부동산학연구 제19집 제4호, 2013. 12, pp. 71～86

Journal of the Korea Real Estate Analysts Association
Vol.19, No.4, 2013. 12, pp. 71～86

패널분석을 이용한 대도시 주택가격 추이 분석*

A Panel Analysis of House Price Trends of Major Largest Cities in Korea

이 준 용 (Lee, Junyong)**
손 재 영 (Son, Jaeyoung)***

< Abstract >

That housing market under strong influence of macro economic and financial market factors is a norm since the global financial crisis, and much effort is put in to analyse their relationship. However, housing market is undeniably a local market, and local supply and demand factors affect house prices. Neither cross section approach nor time series approach alone can deal with both aspects of housing market. We employ panel regression technique to separate influence of macro economic factors and local supply and demand factors in the changes of house prices of major cities in Korea during the period of 2000 to 2011. The result shows that for our sample local supply and demand factors were dominant in determining house prices, and except for year-specific fixed effects, national macro variables such as GDP and interest rate did not significantly affect the house price trends of the major cities.

주 제 어 : 패널 자료, 패널 분석, 고정효과모형, 2요인 고정효과모형, 주택시장
key word : Panel Data, Panel Analysis, Fixed-Effects Model, Two-way Fixed-Effects Model, Housing Market

* 이 논문은 2010년도 건국대학교 학술진흥연구비 지원에 의한 논문임.
** 한국자산관리공사 국유정책실 연구원, 부동산학박사, sariand20@gmail.com (주저자)
*** 건국대학교 부동산학과 교수, jyson@konkuk.ac.kr (교신저자)

I. 서론

금융위기가 가져다 준 가장 큰 교훈중 하나는 주택시장과 금융시장, 그리고 거시경제 상황이 밀접히 연계되어 있다는 사실이다. 이 때문에 주택시장과 거시경제, 더 나아가서 글로벌 시장 간의 동조현상이 자연스럽게 받아들이게 되었다. 우리나라의 주택시장에 대해서도 대내외 거시경제 및 금융시장 상황에 의해 설명하려는 시도를 흔히 접할 수 있다.

그러나 부동산 시장이 국지적 시장이고 국지적 수급에 큰 영향을 받는다는 측면도 여전히 무시할 수 없다. 예를 들어 2000년대 중반에 수도권, 특히 서울 강남지역 주택가격이 급등하였지만 지방시장은 정체되었고, 2010년 이후에는 그 반대의 움직임을 보였던 것을 거시경제 및 금융시장 요인으로 설명하기는 어렵다.

주택가격 동향에는 거시, 금융적 변수들과 지역 내 수급을 나타내는 변수들이 동시에 영향을 준다고 보는 것이 타당할 것이다. 그러나 양자의 영향을 가려내고 그 비중을 비교하는 연구는 찾아보기 힘들다. 본 연구는 이러한 공백을 메우려는 시도인데, 이를 위해 우리나라 대도시지역의 주택가격과 수요-공급 관련 변수들의 패널자료를 구축하였다. 이러한 지역변수들과 거시경제 변수들이 동시에 고려되는 패널분석을 통해 거시변수 등 전국적인 경제상황과 지역적 주택 수급상황이 어떠한 비중으로 주택시장을 움직여 가는지를 검토한다.

논문의 구조는 다음과 같다. 2절에서는 기존 시계열 모형이나 횡단면 모형을 통한 분석들이 다루는 영역과 패널분석을 활용하여 다룰 수 있는 영역을 고찰하여, 본 연구의 접근법이 어떤 차별성을 가지는지를 설명한다. 3절에서는 패널자료를 구축하고 분석모형을 설정하며, 4절과 5절에서는 아파트 가격을 종속변수로 하고 거시경제 변수들과 지역 주택시장 변수들을 설명변수로 하는 패널모형 추정 및 분석을 통해 그 시사점과 향후과제를 제시한다.

II. 주택시장 패널분석의 의의

국내 주택시장을 분석한 연구들은 연구의 목적에 따라 횡단면 분석방법 및 시계열 분석방법들 중 적절한 방법을 사용하였다. 횡단면 분석방법을 사용한 주택시장 연구들에서는 일정시점에서 분석대상지역(전국 주택시장, 지역별 하위시장)내에서 관측된 개별주택가격(전세가격, 매매가격, 토지가격)과 개별주택의 특성 변수들 간의 관계를 규명하고자 한다.

시계열 분석방법을 적용한 국내주택시장의 연구들은 2000년대에 들어 활발히 진행되어 왔는데 크게 두 유형으로 구분해볼 수 있다. 첫 번째로는 주택가격의 현재정보와 과거의 정보를 통한 단일 시계열 분석[1]이고, 두 번째로는 주택가격외에 거시경제 변수, 주택의 수급요인 등과 특정사건(정책, 대외경제 충격 등)의 발생 등 외생적인 추가 정보를 포함하는 다변량 시계열 분석방법[2]

1) 단일시계열모형인 ARIMA모형을 적용한 연구로는 윤주현・김혜승(2001), 우경(2002), 김경환・이한식(2004) 등 이고, 변동성모형(ARCH류)을 적용하여 주택시장의 변동성을 분석한 연구로는 서승환(2001), 이상경(2003), 임재만(2006) 등이 있다.

이다. 이들은 주택가격과 내재된 특성들과의 관계, 주택시장의 예측, 주택가격과 거시경제변수와의 동태적 변화 등을 이해하는데 큰 기여를 하였다.

횡단면 분석은 지역적 주택수요 및 공급, 주택의 접근성, 주변지역의 어메니티, 주택의 이질성 등이 주택가격에 어떤 영향을 미치는지 연구하는데 적합한 도구이다. 시계열 분석은 주택가격의 역사적인 변화나 변동성을 포착하고, 거시경제변수와의 동태적 관계를 분석하는 도구이다. 이런 장점들을 거꾸로 말하면 각 분석방법의 단점이 된다. 즉 횡단면 분석은 모든 관측치에 동일하게 적용되면서 시간에 따라 변해가는 거시경제 변수 등을 고려하지 못하며, 시계열 분석은 지역별, 개별 주택별 차이를 고려하지 못한다. 따라서 대부분의 선행연구들은 시간적인 변화와 지역적인 이질성을 동시에 고려하지 못했다는 한계를 가진다. 패널분석은 양자의 요인을 한꺼번에 고려할 수 있는 방법이라는 점에서 선행연구들의 한계를 극복할 수 있게 해준다.

또한 패널분석은 자료의 시계열이 짧아서 통상의 시계열 분석이 어려운 경우 적정한 표본크기를 확보하는 수단이 될 수 있다. 주택의 주요 수급요인들의 발표주기는 대부분 연간 자료로서 시계열 분석을 하기에 매우 짧은 기간이다. 그러나 지역별 패널자료를 구축하면 표본의 크기가 증가하기 때문에 추정이 가능해질 수 있다.

