The Effect of Price Ceiling System on Existing Housing Prices: An Application of Difference-in-Differences Methods on the Dong-Level Panel Data of Seoul

Applying cross correlation analysis and Granger causality test on aggregate time-series data, this paper analyzes the dynamic relation between the price of newly-supplied housing and that of existing housing. The empirical results reveal that the price of newly-supplied housing slightly leads and has a significantly positive correlation with the price of existing housing. Applying the difference-in-differences method on the Dong-level panel data of Seoul, this paper also assesses the effect of price ceiling system on the price of existing housing. Comparing the price changes among the regions, distinguished by whether new housing units are launched or not, around the implementation or repeal of price ceiling system, we find that the implementation (repeal) of price ceiling system leads to a significantly lower (higher) growth of existing housing prices in the regions where new housing units are launched than in the regions where they are not.

Keyword: Price Ceiling System, Existing Housing Prices, Difference-in-Differences Method
I. 머리말


그러나 건설업계와 일부 학계를 중심으로 정기 주택공급 위축, 주택품질의 저하, 분양주택에 대한 투기수요 증가 등 분양가상한제의 다양한 부작용이 제기되고, 분양가 상한제 적용을 회피하기 위한 건설사의 ‘밀어내기’ 물량이 이후 발생한 글로벌 금융위기와 맞물려 대규모의 미분양이대로 이어지면서 2009년부터 정부는 건설경기 활성화 및 주택공급 정상화를 위해 분양가 상한제 폐지를 추진하게 된다. 그 결과 2015년 4월부터 공공택지에 분양되는 민간 또는 공공주택의 경우를 제외하고 분양가 상한제가 전면적으로 폐지되었다.

이렇게 주택경기 상황 및 정부정책 기조에 따라 분양가 상한제는 시행과 폐지를 거듭해 왔는데, 이러한 분양가 자율화 또는 상한제 실시에 대한 논란의 관건은 신규주택 분양가격과 재고주택 매매가격 사이의 관계라고 할 수 있다. 예를 들어 많은 무주택 소비자와 시민단체들은 분양가 자율화를 통해 상승한 분양가격이 재고주택 가격을 견인하면서 주택 가격이 전반적으로 상승하는 것을 우려한다. 따라서 이들은 분양가격을 공개하도록 하여 분양가 상한제를 시행하여 재고주택가격을 안정시키는 효과가 있다고 믿는 경향이 있다. 실제로 2015년 4월 분양가 상한제 폐지 이후 분양가격과 재고주택가격이 큰 폭으로 동반상승한 것을 보면 이러한 우려가 전혀 근거 없는 것이 아님을 알 수 있다.

반면 건설업계나 일부 학계들은 건해에 따르면 분양가격은 기본적으로 주변시세를 반영하여 결정되므로 분양가격이 재고주택가격을 견인하는 것이 아니라 반대로 재고주택가격이 분양가격에 영향을 준다고 본다. 따라서 분양가 자율화 또는 상한제 실시는 재고주택가격


2) 분양가 상한제 폐지 직전 2015년 3월에서 폐지 이후 2016년 3월까지의 1년 사이에 서울지역 아파트의 평당(3.3㎡) 분양가격은 무려 25.7% 상승하였으며(전국 기준 6.8% 상승), 같은 기간(2015년 1분기-2016년 1분기) 동안 서울지역 재고아파트의 매매가격은 6.2% 상승하였다(전국 기준 4.3% 상승)
격에 별다른 영향을 주지 않으며, 오히려 상한체 실시가 장기적으로 주택공급 위축을 통해 재고주택가격을 상승시킬 수 있다고 경고한다. 이와 같이 분양가격과 재고주택가격의 관계를 어떻게 보느냐에 따라 분양가 저축화 또는 상한체 실시의 효과와 정책적 함의가 크게 달라질 수 있다.

본고의 목적은 분양가 상한제의 실시 또는 폐지가 재고주택가격에 미치는 영향을 실증적으로 추정하는 것이다. 이는 어태까지 주로 이론적 논의에 그쳤던 분양가 상한제 효과에 대한 논란을 실증적으로 검증하는 계기가 된다는 점에서 중요한 의미를 가진다. 아울러 동 실증적 결과는 향후 분양가 상한제 제도임 여부는 물론 적응 범위 및 구체적 시행 방법에 대해서도 유용한 정책적 시사점을 제공할 수 있다.

본고의 분석은 다음과 같이 구성된다. I장에서는 분양가 저축화 또는 상한제 실시의 효과에 관한 이론적·실증적 선행연구를 검토한다. II장에서는 분양가 상한제의 효과가 파급되는 경로인 분양가격-재고주택가격 간의 관계를 시차상관계수, 인과관계 검정, 벡터 자가회귀모형의 총격반응 등 거시시계열 분석을 통해 살펴본다. 다음으로 III장에서는 재고주택가격 결정요인에 관한 이론모형을 기초로 추정대상 실증모형을 도출하고, 서울시의 동 단위 해당자료에 이중차분법을 적용하여 분양가 상한제 실시 또는 폐지의 재고주택가격에 대한 영향을 직접 추정한다. 마지막으로 IV장에서는 분석결과를 정리·요약하고 정책적 시사점에 대해 논의한다.

II. 관련 선행연구 검토


먼저 일반적인 대체제 간의 교차수요(cross demand) 효과이다. 즉, 분양가 상한제 폐지 등으로 신규주택의 분양가격이 상승하면 상대적으로 가격이 저렴한 재고주택에 대한 수요가 증가하면서 재고주택의 가격이 상승하는 것이다. 다음으로 상한제 폐지에 따른 분양가 인상은 주택수요자들에 의해 향후 주택가격 상승의 신호(signal)로서 인식될 수 있으며, 그

한편 분양가 자유화 또는 상한제 실시에 따른 분양가격의 변화가 재고주택가격에 주는 영향을 신중적으로 살펴본 연구들은 크게 두 가지 유형으로 분류할 수 있다. 전자는 분양가 규제에 보다는 분양가격이 하락을 주어진 것으로 보고, 주로 분양가격과 재고주택가격 간의 상관 또는 인과관계의 존재여부 및 방향을 분석한 연구들이다. 후자는 분양가 상한제의 효과를 보다 직접적으로 살펴보기 위해 분양가 자유화 또는 상한제 실시 기간을 기준으로 표본기간을 나누어 주택공급량의 변화를 비교하거나 신규주택과 재고주택 사이의 매매 또는 전세가격의 관계 변화를 살펴본 연구들이다.


미래에서도 연급한대로 분양가 자유화에 따른 분양가격 상승이 실제로 재고주택가격을 견인하는지 분양가 상한제 시행 여부에 대한 논란의 주요 쟁점이었다. 이에 따라 전자의 유형 중 상당수 연구들은 직접적으로 분양가 자유화 또는 상한제의 효과를 보기 보다는
분양가와 재고주택가격 간의 상호 인과관계를 검증하는데 주력하였다. 예를 들어 윤승봉 외(2004)가 서울을 강남과 강북으로 나누어 각각 분양가격과 재고주택가격 간의 그랜저 인
과관계 검정(Granger causality test)을 실시한 결과, 강남지역에서만 재고주택가격→분양가
격으로의 일방향 인과관계를 지지하는 결과를 얻었으며 강북에서는 두 변수 간에 별다른
인과관계가 없는 것으로 나타났다. 이와 상반되게 권지혜(2005), 임덕호·박신구(2010)은
각각 서울과 전국 데이터를 대상으로 분양가격과 재고주택가격 간의 그랜저 인과관계 검
정을 시행하였는데, 그 결과 분양가격→재고주택가격 방향으로의 일방향 인과관계가 유의
하다는 결과를 얻었다. 한편 Ooi and Le(2012)가 성가포르의 시계열자료에 벡터자기회귀모
형을 적용한 결과, 분양가격과 재고주택가격 간에 양방향으로 양(+)'의 관계가 성립하는 것
으로 나타났다3). 또한 서울의 자치구 단위 배달자료를 이용하여 분양가격과 재고주택가격
의 상호 가격반응함수를 추정한 박은숙·최덕준(2015) 역시 재고주택가격과 분양가격 간
에 양방향으로 양의 관계가 성립하는 결과를 얻은 바 있다. 이러한 선행연구 결과를 정리
하면 분양가격과 재고주택가격 간에 양의 상관관계가 성립하는 것은 대체로 공통적이거나
인과관계의 방향에 대해서는 뚜렷한 합의가 없다고 할 수 있다.

