19 (0.032)
_Iyear_2011	.02167	0.56 (0.578)	-.02130	-0.71 (0.482)	-.03932**	-2.07 (0.042)
_Iyear_2012	.00702	0.19 (0.847)	-.01827	-0.64 (0.523)	-.03788**	-2.11 (0.038)
_Iyear_2013	-.02364	-0.75 (0.456)	-.02652	-1.06 (0.294)	-.03596**	-2.26 (0.027)
_Iyear_2014	-.02305	-1.10 (0.277)	-.01178	-0.69 (0.491)	-.01717	-1.58 (0.118)
_Iyear_2015	(omitted)		(omitted)		(omitted)	
_cons	-7.8007***	-6.99(0.000)	-3.3775***	-5.88 (0.000)	1.0766***	3.76 (0.000)
$R^2$	within	0.5165		0.4776		0.5375
	between	0.0018		0.0155		0.2634
	overall	0.0234		0.0002		0.0830
rho_ar		.81470		.88716		.91348
sigma_u		.36290		.24401		.13877
sigma_e		.05009		.04268		.02782
rho_fov		.98130		.97032		.96137

주: 1) ( )는 p-value임.

2) \*, \*\*, \*\*\*는 각각 유의수준 10%, 5%, 1% 하에서 유의함을 의미

### 3. 추정결과와 분석

#### 1) 이원고정효과 추정결과

<표 5>와 <표 6>은 각각 Type1, Type2 모형의 추정결과를 각 주택유형별로 제시한다. Type1 모형에서 아파트 모형식 (1-a)의 추정결과를 살펴보면, 지역내 총생산(Ingrdp)이 1% 증가하면 아파트가격이 0.74% 증가하는 것으로 나타났다. 그리고 미분양주택수(Innosale)가 1% 증가하면 아파트 가격은 0.02% 감소하고 실업률(ur)이 1%p 증가하면 아파트 가격은 0.05% 감소하는 것으로 나타났다. 연립주택 모형식 (1-b)에서, 실업률(ur)이 1%p 증가하면 연립주택 가격은 0.04% 감소하였다. 그 외 설명변수들은 모두 유의하지 않았다. 단독주택 모형식 (1-c)의 경우는 모든

설명변수가 유의하지 않았다.

주택가격은 주택 유효수요에 의해 결정되고 주택 유효수요는 민간소비와 밀접한 상관성이 있다. 그러나 기업투자와 정부지출과는 상관성이 작기 때문에, 주택 가격을 설명하는 변수로는 (기업투자와 정부지출이 포함된) 지역내총생산보다 민간소비가 더 적절할 것은 자명하다. 이에 Type2 모형에서는 Type1 모형에서의 지역내총생산(Ingrdp) 대신 민간소비(lnpc)변수를 사용한다. 그리고 지역의 교통접근성과 주거환경을 시계열적으로 나타내주는 사회간접자본(lnkg) 변수를 모형에 고려한다.

Type2 모형에서 아파트 모형식 (2-a)의 추정결과를 살펴보면, 민간소비(lnpc)와 사회간접자본(lnkg)이 1% 증가하면 아파트 가격은 각각 2.47%, 0.49% 증가하는 것으로 나타났다. 반면에 미분양주택수(Innosale)