아래 식(1)은 패널모형의 기본식인데 i는 패널개체를 나타내며, t는 시간을 나타내는 첨자이다.

$$Y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \gamma Z_t + u_i + \epsilon_{it} \quad (1)$$

α = 상수항, β, γ = 추정계수

X_{it} = 패널 개체 및 시간에 따른 변화요인

Z_t = 시간에 따른 변화요인

u_i = 시간에 따라 불변인 패널개체의 특성

ϵ_{it} = 시간과 패널개체에 따른 특성

i = 1, 2, 3,···, n (개체 수)

t = 1, 2, 3,···, m (데이터 관측 기간)

패널분석에서는 누락된 변수를 통제하기 위해 식(1)의 오차항을 구분한다. 시간에 따라 변하지 않는 패널개체의 특성을 나타내는 u_i와 시간과 패널개체에 따라 변하는 ϵ_{it}이다. 이를 활용한다면 기존 선행연구들이 다루지 못한 지역 간 이질성과 시간적 변화를 동시에 고려할 수 있다.

즉, 본 연구에서 패널개체는 서울을 비롯한 대도시들이며 X_{it}가 각 도시마다 다르고 또 시간에 따라 변해가는 주택 수급 변수들을 표현한다. Z_t 는 시간에 따라 변하면서 모든 도시에 동일하게 작용되는 거시경제 및 금융 관련 변수를 나타낸다. u_i 는 도시마다 다르지만 시간에 따라 변하지 않는 특성을 반영하며, ϵ_{it} 는 시간과 도시에 따라 달라지는 요인을 반영하는 오차항이다.

이처럼 도시마다의 주택시장 수급 요인들과 동시에 거시경제 및 금융 요인들이 주택가격에 어떠한 영향을 미치는가를 분석하여, 양자의 효과를 비교해 볼 수 있다.

2) 다변량 시계열분석인 VAR모형 및 VEC모형을 적용한 주택시장연구로는 박헌주・박철(2001), 윤주현(2001), 차문중(2004), 김경환・이한식(2004), 이준용・손재영(2010) 등이 있다.

Ⅲ. 대도시 주택시장의 패널자료 구축

대도시 주택시장 패널자료를 구축하기 위해서 가격변수는 국민은행 주택가격지수를 활용하였다. 이 지수는 다른 지수들에 비해 가장 긴 시계열을 제공하며, 주택의 유형이나 지역에 따라 다양하게 발표되고 있기 때문이다. 서울 및 6대 광역시는 1986년 1월부터 주택가격지수가 발표되었는데[3], 그 외 지역은 2003년 9월부터 발표된다. 지방도시중에서 1986년 1월부터 발표되는 지역이 존재하지만 이들 지방도시가 해당하는 도지역을 대표하고 있다고 볼 수 없으므로 패널자료를 구축하기 위한 대상 지역에서 제외하였다. 서울시 및 6대 광역시를 분석 대상지역으로 선정하였고, 지역물가상승률을 감안하여 실질가격지수로 변환하였다.

주택가격에 영향을 미치는 요인들은 경제상황이나 주택정책, 주택의 수요 및 공급의 변화 등이 있다. 경제상황이나 주택정책들은 모든 지역에 동일하게 적용되지만, 지역적으로 주택의 수요나 공급은 지역의 경제규모에 따라 차이가 존재한다. 본 연구는 지역 내 수급요인들의 변화를 포착하기 위해 다양한 변수들을 구축하였다. 수요요인 변수들은 소득, 세대수, 지역 내총생산 등이다. 공급요인에 대해서는 단순히 주택재고 또는 주택건설 호수 등의 변수 보다는 2000년 이후 일부지역의 주택가격 급등의 원인으로 지적되던 요인들을 지표화하였다. 이렇게 생성된 변수들을 추정식에 포함시킴으로써 주택가격 변동요인에 대한 다음과 같은 가설들을 검증할 수 있다.

첫째로, 개별 주택시장 내에 질적으로 향상된 주택재고가 지역 내 전체 세대 수 대비 부족하다면, 주택가격은 이들 수요를 충족시키지 못해 상승할 것이다.[4] 이에 대한 척도는 신규 입주주택 누적 호수이며 지역 주택시장의 세대 수 대비 비율로 산출할 수 있다. 둘째로, 미분양 주택 수가 증가하면 주택가격은 하락할 것이고, 미분양 주택 수가 감소하면, 시장 내 선택가능한 주택 수가 줄어든다는 의미이므로 주택가격은 상승할 것이다. 시장에서 점유되지 않은 미분양 주택 수는 과대공급의 척도이며, 해당 주택시장의 세대 수 대비 미분양 주택의 비율로 나타낼 수 있다. 셋째로, 지역경제의 주택건설 및 분양시장의 상황을 나타내는 선행지표인 분양주택 수(누적)는 주택가격에 영향을 미칠 것이다. 위와 동일한 방법으로 상기 지표는 해당 주택시장 세대 수 대비 분양주택 수의 비중으로 산출하였다.

<표 1>은 이들을 중심으로 가용한 지표들을 조사한 결과이다. 주택시장의 패널자료 구축 전, 자료통합 가능 여부를 자료 주기, 자료 기간, 발표 지역을 중심으로 탐색하였다. 대부분의 자료는 연도별로 발표가 되고, 분기별 자료로 발표되

3) 서울 및 6대 광역시의 지표는 1986년 1월부터 발표되고 있지만 일부 하위지역(구, 동)과 도지역은 2003년부터 발표되고 있다. 따라서 지표발표주기가 가장 긴 서울 및 6대 광역시를 대상지역으로 선정하였다.

4) 분양가 자율화 이후 질적으로 향상된 주택의 공급(2000년 이후)은 주택수요자들의 선호를 충족하였으며, 분양가 자율화 이전 공급된 인근유사주택보다 질적으로 더 높이 평가되고 있었다(손재영・이준용, 2009). 본 연구에서는 이들 결과를 확장하여 개별 주택하위시장내에 주택수요자들이 선호하는 양질의 주택들이 부족할 경우, 즉 기존 주택보다 질적으로 향상된 아파트가 부족(충분)하다면 전체 아파트의 평균가격을 상승(하락)시킨다는 것을 확인하고자 한다.

〈표 1〉 패널자료 구축용 주택 수급요인 자료 탐색

자료명	자료 주기	자료기간	지역	출처	비고
노동패널 가구 소득	년	1997년(1차) ~2009년(13차)	전국	노동 연구원	작년 가구의 총소득 문항에 대한 답변, 1차 조사년도는 1998년
시군구별 주민등록세대	년	1992년 ~2011년	시군구	통계청	연말기준, 주민등록에 의한 집계(외국인 제외)
지역 내총생산	년	1985년 ~2011년	시군구	통계청	광주광역시는 1987년, 대전광역시는 1989년, 울산광역시는 1998년부터 발표(연쇄지수, 2005=100)
지역소비자물가지수	월, 분기, 년	1965년 ~현재	시군구	통계청	울산광역시는 1990년부터 발표
신규 입주주택 누적 호수	분기	1980년 이전~현재	시도	부동산 114 (REPS)	분기별 입주아파트 세대수
분양 아파트수	분기	2000년 ~현재	시도		분기내 분양된 아파트 세대수
미분양 주택수	월	1993년~현재	시도	국토 교통부	전국(민간 · 공공부문, 준공후 포함) 및 시도별 미분양 주택(아파트, 연립, 다세대 포함) 수

는 지표들은 매우 적다. 주택가격 지표와 주택 수요 및 공급 요인을 통합하기 위해서 모든 변수를 연 자료로 통합하였는데, 일부 자료들에 대한 추가적인 검토가 필요하였다.