매우 드물지만 분양가 자율화 또는 상한제 실시의 직접적 효과를 살펴본 후자의 유형으
로는 손재영·이준용(2009), 김성욱·김지현(2010)을 예로 들 수 있다. 먼저 손재영·이준
용(2009)은 분양가 자율화가 신규주택의 질(quality)에 미치는 영향을 살펴보기 위해 1995
년부터 2008년까지의 수도권 아파트 시계자료를 이용하여 분양가 자율화 이후 새로 분양
된 아파트(2000년 이후 입주한 아파트)의 신규임주 직후 매매 및 전세가격을 인근 지역의
유사한 재고아파트의 가격과 비교하였다. 그 결과, 재고주택 대비 신규임주 주택의 프리미
엄이 분양가 자율화 이전보다 이후 분양된 아파트들에서 훨씬 더 크게 나타났고, 시간이
지나도 프리미엄의 크기가 줄어들지 않았다. 손재영·이준용(2009)은 이를 분양가 자율화
이후 지어진 아파트들이 그 이전에 지어진 아파트들에 비해 점차적으로 낙하하였음을 보여
주는 증거로 해석하였다. 한편, 신규임주 주택의 프리미엄이 장기적으로 지속되는 것은 분
양가 자율화 이후 지어진 아파트들이 기존 재고아파트들과 차별화된 시장을 형성하고 있
음을 의미하며, 따라서 분양가 자율화에 따른 분양가격 상승이 재고아파트 가격을 견인한

3) Ooi and Le(2012)에서 한 가지 더 주목할 결과는 이론적 예측과 달리 분양공급의 증가가 재고주택가격
에 양(+)'의 영향을 주는 것으로 나타났다는 점이다. Ooi and Le(2012)는 이를 전염 또는 공표 효과가
교차효과 효과를 높이기 때문에 발생하는 것으로 해석하였다.
다는 일부 주장은 근거가 빠르다고 보았다.


상기한 두 연구는 분양가 상한제의 직접적 효과를 다룬 것임에도 불구하고 주된 관심이 분양가 규제의 주택품질 또는 신규 분양공급에 대한 영향을 살펴보는 것이므로, 상한제의 재고주택가격에 대한 효과를 본론대상으로 하는 본고와는 목적으로 차이가 있다.

상기한 두 가지 유형의 실증 실험연구를 바탕으로 본고는 우리나라 주택시장에서 분양가 상한제의 시행 또는 폐지가 재고주택가격에 미치는 영향을 실증적으로 검토하고자 한다. 먼저 다음 III장에서는 기존 실험연구 중 전자의 유형과 같이 분양가격 및 재고주택가격 시계열 자료를 이용하여 두 가격 사이의 상관 또는 인과관계의 존재여부 및 방향을 규명한다. 다음으로 IV장에서는 기존 실험연구 중 후자의 유형과 같이 분양가 상한제 실시 또는 폐지의 직접적 효과를 추정한다.

III. 분양가와 재고주택가격의 관계: 시계열 분석

미리말과 이전 장에서 언급한대로 분양가 자율화 또는 상한제의 효과와 정책적 함의는 분양가격-재고주택가격 간의 상관 또는 인과관계의 존재여부 및 방향에 따라 크게 달라질 수 있다. 따라서 본 장에서는 앞에서 개관한 기존 실험연구 가운데 첫 번째 유형과 유사한 방법을 통한 실증연구 기반, 즉, 재고주택가격 간의 일반적인 관계를 살펴보고자 한다.

<그림 1>과 <그림 2>는 2004년 1분기에서 2016년 2분기까지 전국과 서울지역의 아파트

론.
평당 분양가격 및 매매가격의 추이를 보여준다. 자료는 매매가격의 경우 한국감정원 전국 주택가격동향조사의 신 기준에 따른 주택유형별 매매가격지수(아파트)이며, 평당(3.3㎡) 분양가격의 경우 민간 부동산업체(부동산 114)에서 제공하는 지역별 아파트(임대 제외) 평당 분양가격을 이용하였다. 한편 서울지역 평당 분양가격의 경우 분양공급이 없었던 시점(총 9개월)의 분양가격은 보간법(interpolation)을 통해 복원하였다.

주1: 실선과 점선은 각각 평당(3.3㎡) 분양가격(좌축)과 주택매매가격지수(우축)의 전년동기대비 증감율임.
주2: 평당 분양가격의 경우 평활화(smoothing)을 위해 3분기 중심화 이동평균을 실시한 결과임.

<그림 1> 분양가격과 재고주택가격(전국)  <그림 2> 분양가격과 재고주택가격(서울)

추이를 살펴보면 분양가격의 변동성이 재고주택가격의 변동성을 크게 상회하는 가운데 대체적으로는 두 가격이 같은 방향으로 나란히 변동하는 경향을 보이나, 기간에 따라서는 서로 상반된 방향으로 움직이는 모습도 보인다. 한편 분양가 상한제가 시행된 기간(2007.9월~2015.3월)과 그 전후를 비교하면, 전국과 서울 모두에서 분양가 상한제 시행 이후 분양가격과 재고주택가격이 동반 하락하였다가 최근 상한제 폐지 이후 빠르게 회복하고 있음

4) 분양가격의 계절성(seasonality)을 감안하여 분양가격 수준이 아닌 전년동기대비 증가율을 보간한 후 이를 기초로 분양가격 수준을 편안하였으며, 보간 방법으로서 선형함수에 기초한 등차한수법을 이용하였다. 한편 서울과 같이 차지구 및 동변료 분양가격 격차가 큰 경우에는 해당 시점에 신규분양이 어느 지역에서 발생하는지에 따라 시장상황 또는 정책변화와 관계없이 평균 분양가격이 크게 변동할 수 있으며, 따라서 분양이 발생하지 않은 기간에 대해 인위적으로 자료를 보간하는 것과 이렇게 구한 자료를 이용하여 분양가격-재고주택가격 간 관계를 분석하는 것은 적절하지 않은 응용의 심사자에서 지적하였다. 이에 이후 상반 및 연관관계 분석과 VAR 추정 시에는 전국 단위 데이터만을 대상으로 하는 분석을 수행하였다. 중요한 문제를 제기해 주신 응용의 심사자께 감사드립니다.
을 알 수 있다. 가격 변화폭과 변동성은 전국보다 서울지역에서 더욱 크게 나타난다.
그러나 분양가 상한제 시행 기간의 대부분이 글로벌 금융위기의 발발 및 회복과정과 겹치기 때문에, 이러한 가격 변화가 분양가 상한제에 기인한 것인지에 대해 판단할 수 없다. 최근 상한제 폐지 이후의 분양가격과 재고주택가격의 상승 역시 추세적 변화로 보기에는 아직 기간이 짧고, LTV・DTI 완화 및 저금리 기조와도 맞물려 있어 이를 분양가상한제 폐지의 효과라고 속단하기 힘들다. 이에 이후 분석에서는 서울지역의 동별 패널자료에 이중차분법을 적용함으로써 기시경제 또는 금융상황의 변화를 통제한(control) 상황에서 분양가 상한제의 효과를 분리하여 식별(identify)하고자 노력하였다.

