



## 지방 시도별 민간부문주택인허가물량의 가격탄력성 추정 - 지역별 비교와 내생성 제어를 위한 도구변수 적용 -

### Estimation of Price Elasticity of Housing Supply by Local City and Province - Regional Comparison and Employment of Instrumental Variables -

박천규\*  
Chungyu Park

#### ■ Abstract ■

This study focuses on estimating the price elasticity of housing supply concerning private sector housing construction permits. In addition, this study employed instrumental variables to deal with the endogeneity. The empirical analysis of this study showed that the price elasticity of housing supply in local metropolitan cities was 2.6~5.8, while that of housing supply in local provinces was 1.1~11.7. Among the five metropolitan cities, Busan, Daegu, and Ulsan had higher price elasticity than the other two and in local provinces, Chungnam, Jeonbuk, Jeonnam and Jeju were higher than others. In regions with high price elasticity, housing construction permits increase or decrease more rapidly in response to price fluctuations compared to other regions. This study demonstrated that cost of production influenced housing supply and the permitted housing supply was lowered by the increase in the prices of construction raw and intermediate materials. In particular, the impact of the price index for intermediate materials on the permitted housing supply was more significant, which signaled that the materials are largely used for housing construction and the rise and fall of the housing industry could influence many industries of intermediate materials then proper control of housing supply is very significant for stable growth of economy. This study's distinctive and methodological contribution lied in the identification and application of instrumental variables to control for the endogeneity of housing prices. This study used Jeonse prices and credit risk indices to reflect characteristics of Korean housing markets. This study also evaluated feasibility of instrumental variables in the process of empirical analysis and identified availability of instrumental variables. The endogeneity of housing prices has been important academic issues in order to analyze housing markets and the instrumental variables proposed in the study were found to be broadly applicable for upcoming tasks.

**Keywords:** Price elasticity of housing supply, Housing supply function, Instrumental variable

\* 국토연구원 선임연구위원 | Senior Research Fellow, Korea Research Institute for Human Settlements | [cgpark@krihs.re.kr](mailto:cgpark@krihs.re.kr) |

## 1. 서론

안정적인 주택공급은 주택시장의 안정을 위해 필수적인 요소이다. 주택공급의 속도와 연관이 깊은 경제학적 용어는 주택공급의 가격탄력성이다. 즉 주택공급의 가격탄력성은 주택가격이 1% 상승할 경우 주택공급이 몇 % 증가하는가를 의미한다. 탄력성이 높다면 주택시장 과열시기에 빠르게 주택이 공급되어 주택시장도 안정될 수 있다.

우리나라는 주된 주택유형이 아파트이고, 아파트 위주의 공급시장으로서 단독주택 위주의 시장에 비해 주택공급의 시차가 길다고 할 수 있다. 아파트는 택지조성에서 주택준공까지 짧게는 2~3년, 길게는 10년이 소요되기 때문이다. 이로 인해 주택공급을 인허가, 착공, 준공 중 어느 것으로 볼 것인가에 따라서도 주택공급의 가격탄력성은 크게 달라질 수 있다.

그리고 주택공급의 가격탄력성은 지역 특성에 따라 다를 수 있다. 비교적 택지공급이 원활한 지역의 공급탄력성은 높고 가용택지가 부족하거나 규제가 심한 지역은 주택공급의 가격탄력성은 낮을 수밖에 없으며, 지역별 탄력성의 차이는 공급을 통한 시장안정속도에 차이를 주게 된다.

몇 년 전까지 주택시장은 과열양상을 보이다가 최근에는 약세로 돌아서면서 주택미분양이 증가하였다. 2021년 9월 1.4만 호 수준이었던 미분양 주택수는 2023년 4월 현재 7.1만 호까지 증가하였다. 미분양주택수의 약 80%가 지방에 집중되어 있고, 대구, 충남, 경북 지역에 많은 물량이 분

포되어 있다. 그리고 미분양주택은 공공부문보다 민간부문이다.<sup>1)</sup>

우리나라와 같은 아파트 선분양 구조 하에서 실제 준공되는 2~3년에 앞서 인허가 또는 착공과 가까운 시기에 분양된다. 아파트는 인허가 시기와 준공되어 입주되는 시기와의 시차가 상당히 길기 때문에 호황기에 인허가물량이 크게 늘어난 상태에서 시장 둔화기를 겪을 경우 미분양 증가의 원인이 되기도 한다. 반대로 시장 침체기에 인허가물량이 크게 감소하면 향후 2~3년 후 준공 또는 입주 물량 부족 문제가 발생하기도 한다.

우리나라는 특성상 인허가-준공까지의 긴 시차를 감안한 안정적 주택공급이 매우 중요하다고 할 수 있다. 정책적으로 인허가에서 준공까지 시장변동상황을 고려한 면밀한 수급모니터링이 필요할 것으로 보인다.

이 연구는 민간부문주택인허가물량<sup>2)</sup>에 대한 주택가격의 탄력성을 추정하여 비교하는 데 목적을 둔다. 특히 현재 미분양주택이 집중된 지방의 시도별 탄력성을 추정하고자 한다. 주택공급의 비교적 시작단계라고 할 수 있는 인허가물량의 가격탄력성을 분석하여 준공까지 시차가 긴 우리나라 주택시장에 대한 정책적 함의를 도출하고자 한다. 이때 우리나라 주택시장 및 정책 환경에 적합한 도구변수를 발굴하여 학술적으로도 기여하고자 한다.

1) 2023년 현재 공공부문의 미분양주택수는 0호이다.

2) 이는 국토통계누리의 “주택건설 인허가실적”-“민간분양” 통계를 의미한다(국토교통부, 2023).

## II. 선행연구 고찰

주택공급의 가격탄력성은 주택시장에서 매우 중요한 역할을 한다. 주택가격, 주택수요 변화에 따른 주택공급의 속도와 대응능력을 대변한다고 할 수 있다(Oikarinen et al., 2015).

주택공급의 가격탄력성은 완전 탄력부터 완전 비탄력까지 매우 광범위한 것으로 알려져 있다(배영균, 2012). 일반적으로 낮은 공급 탄력성은 주택시장의 변동성을 확대시키는 요인이 되기 때문에 탄력적인 주택공급을 바람직한 모습으로 인식하는 경향이 강하다(Oikarinen et al., 2015). 그리고 Ball et al.(2010) 등은 공급의 가격탄력성이 높을 때 가격 거품의 발생가능성이 적다고 밝혔다.

주택공급 탄력성에 영향을 미치는 요인은 매우 다양하다. 도시의 규모 및 인구밀도(Paciorek, 2013), 가용택지(토지공급), 토지이용규제<sup>3)</sup> 등을 들 수 있으며, 거시경제, 생산비용 및 주택수요에 영향을 주는 주택구매력 등 다양한 요인이 주택공급의 탄력성에 영향을 미친다고 할 수 있다.