첫 번째 검토 대상은 소득 자료인데, 지역별 소득 자료가 발표되지 않아서 대체변수로서 노동패널 자료 내 개별가구의 소득자료에 대한 가용여부를 검토하였다. 1차 년도부터 13차 년도까지 소득과 관련한 자료는 작년도 가구의 총소득에 대한 문항에서 얻을 수 있지만,[5] 13차년도의 소득은 2009년 자료로 본 분석의 목적이 되는 2010년 이후의 기간이 고려되지 못한다. 따라서 개별 가구를 조사한 소득변수를 채택하지 못하고 지역 내 총생산(GRDP)을 소득변수로 채택하였다.

둘째로, 시장내에서 공급과 관련하여 누적된 압력지표들을 설정하는데 있어서 지역규모를 고려하기 위해 주민등록세대수 대비 누적량의 비중을 산출하였다. 이러한 작업은 지역하위시장내에 질적으로 향상된 아파트들의 공급상태(신규 입주 주택 누적 호수), 적체되어 있는 미분양아파트수의 규모(미분양아파트수), 건설경기와의 연계(누적 분양아파트수) 등을 확인할 수 있다.

월별로 발표되는 주택가격지수는 연말 기준으로 발표되는 다른 지표들과 통일시키기 위하여

5) 한국노동패널 통합설문지를 보면, 소득부분에서 '작년 한해동안 가족들 중 근로소득이 있었다면, 작년 한해동안 댁 전체의 연간 총 근로소득은 얼마나 되었습니까?'이며 1차년도부터 지속적으로 조사되어 왔다. 즉 1차년도(1998년) 조사는 1997년의 연간 총 근로소득을 나타내므로 전체 패널가구들의 전년도 소득을 평균값을 내어 소득변수의 대용(proxy) 변수로 대체가능하다.

〈표 2〉 선정된 변수내용(2000년~2011년 연간자료)

	구 분	자료명	변수명	단위
종속변수	지역 주택가격	실질아파트매매가격지수	rsale	실질가격지수 (원지수출처: 국민은행)
독립변수 (수급요인)	지역 내 전체 주택수요	시군구별 주민등록세대	hh	세대
	지역 경제 수준	실질지역총생산	rgrdp	연쇄지수
	국내 경제 수준	실질국내총생산	grdp	실질GDP
	이자율	회사채수익률	i	%
	질적향상 아파트 수 (2000년 이후 공급아파트)	신규 입주주택 누적 호수	nstock_hh	주민등록세대수 대비 누적 수량 비중
	과대공급	미분양주택수	nosale_hh	
	주택건설경기	누적 분양아파트수	nsale_hh	

연말기준 주택가격지수를 사용하였다.

거시경제 및 금융시장 상황을 포착하기 위해서는 실질 GDP와 회사채 수익률 변수를 사용하였다. 앞서 소개된 다양한 시계열 분석들이 대부분 금융시장의 유동성 지표와 실물시장의 동향 중 하나 또는 둘 다가 주택 등 부동산 가격에 영향을 미친다는 결론을 이끌어내고 있으므로, 여기서도 이 두 변수를 패널 분석에 포함시켰다.

최종 구축된 패널자료의 기간은 2000년부터 2011년까지 11년간 자료이며, 7개의 패널지역(서울 및 6개 광역시)로 구성된 균형(balanced) 패널이다. 지역변수들의 기초통계량이 <표 3>에 보고되어 있다.[6] 2010년 들어 일부지역의 실질 주택가격 변화율이 크게 증가하였으며, 두드러지게 높았던 지역은 부산, 대구, 광주, 대전, 울산 지역이다. 이들은 모두 분석 기간 내 평균 수준보다 높은 수준이고, 이중에서 최근 2년(2010년, 2011년) 이상 지속적으로 높게 상승한 지역은 부산지역이다. 부산지역은 2010년 주민등록 세대수 변화율(3.6%)이 동기간 다른 지역에 비해 높고, 지역 내 평균 수준(1.3%)보다 월등히 높다.[7]

분양가 자율화 이후 기존 주택보다 질적으로 향상된 아파트들의 (주민등록 세대수 대비) 비중을 보면, 광주지역이 가장 높고 서울 지역이 가장 낮다. 미분양 아파트 수의 감소가 가장 두드러진 지역은 부산, 광주 지역이다. 이들 지역은 2000년 중반 미분양 주택의 비중이 높았지만, 2011년에는 서울지역 다음으로 낮은 수준으로 감소하였다. 누적 분양아파트 비중은 지역 간 신규공급예정인 아파트 수 혹은 지역하위시장 내

6) 이후의 지역 및 개별 변수들의 분석에 대한 기초자료는 부록 참조(실질 GDP 변화율 및 회사채 수익률 변화 추이는 지역 간 비교대상이 아니므로 생략, 아래는 이들의 기초통계량임)

구 분	평균	최소값	최대값
실질 국내 총생산 변화율(%)	4.1	0.3	7.2
회사채 수익률 변화(%p)	-0.5	-2.3	1.3

7) 분석기간내의 패널자료들의 추이는 부록의 <부도 1> ~ <부도 6>참조

〈표 3〉 기초통계량(기간: 2001년~2011년, 단위:%)

지역	실질 주택가격변화율			실질 지역 내총생산변화율			주민등록세대수 변화율		
	평균	최대값	최소값	평균	최대값	최소값	평균	최대값	최소값
서울	5.5	26.6	-4.9	3.0	8.0	1.0	1.6	2.8	-0.7
부산	4.3	17.2	-4.9	3.3	7.9	-3.0	1.3	3.6	0.7
대구	2.1	12.6	-7.5	2.5	8.0	-4.4	1.4	3.1	0.7
인천	4.1	21.9	-6.3	4.9	10.7	0.8	2.4	3.4	1.2
광주	1.8	19.8	-3.4	4.1	9.5	-0.6	2.2	3.2	1.5
대전	4.9	24.6	-4.4	3.8	8.1	0.5	2.3	3.6	1.1
울산	3.9	19.2	-5.7	4.2	15.8	-2.9	2.3	2.8	1.2
지역	누적 신규아파트 재고량 비중			누적 미분양주택수 비중			누적 분양아파트수 비중		
	평균	최대값	최소값	평균	최대값	최소값	평균	최대값	최소값
서울	10.2	14.9	3.8	0.0	0.1	0.0	7.8	11.3	3.4
부산	10.6	16.2	2.7	0.5	1.1	0.2	10.8	16.1	2.6
대구	12.2	20.3	2.8	1.0	2.4	0.1	12.5	18.5	2.2
인천	9.8	18.0	2.1	0.2	0.4	0.0	11.9	19.4	2.0
광주	14.8	24.1	5.0	0.8	2.4	0.1	12.0	20.8	1.4
대전	12.7	20.3	3.9	0.3	0.7	0.1	11.3	18.1	1.9
울산	11.0	18.6	2.7	1.0	2.5	0.2	11.8	18.6	1.9

분양 및 건설시장의 상태를 가늠할 수 있는 선행지표들이다. 다른 지역에 비해 높은 수준이거나 급격히 상승한 지역의 주택시장은 향후 과대공급 상태가 다가올 지역일 가능성이 높다. 특히 최근 2~3년간 급격히 상승한 지역은 부산, 인천, 광주, 울산 지역으로 인천지역을 제외하고 최근 가격상승이 두드러졌던 지역이다. 인천지역은 가격하락이 지속되었는데, 분양물량이 많았기 때문으로 판단된다.

