



부동산 조세 및 대출 규제가 법인의 수도권 주택시장 참여에 미치는 영향

Effect of Real Estate Tax and Financial Regulation on Corporate Participation in the Seoul Metropolitan Area Housing Market

이의준* · 김경민**

Lee, Eui June · Kim, Kyung-Min

Abstract

To stabilize housing prices in Seoul, the Korean government has strengthened tax and housing finance regulations against individuals. However, it has led to increased participation of "corporations" in the housing market as buyers. In this light, this research aims to analyze the effect of the housing regulations against individuals on apartment transactions by corporations. The study reviewed nation- and city-wide housing regulations from July 2017 to July 2020 and conducted a panel regression analysis over 76 areas within the greater Seoul Metropolitan Area (SMA).

Since the number of apartments purchased by corporations and the intensity of regulations differ across regions, the analysis was implemented separately on: the greater Seoul area (Model 1); the peripheral areas within the greater SMA excluding Seoul (Model 2); and Seoul only (Model 3). The empirical outcomes reveal that while Models 1 and 2 show a positive relationship between housing regulations and the number of housing purchases by corporations, Model 3 did not show a significant correlation.

These outcomes imply that tax and financial penalties against individuals encouraged participation of corporations in the housing market in general, but the tendency varies; the peripheral cities of the greater SMA experienced growing number of corporate housing purchases whereas Seoul did not. Therefore, it is necessary to fully understand characteristics of local markets when regulating the real estate market.

주제어 법인, 주택거래, 부동산 규제, 패널모형, 수도권

Keywords Corporation, Housing Transaction, Real Estate Regulation, Panel Model, Seoul Metropolitan Area

1. 서론

1. 연구의 배경 및 목적

2017년 현 정부 출범 이후 2020년 7월까지, 국토교통부는 12회

이상의 크고 작은 주택시장 안정화 대책을 발표하였다. 이러한 주택시장안정화 대책은 개인의 주택거래를 위축시켜 전국의 주택거래량은 2017년 95만건에서 2019년 상반기에는 31만건으로 2018년 평균대비 32%가 감소하는 결과를 초래하였다(주택산업연구원, 2019).

* In-house attorney at Korea Real Estate Board (First Author: selis04@snu.ac.kr)

** Professor, Seoul National University Graduate School of Environment Studies (Corresponding Author: kkim2@snu.ac.kr)

이와 반대로, 상대적으로 위축된 개인 간 주택거래에 비해 법인을 활용한 주택 매수는 급증하였다. 2020년 1월부터 2020년 3월 까지 수도권 전체 법인의 아파트 매수건 중 법인이 개인으로부터 양도받은 아파트 거래량은 총 13,142건으로 전체 거래량의 73%에 달하였다. 이러한 법인을 활용한 주택 매수는 서울보다는 수도권 비조정지역을 중심으로 활발하게 일어났는데, 인천 부평의 경우 법인의 주택 매수비중이 2019년 4월 4.1%에서 2020년 3월 12.5%로, 경기 화성의 경우 같은 기간 0.4%에서 9.7%로 9배가량 급증하였다.

이렇게 수도권 비조정지역을 중심으로 절세¹⁾를 목적으로 한 법인을 이용한 아파트 매수가 증가하고 있지만, 법인이라는 거래주체 및 부동산 시장의 지역적 차이를 충분히 고려하여 부동산 규제가 주택거래에 미치는 영향을 고찰한 연구는 부족한 실정이다. 이에 본 연구는 부동산 규제가 법인의 주택시장 참여에 어떠한 영향을 미쳤는지, 그리고 이러한 영향력이 서울과 서울 외 수도권 지역에서 어떻게 차별화되어 나타났는지를 고찰하고자 한다.

위와 같은 배경하에서 본 연구는, 첫째, 개인에 대한 대출규제와 세율 인상을 통한 주택시장 안정화 대책이 법인의 주택매수량에 어떠한 영향을 미치는지, 둘째, 이러한 부동산 규제의 영향력이 법인의 주택시장 참여에 있어 서울과 서울 외 지역에 어떻게 차별적으로 미치는지를 파악할 것이다.