### 표 1. 분양가격과 재고주택가격의 관계
(시차상관관계수)

<table>
<thead>
<tr>
<th>시차(i(분기))</th>
<th>상관계수</th>
<th>시차(i(분기))</th>
<th>상관계수</th>
</tr>
</thead>
<tbody>
<tr>
<td>0</td>
<td>0.37**</td>
<td>0</td>
<td>0.37**</td>
</tr>
<tr>
<td>-1</td>
<td>0.39***</td>
<td>1</td>
<td>0.15</td>
</tr>
<tr>
<td>-2</td>
<td>0.36**</td>
<td>2</td>
<td>0.11</td>
</tr>
<tr>
<td>-3</td>
<td>0.29**</td>
<td>3</td>
<td>0.15</td>
</tr>
<tr>
<td>-4</td>
<td>0.16</td>
<td>4</td>
<td>0.11</td>
</tr>
<tr>
<td>-5</td>
<td>0.18</td>
<td>5</td>
<td>0.20</td>
</tr>
<tr>
<td>-6</td>
<td>0.26*</td>
<td>6</td>
<td>0.14</td>
</tr>
</tbody>
</table>

주: * , **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 상관계수가 통계적으로 유의함을 의미

### 표 2. 분양가격과 재고주택가격의 관계
(그러나 인과관계 검정)

<table>
<thead>
<tr>
<th>시차(i(분기))</th>
<th>인과관계 방향</th>
</tr>
</thead>
<tbody>
<tr>
<td></td>
<td>분양가격 → 재고주택가격</td>
</tr>
<tr>
<td>1</td>
<td>0.65</td>
</tr>
<tr>
<td>2</td>
<td>0.42</td>
</tr>
<tr>
<td>3</td>
<td>0.36</td>
</tr>
<tr>
<td>4</td>
<td>0.36</td>
</tr>
</tbody>
</table>

주: 통계적 인과관계 검정의 p값을 의미하며, *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 인과관계가 통계적으로 유의함을 의미.

다음으로 분양가격-재고주택가격 간의 상관 또는 인과관계의 존재여부 및 방향을 살펴보기 위해 시차상관관계수 분석과 그랜저 인과관계 분석을 수행하였다. 분석 대상은 전국의 아파트 분양가격과 재고주택 매매가격으로서 대상기간은 2004년 1분기~2016년 2분기이다. 한편 지면 관계상 결과를 제시하지 않았으나 분양가격과 재고주택 매매가격에 대한 단위근 및 공적분 검정 결과, 두 예열 모두 단위근(unit root)이 존재하는 불안정한(non-
분양가 상한제의 재고주탁가격에 대한 영향 53

stationary) 시계열이며, 이들 간에는 유의한 공직분(co-integration) 관계가 존재하지 않는 것으로 나타났다. 따라서 이후 분석에서는 시계열 안정화 및 계절조정을 위해 각 계열의 전년동분기 대비 증가율을 분석대상으로 하였다.

<표 1>은 분양가격과 재고주탁 매매가격 간의 시차상관계수를 보여준다. 전 시차에 걸쳐 양자 간에는 양(+)의 상관관계가 존재하며, 근접한 시차에서는 매수의 통계적 유의성이 매우 높음을 알 수 있다. 특히 주목할 것은 변수 간의 선행/후행 관계인데, 1분기 전 분양가격과 현재 재고주탁가격 간의 상관계수가 0.39로서 계수의 절대값이 전 시차에 걸쳐 가장 높지만, 통계적 유의성도 가장 높다(1% 유의수준에서 통계적으로 유의함). 오전대 분양가격과 재고주탁가격 간에는 유의한 양(+)의 상관관계가 존재하며, 분양가격이 재고주탁가격에 다소 선행하여 움직이는 경향이 관찰된다.

이렇게 분양가격이 재고주탁가격에 선행하여 움직이는 경향은 분양가격→재고주탁가격 방향으로의 인과관계가 존재할 가능성을 제기한다. <표 2>는 분양가격과 재고주탁가격 간 그랜저 인과관계 검정(Granger causality test)을 수행한 결과를 보여준다. 주지다시피 그랜저 인과관계는 변수 간의 통계적 선후관계만을 나타낼 뿐, 이론적인 인과관계를 의미하는 것은 아니므로 제3의 누락요인(omitted variable)에 의한 허구적(spurious) 회귀결과를 방지하기 위해서는 종속변수에 영향을 줄 수 있는 다양한 요인들을 통제할 필요가 있다. 이에 따라 주택가격에 영향을 줄 수 있는 수요측 변수로서 예금은행의 가계에 대한 주택담보대출 이자율(가중평균, 신규취급액 기준)과 국내총생산(GDP) 증가율, 공급측 변수로서 건설기술팀이원의 건설공사비지수(주거용 건물) 증가율을 검정식의 통계 선정변수로 추가하였다.

검정 결과, <표 2>에서 보듯이 분양가격과 재고주탁가격 간에 통계적으로 유의한 인과관계는 관찰되지 않았다. 다만, 분양가격→재고주탁가격 방향의 경우가 반대 방향에 비해 p값이 다소 낮은 수준으로 나타나 통계적 유의성 측면에서 관계의 강도가 비교적 우월한 (dominant) 것으로 판단된다.

<그림 3>은 분양가격과 재고주탁가격의 상호 반응을 보다 구체적으로 살펴보기 위해 2변수 벡터자기회귀(VAR: Vector Auto-Regressive) 모형을 추정한 후 충격반응분석을 시행한 결과이다. VAR모형의 최적시차는 분기자료임을 감안하여 최대 4분기 내에서 SIC (Schwarz Information Criteria)를 최소화하는 시차로 설정하였으며, 변수 순서와 관계없이 강건한(robust) 결과를 얻기 위해 Pesaran and Shin(1998)의 일반화충격반응(generalized impulse response) 값을 추정하였다9).
주: 가로축은 충격이 발생한 이후 경과된 시간(분기)을 나타내며, 점선은 95% 신뢰구간을 의미.

생각 3> 분양가격과 재고주택가격의 관계(표준편차 +1단위 충격에 대한 반응)

그림에서 보듯이 분양가격과 재고주택가격은 공통적으로 상대변수의 충격에 대해 양의 방향으로 반응하며, 충격이 발생한 당기의 반응은 모든 경우에 통계적으로 유의하게 나타난다. 여기서 주목할 것은 분양가격 충격에 대한 재고주택가격의 반응이 재고주택가격 충격에 대한 분양가격의 반응보다 그 지속성이 훨씬 크다는 점이다. <그림 3>의 좌측 패널을 보면 분양가격 충격에 대해 재고주택가격이 충격 발생 당기와 2분기 후에 가장 높은 반응하는 양상의 낙타형 형태(hump-shaped)를 보이고 있다.

5) 내생변수 벡터 \( Y_t = [\text{inshp}_t, \text{nshp}_t]' \)\( \text{inshp}_t \)와 \( \text{nshp}_t \)는 각각 기존 재고아파트 가격 및 분양가격의 전년동 분기 대비 증가율에 대해 다음과 같은 2변수 VAR 모형을 추정하였다.

\[ Y_t = c + \sum_{i=1}^{p} \Phi_i Y_{t-i} + \epsilon_t \sim \text{i.i.d. } N(O, \Omega) \]

여기서 \( \Phi_i \)는 2x2의 계수행렬이며, \( \epsilon_t \)는 다항정규분포를 따르는 오차항 벡터로써 \( \Omega \)은 2x2의 공분산행렬이다. 최대 4분기(1년) 내에서 SIC을 최소화하는 최적지사 \( p \)는 2분기로 결정되었다.

6) 이와 같이 분양가격 충격에 대한 재고주택가격 반응의 지속성이 매우 두드러지게 나타난 것은 앞서 <표 1>과 <표 2>의 결과가 서로 상충된 힌장을 설명할 수 있는 실험을 제공한다. 즉, <표 1>의 상관관계분석에 따르면 분양가격과 재고주택가격에 대한 선형성이 두드러지게 나타났음에도 불구하고, <표 2>의 인과관계 검정 결과에서는 분양가격→재고주택가격 방향으로의 유의한 인과관계가 발견되지 않았다.