종합하면, 지역 간의 경제규모나 인구 등 지역시장규모에 의한 차이가 명확하다. 따라서 지역 하위시장별 서로 다른 이질적 특성을 가지고 주택시장이 움직였으며 이들을 고려한 분석이 요구된다. 앞서 언급한 패널모형과 구축된 주택시장의 패널자료를 사용하여 수요측면에서의 변화와 시장 내 지속적으로 누적된 공급요인들이 주택가격에 어떠한 영향을 미쳤는지 실증분석을 하였다.

Ⅳ. 실증분석

1. 분석 모형 설정

최종 분석모형 설정을 위해 앞서 구축된 패널자료의 특성에 대한 사전적인 검토가 필요하다. 이영훈(2001)은 어느 모형을 사용할 것인가를 연구자가 스스로 결정하되 모집단의 특성에 대하여 추론을 도출하려면 확률효과 모형이 적합하다고 하였다. 즉, 표본(패널)의 자료가 거대한 모집단으로부터 무작위로 도출되었을 때 확률효과 모형이 적합하지만, 본 연구에서 사용되는 것은 특정

광역시의 주택가격에 미치는 수급요인의 영향을 측정하기 위함이므로 고정효과 모형이 적합하다.[8] 구축된 패널자료를 이용하여 모형식을 구축하면 아래와 같다.

$$\dot{AP} = \alpha_N + \gamma_T + (\alpha_i - \alpha_N) + (\gamma_t - \gamma_T) + \beta_1 \dot{GRDP} + \beta_2 \dot{HH} + \beta_3 NSTOCK + \beta_4 NOSALE + \beta_3 NSALE + \epsilon$$

$\dot{}$ 은 전년도 대비 변화율을 의미,
$\alpha_N + \gamma_T$: 상수항(오차항은 $\epsilon + \alpha_i + \gamma_t$)
AP: 실질 아파트매매가격지수
$GRDP$: 실질 지역내총생산
HH: 주민등록세대수
$NSTOCK$: 누적 신규아파트 비중(%)
$NOSALE$: 미분양아파트 비중(%)
$NSALE$: 누적 분양아파트 비중(%)

이 모형은 지역 주택시장 참여자들에게 관찰되지 않는 α_i가 지역마다 존재하고, 이들이 결정할 수 없는 시간적 요인 γ_t가 존재한다고 가정한다. 이 같이 관찰되지 않은 패널개체간의 차이와 시간개체의 의한 효과는 2요인 고정효과 모형으로 분석할 수 있다.

예를 들어, 변수로써 측정하기 힘든 지역 간 주택수급 환경(주거지역의 노후화정도, 개발에 대한 지역 정서, 가용 택지 부존량 등)이 주택가격에 영향을 줄 때 패널개체 고정효과를 설정한다. 시간개체의 고정효과도 모형 내에 포함되지 않았으나 시간에 따라 변하면서 여러 도시에 공통적으로 영향을 주는 요인들, 예컨대 주택투자 기대심리, 경기에 대한 전망 등을 포착한다. 물론, 위의 두 고정효과 중 선험적 또는 경험적 증거에 따라서 어느 하나만을 선정하는 1요인 고정효과 모형을 채택할 수도 있다.

따라서 실증분석은 고정효과 모형을 최종모형으로 선정하되, 우선적으로 확률효과 모형을 구축하여 고정효과의 존재 여부를 파악했다. 그리고 고정효과 모형을 추정하여 확률효과 모형 추정결과에 비해 추정계수들이 개선되었는가의 여부를 확인하였다. 만약 개선점이 관찰되고 고정효과 유무에 대한 가설검정 결과, 고정효과가 존재한다면 고정효과 모형을 최종모형으로 선정한다. 본 연구의 분석자료의 경우 패널 개체는 7개, 시간 개체는 11개로 자유도는 55로 자유도의 손실은 약 28%정도이다.

한편 위의 분석과정에서 거시경제 변화가 개별 주택시장의 주택가격 변화에 미치는 영향도 고려해야 할 필요가 있다. 선행연구들에서와 같이 거시경제 변화와 주택가격 변화의 연관관계가 본 연구에서의 연간자료 분석에서도 포착되는가 관건이다. 여기서 고려해야 할 점은 거시경제 변화와 주택가격 변화의 연관관계는 자료 축소에 따른 정보손실 즉, 분석자료 주기 및 분석대상 지역에 따라 결과는 상이하다는 점이다(이준용·손재영, 2010). 따라서 거시경제변수를 투입하는 것은 자료축소에 따른 한계를 감안하며 거시경제 변수가 개별 주택시장에 공통적으로 영향을 미친다는 가설에 대한 검증이라고 볼 수 있다.[9]

8) 만약 국내의 노동패널데이터와 같이 모집단에서 추출된 표본을 통해 구축된 패널자료라면 확률효과 모형이 적합하며, 오차항은 확률분포를 따르는 확률변수이다. 그리고 표본이 아닌 모집단 개념으로의 자료라면(예 - 국가간 패널데이터, 미국의 주(states) 패널데이터), 고정효과 모형을 적용한다.

9) 거시경제 변화와 주택가격 변화의 연관관계는 대부분 벡터시계열모형을 이용하여 확인하며 특정 주택 하위시장이나 전체 주택시장을 분석 대상지역으로 선정하여 그 영향력을 파악하지만, 패널모형에 거시경제 변수를 투입

〈표 4〉 2요인 확률효과 모형 추정 결과(종속변수: 실질 아파트 매매가격 변화율, 단위:%)

변수명	모형 1		비고
	추정값	t값	
Intercept	-0.0130	-0.29	상수항
grdp_r	**0.6747**	**2.09****	실질지역 내총생산변화율
hh_r	**2.7796**	**2.23****	주민등록세대수변화율
nstock_hh	-0.5354	-1.08	신규 입주주택 누적 호수비중
nosale_hh	**-3.0584**	**-1.74***	미분양아파트비중
c_nsale_hh	0.4600	0.92	누적분양아파트비중
Hausman Test for Random Effects	0.0308		
R-Square[11]	0.2036		

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

2. 패널분석결과

고정효과 모형을 최종모형으로 선정하고 모형 추정을 하기 전, 실질적으로 고정효과 존재유무에 대한 검증을 위해 확률효과 모형을 우선 추정하여 고정효과를 검정하였다. 검정을 위한 귀무가설은 확률효과가 효율적이라는 가설이며, 검정은 하우스만 검정을 통해 이루어진다.

검정결과, 확률효과 모형이 더 효율적이라는 귀무가설을 기각하고, 고정효과 모형이 더 효율적이라는 대립가설을 채택하였다(표 4).[10] 구축된 주택시장의 패널자료는 지역별(서울 및 6개 광역시)로 모집단 개념의 자료이므로 직관적으로 고정효과 모형이 적절하다고 할 수 있는데 하우스만 검정결과와 일치하므로 최종모형으로 고정효과 모형을 선정하였다.