<표 6> Type2 모형 추정결과

변수명	(2-a) 아파트		(2-b) 연립주택		(2-c) 단독주택		
	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t	
lnpc	2.46512***	3.33 (0.001)	2.16762***	3.65 (0.000)	1.66516***	4.49 (0.000)	
lnkg	.48908*	1.79 (0.077)	.64859*	1.67 (0.098)	.21651	0.84 (0.406)	
Innosale	-.02026***	-3.12 (0.003)	-.01046**	-2.06 (0.043)	-.00246	-0.77 (0.442)	
ur	-.06076***	-3.10 (0.003)	-.04332***	-2.87 (0.005)	-.01878**	-1.99 (0.050)	
_Iyear_2002	.02373	0.93 (0.357)	-.07641***	-2.67 (0.009)	-.05974***	-3.07 (0.003)	
_Iyear_2003	.23256***	3.77 (0.000)	.00931	0.40 (0.694)	-.02407*	-1.74 (0.086)	
_Iyear_2004	.29809***	3.16 (0.002)	.02864	0.73 (0.465)	-.01390	-0.68 (0.502)	
_Iyear_2005	.27400***	3.06 (0.003)	.00633	0.16 (0.870)	-.01404	-0.69 (0.491)	
_Iyear_2006	.26569***	3.41 (0.001)	.04225	1.13 (0.263)	.01620	0.79 (0.429)	
_Iyear_2007	.17029***	2.74 (0.008)	.01916	0.51 (0.613)	-.00360	-0.16 (0.871)	
_Iyear_2008	.16286***	2.63 (0.010)	.05688	1.39 (0.167)	.01426	0.62 (0.538)	
_Iyear_2009	.17448***	2.64 (0.010)	.09213**	2.03 (0.046)	.03337	1.34 (0.184)	
_Iyear_2010	.08700*	1.81 (0.074)	.03929	0.98 (0.329)	-.01266	-0.56 (0.577)	
_Iyear_2011	.11593***	3.34 (0.001)	.04786	1.32 (0.192)	-.01376	-0.65 (0.516)	
_Iyear_2012	.06989***	2.95 (0.004)	.04454	1.28 (0.204)	-.01344	-0.65 (0.517)	
_Iyear_2013	(omitted)		.01751	0.63 (0.531)	-.01741	-1.04 (0.302)	
_Iyear_2014	-.02121	-0.88 (0.381)	.02221	1.19 (0.239)	.00054	0.05 (0.962)	
_Iyear_2015	-.04683	-1.19 (0.236)	(omitted)		(omitted)		
cons	-43.3953***	-11.71 (0.000)	-41.4746***	-34.61 (0.000)	-26.4876***	-45.92 (0.000)	
$R^2$	within	0.5787		0.5590		0.6339	
	between	0.1737		0.0055		0.0875	
	overall	0.3833		0.0448		0.0336	
rho_ar	.70394		.89493		.92115		
sigma_u	.18320		.17515		.16617		
sigma_e	.04736		.03955		.02504		
rho_fov	.93734		.95146		.97778		

주: 1) \*, \*\*, \*\*\*는 각각 유의수준 10%, 5%, 1% 하에서 유의함을 의미

와 실업률(ur)이 1%, 1%p 증가하면 아파트 가격은 각각 0.02%, 0.06% 감소하는 것으로 나타났다. 연립주택 모형식 (2-b)에서, 민간소비(lnpc), 사회간접자본(lnkg)이 1% 증가하면 연립주택 가격은 각각 2.17%, 0.65% 증가하는 것으로 나타나 아파트와 비슷하였다. 그리고 미분양주택수(Innosale)와 실업률(ur)이 1%, 1%p 증가하면 연립주택 가격은 각각 0.01%, 0.04% 감소하는 것으로 나타나 역시 아파트와 비슷한 방향성과 탄력성을 보였다. 단독주택 모형식 (2-c)의 경우, 민간소비(lnpc)와 실업률(ur)의 추정계수의 방향성은 공동주택(아파트 및 연립주택)과 같았으나 탄력성은 낮았다. 그리고 사회간접자본(lnkg)과 미분양주택수(Innosale)는 유의하지 않았다.

## 2) 분석

Type1과 Type2 추정결과를 비교해 보면, Type1의 지역내총생산 회귀계수는 아파트에서만 유의미한 반면, Type2의 민간소비 회귀계수는 모든 주택유형에서 유의미하였고 Type1의 지역내총생산 회귀계수보다 3 배 이상 높았다. 그리고 Type2의 사회간접자본은 공동주택(아파트·연립주택)의 매매가격과 높은 수준의 양(+)의 관계를 형성하고 있는 것으로 나타났다. 결정계수( $R^2$ )도 Type1보다 Type2가 높게 나타나 모형설명력 면에서도 Type2가 더 우월하였다. 그러므로 대도시 주택의 가격구조를 설명하는 모형으로는 Type2 모형이 더 적합하다.