이는 다음과 같이 설명할 수 있다. 그렇게 인과관계의 정의에 따르면 어떤 변수의 현재값이 그 자신의 과거값이 주어진 상황에서 다른 변수의 과거값에 의해 추가적으로 설명될 경우, 두 변수 간에 인과관계가 존재한다고 본다. 그런데 <그림 3>에서와 같이 분양가격 충격의 재고주택가격에 대한 영향이 매우 지속적이라면, 특정 시점에서 재고주택가격 반응의 대부분은 그 자신의 과거값에 의해 설명될 것이
이는 일반적으로 분양가격에 비해 변동성이 작고 지속성이 높은 재고주택가격 자체의 시계일적 특성에 따른 것이지만, 다른 학문으로는 앞서 상관계수분석에서 나타난 분양가격의 선형성이 시사하듯이 분양가격 총격이 재고주택가격에 시차를 두고 서서히 영향을 미치는 특징에도 일부 기인한 것으로 보인다. 총격반응분석 결과를 정리하면, 분양가격과 재고주택가격은 공통적으로 상대변수의 총격에 대해 같은 방향으로 반응하되, 특히 분양가격 총격에 대한 재고주택가격의 반응이 반대 방향의 반응보다 훨씬 더 지속적인 것으로 나타났다.

IV. 분양가 상한제의 재고주택가격에 대한 효과: 패널 분석

1. 이론적 모형


\[ P_t = \frac{R_t}{1 + r_t} + \frac{P_{t+1}^e}{1 + r_t} \tag{1} \]

의기의 경제주체는 \( t \)기에 주택을 구매하여 \( t+1 \)기에 주택을 처분한다고 가정한다. 이 때 \( P_t \)는 \( t \)기에 재고주택의 매매가격, \( R_t \)은 \( t \)기에 발생한 임대소득, \( r_t \)는 기타 자산의 시장수익률에 주택투자에 대한 유동성 또는 리스크 프리미엄을 대비한 주택투자의 자본비용, 즉 할인율이며 \( P_{t+1}^e \)은 \( t \)기 시점에서 예상한 \( t+1 \)기 초의 재고주택가격을 나타낸다.

위 식의 양변에 \((1 + r_t)/P_t\)을 곱한 후 1을 빼면 다음과 같은 자산시장 균형조건으로 변형된다.

\[ \text{므로, 실사 분양가격→재고주택가격 방향으로의 동태적 관계가 실제로 존재할지라도 그로서 인과 관계 검정 결과는 통계적으로 유의하지 않을 수 있다.} \]
\[ r_t = \frac{R_t}{P_t} + \frac{P_{t+1} - P_t}{P_t} = \frac{R_t}{P_t} + \pi_{t+1} \quad (2) \]

이 식에서 \( \pi_{t+1} = (P_{t+1} - P_t)/P_t \)은 \( t \)기 시점에서 예상한 \( t+1 \)기 초의 자본이득 또는 손실이다. 따라서 위 식은 주택으로부터의 임대수익률 \( (R_t/P_t) \)과 주택구입 시 기대되는 자본 이득 또는 손실(\( \pi_{t+1} \))의 합계가 기타 자산의 시장수익률에 주택투자 유동성 또는 리스크 프리미엄을 다항 할인율 \( (r_t) \)과 같이지는 점에서 자산시장의 균형이 성립됨을 의미한다.

위 식을 \( P_t \)에 대해 정리하면 다음과 같은 제고주택가격 결정식을 도출할 수 있다. 단, 논의의 단순화를 위해 시간을 나타내는 하모자를 제거하였다.

\[ P = \frac{R}{r^m + a - \pi^c} \quad (3) \]

이 식에서 \( r = r^m + a \)로서 \( r^m \)은 주택 이외 자산의 시장수익률이며 \( a \)는 주택투자에 대한 유동성 또는 리스크 프리미엄을 나타낸다. 위 식을 통해 제고주택가격은 주택으로부터 발생하는 임대수익이 클수록, 기타 자산의 시장수익률이나 주택투자 유동성 또는 리스크 프리미엄이 작수록, 그리고 주택으로부터 기대되는 자본이득이 클수록 높아짐을 알 수 있다. 즉, 제고주택가격을 \( P(R, r^m, a, \pi^c) \)와 같은 함수로 나타낼 수 있으며, 이 때 \( P_R > 0, P_{r^m} < 0, P_a < 0, P_{\pi^c} > 0 \)가 성립함을 알 수 있다.

2. 실증모형 설정 및 자료

이후 본서에서는 서울시의 동 단위 폐널자료에 이중차법(difference-in-differences method)을 적용하여 분양가 상한제 실시 또는 폐지의 제고주택가격에 대한 효과를 추정하고자 한다. 단일 시계열 데이터만을 이용하여 정책 시행 전후 관심대상 변수의 변화를 통해 정책효과를 추정하면, 거지보고상황 등 정책시행과 무관한 변화의 효과를 충분히 통제할 수 없으므로 추정된 정책효과가 왜곡된다. 한편 특정 시점의 타당한 데이터만을 이용하여 정책의 시행대상인 표본그룹(실험군: treatment group)과 그렇지 않은 표본그룹(대조군: control group)의 차이를 통해 정책이 유발한 가격 변화를 추정한다.
control group)를 단순 비교하여 정책효과를 추정하면, 관측되지 않는 그룹 간 특정 차이를 감안할 수 없어 역시 왜곡된 결과를 얻을 수밖에 없다.

이에 반해 이중차분법은 정책 시행 전후 관심대상 변수의 변화분(differences)의 실험군-대조군 간 차이(difference)를 통해 정책효과를 추정하는 방법이다. 이중차분법은 정책 시행 전후 관심대상 변수의 변화분, 즉 차분값을 서로 비교하는 것이므로 차분과정에서 그룹 특수적 특성(group-specific characteristics)의 효과가 제거되는데 있어 단순 횡단면비교 시 발생하는 왜곡을 줄일 수 있다. 또한 실험군의 관심대상 변수의 변화분에서 대조군의 해당 변수 변화분을 차감해 주는 과정에서 거시결제상황 등 정책시행과 무관한 변수의 시간에 따른 변화(time-specific effect)를 통제할 수 있어 단순 시계열변식 시 발생하는 왜곡 또한 줄일 수 있다.

본고의 목적은 분양가 상한제의 실시 또는 폐지가 특정 지역의 재고주택가격에 어떤 방향으로 영향을 미치는지를 살펴보는 것이다. 따라서 이중차분법을 적용할 경우, 분양가 상한제의 시행(2007년 3분기) 또는 폐지(2015년 2분기) 시점을 기준으로 정책시행 전후를 구분하면 된다. 단순 표본 가운데 어느 지역을 실험군 또는 대조군으로 분류할지는 해당 지역(이후 본문에서는 서울시의 각 동)이 분양가 상한제 실시 또는 폐지의 적용대상인지에 따라 결정되는데, 본 분석에서는 특정 시점에 어떤 동에 신규분양가격이 존재할 경우 해당 동을 실험군으로, 그렇지 않으면 대조군으로 분류하고자 한다. 다만, 분양가 상한제 시행 또는 폐지의 효과가 없거나 미미할 것으로 예상되는 공공 분양 또는 공공택지 분양을 실험군에서 최대한 배제하기 위해 신규분양 중에서도 재건축 또는 재개발 분양이 존재하는 동만을 실험군으로 간주하였다.

7) 예컨대 <그림 1>과 <그림 2>에서 보듯이 분양가 상한제 실시 기간이 글로벌 금융위기 기간과 거의 겹치므로 동양적인 시계열변식을 통해서는 다양한 금융위기의 효과를 충분히 통제하지 않는 한 분양가 상한제의 정책효과만을 따로 식별하기 쉽지 않다. 그러나 정책대상 여부에 따라 실험군과 대조군을 나누고 이중차분법을 통해 정책 시행 전후 두 그룹의 관심변수 변화분을 차감하면, 금융위기가 같은 거시경제적 변화가 실험군과 대조군에 동등으로 미친 영향이 서로 상쇄되면서 동양적인 시계열변식에서와 같이 많은 통제변수를 추가하지 않고도 정책효과를 비교적 정확하게 식별할 수 있다.