고정효과 모형의 추정 전 확률효과 모형(모형 1)의 추정계수로 고정효과를 통제하지 않은 수급요인이 주택가격에 영향을 미치는 결과를 가늠해 볼 수 있다. 유의한 추정계수는 실질 지역 내총생산 변화율, 주민등록 세대수 변화율, 미분양아파트 비중의 추정계수로 나타났다. 최종 모형은 아니므로 그 효과의 분석이 불필요하지만, 고정효과 모형이 더 효율적이고 패널 및 시간개체간 고정효과가 존재한다면 확률효과 모형과 고정효과 모형간의 서로 다른 결과를 확인해야 한다. 순수 패널 및 시간개체 효과를 통제하게 된다면, 각 수급요인들의 순수한 영향력을 측정할 수 있게 되며, 확률효과 모형의 추정계수보다 영향력이 더 높아지게 된다.

우선 거시경제 변화가 개별 주택시장의 주택가격 변화에 미치는 영향을 파악하기 위해서 거시경제 변수를 투입하는 모형을 추정하였다. 패널개체인 개별 주택시장의 고정효과를 통제하고 시간에 따른 변화는 거시경제 변수의 변화를 포착하기 위한 1요인 고정효과 모형을 추정하였다. <표 5>는 순수한 1요인 고정효과 모형(모형 2)과 거시경제 변화를 투입한 1요인 고정효과 모형(모

하는 것은 각 개별 주택하위시장(패널개체)에 동일하게 영향력을 준다는 가설을 의미한다.

10) 귀무가설은 $cov(x, u_i) = 0$, 대립가설은 $cov(x, u_i) \neq 0$ 이다.

〈표 5〉 1요인 고정효과 모형 추정 결과(종속변수: 실질 아파트 매매가격 변화율, 단위:%)

변수명	모형 2		모형 3		모형 4		비고
	추정값	t값	추정값	t값	추정값	t값	
CS1	-0.0081	-0.19	-0.0142	-0.29	0.0048	0.11	부산지역 고정효과
CS2	-0.0070	-0.19	-0.0112	-0.29	0.0021	0.06	대구지역 고정효과
CS3	-0.0012	-0.03	-0.0132	-0.36	0.0091	0.26	인천지역 고정효과
CS4	-0.0442	-1.18	-0.0422	-1.03	-0.0470	-1.24	광주지역 고정효과
CS5	-0.0179	-0.45	-0.0144	-0.33	-0.0138	-0.34	대전지역 고정효과
CS6	-0.0096	-0.26	-0.0130	-0.32	-0.0050	-0.13	울산지역 고정효과
Intercept	0.0492	1.07	0.0452	0.8	0.0548	1.04	상수항
grdp_r	**0.9977**	**3.32*****	-		**1.3784**	**3.4*****	실질지역 내총생산변화율
hh_r	0.1376	0.11	0.6301	0.43	0.5581	0.42	주민등록세대수변화율
nstock_hh	-0.2699	-0.41	-0.4169	-0.58	-0.3568	-0.54	신규 입주주택 누적 호수비중
nosale_hh	**-4.1316**	**-1.99***	**-4.3994**	**-1.9***	**-3.9489**	**-1.83***	미분양아파트비중
c_nsale_hh	0.1431	0.2	0.3054	0.39	0.2489	0.34	누적분양아파트비중
gdp_r	-		0.7536	1.24	-0.9400	0.75	실질국내총생산변화율
d_i	-		-0.7657	-0.66	-0.6232	1.07	회사채 수익률 변화
R-Square	0.3169		0.2210		0.3418		-

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

형 3, 4)에 대한 추정 결과이다. 여기서 모형 3은 지역 내 총생산 변화율과 국내총생산 변화율간의 발생가능한 상관성을 감안하기 위해 거시경제 변화율을 투입시 지역 내 총생산 변화율을 제외하였다.

모형 2의 결과는 지역 주택시장의 경제상황(GRDP)이 해당 주택시장에 유의한 영향을 미치는 것을 보여준다. 반면, 모형 3과 4에서는 거시적 실물경제 변수(GDP)나 금융시장 변수(회사채 수익률)가 개별 주택시장에 영향을 미치지 못하는 것을 알 수 있다. 개별 주택시장에서의 가격변화는 전국적인 거시경제 변화보다는 지역시장 경제상황 내지 지역 소득에 따라 변화하는 것으로 분석된다.

따라서 이후의 분석에서는 거시경제 및 금융시장 변수를 포함한 모형 보다는 관찰되지 않는 시간변화에 따른 효과를 포착하기 위해 2요인 고정효과모형을 추정하였으며, 그 결과는 <표 6>의 모형 5이다.[12] 우선 고정효과가 존재하지 않는다는 귀무가설에 대한 검정 결과, 귀무가설을 기각하여 최소 1개 이상의 고정효과가 존재하는 것으로 나타났다. 세부적으로 각 지역의 관찰되지 않는 효과는 서울과 부산지역은 비슷한 수준이지만 나머지 지역은 서울보다 높은 수준으로 나타났

11) 확률효과 모형의 R-square측정은 Buse(1973)의 R-square 측정법을 사용하되, 1요인 고정효과모형 및 2요인 고정효과모형의 R-square는 Theil(1961)의 측정방법으로 산출하였다.

12) 이 모형에서 거시경제 변수를 투입하지 못하는 이유는 시간효과를 통제하기 위한 오차항과 거시경제 변화요인은 완벽한 상관관계를 갖고 있으므로 관련 계수의 추정이 불가능하기 때문이다.

〈표 6〉 2요인 고정효과모형 추정결과(종속변수: 실질 아파트 매매가격 변화율, 단위:%)