II. 선행연구 고찰

1. 조세정책과 주택시장

조세정책과 주택시장에 관한 해외 연구들을 살펴보면, 거래세의 완화는 단기적으로 주택거래량을 증가시키는 효과가 있지만, 임대사업자에 대한 조세 인센티브의 폐지는 민간에 의한 임대주택 공급을 축소하여 주택 시장을 왜곡할 수 있음을 강조하고 있다 (Poterba, 1992; Best and Kleven, 2018; Floetotto et al., 2016).

특히 Best and Kleven(2018)의 연구에서는 2004년부터 2012년까지 영국 전 지역의 부동산 거래에 대한 행정 데이터를 사용하여 거래세 변동에 따른 주택시장 반응을 시계열 분석을 통하여 살펴보았다. 그 결과 거래세가 1% 감소하면 단기적으로 총주택거래량이 20% 증가하는 효과가 있으며, 거래세율이 증가할 경우 주택거래량이 시차를 두고 10% 감소하는 효과가 있음을 제시하여 거래세율의 단기변동은 주택시장을 왜곡할 수 있음을 시사하였다.

또한 Floetotto et al.(2016)은 일반균형모델을 통하여 주택구입자에 대한 세금 인센티브가 주택가격과 거래량에 미치는 영향을 패널 데이터를 통하여 분석한 결과 세금인센티브는 일시적으로 주택가격과 거래량에 긍정적인 영향을 미칠 수 있음을 실증분

석하였다.

한재명·유태현(2011)은 거래세율 인하가 주택거래량에 미치는 영향에 관하여 2005년부터 2006년까지 서울 지역을 대상으로 시계열 분석한 결과 거래세(취득세, 등록세)율 인하조치가 주택거래활성화에 큰 영향을 미치지 못하였으며 오히려 인구, 산업생산지수 등 거시경제지표와 양도세 등 보유세가 더 큰 영향을 미친다고 분석하였다.

박진백·이영(2018)은 보유세와 거래세를 중심으로 부동산조세의 주택시장 안정화효과에 대하여 OECD 35개국의 1980~2015년까지 불균형 패널자료를 이용하여 보유세와 거래세가 주택가격에 미치는 영향을 분석하였다. 보유세의 인상과 거래세의 인하는 주택가격인하와 상관관계가 있지만, 보유세의 세율이 과도하게 높은 국가의 경우 임대료 전가 효과로 인하여 주택가격변동에 큰 영향을 미치지 못하였다고 분석하였다.

2. 주택금융과 주택시장

주택금융규제가 주택시장에 미치는 영향에 대한 국내외 연구는 주택금융에 대한 규제가 개인의 주택구매능력을 제약하여 주택 수요를 감소시키고 주택거래를 위축시킬 수 있음을 공통적으로 지적하고 있다(구성미, 2007; 신상영·이성원, 2007; Igan and Kang, 2011). 이 중 Igan and Kang(2011)은 수도권 시군구 주택가격지수 패널데이터를 활용한 시계열 분석을 통해, LTV 및 DTI 한도를 하향 조정할 경우 3개월 동안 주택가격 및 거래량이 감소함을 실증분석하였고, 이를 바탕으로 대출규제가 단기적으로 주택수요를 감소시켜 주택가격 및 거래량을 안정화시키는 효과가 있다고 주장하였다.

반대로 박춘성 외(2018)은 균형거시경제모형을 통한 분석결과 2001년에서 2016년 사이 주택가격의 변화에 영향을 준 요인은 중요도 순으로 실질금리하락, 실질소득증가, 주택공급증가, LTV 규제강화, 보유세 인하, DTI 규제강화, 취득세 변화로 나타났고, 대출규제보다는 금리, 소득 등 거시경제요인과 주택공급이 주택가격에 더 유의미한 영향을 미쳤음을 주장하였다.