8) 이러한 분류 역시 다소 엄밀하지 못한 면이 있다. 예컨대 2015년 4월부터 분양가 상한제의 적용대상이 공공택지에 확대되는 공공 및 민영아파트에 축소되었다. 이는 단일 신규분양이 발생한 동을 모두 실험군으로 분류할 경우 일부 공공택지 분양 지역까지 상한제 폐지의 적용을 받는 그룹(실험군)으로 잘못 분류될 수 있기 때문이다. 그러나 공공택지가 최소한 서울시의 경우 은평,용마,등 극소수 지역을 제외하면 공공택지 내 재건축 또는 재개발 분양이 미미하기 때문에 이러한 분류방법은 추정 결과에 별다른 영향을 주지 않을 것으로 판단된다. 한편, 강남구 자국, 세곡,을현 지구, 서초구 내곡, 우면 지구, 강
이후 분석에서는 식 (3)을 실증모형으로 변환한 다음과 같은 패널 선형회귀식을 추정하게 된다.

\[ p_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 D_{i,t}^c + \beta_2 D_{i,t}^m + \beta_3 (D_{i,t}^c \times D_{i,t}^m) + \beta_4 r_{i,t} + \beta_5 r_{t} + \beta_6 a_i + u_i + v_t + \epsilon_{i,t} \]  

(4)

여기서 \( p_{i,t} \) 는 \( i \) 동의 \( t \) 분기 재고주택가격, \( r_{i,t} \) 는 \( i \) 동의 \( t \) 분기 임대수익, \( r_{t} \) 는 \( t \) 분기에 주택 이외 자산의 시장가치, \( a_i \) 는 \( i \) 동의 주택주택가격에 대한 유동성 또는 리스크 프리미엄을 나타낸다. 단, 식 (3)의 양변을 일반물가로 나누어 실질화한 결과 \( p_{i,t} \)와 \( r_{i,t} \)는 명목 기준이 아닌 실질 기준의 재고주택가격 및 임대수익임에 유의하기 바란다. 오차항의 구성성분 가운데 \( v_t \)는 모든 동에 대해 공통적인 시간 특수적 효과를 나타내는 항이며, \( u_i \)는 시간에 따라 일정한 동별 이질성을 반영하는 패널계체 특수적 오차항이다.

한편 \( D_{i,t}^c \)와 \( D_{i,t}^m \)은 이중조합법의 핵심 설명변수인데, 전자는 분양가 상한계 시행 이전과 이후를 구분하는 미체변수(상한계 시행 시 1, 아니면 0)이고 후자는 \( i \) 동이 \( t \) 분기에 분양가 상한계 적용을 받는지(실험군) 그렇지 않은지(대조군)를 구분하는 미체변수이다. 본 분석에서의 앞서 정의한대로 \( t \) 분기에 \( i \) 동에서 재건축 또는 재개발 분양물량이 존재할 경우 \( D_{i,t}^m = 1 \)이고 그렇지 않은 경우 \( D_{i,t}^m = 0 \)이다. 따라서 \( D_{i,t}^c \)와 \( D_{i,t}^m \)의 상호작용항 (interaction term) \( D_{i,t}^c \times D_{i,t}^m \)의 계수 \( \beta_3 \)는 분양가 상한계 시행 전후, 상한계 적용을 받는 실험군 지역의 재고주택가격이 적용을 받지 않는 대조군 지역에 비해 평균적으로 얼마나 더 상승 또는 하락하였는지를 나타내는 값으로서 우리의 주요 관심대상계수가 된다. 또한 \( D_{i,t}^c \) 및 \( D_{i,t}^m \)의 양자의 상호작용항은 분양가 상한계에 교차수요 효과를 통해 현재 재고주

동구 고덕·장일 지구, 구로구 천혈·항등 지구, 송파구 오금지구 등 과거 보금자리주택지구(현 공공주택지구)의 경우 상한계 적용여부와 관계없이 분양가가 정책적으로 결정된 측면이 있으므로, 이를 표본에 대조군으로 포함할 경우 경제효과 추정에 큰 해로움을 야기할 가능성이 있다. 이에 따라 표본 분류방법 및 표본유위에 따른 분석 결과의 견고성을 검증하기 위해 운행타율을 포함한 운행구와 과거 보금자리주택지구를 제외한 하위표본에 대해 식 (4)의 추정한 결과, 서울시 전체 표본에 대한 결과인 <표 3>과 개수의 부호 및 통계적 유의성 측면에서 거의 유사한 결과를 얻었다(추정 결과는 지면자료상 제시하지 않았음). 따라서 실험군/대조군의 표본 분류방법 및 보금자리주택지구의 포함여부와 관계없이 본고의 분석 결과는 대체로 장려하다고 평가할 수 있다.
택가격에 직접적으로 미치는 영향뿐 아니라 공표효과 등으로 인한 미래 제고주택가격에 대한 기대 변화를 통해 현재 제고주택가격에 간접적으로 미치는 영향까지 포함할 수 있다. 따라서 식 (4)의 \( D_t^c \) 및 \( D_t^n \) 와 양자의 상호작용항은 식 (3)의 \( \pi_t \), 즉 주택보유의 기대자본이득 또는 손실 효과 중 일부를 포착한다고 볼 수 있다.

식 (4)의 실증모형 추정 시 사용한 자료는 2005년 1분기에서 2016년 3분기까지의 분기 자료이며 구체적인 내역은 다음과 같다. 먼저 종속변수인 실질 제고주택가격 \( p_{t, r} \)는 서울시 총 257개 동의 아파트 단위면적당 평균 매매가격(실거래가 기준, 부동산 114 제공)을 서울지역의 소비자물가지수로 나누어 실질화한 값을 사용하였다. 이중소분별의 핵심 설명변수 중 \( D_t^c \)는 분양가 상한제 시행 기간, 즉 2007년 3분기에서 2015년 1분기까지는 1, 그 외의 기간에는 0의 값을 가지는 더미변수이다. 실형금과 대조군을 구분하는 더미변수 \( D_t^n \)는 앞서 언급한대로 재건축 또는 재개발 분양물량이 존재한 경우 1, 그렇지 않으면 0의 값을 가진다. \( D_t^c \times D_t^n \)는 \( D_t^c \)와 \( D_t^n \)의 상호작용항이다.

통제 설명변수 가운데 실질 임대수익 \( r_{t, r} \)의 대용변수(proxy)로 동별 아파트 단위면적당 평균 월세가격을 서울지역의 소비자물가지수로 나누어 실질화한 값을 사용하였는데, 월세 데이터의 경우 구득 가능한 가장 세분화된 자료가 자치구 단위의 자료인 관계로 실체 추정에는 동별 전체가격에 전월세 전환율을 곱하여 계산한 값을 사용하였다. 주택 이외 자산의 시장가치를 나타내는 \( r_t^n \)의 대용변수로는 3년 만기 회사채 유통가치률(장외, AA- 등급)을 사용하였다. 주택투자에 대한 유동성 또는 리스크 프리미엄을 나타내는 \( a_r \)는 예금은행의 가계에 대한 주택담보대출 이자율(가중평균, 신규취급액 기준)에서 3년 만기 국고채 유통가치률을 차감하여 구하였다. 시간에 따른 공통효과 \( \nu_t \)를 포착하기 위해 모든 추정

9) 유명의 심사자에게 제공한 대로 정책의 가격효과 분석을 위해서는 원칙적으로 동일하거나 포집이 유사한 주택의 시간에 따른 가격변화, 즉 가격지수의 변화를 분석대상으로 해야 한다. 그러나 유일하게 가용한 한국감정원 실거래가격지수의 경우 표본기간이 2006년 이후로 비교적 짧고 가장 세분화된 분류수준이 자치구별로 되어 있어 이중소분별의 유의미한 적응이 불가하였으며 보고에서는 미간업계가 제공하는 평균 매매가격을 사용하였다. 다만, 본고에서 사용한 매매가격과 실거래가격지수 간의 상관관계를 자치구별로 구한 결과, 평균 0.82에 이르는 등 두 지표 간에는 매우 밀접한 양의 상관관계가 존재함을 확인하였다. 중요한 논점을 제기한 유명의 심사자에게 감사드린다.

10) 전월세 전환율 역시 구득 가능한 가장 세분화된 자료가 자치구 단위 자료이므로, 동별 아파트 단위면적당 평균 전세가격에 해당 동이 속한 자치구의 전월세 전환율을 곱하여 동별 월세가격을 구하였다. 평균 전세가격과 전월세 전환율은 모두 부동산 114에서 제공한 자료를 사용하였다.
모형에 분기별 시간 틀리지를 설명변수로 추가하였다.