국제적으로 주택공급 탄력성에 관한 연구가 활발하게 진행되어 왔다. 나라마다 다른 특성이 관찰되며, 이용한 변수와 방법론에 따라라도 차이를 보인다. 본질적으로 주택의 이질성, 지역성에 기인한다고 할 수 있고, 나라마다 선호하는 주택의 유형에 따라라도 달라질 수 있다고 여겨진다. Kim et al.(2012)은 주택공급의 탄력성에 대한

학술적 이슈를 종합적으로 정리하였는데, 기존 논문을 인용해 영국은 미국에 비해 비탄력적이고, 말레이시아와 한국은 주택공급이 비탄력적인 반면, 태국과 미국은 탄력적이라고 밝혔다(Malpezzi and MacLennan, 2001; Malpezzi and Mayo, 1997; Mayo and Sheppard, 1996).

주택공급 탄력성에 대한 초기 연구는 일반적으로 주택가격을 종속변수로 하고 수요와 공급의 지표를 설명 요소로 하는 축약 형태의 접근법을 사용하였다. 여기에서 공급의 가격탄력성은 식별되지 않지만 수요 탄력성에 대한 일정 가정 하에 공급탄력성을 추정할 수 있다(Follain, 1979; Malpezzi and MacLennan, 2001; Muth, 1960). 해당 방법론이 아직도 많이 이용되지만, 최근에는 보다 직접적인 방법으로 주택공급에 연관성이 높은 주택가격, 생산비용 등의 변수와의 관계를 분석하는 형태로 분석이 수행이 되고 있다. 이때 구조화된 방식으로 방정식을 확장시켜 주택시장 조정과정을 포함시키도 한다(Ball et al., 2010).

우리나라에서 주택공급의 가격탄력성에 대한 연구는 다른 나라에 비해 적은 편이다. 우리나라에서 주택공급 가격탄력성에 대해 종합적으로 접근한 대표적인 연구는 배영균(2012)이라고 할 수 있다. 신규주택허가량을 주택가격 및 건축비용의 함수로 가정하고 주택공급함수를 추정하였다. 추정결과 주택공급의 가격탄력성은 수도권이 지방 5개 광역시에 비해 낮았다. 수도권의 탄력성은 비탄력적으로 도출되었고, 지방 5개 광역시는 수도

3) Bramley(2002)는 영국의 토지 이용 계획 시스템(land-use planning system)이 남부 지역의 주택공급 제약 요인이라고 주장하였고, Glaeser et al.(2008)은 미국의 경우 해안가 주들의 집값 변동성이 커진 것은 더 강력한 용도지역 규제(zoning regulations) 때문이라고 주장하였다.

권에 비해 크게 탄력적인 수준으로 분석되었다. 공급의 가격탄력성이 낮을수록 주택가격의 변동성은 더 커지는 경향이 있다고 밝혔다. 가용토지 부족, 규제 등을 수도권의 낮은 탄력성의 원인으로 보고 주택수요가 집중될 가능성이 높은 수도권에 대해서는 공급확대를 위한 규제 완화 필요성을 피력하였다.

비교적 최근의 연구로 오지윤(2018), 유승동(2018) 등을 들 수 있다. 전자는 엄밀히 말해 한국 건설투자에 대한 탄력성을 추정한 연구라고 할 수 있다. 이 연구에서 공공택지 공급의 영향을 추가하고, 이를 도구변수화 했다는 점에서 다른 연구와의 큰 차별성이 존재하며 학술적으로 기여한 바가 크다고 여겨진다. 그리고 원자재 및 중간재 가격 등 건설관련 비용 요인이 주택공급에 통계적으로 유의한 영향을 미친다는 사실을 밝혀냈다. 유승동(2018)은 주택착공물량에 영향을 주는 요인들을 분석하였다. 주택가격이 1% 상승할 경우 착공물량은 3.29%~3.43% 증가하는 것으로 분석하였다. 전국 단위 분석이며, 시계열자료의 특성을 고려하여 OLS(ordinary least square), FMOLS(fully modified ordinary least squares), DOLS(dynamic ordinary least squares) 등 다양한 방법론을 사용하였다.

살펴본 것과 같이 국제적으로 주택공급에 대한 가격탄력성에 대한 연구의 역사는 길지만, 우리나라에서는 많은 연구가 진행되지 못한 측면이 있다. 앞으로 우리나라는 아파트 위주의 시장으로서 인허가와 준공과의 시차가 큰 특성을 감안한 분석이 요구된다. 그리고 우리나라 현실에 맞게 주택가격이 가지는 내생성을 제어할 수 있는 다양

한 방법론을 강구할 필요가 있다. 우리나라는 공급뿐만 아니라 수요에 대한 규제도 강한 편이다. 이러한 부분은 가계의 구매력과 행태 변화에 영향을 미쳐 주택가격을 움직일 가능성이 높다.

이에 이 연구에서는 민간부문주택인허가물량을 종속변수로 하는 주택가격 탄력성을 추정하였다. 특히 지방시도별로 비교하여 시사점을 도출하였다. 그리고 주택가격에 대한 내생성 제어를 위한 새로운 변수를 발굴하여 적용하고자 한다. 이 때 전세를 통한 레버리지, 자금조달 가능성, 구매력 등을 반영할 수 있는 도구변수를 발굴하여 적용하고자 하며 이런 부분이 지역별 분석범위 세분화와 더불어 기존 선행연구와의 차별성이라고 할 수 있다.

### III. 실증분석

#### 1. 방법론 및 이용데이터

이 연구에서 지역별 주택공급(민간부문주택인허가물량)의 가격탄력성을 분석하는 데 이용하고자 하는 방법론은 도구변수를 활용한 접근법이다. 해당 방법론은 Melser et al.(2022)에서 언급한 것과 같이 Gitelman and Otto(2012), Liu and Otto(2017), Saiz(2010) 등 많은 연구에서 활용되고 있는 방법론이다.