3. 부동산규제와 주택시장에 관한 연구

부동산 안정화 정책을 지수화하여 변수로 반영한 연구에서는 서수복(2008), 김문성·배형(2013)의 연구가 있다. 서수복(2008)의 경우 규제정책을 수치화하여 기존의 부동산규제정책 중 거래세 인상과 주택담보대출 규제, 조정지역 지정 등 규제는 +3, 완화는 -3로 설정하여 합산하여 규제지수를 생성하여 지역 아파트 가격 및 평형별 아파트 가격 간의 상관관계를 살펴보았다. 그 결과 강남지역 및 소형아파트 시장의 경우 정책이 의도한 목표와 다른 반응을 보여 주택시장의 차별화를 심화시켰음을 지적하였다.

4. 법인 및 임대사업자의 주택시장 참여요인

현무준 외(2012)는 수익률차이/위험 분석을 통하여 다주택자의 임대사업자 전환 요인을 분석하였다. 현무준 외는 다주택자에게 양도소득세 중과배제와 취득세감면을 할 경우 수익률보다 위험이 작아서 전환 유인이 낮게 나타나지만, 다주택자에게 양도소득세 중과와 취득세 감면을 배제할 경우 수익률이 위험보다 커서 임대사업자 전환율이 높아진다고 분석하였다.

한광호 외(2018)은 회귀분석 및 이항로지스틱 분석을 통하여 다주택자 또는 개인임대사업자의 법인전환인식에 영향을 미치는 요인을 분석하였다. 특히 주목할 만한 점은 행정절차의 복잡성이나 법인전환 후 경영에 대한 부담은 통계적으로 유의하지 않았지만 조세관련인식을 나타내는 5개의 변수 중 과세제도가 공정하지 못하다고 인식할수록 법인전환에 긍정적인 확률이 높아진다는 점을 지적하였다.

표 1. 선행연구 요약 Table 1. Summary of previous studies

유형 Type	저자 Author	방법론 Methodology	내용 Contents
	조임곤·정재진 (2011) Cho and Jeong (2011)	패널 Panel analysis	거래세 감면보다는 환경 및 구조적 요건인 주택보급 수준, 가구수, 소득 수준 등이 주택 거래량에 유의미한 영향을 미침 Rather than reducing transaction tax, environmental and structural factors such as housing supply level, number of households, and income level have a significant effect on housing transaction volume
세금규제 Tax regulation	한재명·유태현 (2011) Han and Yu (2011)	시계열 Time series analysis	패널데이터 분석을 통하여, 거래세보다는 보유세 및 거시경제지표가 주택거래량에 영향을 미침을 확인함 Through panel data analysis, confirmed that ownership tax and macroeconomic indicators rather than transaction tax affect housing transaction volume
	박진백·이영 (2018) Park and Lee (2018)	패널 Panel analysis	패널데이터 분석을 통하여, 보유세 인상과 거래세 인하는 주택가격하락에 영향을 미침을 확인 Through panel data analysis, increases in property taxes and cuts in transaction taxes affect housing prices decline
	구성미(2007) Gu (2007)	회귀분석 Regression analysis	회귀분석을 통하여, 주택금융규제가 클수록 저소득층의 주택구매확률이 낮아짐을 확인 Through regression analysis, it was confirmed that the higher the housing finance regulation, the lower the probability of housing purchase of the low-income class
대출규제 Loan regulation	신상영·이성원 (2007) Shin and Lee (2007)	모의분석 Simulation analysis	DTI가 30% 이하로 낮아질 경우 주택구입의 제약요인으로 작용하는 것으로 나타남 When the DTI falls below 30%, it appears to act as a constraint on housing purchase.
	Igan and Kang (2011)	시계열 Time series analysis	주택금융(LTV 및 DTI) 규제 강화 시 주택가격과 거래량이 하락함을 실증함 Demonstrated that housing prices and transaction volume decline when regulations on housing finance (LTV and DTI) are strengthened
부동산 규제지수 Real estate regulatory index	서수복(2008) Seo (2008)	패널 VAR 분석 Panel VAR analysis	주택정책을 주택시장 활성화와 억제정책으로 구분하여 부동산규제지수를 설정함. 부동산 규제효과의 지역별 차이가 존재하며, 규제정책보다는 완화정책이 주택시장 안정에 효과적임 The real estate regulation index was established by dividing housing policies into housing market revitalization and deterrence policies. Regional differences exist in the effect of real estate regulations, and easing policies are more effective in stabilizing the housing market than regulatory policies
	김문성·배형 (2013) Kim and Bea (2013)	패널 Panel analysis	주택정책을 규제완화(-)와 규제정책(+)으로 자수화하여 독립변수로 반영하였고, 규제정책보다 규제완화정책이 서울아파트 가격하락에 기여한 것으로 나타남 Housing policy was indexed into deregulation (-) and regulatory policy (+) and reflected as an independent variable. It appears that deregulation policies rather than regulatory policies contributed to the fall in seoul apartment prices
법인 및 임대사업자 Corporation and rental business	현무준 외 (2012) Hyun et al. (2012)	수익률 분석 Yield analysis	다주택자에게 양도소득세 및 취득세 인센티브를 제공할 경우 투자수익률이 위험률보다 높아져 임대사업자 전환 비율이 증가함 When incentives for transfer tax and acquisition tax are provided to multi-family homeowners, the return on investment is higher than the risk, resulting in an increase in the conversion rate of rental business
	한광호 외 (2018) Han et al. (2018)	요인 분석 Factor analysis	다주택자의 법인 전환에 영향을 미치는 요인 분석 결과, 조세의 공정성이 유의미하게 영향을 미침을 확인함 As a result of analyzing the factors affecting the conversion of multi-family dwellings into corporations, it was confirmed that the fairness of tax significantly affects