한편 앞서 언급한대로 모형의 종속변수인 재고주택 매매가격의 수준변수가 불안정한 계열일 뿐만 아니라, 그밖에 설명변수인 월세가격을 구하기 위해 사용한 전세가격과 시장수익률을 대표하는 회사채 수익률 등에도 단위근이 존재하는 것으로 나타났다. 따라서 식 (4)의 추정 시 허구적 회귀(spurious regression)의 문제를 방지하기 위해 해당 변수의 증감률, 즉 로그차분(재고주택가격과 월세가격의 경우)한 값이나 변수의 증감분, 즉 차분(회사채 수익률의 경우)한 값을 사용하였다. 단, 주택투자에 대한 유통성 또는 리스크 프리미엄을 나타내는 변수 $a_t$의 경우 그 자체가 두 급리의 차(가계 주택담보대출 이자율-3년 만기 국고채 수익률)로 표현되므로 추가로 차분하지 않고 수준변수를 그대로 사용하였다. 또한 잠재적인 동기간 내생성(contemporaneous endogeneity) 문제를 고려하여 식 (4)의 추정 시 주요 통계변수($r_{t,j}, r^n_{t,j}, a_j$)의 당기가 아닌 전기 값을 설명변수로 사용하였다. 아울러 종속
변수인 실질 재고주택가격 증가율과 통계변수인 실질 월세가격 증가율 등 잠재적으로 제
절성이 존재하는 시계열에 대해서는 X-12-ARIMA를 통해 계절변동조정을 실시하였다.

3. 추정 결과

이제 서울시장 동별 폐널자료를 이용하여 식 (4)를 추정한 결과를 살펴보자. 먼저 전체 표본기간(2005년 1분기~2016년 3분기)에 대한 추정 결과를 검토한 후, 분양가 상한제의 실시 및 폐지의 효과가 비대칭적으로 다를 수 있음을 감안하여 상한제 실시 전후(2005년 1분기~2009년 4분기)와 폐지 전후(2010년 1분기~2016년 3분기)로 기간을 나누어 추정 결과를 살펴본다(12).

11) 시장수익률 지표로 AA-등급 대신 BBB- 등급의 회사채 유동수익률을 사용하거나 리스크 프리미엄의
내용지표로서 한국은행 대출행정사베이의 대출대도지수(은행의 가계주택대출)이나 국민주택채권과 국
고채 간 수익률 차이를 사용한 경우에도 중요 분석결과에는 정성적(qualitative)인 차이가 없었다.
12) 전체 표본기간의 시점 시점을 2005년 1분기로 설정한 것은 상한제 시행 시점인 2007년 3분기를 기준
으로 전후 10분기(2005년 1분기~2009년 4분기)에 걸쳐 제도 시행의 효과를 추정하기 위한 것이다(표
4 참조).
(random effect) 모형 가운데 어떤 것이 적절한지를 살펴보기 위해 모형설정 검정(model specification test)을 실시한 결과, 전체 표본기간에 대해 통합 OLS가 보다 적합할 모형인 것으로 나타났다 13). 다만, <표 3>의 모형 1에 대해 오차항과 설명변수 간의 상관 여부를 Hausman 검정한 결과 내생성이 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각(χ²통계량=101.72, p값=0.000)하였으므로, 패널계체 특수적 오차항 $u_t$를 통제함으로써 내생성을 고려할 수 있는 고정효과 모형의 추정 결과를 통합 OLS와 함께 제시하였다.

추정 결과, 우리의 주요 관심대상인 $\beta_3$, 즉 분양가 상한제 시행 여부($D_{it}$)와 분양물량 존재 여부($D_{it}$)의 상호작용항 계수는 통계변수의 설정 및 추정방법과 관계없이 모든 경우에 음(-)의 부호를 가지며, 1% 수준에서 통계적으로 유의하게 나타났다. 이는 분양가 상한제 시행 시, 분양물량의 존재에 따라 상한제의 제약을 적용받는 실험군 지역은 그렇지 않은 대조군 지역에 비해 재고주택가격 증가율이 평균적으로 낮음을 의미한다. 즉, 분양가 상한제 실시가 분양가격뿐만 아니라 분양이 발행한 지역의 재고주택가격을 통계적으로 유의하게 안정시키는 것으로 나타났다.

한편 상한제 시행 여부 두가지($\beta_1$)와 분양물량 존재 여부 두가지($\beta_2$)의 계수는 각각 음과 양의 방향으로 대체로 유의하게 나타났는데(모형 1에서 상한제 시행 여부 두가지의 경우는 제외), 이는 상한제 시행이 서울의 재고주택가격 증가세를 전반적으로 완화시킨 반면, 국지적인 분양물량의 존재는 해당 지역의 재고주택가격에 긍정적으로 작용했음을 의미한다. 통제변수들의 추정계수를 보면, 임대수익을 나타내는 실제 월세가격 변화율은 양의 방향으로, 주택 이외 자산의 시장수익률을 대표하는회사채 수익률은 음의 방향으로, 주택투자

13) 통합 OLS모형과 임의효과 모형을 비교하기 위해 식 (4)에서 `\text{var}(u_t) = 0`의 귀무가설을 대상으로 Breusch and Pagan(1980)의 LM(Lagrange Multiplier) 검정을 시행한 결과(표 3)의 (1)행과 (3)행 참조), 모형 종류의 관계없이 모든 경우에 p값이 거의 1의 가까워 어떤 유의수준에서도 귀무가설을 기각할 수 없었다. 따라서 전체 표본기간에 대해 임의효과 모형보다 통합 OLS 모형이 적합하다고 판단된다. 다음으로 통합 OLS모형과 고정효과 모형을 비교하기 위해 `모든 t에 대해 $u_t = 0$`의 귀무가설을 대상으로 F검정을 시행한 결과(표 3)의 (2)행과 (4)행 참조 이때도 역시 p값이 1의 가까워 어떤 유의수준에서도 귀무가설을 기각할 수 없었다. 따라서 전체 표본기간에 대해 고정효과 모형보다 통합 OLS 모형이 적합하다고 판단된다.

그러나 이론 분석에서 언급한대로 전체 표본에 대한 Hausman 검정 결과 내생성이 존재하지 않는다는 귀무가설이 기각된 점과 <표 5>에서 보듯이 하위표본기간(2010.1분기~2016.3분기)에 대해서는 통합 OLS 또는 고정효과 모형에 비해 임의효과 모형이 보다 적합한 것으로 선택된 점을 고려하여 필요할 경우 고정 또는 임의효과 모형의 추정결과를 통합 OLS와 함께 제시하였다.
<table>
<thead>
<tr>
<th>설명변수 (추정계수)</th>
<th>모형 1</th>
<th>모형 2</th>
</tr>
</thead>
<tbody>
<tr>
<td></td>
<td>통합(pooled) OLS (1)</td>
<td>고정효과 모형 (2)</td>
</tr>
<tr>
<td>상향세 시행 더미 ($\beta_1$)</td>
<td>0.000</td>
<td>0.341</td>
</tr>
<tr>
<td></td>
<td>(-0.001)</td>
<td>(1.610)</td>
</tr>
<tr>
<td>분양 여부 더미 ($\beta_2$)</td>
<td>1.634***</td>
<td>1.656***</td>
</tr>
<tr>
<td></td>
<td>(5.404)</td>
<td>(5.379)</td>
</tr>
<tr>
<td>상향세 시행 x</td>
<td>분양 여부 더미($\beta_3$)</td>
<td>-1.617***</td>
</tr>
<tr>
<td></td>
<td>(-3.979)</td>
<td>(-4.124)</td>
</tr>
<tr>
<td>실질 원세제환율 ($\beta_4$)</td>
<td>0.021***</td>
<td>0.020***</td>
</tr>
<tr>
<td></td>
<td>(3.413)</td>
<td>(3.135)</td>
</tr>
<tr>
<td>회사채 수익률 변동분($\beta_5$)</td>
<td>-5.097***</td>
<td>-0.053</td>
</tr>
<tr>
<td></td>
<td>(-2.733)</td>
<td>(-0.709)</td>
</tr>
<tr>
<td>주택투자 프리미엄 ($\beta_6$)</td>
<td>-5.143***</td>
<td>-1.950***</td>
</tr>
<tr>
<td></td>
<td>(-3.643)</td>
<td>(-16.955)</td>
</tr>
<tr>
<td>관측치 수</td>
<td>11,695</td>
<td>11,695</td>
</tr>
<tr>
<td>동 수</td>
<td>257</td>
<td>257</td>
</tr>
<tr>
<td>LM / F 통계량 [p값]</td>
<td>0.00</td>
<td>0.64</td>
</tr>
<tr>
<td></td>
<td>[1.000]</td>
<td>[1.000]</td>
</tr>
<tr>
<td>$R^2$</td>
<td>0.473</td>
<td>0.475</td>
</tr>
<tr>
<td>adjusted $R^2$</td>
<td>0.471</td>
<td>0.461</td>
</tr>
</tbody>
</table>