기본적인 주택공급의 함수는 다음 (식 1)과 같다. 즉 (식 1)에서  $i$ 와  $t$ 는 각각 지역과 시간이며,  $S_{it}$ 는 주택공급,  $P_{it}$ 는 주택가격이다. 그리고  $y_{it}$ 는 주택공급 곡선을 이동시키는 요인이다.

$$\ln S_{it} = \alpha_i + \beta_1 \ln P_{it} + \beta_2 y_{it} + \epsilon_{it} \quad (\text{식 1})$$

이 연구에서 주목하는 주택공급( $S_{it}$ )은 민간부문주택인허가물량이다. 즉 국토부 주택인허가물량에서 임대를 제외한 물량을 이용하였다.<sup>4)</sup>

먼저 (식 1)에서 가격변수( $P_{it}$ ) 외에 공급곡선을 이동시키는 요인( $y_{it}$ )들을 선정할 필요가 있다. 이 연구에서는 우리나라 사례를 연구한 오지운(2018)의 사례를 참고하여 공급곡선을 이동시키는 변수를 선정하였다. 즉 주택공급의 이동요인으로 건축비용인 건설원자재 및 중간재물가지수를 활용하였다. 오지운(2018)에서 추가적으로 정부의 공공택지 공급정책을 고려하여 한국토지주택공사의 공공택지 매각면적<sup>5)</sup>을 활용하였는데, 이번 연구는 민간건설에 초점을 맞춘 민간부문주택인허가물량에 대한 분석으로 해당 변수는 제외하였다. 해당 내용을 종합하여 (식 1)을 풀어쓰면 다음 (식 2)와 같다.

$$\ln S_{it} = \alpha_i + \beta_1 \ln P_{it} + \beta_2 \ln PPI_t^c + \beta_3 \ln PPI_t^I + \epsilon_{it} \quad (\text{식 2})$$

위 (식 2)에서  $P_{it}$ 는 주택가격,  $PPI_t^c$ 는 건설원자재물가지수,  $PPI_t^I$ 는 중간재물가지수이다.

다음으로 주택가격의 내생성을 제어하기 위한 도구변수를 선정할 필요가 있다. 해당 논의에 앞서 건설원자재 및 중간재물가지수에 대한 내생성

도 제어할 필요가 있는데, 이에 대해서는 시차변수를 도구변수로 활용하여 내생성을 제어하였다. 오지운(2018)에서 언급한 것과 같이 건설경기가 활발한 경우 내부수요 압력에 의해 가격이 오르는 경우가 있기 때문이다. 주택가격에 대한 내생성 통제를 위한 도구변수로는 전세가격, 한국은행이 대출행태서베이를 통해 분기별로 발표하여 작성하는 가계 신용위험지수<sup>6)</sup>를 활용하였다.

다른 국내외 연구에서 가구소득, 주택담보대출이자율, 인구(가구구성) 등을 활용하는데, 이 연구에서는 기존 연구의 근간을 포괄하는 자금조달과 관련된 변수를 새로 발굴하고자 노력하였다. 특히 우리나라의 특수한 상황을 반영할 수 있도록 하였다. 즉 우리나라는 전세를 통한 갭투자가 주택가격을 움직이는 중요한 요인이라는 점과 주택금융정책을 자주 활용하는 우리나라 주택시장 상황을 종합적으로 감안하고자 하였다. 즉 전자의 경우를 고려하여 전세가격을 도구변수로 활용하고, 후자의 경우를 고려하여 신용위험지수를 활용하였다.

신용위험지수는 여러 시행착오 끝에 우리나라에서 주택시장 및 금융시장의 상황을 종합적으로 반영할 수 있는 좋은 도구변수로 판단하였다. 주택금융규제가 강화되더라도 경제상황이 좋아 소득이 높고 금리가 낮다면, 가계의 신용위험이 낮아져 다른 대체 대출수단을 이용한 자금조달을 통

4) 국토교통통계누리에서 제공하는 파일에는 민간부분을 임대와 분양으로 구분하며, 이 연구에서 활용한 통계는 분양을 의미한다.

5) 이는 오지운(2018) 연구의 큰 학술적 기여로 생각되며, 우리나라에서 공공택지에 의존하는 특성을 반영하였다고 볼 수 있다.

6) 한국은행에서 분기별로 대출행태서베이를 통해 작성되는 지수로서, 대출태도지수, 대출수요지수, 신용위험지수로 구분되며, 신용위험지수는 0~100의 사이값을 가지며 높을수록 신용위험이 높다는 것을 의미한다. 이때 신용위험은 채무자 또는 잠재채무자의 채무불이행(default) 위험으로 최근에는 거래상대방의 도산뿐만 아니라 신용등급 하락과 같은 신용악화에 따른 손실도 신용위험으로 인식한다(한국은행 경제통계시스템).



해 주택가격 상승을 기대하려는 행태가 나타날 수 있다. 한편 규제 완화를 통해 대출에 우호적인 환경이 조성되었다고 하더라도 금리가 높고 경기가 좋지 않아 가계의 신용위험이 증가하였다면 가격 기대를 목적으로 한 자금조달 현상은 줄어들 가능성이 높다. 그러나 이때 경기상황이 좋지 않고, 금리가 높더라도 정책금융을 통해 저리의 장기대출을 장려할 경우 신용위험이 낮아져 관련 대출이 늘어나 주택가격이 상승할 수 있다.<sup>7)</sup> 요컨대 신용위험지수는 다양한 시장 및 정책 상황에 맞게 주택가격에 영향을 주는 금리, 정책, 자금조달 가능성, 즉 구매력을 반영하는 좋은 도구변수라고 판단하였다.

이 연구에서는 도구변수를 이용하여 내생성을 해결할 수 있는 2SLS(2 stage least squares) 추정을 수행하였다. 2SLS에 대해 간략하게 설명하면 다음과 같다. 독립변수 상에서 내생성 문제가 있을 경우, 설명변수와 강한 상관관계를 가지고 있으나 종속변수와 오차항과 상관관계를 가지지 않는 도구변수를 찾아 다른 외생변수와 함께 1단계에서 독립변수에 회귀분석을 실시하고, 여기서 도출한 추정값(fitted value)을 2단계에서 종속변수에 회귀분석하는 것을 의미한다.<sup>8)</sup>

도구변수의 적절성 평가는 다음 두 가지 방법으로 수행하였다. 첫 번째는 Durbin-Wu-Hausman

test로 알려진 regressor endogeneity test<sup>9)</sup>이고, 두 번째는 weak instrument diagnostics이다. 첫 번째 방법은 OLS 추정과 내생성을 제어한 2SLS 추정에서 도출된 계수 값이 일치하는 것을 보는 방법론으로 귀무가설이 기각되면 일치하지 않다는 것으로 OLS 추정치가 내생성을 가지고 있는 가능성이 있다는 것을 의미한다. 두 번째 방법은 Cragg-Donald F-통계량을 계산하여, 약한 도구변수(weak instrument) 여부를 판단하는 것이다. 귀무가설은 약한 도구변수이며, 해당 통계 값이 임계치를 넘을 경우 강한 도구변수로 적절하다는 것을 의미한다.<sup>10)11)</sup>

이 연구에서 이용한 활용 데이터와 주요 데이터에 처리 과정에 대해 설명하면 다음과 같다. 우선 이 연구의 데이터 주기는 월별데이터를 활용하였다. 한국은행에서 발표하는 신용위험지수는 분기별 데이터로서 월별로 변환하였는데, 선형으로 가정하여 보간하였다.