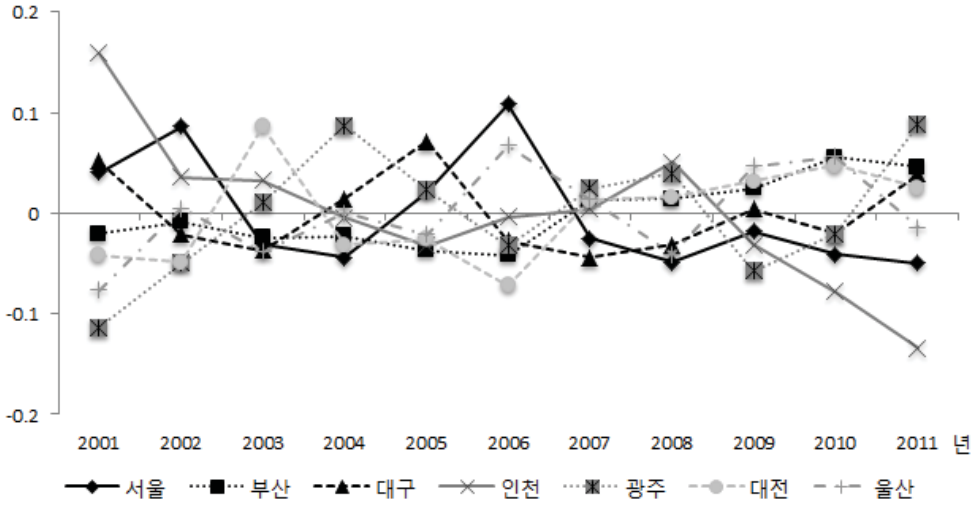
변수명	모형 5		모형 6		비고
	추정값	t값	추정값	t값	
CS1	0.0752	1.4	0.0330	1.12	부산지역 고정효과
CS2	**0.1021**	**2.51****	0.0414	1.58	대구지역 고정효과
CS3	**0.0675**	**1.73***	0.0312	1.27	인천지역 고정효과
CS4	**0.1134**	**3.13*****	-0.0305	-1.16	광주지역 고정효과
CS5	**0.1298**	**3.06*****	-0.0332	-1.51	대전지역 고정효과
CS6	**0.0595**	**1.79***	-0.0148	-0.61	울산지역 고정효과
TS1	-	-	**-0.1904**	**-3.48*****	1999년 시간효과
TS2	-	-	**-0.0942**	**-2.64****	2000년 시간효과
TS3	-	-	**-0.1796**	**-5.13*****	2001년 시간효과
TS4	-0.0284	-0.26	-0.0403	-1.27	2002년 시간효과
TS5	-0.0224	-0.21	-0.0183	-0.51	2003년 시간효과
TS6	-0.1137	-1.19	**-0.0929**	**-2.65*****	2004년 시간효과
TS7	**-0.1624**	**-1.98***	**-0.1477**	**-4.65*****	2005년 시간효과
TS8	**-0.1600**	**-2.18****	**-0.1342**	**-3.94*****	2006년 시간효과
TS9	**-0.1216**	**-1.93***	**-0.0985**	**-2.9*****	2007년 시간효과
TS10	**-0.1337**	**-2.58****	**-0.1231**	**-3.79*****	2008년 시간효과
TS11	**-0.0890**	**-1.89***	**-0.0895**	**-2.57****	2009년 시간효과
TS12	-0.0597	-1.46	**-0.0570**	**-1.69***	2010년 시간효과
TS13	**-0.2006**	**-4.24*****	**-0.1836**	**-4.5*****	2011년 시간효과
Intercept	-0.0674	-0.56	0.0281	0.77	상수항
grdp_r	**0.6566**	**1.83***	**0.6949**	**2.53****	실질지역 내총생산변화율
hh_r	**5.7177**	**3.62*****	**4.5183**	**3.54*****	주민등록세대수변화율
nstock_hh	-1.1791	-1.29	-	-	신규 입주주택 누적 호수비중
nosale_hh	**-3.8532**	**-1.83***	**-3.1419**	**-1.83***	미분양아파트비중
c_nsale_hh	**1.3423**	**2.01****	-	-	누적분양아파트비중
F Test	0.0007		0.0001		귀무가설: 고정효과 없음
R-Square	0.6335		0.7272		

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

다. 이들 순수 패널개체의 효과를 분리하여 수급 요인들이 가격에 미치는 영향을 보면, 확률효과 모형의 결과(모형 1)와 차이가 나타난다. 두드러지는 차이는 세대수 변화의 영향력이 높아졌고, 미분양아파트 비율의 추정계수 유의성이 상승하였으며, 누적 분양아파트 비중에 대한 영향이 유의하게 변화하였다.

세대수 변화에 따른 주택가격의 변화는 상호간 정(+)의 관계로 동일한 결과이지만 확률효과 모형보다 고정효과 모형의 추정계수가 더 크게

〈그림 1〉 2요인 고정패널추정모형의 지역별 오차



나타났다. 확률효과 모형에서는 세대수가 1%p 상승하게 될 경우 아파트 매매가격은 2.7%p 상승하지만 고정효과 모형에서는 5.7%p 상승하는 것으로 나타났다. 지역 내 미분양 주택수는 예상대로 아파트가격과 부(-)의 관계를 보인다. 세대수 대비 미분양 주택수가 1%p 증가(감소)하게 된다면, 실질주택가격은 3.85%p 하락(상승)한다. 한편, 질적으로 향상된 주택이 부족할 경우, 주택가격은 상승할 것이라는 가설을 포착할 수 있는 신규 입주주택 누적 호수 비율의 계수는 유의하지 않게 나타났다.[13]

한편 지역별 신규아파트 재고량이나 신규분양(선분양) 아파트 수 등의 자료 부족에 따라 분석기간을 제한하였지만, 주택의 수요(주민등록세대수)에 따른 주택가격 변화를 포착하기 위해 추정한 결과가 <표 6>의 모형 6이다. 분석기간은 울산광역시 주민등록세대수가 존재하는 1998년부터이다. 세대수 변화에 따른 주택가격 변화는 모형 5의 결과와 큰 차이가 없으며, 지역 내 총생산 변화와 미분양 주택수 변화도 동일하다. 모형 6의 추정결과에서 주목할 점은 지역특성에 따른 고정효과 추정계수가 유의하지 않게 나타난 점이다. 그 원인으로는 추가 분석기간에 전국적으로 주택가격이 하락하였기 때문에 지역 간의 차별성이 없어서 모형 5에서의 영향력이 상쇄된 결과로 판단된다. 바꾸어 말하면, 모형 6과 달리 모형 5

13) 변수간의 다중공선성의 존재 유무의 확인은 사전적으로 독립변수간 상관분석을 통해 간접적으로 유추하거나 사후적으로 분산팽창계수 등을 이용하여 확인할 수 있지만, 본 분석에서 사용되는 자료의 주기는 패널개체당 10개이므로 확인 작업의 신뢰도가 부족하다. 다만 간접적으로 나마 확인 가능한 것은 다중공선성 의심가능한 변수(지역 거시경제 변수와 거시경제 변수)들이 교차 투입된 모형의 결과(모형 2,3,4)에서 보듯이 부호의 변화나 영향력의 크기에 큰 차이가 없으므로 최종 모형에서의 다중공선성 문제는 크지 않다고 판단된다. 더불어 패널분석은 패널개체가 증가할수록 표본수의 증가에 따라 개별 선형 회귀모형에서 발생 가능한 다중공선성 문제를 완화시킬수 있다(민인식·최필선, 2009). 한편, 10개의 자료주기는 시계열 자료의 단위근 검정을 하기에는 마찬가지로 매우 짧다. 그러므로 단위근 검정의 실시보다는 선행연구들에서 보듯이 시계열 자료들의 변화율 자료는 안정성이 확보되는 것을 감안, 변화율 자료를 투입하였다.

에서 지역 간의 효과가 유의하게 나타나는 것은 2000년 이후 특정 광역시의 독립적인 주택가격 변화가 두드러졌음을 반영한다.

<그림 1>은 모형 5의 추정에 따른 오차를 나타낸 것으로 <부도 1>의 지역별 실질 매매가격 변화율의 추이와 비교해보면 오차의 분포가 균등하게 분포하는 것을 확인할 수 있다. 그렇지만 오차 중에서 몇몇 두드러지는 기간과 지역이 눈에 띈다. 본 연구에서 다룬 2요인 고정효과 모형은 균형패널자료에 기반해야 하고 거시경제 변화나 주택정책과 같이 전국적으로 동일하게 적용되는 경우를 다루지 못한다. 상기 오차들은 아마도 지역별 소득변수, 지방정부의 재정, 주거비용, 세금 등 여러 변수들로서 다룰 수 있을 것이다. 다만 추가 변수도입은 더 큰 자유도의 손실을 가져오므로 추정계수의 신뢰도가 떨어질 수 있다.