주1: *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 계수와 통계적으로 유의함을 의미.
주2: 표호 안의 (1) 통계량의 p값임.
주3: 상수항과 분기별 시간 더미변수의 추정치는 보고하지 않았음.

에 대한 유동성 또는 리스크 프리미엄을 나타내는 주택담보대출 이자율과 국채수익률의 차이는 음의 방향으로 재고주택가격에 유의한 영향을 주는 것으로 나타났다. 이는 앞서 자산시장 균형조건으로부터 도출한 재고주택가격 결정식, 즉 식 (3)의 예측과 부합하는 것이다.

<표 4>는 분양가 상향세 시행의 효과를 평가하기 위해 상향세 시행 전후 10분기, 즉 2005년 1분기에서 2009년 4분기까지의 하위표본(sub-sample)에 대해 식 (4)를 추정한 결과를 보여준다. 전체 표본기간에서와 마찬가지로 LM 검정(表 4의 (1) 행과 (3)행 참조) 및 F 검정(表 4의 (2)행과 (4)행 참조) 결과 통합 OLS가 적합한 모형으로 선택되었으나 모형 1에 대한 Hausman 검정 결과 오차항과 설명변수 간에 내생성이 존재하
지 않는다는 귀무가설이 기각(\(\chi^2\)통계량=781.26, \(p\)-값=0.000)되었으므로, 앞서와 같이 고정 효과 모형의 추정 결과를 통합 OLS와 함께 제시하였다.

추정 결과, 주요 계수의 부호와 통계적 유의성은 전체 표본기간에 대한 결과와 거의 유사한 것으로 나타났다. 주요 관심대상인 \(\beta_3\)는 통계변수의 설정 및 추정방법과 관계없이 모든 경우에 음(-)의 부호를 가지며, 1% 수준에서 통계적으로 유의하게 나타났다. 기타 설명변수의 추정 결과 역시 일부 변수(열세 변화율)를 제외하면 계수의 부호와 통계적 유의성 측면에서 전체 표본기간에 대한 <표 3>의 결과와 대등소이하게 나타났다.

<표 5>는 분양가 상한제 폐지(2015년 2분기)의 효과를 살펴보기 위해, 2010년 1분기부터

<table>
<thead>
<tr>
<th>설명변수</th>
<th>모형 1</th>
<th>모형 2</th>
</tr>
</thead>
<tbody>
<tr>
<td></td>
<td>통합(pooled) OLS</td>
<td>고정효과 모형</td>
</tr>
<tr>
<td></td>
<td>(1)</td>
<td>(2)</td>
</tr>
<tr>
<td>상한제 시행 ((\beta_2))</td>
<td>-0.663*** (-2.263)</td>
<td>0.382 (1.281)</td>
</tr>
<tr>
<td>분양 여부 ((\beta_2))</td>
<td>3.444*** (4.787)</td>
<td>3.611*** (4.842)</td>
</tr>
<tr>
<td>실질 월세변화율 ((\beta_3))</td>
<td>0.016 (1.468)</td>
<td>0.014 (1.284)</td>
</tr>
<tr>
<td>회사체 수익률 변화분 ((\beta_4))</td>
<td>-0.985*** (-4.898)</td>
<td>-0.034 (-0.318)</td>
</tr>
<tr>
<td>주택투자 프리미엄 ((\beta_5))</td>
<td>-1.647*** (-2.735)</td>
<td>-1.953*** (-11.964)</td>
</tr>
<tr>
<td>관측치 수</td>
<td>4,795</td>
<td>4,795</td>
</tr>
<tr>
<td>동 수</td>
<td>250</td>
<td>250</td>
</tr>
<tr>
<td>(LM/F) 통계량 ([p\text{-값}])</td>
<td>[0.00] [0.75]</td>
<td>[0.00] [0.68]</td>
</tr>
<tr>
<td>(R^2)</td>
<td>0.435</td>
<td>0.443</td>
</tr>
<tr>
<td>adjusted (R^2)</td>
<td>0.432</td>
<td>0.41</td>
</tr>
</tbody>
</table>

주1: *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 계수가 통계적으로 유의함을 의미.
주2: 평호 안은 \(t\)통계량이며 [ ] 안은 검정통계량의 \(p\)-값임.
주3: 상수항과 분기별 시간 더미변수의 추정치는 보고하지 않았음.
가장 최근인 2016년 3분기까지의 두 번째 하위분야에 대해 식 (4)를 추정한 결과를 보여준다. 단, 주의할 것은 <표 5>가 상한계 시행이 아닌 폐지의 효과를 추정하기 위해 식 (4)에서 상한계 시행 여부 다수변수 \( D_{t} \) (상한계 시행 시 1, 아니면 0) 대신 \( 1 - D_{t} \) (상한계 시행 시 0, 아니면 1)를 대입하여 추정한 결과라는 점이다. 전체 표본 및 이전 하위분야기간과 달리 LM 검정( <표 5>의 (1)행과 (4)행 참조) 및 F 검정( <표 5>의 (3)행과 (6)행 참조) 결과 통합 OLS보다는 임의효과 또는 고정효과 모형이 적합한 것으로 선택되었다. 또한 임의효과와 고정효과 모형을 비교하기 위한 Hausman 검정 결과 내생성이 존재하지 않는다는 귀

<table>
<thead>
<tr>
<th>설명변수 (주정계수)</th>
<th>모형 1</th>
<th>모형 2</th>
</tr>
</thead>
<tbody>
<tr>
<td></td>
<td>통합 OLS (1)</td>
<td>임의효과 모형 (2)</td>
</tr>
<tr>
<td>상한계 폐지 여부 (( \beta_{1} ))</td>
<td>2.298*** (19.873)</td>
<td>2.298*** (20.082)</td>
</tr>
<tr>
<td>분양 여부 (( \beta_{2} ))</td>
<td>0.118 (0.623)</td>
<td>0.081 (0.435)</td>
</tr>
<tr>
<td>상한계 폐지 ( \times ) 분양 여부 (( \beta_{3} ))</td>
<td>0.555* (1.941)</td>
<td>0.571** (2.007)</td>
</tr>
<tr>
<td>실질 원화변화율 (( \beta_{4} ))</td>
<td>0.032*** (5.403)</td>
<td>0.030*** (5.186)</td>
</tr>
<tr>
<td>회사채 수익률 변화분 (( \beta_{5} ))</td>
<td>-7.063*** (-7.934)</td>
<td>-7.061*** (-8.000)</td>
</tr>
<tr>
<td>주택투자 프리미엄 (( \beta_{6} ))</td>
<td>-2.257** (-1.969)</td>
<td>-2.245** (-1.976)</td>
</tr>
<tr>
<td>관측치 수</td>
<td>6,900</td>
<td>6,900</td>
</tr>
<tr>
<td>통 수</td>
<td>257</td>
<td>257</td>
</tr>
<tr>
<td>LM/Hausman/F 통계량 [p값]</td>
<td>39.37 [0.000]</td>
<td>7.91 [0.341]</td>
</tr>
<tr>
<td>( R^{2} )</td>
<td>0.339</td>
<td>0.352</td>
</tr>
<tr>
<td>adjusted ( R^{2} )</td>
<td>0.336</td>
<td>0.324</td>
</tr>
</tbody>
</table>

주1: *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 계수가 통계적으로 유의함을 의미.
주2: 평호 안은 t통계량이며 [ ] 안은 검정통계량의 p값임.
주3: 성수행과 분기별 시간 다수변수의 추정치는 보고하지 않았음.
무가실을 기각할 수 없었으므로(표 5의 (2)행과 (5)행 참조), 최종적으로 임의효과 모형이 가장 적합한 모형으로 선택되었다.