그리고 이 연구에서 가장 중요한 민간부문주택 인허가물량에 대해 설명하면 다음과 같다. 민간부문주택인허가물량은 국토교통부 통계로서 12개월 이동 평균하여 활용하였다. 알려진 것과 같이 인허가물량은 매년 말(12월)에 급격히 증가하는 불규칙 성분을 가지고 있다. 회계연도가 끝나기 전에 실적 관리차원에서 12월에 급증하는 특

7) 이에 대한 최근의 예로 최근 특례보증자리론을 들 수 있다. 그리고 전세자금대출을 통한 전세가격의 상승 구조도 이러한 예로 볼 수 있다.

8) 간략한 구조를 설명한 것으로 자세한 내용은 이종원(2001) 등을 참고하길 바란다.

9) 이에 대한 구체적인 내용은 Nakamura and Nakamura(1981)를 참조하길 바란다.

10) 이에 대한 구체적인 내용은 Stock and Yogo(2002)를 참조하길 바란다.

11) 주택가격에 대한 도구변수의 유용성 점검 차원에서 일부 지역에 대해 주택가격이 종속변수이고, 도구변수로 활용한 신용위험지수와 전세가격이 독립변수인 회귀분석 결과를 <부록>에 수록하였다.

징이 있기 때문이다. <그림 1>에서 보는 것과 같이 12개월 이동평균 후 훨씬 매끄럽고 더 간결한 추세를 보여준다.

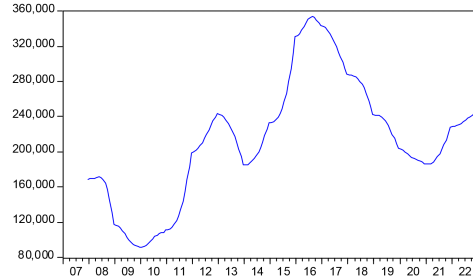
주택가격과 전세가격 월별 주택가격지수는 명목가치를 그대로 활용하였다. 이 연구에서는 정보의 소실을 막아 보다 현실적인 상황을 분석하기 위해 실질화하지 않고 명목가치를 그대로 활용하였다. 또한 물가지수가 독립변수로 활용되어 물가에 대한 부분은 일정부분 제어하고 있다는 점을 감안하였다.

분석기간은 모든 통계가 이용이 가능한 기간은 2007년 1월부터 2022년 12월이나, 인허가물량을 12개월 이동평균함으로써 데이터 소실이 발생하여 2007년 12월부터 2022년 12월까지가 실제 분석기간이다. 기초통계량은 <표 1>과 같다.

## 2. 실증분석 결과

먼저 도구변수의 적절성 평가를 수행한 결과에 대해 보고하면 다음과 같다. Regressor endogeneity test 결과 충남, 경남을 제외하고, 귀무가설을 기

민간부문주택인허가물량 12개월 이동평균(전국)



자료 : 국토교통부 민간부문주택인허가물량에서 임대는 제외된 수치임.

<그림 1> 민간부문주택인허가물량 통계의 처리

각하였다. Weak instrument diagnostics 결과 Cragg-Donald F-통계량이 일반적으로 임계치로 보는 10보다 크게 커서 약한 내생변수라는 귀무가설을 기각하여 도구변수는 적절하다고 판단할 수 있다. 충남, 경남에서 regressor endogeneity test의 귀무가설을 기각하지 못했지만, weak instrument diagnostics 결과는 모든 지역에서 적정하여 도구변수의 유용성은 확인되었다고 볼 수 있다.

<표 2>, <표 3>의 실증분석 결과에서 생산자물

<표 1> 기초통계량

구분	민간부문주택 인허가 물량(분양)	주택가격 지수	전세가격 지수	건설원자재 물가지수	중간재 물가지수	신용 위험지수
출처	국토교통부	KB	KB	통계청	통계청	한국은행
단위	호	'22.1=100	'22.1=100	'15=100	'15=100	0~100
평균	213,671.9	75.7	78.1	102.4	107.3	16.1
중간값	213,603.7	73.8	82.0	99.8	104.6	16.0
최대값	354,261.5	100.9	101.0	125.7	146.1	40.0
최소값	91,525.6	61.9	55.5	66.0	80.6	3.0
표준편차	69,980.9	10.2	13.2	16.8	12.1	7.01

〈표 2〉 모형추정결과(지방 시도별 (1/2))

구분	부산	대구	광주	대전	울산	강원	충북
C	9.7163 (1.8385)***	5.8328 (1.5650)***	14.3448 (1.9157)***	-0.5780 (1.6613)	4.0854 (1.0039)***	4.0191 (0.9561)***	-2.7594 (1.0899)**
LOG(PRICE)	5.7665 (0.6344)***	4.6687 (0.3489)***	3.1352 (0.5594)***	2.6439 (0.4952)***	4.6423 (0.3216)***	1.095 (0.4529)**	4.4349 (0.3193)***
LOG(PPI_C)	-2.3921 (0.5405)***	-1.6062 (0.4001)***	0.4102 (0.5149)	-0.0896 (0.3258)	-2.2557 (0.2428)***	2.0582 (0.2688)***	-0.2926 (0.2396)
LOG(PPI_I)	-3.0862 (0.4797)***	-2.0577 (0.3590)***	-4.5760 (0.4745)***	-0.4330 (0.5083)	-1.2571 (0.2390)***	-2.0605 (0.2319)***	-1.4533 (0.2496)***
Observations	181	181	181	181	181	181	181
R-squared	0.4855	0.7169	0.4846	0.5412	0.5786	0.7323	0.7382
F-statistic	59.9639	136.0776	63.3547	61.1391	76.3902	157.0313	155.4819
Difference in J-stat	13.2413***	13.2531***	72.6874***	15.5535***	15.3049***	7.3698*	36.6445***
Cragg-Donald F-stat	396.4075	429.9906	470.3114	184.1413	818.7979	506.7463	971.7488

주 : 1) C는 상수, PRICE는 주택가격지수, PPI\_C는 건설원자재가격지수, PPI\_I는 중간재가격지수를 의미.  
2) 괄호는 standard error값이며, \*는 90%, \*\*는 95%, \*\*\*는 99% 신뢰수준에서 유의함을 의미함.