5. 본 연구의 차별성

〈표 1〉과 같이 위의 연구결과를 종합하면, ① 거래세보다는 보유세가 주택시장에 더 유의미한 영향을 미치지만 거시경제, 주택공급 등 다른 요인에 비하면 그 영향력이 제한적이다. ② 부동산 규제정책이 주택시장에 개입의도와는 다른 영향을 미칠 수 있으며 그 영향은 주택하위시장에 따라 달리 나타날 수 있다. ③ 다주택자가 법인으로 전환하는 주요한 요인은 과세형평성 및 그로 인한 수익률 차이에 있다고 볼 수 있다는 점 등으로 요약할 수 있다.

그러나 위 연구는 모두 주택시장의 참여자 및 규제대상을 개인으로 전제하고 분석한 연구로 법인을 거래주체로 가정하고 주택시장에 대한 안정화 대책이 법인의 주택 매수 등에 어떠한 영향을 미치는지에 관한 연구는 아직 부족한 실정이다. 또한 주택하위시장에 따라 규제의 효과가 다를 수 있음을 가정한 연구는 존재하지만, 해당 연구에서도 지역적으로 차별화되고 월별로 변하는 부동산 규제를 충분히 고려하지 못하였다는 한계가 있다.

또한 법인을 주택시장의 주체로 가정하고 분석한 현무준 외(2012)의 연구와 한광호 외(2018)의 연구의 경우 개인 다주택자가 법인 사업자로 전환하는 요인에 대한 분석일 뿐 최근 부동산 시장교란요인으로 지목되는 개인에 대한 조세 및 대출규제 강화가 법인 명의를 활용한 주택거래에 미치는 영향을 다룬 연구로 보기는 어렵다.

본 연구는 ① 개인에 대한 조세 및 대출규제 외에도 시군구별 규제상황을 가중하여 부동산 규제지수를 독립변수로 반영하여 규제의 지역적 차이를 반영하였으며 ② 법인이 매수한 아파트 거래량을 종속변수로 하고, 위 규제지수 및 거시경제변수 등을 독립변수로 하여 패널회귀분석을 하여 개인에 대한 조세 및 대출규제 강화가 법인 명의를 활용한 주택거래에 미치는 영향을 분석하였다는 점에서 기존 연구와 차별성이 있다.