추정 결과, 주요 관심대상인 \( \beta_0 \)는 통계적수의 설정 및 추정방법과 관계없이 모든 경우에 양(+)의 부호를 가지며, 계수가 최대 10% 수준에서 통계적으로 유의하게 나타났다. 이는 분양가 상한제 폐지 시, 분양물량의 존재에 따라 이전 같으면 상한제의 제약을 적용받았을 실험군 지역은 그렇지 않은 대조군 지역에 비해 재고주택가격 증가율이 평균적으로 높음을 의미한다. 다시 말해, 분양가 상한제 폐지가 분양가격뿐만 아니라 재고주택가격에 유의한 양의 영향을 주는 것으로 나타났다.

기타 설명변수의 경우, 상한제 폐지가 전반적인 재고주택가격 증가율에 긍정적 영향을 (\( \beta_1 > 0 \)), 분양물량의 존재 역시 해당 지역의 재고주택가격에 (유의하지는 않으나) 대체로 긍정적 영향을 (\( \beta_2 > 0 \)) 미친 것으로 나타나 이전과 유사한 결과를 얻었다. 또한 월세 변화율 등 여타 통계변수의 계수 추정치 역시 일부 경우(고정효과 모형에서 회사채 수익률과 주택투자에 대한 리스크 프리미엄의 경우)를 제외하면 대체로 부호가 이론의 예측과 부합하고 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

본 장의 분석결과는 분양가격이 재고주택가격에 선행하면서 양(+)의 상관관계를 가진다는 이전 장의 결과와 관련하여 다음과 같은 경제적, 정책적 함의를 가진다. 즉, 선형연구가 지적한 주택공급 감소 등 부작용의 이론적 가능성에도 불구하고, 실증적으로는 분양가 상한제가 하락을 통해 재고주택가격을 안정시키는 효과가 유의하게 존재한다는 것이다. 또한 상한제 폐지 시에는 이러한 효과가 재고주택가격을 전반하는 방향으로 유의하게 작용하고 있음을 확인하였다.

그러나 이중차분법의 본질적 특성을 감안할 때, 본고의 결과는 다소 제한적으로 해석되어야 한다. 본고에서 사용한 이중차분법은 분양가 상한제 실시 직후, 입가조건이 유사한 인접 지역 중 상한제의 제약을 적용받는 지역(실험군)과 그렇지 않은 지역(대조군)의 단기적인 가격 변화를 비교하는 것이다. 따라서 분양가 상한제가 건설사의 수익성을 통해 전체 주택공급량에 미치는 장기적 영향은 실험군과 대조군 지역에 걸쳐 대체로 동일하게 작용하는 것으로 간주할 수 있다. 다시 말해, 본고의 이중차분법은 분양가 상한제의 주택공급에 대한 장기적 영향이 통제된 상황에서 단기적으로 실험군과 대조군 지역의 재고주택가격 변화에 어떤 차이가 존재하는지를 살펴본 것이다. 따라서 본고의 결과가 분양가 상한제의 재고주택가격에 대한 장기기 효과를 모두 포괄하는 것은 아니며, 이를 포착하기 위해서
는 분양가 상한제의 장기 주택공급에 대한 영향을 추가적으로 분석해야 한다. 아울러 본 패널분석의 대상이 서울시로 국한될 뿐만 아니라, 이중차분법의 특성상 임시조건이 유사한 인접 지역의 차이에만 주목한다는 점에서 본고의 결과를 서울 이외의 지역에 확대 적용하는 것은 삼가야 할 것이다.

V. 맺음말

본고의 목적은 분양가 상한제가 재고주택가격에 미치는 영향을 실증적으로 규명하는 것이다. 분양가격과 재고주택가격의 일반적 관계에 따라 분양가 상한제의 재고주택가격에 대한 효과와 정책적 함의가 달라지므로, 본고는 먼저 전국 집계자료에 대한 시차상관 및 그랜저 인과관계 분석을 통해 분양가격과 재고주택가격의 실증적 관계를 살펴보았다. 분석 결과, 분양가격이 재고주택가격에 다소 선행하면서 유의한 양의 상관관계를 가지며, 분양가격 증가에 대한 재고주택가격의 반응이 반대 방향의 반응보다 훨씬 더 지속적인 것으로 나타났다.

다음으로 서울시의 동 단위 패널자료에 이중차분법을 적용하여 재고주택가격 결정모형을 추정함으로써 분양가 상한제 실시 또는 폐지의 재고주택가격에 대한 영향을 검토하였 다. 2007년 분양가 상한제 실시 및 2015년 상한제 폐지를 전후하여 서울지역에서 분양물량이 존재한 동과 그렇지 않은 동의 재고주택가격 변화를 비교한 결과, 분양가 상한제 실시(폐지)에 따라 분양물량이 존재한 동의 재고주택가격 증가율이 그렇지 않은 동에 비해 유의하게 하락(상승)한 것으로 나타났다. 이러한 결과는 분양가 상한제 실시가 단기적으로 재고주택가격을 안정시키는 방향으로 작용함을 시사한다.

본고의 주된 기여는 그동안 주로 이론적 논의에 그쳤던 분양가 상한제 효과에 대한 논란을 실증적으로 검토하였다는 점에서 찾을 수 있다. 그러나 앞서 지적한대로 분양가 상한제의 장기 주택공급에 대한 영향을 반영하지 못하는 이중차분법의 한계를 감안할 때, 본고의 결과는 어디까지나 단기에 대해, 제한적으로만 해석되어야 한다. 즉, 본고의 분석이 분양가 상한제의 재고주택가격에 대한 장단기 효과를 모두 포착하는 것은 아니며, 이를 위해서는 상한제의 장기 주택공급에 대한 영향을 추가로 살펴볼 필요가 있다.
참고문헌

1. 권주안, 『분양가구제의 부작용과 개선방안』, 한국경제연구원, 2006.
2. 권주안 · 서옥순, 『분양가 상한제 폐지에 따른 주택가격 변동에 관한 연구』, 주택산업연구원, 2009.
8. 박은숙 · 최학중, “분양과 재고아파트 가격의 상호영향에 대한 실증분석,” 『국토계획』, 제50권 제5호, 대한국토도시계획학회, 2015, pp. 139-151.
16. 허재완 · 하성규, “분양주택시장과 중고주택시장의 상호연관성에 관한 소고,” 『주택금융


- 접 수 일 2017. 01. 31.
- 심 사 일 2017. 03. 08.
국문요약

분양가 상한제의 재고주택가격에 대한 영향: 
서울시 동별 패널자료를 이용한 이중차분법의 적용

본고에서는 분양가격과 재고주택가격의 일반적인 관계를 전국 집계자료에 대한 시차 상관 및 그에 따른 인과관계 분석을 통해 실증적으로 살펴보고, 서울시의 동별 패널자료에 
이중차분법을 적용하여 분양가 상한제 실시 또는 폐지의 재고주택가격에 대한 영향을 
추정하였다. 분석 결과, 분양가격이 재고주택가격에 다소 반영하면서 유의한 양(+)의 상 
판관계를 가지는 것으로 나타났다. 이중차분법을 통해 2007년 분양가 상한제 실시 및 
2015년 상한제 폐지를 전후하여 서울지역에서 분양물량이 존재한 동과 그렇지 않은 동 
의 재고주택가격 변화를 비교한 결과, 분양가 상한제 실시(폐지)에 따라 분양물량이 존 
제한 동의 재고주택가격 증가율이 그렇지 않은 동에 비해 유의하게 하락(상승)한 것으로 
나타났다.