이에 본 연구에서는 Type2 모형의 추정결과를 중심으로 다음과 같이 분석한다. 첫째, 민간소비는 주택가

격에 가장 큰 영향력을 미치는 핵심요인(key factor)으로 추정된다. 둘째, 공동주택(아파트·연립주택)의 경우 사회간접자본은 두 번째로 큰 영향력을 보였다. 그러나 단독주택의 경우에는 유의하지 않았다. 셋째, 공동주택의 경우 미분양주택수는 약한 음(-)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 이는 주택이 초과공급되면 가격이 다소 하락함을 의미한다. 그러나 단독주택의 경우에는 유의하지 않았다. 넷째, 실업률은 모든 주택유형에서 약한 음(-)의 영향이 나타났다. 이는 경기불황으로 인해 실업률이 증가하면 가격이 다소 하락함을 의미한다.

#### IV. 결론

본 연구는 2001년부터 2015년까지 7개 대도시(서울, 부산, 대구, 인천, 광주, 대전, 울산)의 패널자료를 Cochrane-Orcutt 이원고정효과모형으로 실증분석하여 대도시 주택가격변동의 결정요인을 분석하였다.

본 연구에서는 주택가격의 ‘민간자본’효과와 ‘사회간접자본’효과를 중심으로 분석하고 ‘지역내총생산’효과와 비교분석하였다. 이것이 기존 연구에 대한 본 연구의 첫 번째 특징이자 의의이다. 두 번째는 세 가지 주택유형(아파트, 연립주택, 단독주택)별로 가격구조를 분석하여 설명변수의 충격이 유형별 주택가격에 어떤 비대칭적인 영향을 미치는가에 대해 분석하였다.

분석 결과를 정리하면 다음과 같다. 첫째, ‘지역내총생산’보다 ‘민간소비’의 회귀계수가 탄력성 면에서 3배 이상 높았고 유의성 면에서도 우월하였다. 이는 주택의 가격구조 실증모형에서 ‘지역내총생산’보다 ‘민간소비’변수를 사용하는 것이 실증적으로 더 타당함을 의미하는 것이다. ‘지역내총생산’은 경제3주체(가계, 기업, 정부)의 소비·투자지출 총액으로 범위가 매우 포괄적인 반면, ‘민간소비’는 가계 및 비영리단체의 소비지출이므로 주택 유효수요와 더 높은 상관성을 갖기 때문인 것으로 추론할 수 있다.

둘째, 세 가지 주택유형(아파트, 연립주택, 단독주택) 모두에서 ‘민간소비’변수의 탄력성은 설명변수 중 가장 컸으며 1% 유의수준에서 모두 유의미하였다. 따라서 주택가격 결정요인 중 ‘민간소비’변수가 가장 영향력이 큰 핵심요인으로 판단된다.

셋째, 공동주택(아파트·연립주택)의 경우 ‘사회간

접자본’은 주택가격에 두 번째로 큰 영향력을 미치는 것으로 나타났다. 그러나 단독주택의 경우 유의미하지 않은 것으로 나타나 사회간접자본 투자는 공동주택(아파트·연립주택)과 단독주택의 매매가격에 비대칭적인 영향을 미치는 것으로 보인다. 이는 단독주택의 경우 공동주택에 비해 상대적으로 사회간접자본 시설에 대한 접근성에 제약이 따르기 때문인 것으로 추측된다.

넷째, ‘미분양주택수’와 ‘실업률’은 약한 음(-)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 이는 주택이 초과공급되거나 경기불황으로 인해 실업률이 증가하면 가격이 다소 하락하는 것을 의미한다.

이상의 분석결과를 통해 우리는 다음과 같은 정책적 시사점을 얻는다. 첫째, 민간소비와 주택가격은 매우 강한 양(+)의 상관관계를 갖는 것으로 나타났는데, 이는 소득주도성장 정책으로 인한 소비 확대가 주택가격의 상승을 수반할 수 있음을 내포한다(또한 역의 관계도 성립할 수 있다). 따라서 소비에 대한 추세분석을 통해 주택유효수요의 추이를 예측하고 소비가 확대되는 계층 및 지역을 중심으로 주택공급계획을 마련할 필요가 있다.