V. 결론

주택시장을 분석한 선행연구들은 주택가격과 주택 특성변수들 간의 횡단면 분석과 주택가격과 거시경제 변수들 간의 시계열 분석이 주를 이루었다. 주택시장의 패널분석은 하나의 모형으로 두가지 측면을 모두 고려할 수 있으며 표본의 크기를 증가시켜 추정의 신뢰성을 높인다. 따라서 패널분석을 활용하면 기존 주택관련 수급요인 외에 주택시장 내에서 누적된 요인들을 추가하여 지역별 특성을 고려한 분석을 시도할 수 있다.

우리나라 대도시 주택시장의 패널분석 결과, 지역 주택시장의 변동을 가장 잘 설명하는 것은 주택수요(세대수)의 증가이다. 그 외에도 주택시장의 수급을 나타내는 변수들이 유의한 것으로 나타났다. 이에 비해 거시적 실물경제 변수(GDP)나 금융시장 변수(회사채 수익률)은 유의하지 않았다. 적어도 본 연구의 분석대상 기간에 지역적 수요-공급에 추가적으로 거시경제적 변화가 대도시 지역의 주택시장에 (통계적으로 유의한) 동일한 영향을 미치지 못한 것으로 판단된다.

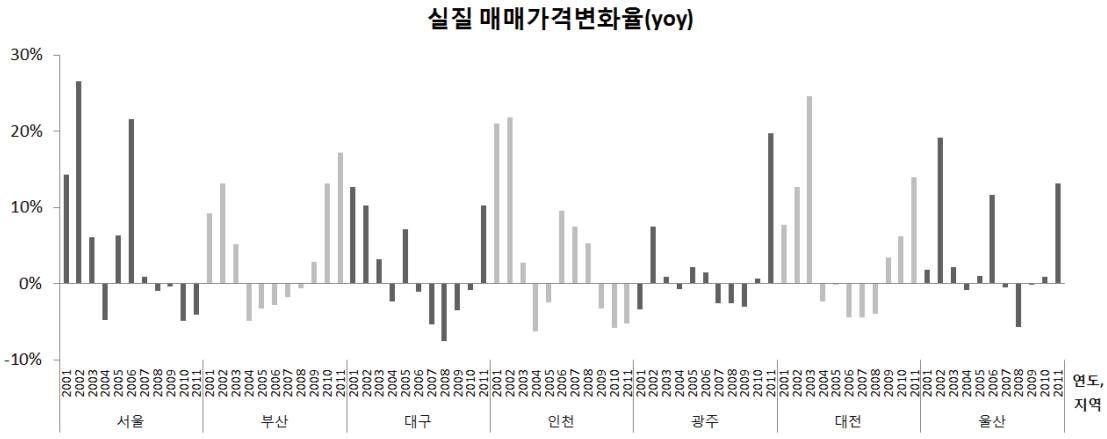
주택시장의 안정을 위해서는 거시경제적 안정도 중요하지만, 지역별 수요 및 공급에 대한 정확한 분석과 예측이 가장 기본적임을 알 수 있다.

본 연구에서는 패널자료 구축 및 분석을 통해 주택가격에 영향을 미치는 지역별 수급요인과 거시변수들의 효과를 구분하였다. 그러나 자료의 기간이 짧고 적확한 변수를 찾지 못한 경우도 있었다. 향후 자료가 누적되어 충분한 자유도가 확보되고, 소득자료와 같은 미공개 자료가 발표된다면 이러한 한계점을 극복하는 분석이 가능하게 될 것이다.

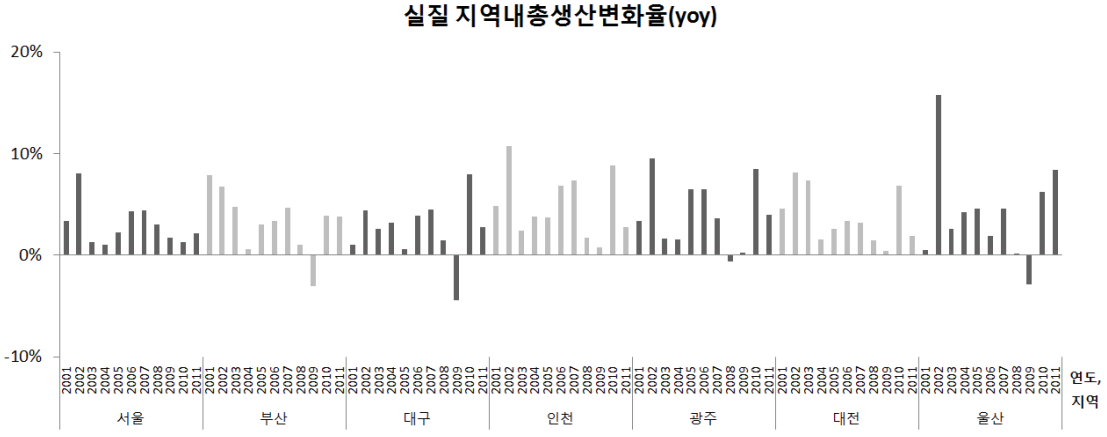
논문접수일 : 2013년 6월 21일
논문심사일 : 2013년 7월 2일
게재확정일 : 2013년 10월 29일