〈표 3〉 모형추정결과(지방 시도별 (2/2))

구분	충남	전북	전남	경북	경남	제주
C	-6.2762 (0.7115)**	-4.6184 (1.0729)**	-13.6800 (0.7675)**	-3.6162 (1.2936)**	2.3583 (0.9454)*	-5.8111 (2.4225)*
LOG(PRICE)	5.9219 (0.2390)**	5.9444 (0.4809)**	6.5010 (0.3760)**	5.0400 (0.3547)**	5.2610 (0.2559)**	11.6902 (1.5826)**
LOG(PPI_C)	-1.1199 (0.1197)**	-1.3774 (0.2551)**	-1.0543 (0.1518)**	-1.4482 (0.2336)**	-1.8991 (0.1847)**	-5.4655 (1.2629)**
LOG(PPI_I)	-1.2123 (0.1413)**	-1.4841 (0.2715)**	-0.3744 (0.1481)*	-0.6526 (0.2514)*	-1.6583 (0.2106)**	-2.6738 (0.5739)**
Observations	181	181	181	181	181	181
R-squared	0.8339	0.6381	0.8685	0.6062	0.7305	0.2959
F-statistic	281.9271	94.1188	395.3092	85.3734	159.6233	58.3389
Difference in J-stat	3.7579	21.6197***	51.5944***	33.7781***	2.8379	86.2682**
Cragg-Donald F-stat	871.8629	482.2458	360.0047	1,422.7040	1,315.5220	43.6196

주 : 1) C는 상수, PRICE는 주택가격지수, PPI\_C는 건설원자재가격지수, PPI\_I는 중간재가격지수를 의미.  
2) 괄호는 standard error값이며, \*는 90%, \*\*는 95%, \*\*\*는 99% 신뢰수준에서 유의함을 의미함.



가지수를 보면, 전반적으로 건설원자재, 중간재 가격이 상승하면 민간부문주택인허가물량이 감소함을 알 수 있다. 주택의 생산비용이 높아지면 주택공급이 줄어들 수 있음을 의미한다. 최근 대내외 경제여건으로 원자재가격이 급등하여 건설사들이 분양을 미루고 있다는 뉴스가 연일 보도되는데 제량모형에서도 이러한 현상을 잘 설명한다고 할 수 있다. 특히 전반적으로 중간재가격이 건설원자재가격보다 민감성이 더 큰 지역들이 많은데 주택건설에 중간재가 많이 활용되고 있고, 주택산업의 부침은 다른 중간재 산업에도 미치는 영향이 크다는 것을 의미한다.

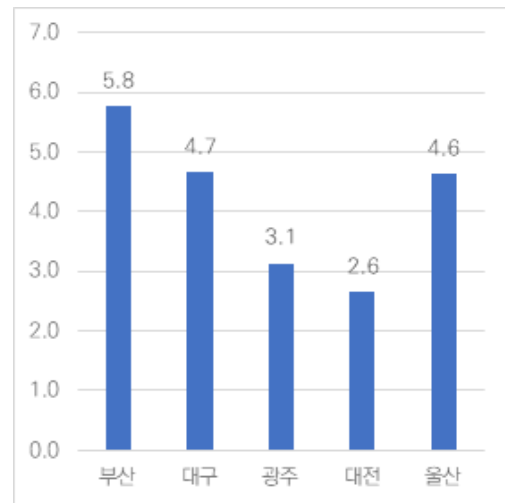
부산 기준으로 건설원자재가격이 1% 상승하면, 민간 분양주택 인허가실적은 -2.4% 감소하고, 중간재가격이 1% 상승하면 민간부문주택인허가물량은 약 -3.1% 감소한다. 건설원자재가격에 가장 큰 민감도를 가진 지역은 제주로서 건설원자재가격이 1% 상승하면, 민간부문주택인허가물량은 -5.5% 감소한다. 이러한 특징은 섬지역으로 건설원자재 수급이 원활하지 못한 지리적 특성에 기인한 것으로 볼 수 있다. 한편 중간재가격에 민감한 지역은 부산, 광주 지역으로 탄력성은 각각 -3.1, -4.6으로 나타났다.

생산자물가가 통계적으로 유의하지 않은 지역도 존재하는데 광주, 충북은 건설원자재가격, 대전은 건설원자재가격, 중간재가격 모두 통계적으로 유의하지 않았다. 한편, 강원은 건설원자재가격이 통계적으로 유의하였지만, (+)가 도출되었다. 이들 지역은 상대적으로 생산자물가에 덜 영

향을 받는다고 해석할 수 있다.

핵심변수인 민간부문주택인허가물량의 가격탄력성에 대해 살펴보면 다음과 같다. 모든 지역에서 탄력성은 (+)로서 주택가격이 상승하면 민간부문인허가물량이 증가함을 의미한다. 먼저 5개 광역시 지역별로 비교하면, 5개 광역시 평균을 초과하는 지역은 부산, 대구, 울산으로서 각각 5.8, 4.7, 4.6으로 나타났다. 반면 광주는 3.1, 대전은 2.6으로 분석되었다(〈그림 2〉 참조).<sup>12)</sup>

다음 지방도 지역별 탄력성의 크기를 비교하면 강원이 가장 낮고, 제주가 가장 높았다. 제주의 경우 주택가격이 상승하면 가장 민감하게 민간부문인허가물량이 크게 증가한다는 것을 의미한다. 그리고 제주는 다른 지역에 비해 단독주택의 공급이 다른 지역에 많다는 점도 영향을 주었다고 판



주 : 〈표 2〉의 계수 값(가격)을 도식화한 것임.

〈그림 2〉 5개 광역시 탄력성 비교

12) 참고로 분기별 데이터로 분석한 결과는 부산 6.2, 대구 4.7, 광주 3.1, 대전 2.5, 울산 5.0으로 큰 차이 없으며, 5개광역시 평균 상회지역도 월별 데이터 분석결과와 동일하였다.

단된다. 도지역 평균 탄력성보다 높은 지역은 충남, 전북, 전남, 제주로서 각각 5.9, 5.9, 6.5, 11.7로 나타났다. 반면 강원은 1.1, 충북 4.4, 경북 5.0, 경남 5.3으로 분석되었다(〈그림 3〉 참조).<sup>13)</sup>

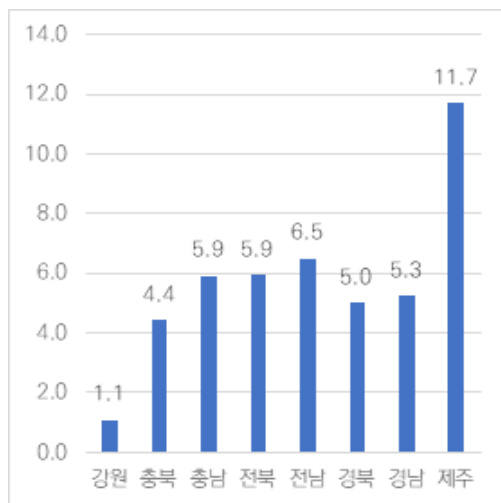
이 연구의 탄력성은 민간부문주택인허가물량의 가격탄력성으로 탄력성이 높은 지역은 가격변동에 빠르게 인허가물량이 늘어나거나 줄어드는 것을 의미하는 것으로 주택가격 상승기의 경우 인허가 기준으로 주택이 빠르게 공급되는 지역으로 볼 수 있다. 하지만 주택호황기에 늘어난 인허가물량이 긴 공급시차로 인해 도중에 주택시장 둔화기 내지 침체기를 겪을 경우 미분양될 수 있는 개연성도 존재하며, 반대로 침체기 상황에서 인허가가 크게 줄어 2~3년 뒤 주택 부족 논란이 발생

할 가능성도 높다고 할 수 있다.