III. 분석방법 및 데이터

1. 분석 방법

1) 패널 단위근 검정

일반적으로 시계열 자료는 불안정적인 특징을 가지고 있다. 시계열이 불안정적일 때 시계열분석을 전통적인 회귀분석이론에 입각한 추정 및 검정에는 오류가 있을 수 있다. 패널데이터 또한 시계열을 포함하고 있기에 사전에 안정성여부의 검증을 위해 불안정 시계열데이터를 식별하는 검정방법이 필요한데, 이를 단위근 검정이라 한다.

그러나 패널모형에도 개별 시계열 데이터를 전제한 위 ADF 검정을 적용할 경우 패널모형에서 나타나는 이질적 동태성을 고려하기 어렵다는 문제점이 있다. 이 중 LLC와 IPS 검정방법은 ADF

검정방법을 기반으로 하되 패널데이터의 고정효과 및 이질적 동태성을 고려하는 모형으로 아래의 식으로 표현할 수 있다(Levin et al., 2002).

$$\Delta y_{it} = \alpha + \gamma y_{it-1} + \sum_{j=1}^i \delta_j \Delta y_{it-j} + \gamma y_{it} + \epsilon_{it} \quad (1)$$

LLC는 모든 개별 패널자료에 대한 자기상관계수의 동태성에 대해 동질성을 가정하지만, IPS는 그러한 동태성에 있어서 이질적일 수 있는 가능성을 허용함으로써 다른 패널 단위근 검정방법보다 적용의 폭이 넓다는 장점이 있다. 본 연구에서는 ADF, PP, LLC, IPS 검정방법을 모두 활용하여 수준변수와 1차 차분변수의 단위근 여부를 확인할 것이다.

2) 패널 공적분 검정

불안정적인 경제시계열의 경우에도 변수 간 장기적 관계가 존재할 수 있게 되는 경우가 있다. 이때 이들 변수들은 공적분되어 있다고 할 수 있다. 공적분의 존재는 단지 선형회귀분석의 존재 가치 여부를 검정하는 데 그치는 것이 아니라, 변수 간에 설정된 함수관계를 검정하는 효과를 갖는다. 즉 변수들 간에 장기간에 걸쳐 일정한 관계를 유지하며 함께 변동할 것으로 기대할 수 있는 것이다.

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta T + \gamma Y_{t-1} + \sum \delta_i \Delta Y_{t-1} + \epsilon_t \quad (2)$$

일반적인 위의 모형에 대한 귀무가설은 $H_0: \alpha = \beta = \gamma = 0$ 로 하여 귀무가설이 기각되면 공적분 관계가 성립되는 것으로 판정할 수 있다. 이 경우 개별 변수의 시계열이 불안정하다 하더라도 수준변수를 활용한 회귀분석이 가능하다.

위와 같은 공적분 검정으로는 통상적으로 요한슨 공적분 검정 방법이 활용되었다. 그러나 위 검정방법은 공적분 벡터가 동일한 개별자료의 공적분 검정에서는 활용될 수 있으나, 패널그룹마다 공적분 벡터가 다른 패널데이터의 특성상 패널데이터의 공적분 검정에서는 그대로 사용하기 어렵다. 이에 Westerlund(2007)는 오차수정모형에 기초하되 개별 그룹의 공적분 관계를 추정할 수 있도록 잔차에 패널 단위근 검정을 적용한 모형을 제시하였다. 따라서 본 연구는 패널 자료의 그룹평균 및 패널 검정을 통하여 변수 간 장기적 균형관계가 존재하는지 검정하는 Westerlund 공적분 검정 방법을 활용하였다.

3) 패널 데이터 회귀 분석

패널 모형은 패널 데이터가 가지고 있는 다양하고 풍부한 정보들을 가장 효과적으로 추출해내는 분석기법으로서 계량경제학에서 가장 이상적인 분석기법으로 간주된다(Hill et al., 2001(이병락 역, 2004)). 특히 횡단면분석이나 시계열분석에서는 통계 불가

능한 누락변수에 대한 처리를 해주기 때문에 제반 변수들에 대한 통계가 불가능한 사회과학연구에서는 가장 선호되는 분석모형이라 할 수 있다.