둘째, 본 연구에서는 주택가격의 사회간접자본 효과가 존재하는 것을 실증적으로 규명하고 그 경제적 파급경로를 설명하였다. 즉, 사회간접자본의 투자는 지역의 교통접근성과 주거환경을 개선시켜 주택의 내재가치와 가격을 견인하는 것으로 추론된다. 이는 사회간접자본 투자가 낙후지역의 형평적 발전에 적합한 정책수단이 될 수 있음을 시사하는 것이다. 그러나 사회간접자본 투자로 인한 주택가격 상승은 주택소유주와 임차인에게 차별적인 경제효과를 제공하기 때문에 사회간접자본 개발계획에 있어서 지역적 형평성 뿐 아니라 지역 내 이해관계인들의 경제적 파급효과도 감안되어야 할 것이다.

셋째, 공동주택인 아파트와 연립주택의 가격구조는 유사하였으나 공동주택과 단독주택의 가격구조는 유의성과 탄력성 면에서 차이가 있는 것으로 나타났다. 이는 정책의 주택유형별 비대칭적 효과가 존재함을 지적하는 것으로 정책 수립시 이에 대한 주의가 요구된다.

본 연구의 한계점은 다음과 같다. 사람과 자본의 이동이 완전히 통제된 사회가 아닌 한 모든 지역 간에는 공간의존성(spatial dependence)이 존재한다. 그러므로 주택가격, 지역내총생산, 민간소비 등과 같은 경

제변수들은 인접지역들과 공간적 상호작용에 의해 형성된 것이다. 그러나 본 연구에서는 연구범위가 대도시로 국한되어 지역 간 단절구간이 존재하므로 공간의 존성을 고려한 공간패널분석(spatial panel analysis)을 시도할 수 없었다. 하여 전국 16개 광역지자체를 대상으로 공간의존성을 고려한 주택의 가격구조 연구는 추후 과제로 남겨둔다.