2023년 4월 현재 미분양주택수는 7.1만 호로 나타났으며, 시도별 재고주택수 대비 미분양주택 비율을 보면 〈그림 4〉, 〈그림 5〉와 같다.

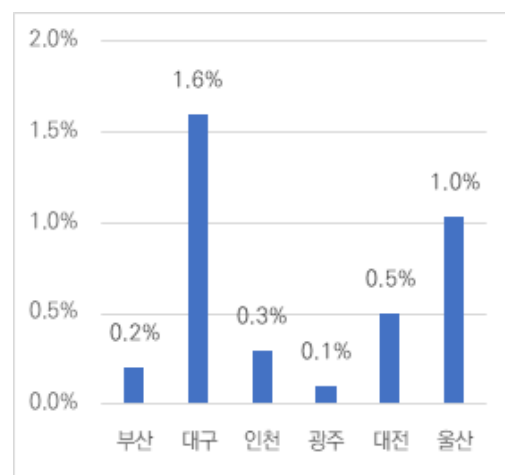
먼저 5개 광역시 상황을 살펴보면, 전국 평균 0.4%를 넘는 지역은 대구, 대전, 울산으로 나타났다. 5개 광역시 평균 0.6%를 넘는 지역은 대구, 울산으로 나타났다. 두 기준 모두 포함된 대구, 울산의 경우 주택공급 탄력성이 다른 지역에 비해 높은 지역이며, 언론기사를 통해 미분양 적체 등이 다수 보도되었던 지역이다.

지방시도 상황을 살펴보면, 전국 평균 0.4%를 넘는 지역은 강원, 충북, 충남, 전북, 전남, 전북, 제주로 나타났다. 대부분 지역에서 해당 수준을 넘어서는데 도지역은 전반적으로 민간부문인허



주 : 〈표 2〉, 〈표 3〉의 계수 값(가격)을 도식화한 것임.

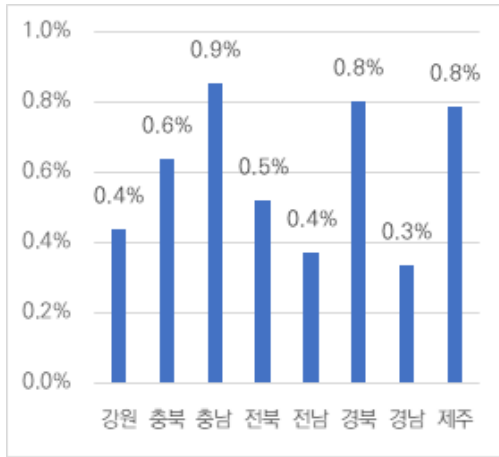
〈그림 3〉 지방도별 탄력성 비교



주 : 재고주택수는 통계청 2021년 기준, 미분양은 2023. 4월 기준.  
자료 : 통계청, 국토교통부 자료를 이용하여 계산.

〈그림 4〉 5개 광역시별 미분양주택/재고주택수

13) 참고로 분기별 데이터로 분석한 결과는 강원 1.6, 충북 4.9, 충남 6.0, 전북 6.5, 전남 6.9, 경북 5.4, 경남 5.5, 제주 10.2로 큰 차이 없으며, 평균 상회지역도 월별 데이터 분석결과와 동일하였다.



주 : 재고주택수는 통계청 2021년 기준, 미분양은 2023. 4월 기준.  
 자료 : 통계청, 국토교통부 자료를 이용하여 계산.

〈그림 5〉 지방도별 미분양주택/재고주택수

가물량에 대한 탄력성이 높아 인허가 이후 침체기를 겪을 경우 미분양이 빠르게 증가할 수 있음을 시사하는 대목이다. 기타지방 평균 0.6%를 넘는 지역은 충북, 충남, 경북, 제주로 나타났다. 전국, 기타지방 두 기준 모두 포함된 충북, 충남, 제주이다. 특히 제주는 다른 지역에 비해 탄력성이 크게 높았던 지역으로 가격 상승에 따른 민간부문인허가물량이 빠르게 탄력적으로 증가하고 시장이 약세를 보이면서 미분양이 증가하였다고 보여진다. 또한 시장 침체기에 인허가물량도 크게 감소하여 주택과부족 논란이 주기적으로 발생할 개연성도 존재한다.

#### IV. 종합 및 시사점

이 연구는 아파트 위주의 우리나라 주택시장에

서 주택공급의 거의 시작단계라고 볼 수 있는 주택건설 인허가물량, 특히 민간부문주택인허가물량의 주택가격 탄력성을 지방 시도별로 추정하고 비교하였다.

우리나라 주택경기에서 아파트의 영향력이 크며, 이로 인해 인허가 이후 실제 준공 또는 입주되는데 긴 시차가 존재한다. 따라서 우리나라에서 인허가에서 준공까지의 시차를 고려한 안정적 주택공급이 매우 중요하다고 할 수 있다.

인허가는 일반적으로 경기에 순응하는 측면이 있어 주택시장 호황기에 크게 늘었다가 침체기에 크게 감소할 경우 주택시장 변동성을 확대시키는 요인으로 작용하기도 한다. 특히 최근과 같이 주택시장이 약세로 전환되는 경우 호황기에 크게 증가한 인허가물량이 미분양 증가의 원인이 되기도 하고, 침체기에 크게 줄어든 인허가물량은 2~3년 뒤 주택부족 문제를 야기하기도 한다. 중장기 주택시장의 안정을 위해서는 주택공급 탄력성과 함께 시차를 감안한 주택공급 전략의 필요성이 요구된다.

이 연구에서 지방시도별 민간부문주택인허가물량에 대한 가격탄력성을 추정한 결과, 5개광역시 중에서는 부산, 대구, 울산이 상대적으로 높고, 지방도지역에서는 충남, 전북, 전남, 제주가 다른 지역에 비해 높게 나타났다. 지역마다 주택시장, 택지 여건, 주택공급유형 등 다양한 특성에 따라 이러한 결과가 나타났지만, 이들 지역은 다른 지역에 비해 가격변동에 빠르게 주택 인허가물량이 늘어나거나 줄어든다고 볼 수 있다.