부록

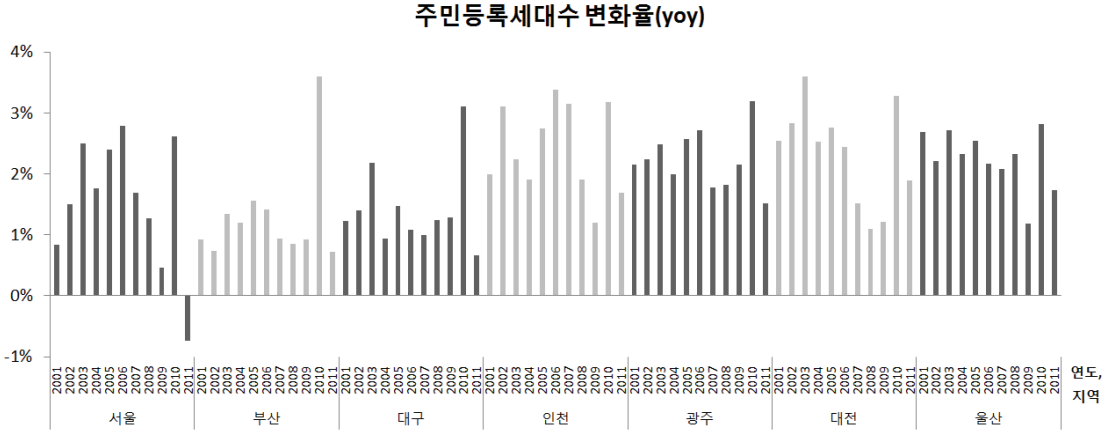
〈부도 1〉 지역별 실질매매가격 변화율 추이



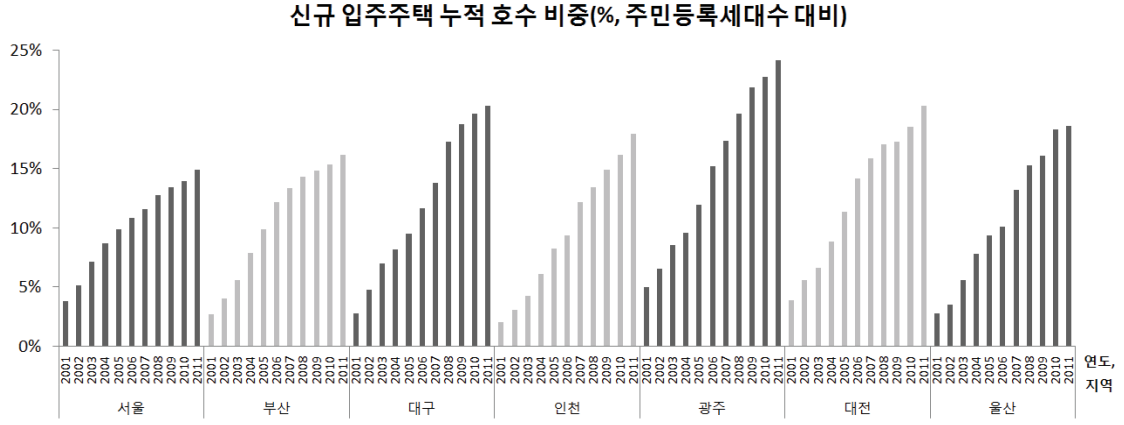
〈부도 2〉 지역별 실질 지역 내총생산 변화율 추이



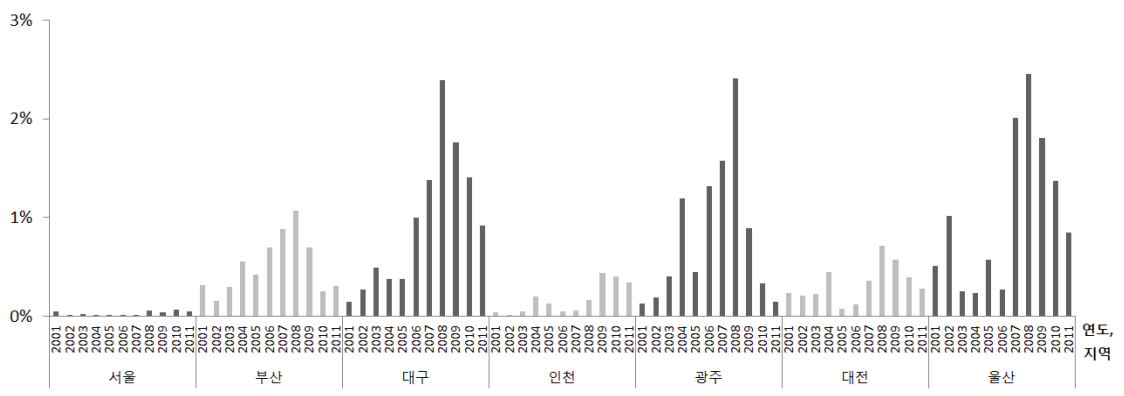
〈부도 3〉 지역별 주민등록세대수 변화율 추이



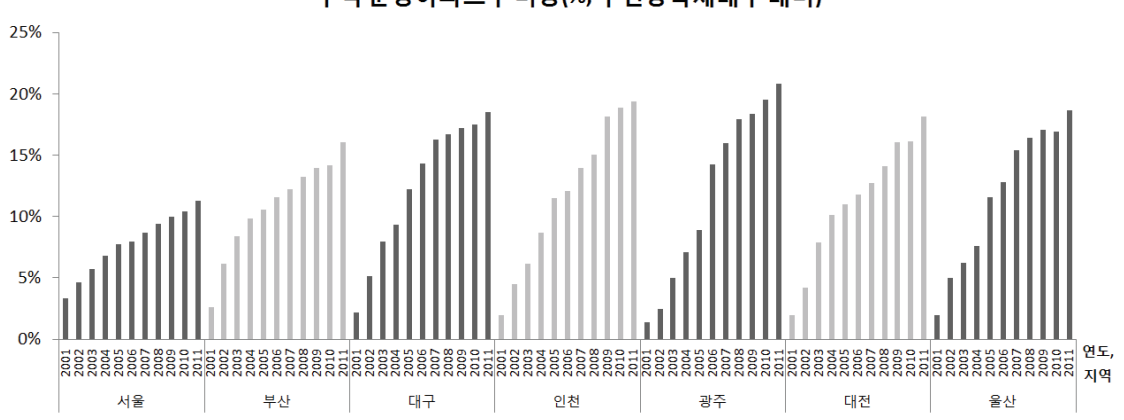
〈부도 4〉 지역별 신규 입주주택 누적 호수의 비중 추이



〈부도 5〉 지역별 미분양주택수의 비중 추이



〈부도 6〉 지역별 누적 분양아파트수의 비중 추이



참고문헌

1. 김경환・이한식, 「주택경기예측모형 연구1」, 주택산업연구원, 2004
2. 박헌주・박철, “토지시장 전망”, 「국토연구」 통권 232호, 국토연구원, 2001, pp.13-21
3. 서승환, “지가 불안정성의 영향 및 결정요인”, 「주택연구」 제9권 제1호, 한국주택학회, 2001, pp.57-74
4. 민인식・최필선, “STATA 패널데이터 분석”, 한국STATA학회, 2009.
5. 손재영・이준용, “분양가 자율화와 주택의 질”, 「부동산학연구」 제15집 제3호, 한국부동산분석학회, 2009, pp.71-88
6. 우경, “개입-ARIMA모형을 이용한 지가변동 예측에 관한 연구-지역별 하부 토지시장을 중심으로”, 「국토연구」 통권 제35권, 국토연구원, 2002, pp.51-64
7. 윤주현, 「VAR모형 구축을 통한 토지 및 주택시장 전망 연구」, 국토연구원, 2001
8. 윤주현・김혜승, 「주택시장 경기동향 및 단기전망 연구」, 국토연구원, 2001
9. 이상경, “서울 주택시장으로부터 지방 주택시장으로의 가격 및 변동성 이전효과 연구”, 「국토계획」 제38권 제7호, 대한국토・도시계획학회,2003, pp.81-90
10. 이영훈, “선형패널자료모형에 관한 문헌연구”, 「계량경제학보」 제15권 제1호, 2001. 3
11. 이준용・손재영, “자료 주기에 따른 벡터시계열모형 결과의 차이: 서울시 아파트 시장의 분석사례”, 「주택연구」, 제18권 제2호, 한국주택학회, 2010, pp.117-139
12. 임재만, “주택매매가격의 변동성에 관한 연구”, 「주택연구」 제14권 제2호, 한국주택학회, 2006, pp.65-84
13. 차문중, 「주택시장 분석과 정책과제 연구」, 한국개발연구원, 2004. 9
14. Buse, A., “Goodness of Fit in Generalized Least Squares Estimation”, *American Statistician*, 27, 1973, pp.106-108
15. Theil, H., *Economic Forecasts and Policy*, Second Edition, Amsterdam: North-Holland, 1961, pp.435-437