논문접수일 : 2018년 1월 26일  
 논문심사일 : 2018년 2월 10일  
 게재확정일 : 2018년 4월 5일

### 참고문헌

1. 공준현, “한국 지역별 사회간접자본(SOC) 순자본소득 추계 재고찰”, 『재정학연구』 제8권 제2호, 한국재정학회, 2015, pp. 45-79
2. 공준현, “한국 지역별 자본소득 추계 및 공간패널모형을 이용한 사회간접자본(SOC)의 최적규모 연구”, 중앙대학교 박사학위 논문, 2016
3. 김세완, “주택가격이 민간소비에 미치는 영향”, 『지역연구』 제23권 2호, 한국지역학회, 2007, pp. 35-51
4. 김정렬, “유동성 및 소득 변수가 주택가격에 미치는 영향에 관한 연구”, 『경제연구』 제32권 1호, 한국경제통산학회, 2014, pp. 127-146
5. 김희호 · 박세운 · 장홍시아, “소득변동이 주택가격에 미치는 동태적 효과-전세가비율과 담보대출규모를 고려할 때”, 『부동산학연구』 제21집 제4호, 한국부동산분석학회, 2015, pp. 35-49
6. 민인식 · 최필선, 『STATA 기초통계와 회귀분석』, 한국STATA학회, 2009
7. 민인식 · 최필선, 『패널데이터 분석 STATA』, 지필미디어, 2012
8. 서승환 · 김갑성, “우리나라 소비의 주택자산 효과에 관한 실증분석”, 『대한부동산학회지』 제35집 제1호, 대한부동산학회, 2017, pp. 253-271
9. 이강국, “소득주도 성장: 이론, 실증, 그리고 한국의 논쟁”, 『재정학연구』 제10권 제4호, 한국재정학회, 2017, pp. 1-43
10. 이준용 · 손재영, “패널분석을 이용한 대도시 주택가격 추이 분석”, 『부동산학연구』 제19집 제4호, 한국부동산분석학회, 2013, pp. 71-86
11. 전수민 · 주상영, “한국의 기능적 분배와 총수요: 단일방정식 접근”, 『사회경제평론』 제51호, 한국사회경제학회, 2016, pp. 1-25
12. 정상준, “임금주도 수요체제와 가계부채: 한국경제의 SVAR 분석”, 『사회경제평론』 제52호, 한국사회경제학회, 2017, pp. 153-186
13. 주상영, “노동소득분배율 변동이 내수에 미치는 영향”, 『경제발전연구』 제19권 제2호, 한국경제발전학회, 2013, pp. 151-182
14. 최성호 · 송상운 · 김영식, “주택가격이 소비에 미치는 영향: 주택담보대출 차주의 미시패널 데이터를 활용하여”, 『경제분석』 제21권 제2호, 한국은행 경제연구원, 2015, pp. 1-27
15. 최희갑, “소비-자산 비율과 주택가격: 주택의 자산보완성과 가격예측”, 『부동산연구』 제26집 제4호, 한국부동산연구원, 2016, pp. 25-39
16. 허문종 · 조성환, “주택가격 변동의 소비에 대한 자산효과 추정 및 시사점”, 『경제연구』 2013-03호, 우리금융경영연구소, 2013
17. 홍장표, “한국의 노동소득분배율이 총수요에 미치는 영향: 임금주도 성장모델의 적용 가능성”, 『사회경제평론』 제43호, 한국사회경제학회, 2014, pp. 101-138
18. 홍태희, “한국경제에서 성장과 분배: 바두리 마글린 모형을 중심으로”, 『질서경제저널』 제12권 제3호, 한국질서경제학회, 2009, pp. 43-61
19. 황선용, “비정규직 고용의 확대, 소득분배, 경제성장”, 『동향과 전망』 제77호, 한국사회과학연구소, 2009, pp. 169-201
20. Caporale, G. M., R. M. Sousa, and M. E. Wohar, “Can the Consumption-wealth Ratio Predict Housing Returns? Evidence from OECD counties”, *Real Estate Economics*, American Real Estate and Urban Economics Association: 38, 2016
21. Zandi, G., M. Supramaniam, A. Aslam, and L. K. Theng, “The Economical Factors Affecting Residential Property Price: The Case of Penang Island”, *International Journal of Economics and Finance*: Vol. 7, No. 12, 2015, pp. 200-210
22. Madsen, J. B., “A behavioral model of house prices”, *Journal of Economic Behavior & Organization*, Volume 82, Issue 1, April 2012, pp. 21-38
23. Paz, P. T., and M. White, “Fundamental drivers of house price change: the role of money, mortgages, and migration in Spain and the United Kingdom”, *Journal of Property Research*, Vol. 29, 2012, pp. 341-367

## 부 록

&lt;부표 1&gt; 1인당 사회간접자본 스톡

(천원, 2010년 연쇄가격)

연도	서울	부산	대구	인천	광주	대전	울산
2001	5,790	6,324	6,930	8,452	5,923	7,697	7,874
2002	5,879	6,682	7,217	8,583	6,011	7,870	8,166
2003	5,951	6,930	7,399	8,748	6,178	7,989	8,388
2004	6,051	7,216	7,537	8,924	6,421	8,087	8,648
2005	6,126	7,553	7,579	9,183	6,516	8,081	8,912
2006	6,178	7,798	7,597	9,569	6,634	8,008	9,217
2007	6,228	8,078	7,572	9,822	6,698	7,896	9,597
2008	6,284	8,478	7,583	10,159	6,674	7,834	10,170
2009	6,370	8,866	7,626	10,535	6,623	7,880	10,755
2010	6,386	9,027	7,742	10,802	6,568	7,886	11,366
2011	6,462	9,188	7,970	11,068	6,576	7,920	11,770
2012	6,514	9,341	8,133	11,188	6,639	7,885	12,073
2013	6,642	9,724	8,350	11,609	6,787	8,008	12,491
2014	6,765	10,115	8,587	12,103	6,941	8,182	12,917
2015	6,918	10,515	8,821	12,616	7,131	8,426	13,390
연평균 증가율	1.28%	3.70%	1.74%	2.90%	1.33%	0.65%	3.87%

출처: 공준현(2015)의 2001~2012년 사회간접자본 스톡 자료를 연평균증가율로 2015년까지 연장함.