최근에 재고주택수 대비 미분양주택이 크게 늘어난 지역은 대구, 울산, 충북, 충남, 경북, 제주

등인데 대부분 민간부분주택 인허가물량에 대한 가격탄력성이 높은 지역으로 주택시장 상승기 때 크게 늘어난 인허가물량이 최근 주택시장 약세 상황을 거치는 과정에서 미분양으로 남게 되었을 가능성이 있다고 판단된다.

민간분양주택 인허가물량의 가격탄력성이 크게 높은 지역은 시장상황에 따라 경기순응적으로 인허가물량이 크게 변동할 가능성이 높아 주기적인 주택과부족 문제가 반복될 가능성이 있다고 판단되므로 정책적으로는 시장국면에 따라 인허가물량이 과도하게 변동하지 않도록 상시수급 모니터링체계를 갖추는 것이 필요하다고 여겨진다.

이 연구에서 주택가격의 주택공급 탄력성을 도출하는 과정에서 생산자물가지수를 독립변수로 활용하였는데 건설원자재, 중간재가격이 상승하면 민간부분주택인허가물량이 감소하는 것으로 분석하였다. 즉, 주택의 생산비용이 높아지면 주택공급이 줄어들 수 있음을 의미한다. 최근 대내외 경제여건으로 원자재가격이 급등하여 건설사들이 분양을 미루고, 건설이 지연되는 현상을 설명하는 부분이다.

또한, 이번 연구에서 건설원자재가격지수보다 중간재가격지수의 통계적 유용성이 확인되었다. 학술적으로 주택공급과 관련된 해당 변수의 활용이 적극적으로 필요하다는 것을 의미한다. 그리고 중간재가격지수가 인허가물량에 미치는 영향이 더 컸는데 주택건설에 중간재가 많이 사용되고 있고 주택산업의 부침은 다른 중간재 산업에 영향을 미칠 수 있으므로 안정적인 주택산업의 육성과 관리는 경제성장에도 도움이 될 수 있다는 것을 의미한다.

이 연구가 다른 연구와 차별되고 방법론 측면에서 기여한 점은 주택가격 등의 변수가 가지는 내생성을 제어하기 위한 도구변수를 발굴하고 적용했다는 것이다. 우리나라 주택시장, 주택정책 등의 특성을 반영하여 전세가격, 신용위험지수 등을 활용하였다. 실증분석 과정에서 도구변수의 적절성 평가를 수행했고 도구변수의 유용성이 확인되었다. 주택시장을 분석하는 데 있어 주택가격의 내생성 문제는 중요한 학술적 이슈가 되어 왔는데 이 연구에서 제시한 변수가 향후 과제에서 충분히 활용할 수 있는 가능성을 확인하였다.

이 연구는 주택가격의 주택공급 탄력성을 민간주택분양 인허가물량에 초점을 맞춰 우리나라 아파트 분양시장 특성을 감안하여 도출하였고, 주택가격에 대한 내생성 문제를 해결하기 위해 새로운 변수를 발굴하였다는 점에서 기여한 측면이 있다고 여겨진다. 하지만 이 연구는 다음과 같은 한계가 있으며 이를 보완한 후속 연구를 기대한다. 첫째, 시간가변적인 연구가 필요하다. 주택공급의 탄력성은 시장여건에 따라 달라질 수 있다고 생각한다. 특히 주택공급의 가격탄력성은 가격 및 거래 등으로 대변되는 경기상황뿐만 아니라 정책 등도 영향을 미칠 수 있다. 시간가변적으로 주택공급의 탄력성을 분석하여 시기별로 비교하는 연구가 진행될 필요가 있다. 둘째, 이 연구에서는 인허가물량에 초점을 맞췄으나, 유사한 방법으로 준공물량 및 재고증감에 초점을 맞춘 연구도 필요하다. 그리고 이를 상호 비교하여 시사점을 도출할 필요가 있다. 셋째, 다양한 도구변수의 발굴도 필요하다. 이 연구에서도 자금조달 능력을 감안한 도구변수를 발굴하였지만, 오지윤(2018)은

LH 택지 판매량을 도구변수로 활용한 좋은 선행 연구라고 판단된다. 우리나라의 주택시장은 심리와 정책에 따라 움직이는 경향도 강하므로 이를 감안한 다양한 도구변수를 찾는 것도 중요하다고 생각한다. 그리고 이번 연구에서 이용한 신용위험지수의 경우 지역별로 구분되지 않은 한계도 존재한다. 수요변화도 지역별 차이가 반영된 도구변수를 더욱 확장하여 발굴하는 것이 필요하다. 여섯째, 공급요인이 이 연구에서 반영하지 못한 다른 변수에 의해 완전하게 통제되지 못했을 때, 이로 인해 발생할 수 있는 오차가 전세가격과 매매가격에 동시에 영향을 줄 수 있다는 한계도 존재한다. 구조화된 방식으로 방정식을 확장시켜 주택시장의 동태적 움직임을 포함시킬 필요가 있다고 여겨진다. 마지막으로 주택공급의 가격탄력성에 대한 연구를 인구 및 가구구조 변화, 노동 및 인구이동, 도시문제 등과 연계한 확장된 연구 등 다양한 측면에서 관련 연구가 진행되기를 기대한다.

ORCID 

박천규 <https://orcid.org/0000-0001-7579-5205>

## 참고문헌

1. 국토교통부, 2023, “주택건설실적통계(인허가),” Accessed June 20, 2023, <https://stat.molit.go.kr/portal/cate/statFileView.do?hRsId=31&hFormId=626&hSelectId=626&hPoint=00&hAppr=1&hDivEng=&oFileName=&rFileName=&midpath=&sFormId=626&sStart=2022&sEnd=2022&sStyleNum=125&settingRadio=xlsx>
2. 배영균, 2012, 「주택공급의 가격탄력성과 주택가격의 변동성」, 『대한부동산학회지』, 30(1):67-84.
3. 오지윤, 2018, 「한국의 주택건설투자의 결정요인 분석」, 『경제분석』, 24(4):71-100.
4. 유승동, 2018, 「전환기의 주택공급: 주택착공을 중심으로」, 『주택연구』, 26(3):37-53.
5. 이종원, 2001, 『계량경제학』, 서울: 박영사.
6. Ball, M., G. Meen, and C. Nygaard, 2010, “Housing supply price elasticities revisited: Evidence from international, national, local and company data,” *Journal of Housing Economics*, 19(4):255-268.
7. Bramley, G., 2002, “Planning Regulation and Housing Supply in a Market System,” In: T. O’Sullivan and K. Gibb, editors, *Housing Economics and Public Policy*, Oxford, UK: Wiley-Blackwell, 193-217.
8. Follain J. R. Jr., 1979, “The price elasticity of the long-run supply of new housing construction,” *Land Economics*, 55(2):190-199.
9. Gitelman, E. and G. Otto, 2012, “Supply elasticity estimates for the Sydney housing market,” *The Australian Economic Review*, 45(2): 176-190.
10. Glaeser, E. L., J. Gyourko, and A. Saiz, 2008, “Housing supply and housing bubbles,” *Journal of Urban Economics*, 64(2):198-217.
11. Kim, K. H., S. Y. Phang, and S. Wachter, 2012, *Supply Elasticity of Housing*, Singapore: Singapore Management University, 66-74.
12. Liu, X. and G. Otto, 2017, “Housing supply elasticity in local government areas of Sydney,” *Applied Economics*, 49(53):5441-5461.

13. Malpezzi, S. and D. Maclennan, 2001, "The long-run price elasticity of supply of new residential construction in the United States and the United Kingdom," *Journal of Housing Economics*, 10(3):278–306.
14. Malpezzi, S. and S. K. Mayo, 1997, "Getting housing incentives right: A case study of the effects of regulation, taxes, and subsidies on housing supply in Malaysia," *Land Economics*, 73:372–391.
15. Mayo, S. and S. Sheppard, 1996, "Housing supply under rapid economic growth and varying regulatory stringency: An international comparison," *Journal of Housing Economics* 5(3):274–289.
16. Melser, D., R. O. Viforj, and G. Wood, 2022, "Exploring the many housing elasticities of supply: The case of Australia," *Cities*, 128: 103817.
17. Muth, R., 1960, "The Demand for Non-farm Housing," In: A. C. Harberger, editor, *The Demand for Durable Goods*, Chicago, IL: University of Chicago Press, 27–96.
18. Nakamura, A. and M. Nakamura, 1981, "On the relationships among several specification error tests presented by Durbin, Wu, and Hausman," *Econometrica*, 49(6):1583–1588.
19. Oikarinen, E., R. Peltola, and E. Valtonen, 2015, "Regional variation in the elasticity of supply of housing, and its determinants: The case of a small sparsely populated country," *Regional Science and Urban Economics*, 50: 18–30.
20. Paciorek, A., 2013, "Supply constraints and housing market dynamics," *Journal of Urban Economics*, 77:11–26.
21. Saiz, A., 2010, "The geographic determinants of housing supply," *The Quarterly Journal of Economics*, 125(3):1253–1296.
22. Stock, J. H. and M. Yogo, 2002, "Testing for weak instruments in linear IV regression," NBER Technical Working Paper, No. 284.

---

논문 접수일: 2023년 7월 24일

심사(수정)일: 2023년 10월 30일

게재 확정일: 2023년 11월 17일



## 국문초록

이 연구에서 지방 시도별 주택공급의 주택가격 탄력성을 추정하였다. 이 때 주택공급은 민간부문주택인허가물량이고, 주택가격에 대한 내생성 제어를 위한 도구변수를 발굴하였다. 분석 결과 지방 광역시의 주택공급의 가격탄력성은 2.6~5.8, 지방 도지역은 1.1~11.7로 나타났다. 5개 광역시 중에서는 부산, 대구, 울산의 가격탄력성이 상대적으로 높고, 지방도지역에서는 충남, 전북, 전남, 제주가 다른 지역에 비해 높았다. 이들 지역은 다른 지역에 비해 가격변동에 빠르게 주택 인허가물량이 늘어나거나 줄어든다고 할 수 있다. 생산비용이 상승하면 민간부문주택인허가물량이 감소하는데, 특히 중간재가격지수의 영향력이 건설원자재가격지수보다 더 컸다. 주택건설에 중간재가 많이 사용되고 있고 주택산업의 부침은 여타 중간재 산업에 영향을 미칠 수 있어 안정적인 경제성장을 위해서도 적절한 공급관리가 중요하다는 것을 시사한다. 이 연구가 학술적 측면에서 기여한 점은 주택가격 변수가 가지는 내생성을 제어하기 위해 도구변수를 적용했다는 것이다. 우리나라 주택시장의 특성을 반영하여 전세가격, 신용위험지수 등을 활용하였다. 분석 과정에서 도구변수의 적절성 평가를 수행했고 해당 변수의 유용성을 확인하였다. 주택가격의 내생성 문제는 중요한 학술적 이슈가 되어 왔는데, 이 연구에서 제시한 변수가 향후 과제에서 충분히 활용될 수 있는 가능성을 확인하였다.

주제어 : 주택공급의 가격탄력성, 주택공급함수, 도구변수

## 부록. 주택가격에 대한 도구변수 회귀분석

〈표 A-1〉 부산

Variable	Coefficient	Std. error	t-statistic	Prob.
C	-0.1367	0.0486	-2.8135	0.0054
CSR_H	-0.0012	0.0003	-4.0645	0.0001
LOG(JPRICE)	1.0185	0.0111	91.5478	0.0000
R-squared	0.9780	Mean dependent var	4.3150	
Adjusted R-squared	0.9778	S.D. dependent var	0.1852	
S.E. of regression	0.0276	Akaike info criterion	-4.3279	
Sum squared resid	0.1438	Schwarz criterion	-4.2770	
Log likelihood	418.4754	Hannan-Quinn criter.	-4.3073	
F-statistic	4,209.9580	Durbin-Watson stat	0.0173	
Prob(F-statistic)	0.0000			

주 : 종속변수는 로그처리한 주택가격, C는 상수, CSR\_H는 신용위험지수, JPRICE는 전세가격을 의미.

〈표 A-2〉 대구

Variable	Coefficient	Std. error	t-statistic	Prob.
C	0.0952	0.0420	2.2653	0.0246
CSR_H	-0.0007	0.0003	-2.3514	0.0197
LOG(JPRICE)	0.9729	0.0098	99.0458	0.0000
R-squared	0.9813	Mean dependent var	4.2677	
Adjusted R-squared	0.9811	S.D. dependent var	0.2107	
S.E. of regression	0.0290	Akaike info criterion	-4.2282	
Sum squared resid	0.1588	Schwarz criterion	-4.1773	
Log likelihood	408.9077	Hannan-Quinn criter.	-4.2076	
F-statistic	4,948.4890	Durbin-Watson stat	0.0103	
Prob(F-statistic)	0.0000			

주 : 종속변수는 로그처리한 주택가격, C는 상수, CSR\_H는 신용위험지수, JPRICE는 전세가격을 의미.