패널 데이터 분석은 시계열과정에서 발생하는 추정오차와 지역별 단위의 자료에서 발생하는 추정오차를 통제할 수 있는 장점을 가지고 있기 때문에 시계열 또는 횡단면 자료에 비해 현실을 보다 제대로 분석할 수 있는 장점이 있다(Baltagi, 2001). 일반적으로 회귀방정식을 설정할 때 종속변수에 영향을 미치는 모든 변수를 포함할 수는 없다. 모든 변수를 포함시킨다고 하더라도 그것이 가장 좋은 모형이라고 판단하기도 어렵다. 하지만 중요한 것은 종속변수에 매우 중요한 영향을 미침에도 불구하고 독립변수로 포함되지 않은 요인들이 있을 경우 추정된 모형이 매우 위험하게 된다는 것이다. 패널분석은 이러한 누락된 변수에 대한 한계를 극복하는 데에 가장 큰 의의를 가지고 있다.

누락된 변수를 제어하기 위해서는 오차항에 대해 지역 간에는 다르나 시간변동이 없는 변수, 시간변화에 따라 변동하나 지역 간에는 차이가 없는 변수, 지역 간에도 차이가 있고 시간변화에 따라라도 변동하는 확률적 교란항으로 구분하여 다루게 된다. 이를 일반적인 선형 모형으로 표현하면 아래 식과 같다(Ashenfelter et al., 2003).

$$Y_{it} = \alpha + X_{it}\beta + \epsilon_{it} \quad (3)$$

(단, $\epsilon_{it} = \mu_i + \lambda_t + v_{it}$, $i(\text{지역}) = 1, 2, \dots, N$, $t(\text{년도}) = 1, 2, \dots, T$)

μ_i = 관찰되지 않은 지역특성 효과

λ_t = 관찰되지 않은 시간 효과

v_{it} = 확률적 교란항

이들 모형은 오차항에 대한 가정에 따라 고정효과모형과 확률효과모형으로 나뉜다. 두 모형을 구분하는 가장 좋은 방법은 시간 불변의 개별특성효과가 독립변수들과 관련이 되어 있는가를 살펴보는 것이다. 관련이 있게 되면 고정효과모형을 쓰게 되며 관련이 없을 경우 확률효과모형을 선택하게 된다(Johnston, 1997).

이를 판별하여 고정효과모형과 확률효과모형 중에 어느 것이 더욱 적합한지에 대한 테스트가 바로 하우스만 검정이다. 개별특성효과가 독립변수들과 관련이 없을 경우 확률효과모형의 추정치는 일관성과 효율성을 가지게 된다. 이 경우 고정효과모형의 추정치는 일관성을 가지지만 효율적이지 못하게 된다. 반대로 개별특성효과가 독립변수와 관련이 있을 경우 고정효과모형의 추정치는 일관성과 효율성을 가지게 되지만, 확률효과모형의 추정치는 일관성을 잃게 된다. 이러한 차이를 테스트하는 것이 하우스만 검정이다(Johnston, 1997). 하우스만 검정의 통계량에 대한 기본 가설은 확률효과모형의 추정치가 적합하다고 설정되어 있으며 이를 기각할 경우 고정효과모형이 선택된다.

4) Wooldrige 검정: 1계 자기상관 검정

일반적으로 시계열 데이터를 회귀모형에 사용하는 경우, 오차항에 자기상관이 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).

따라서 본 연구는 모형에 자기상관이 존재하는지를 판단하기 위해 Wooldridge 검정을 사용하였다(Wooldridge, 2002). 본 모형의 귀무가설은(H0)은 “1계 자기상관이 존재하지 않는다.”라는 것이다. 만약 귀무가설이 맞다면 1차 차분모형에서 오차항에 아래와 같은 관계가 성립한다.

$$\text{corr}(\Delta e_{it}, \Delta e_{it-1}) = \frac{\text{cov}(\Delta e_{it}, \Delta e_{it-1})}{\sqrt{\Delta e_{it}} \sqrt{\Delta e_{it-1}}} = \frac{-\sigma_e^2}{2\sigma_e^2} = -0.5 \quad (4)$$

따라서 본 검정은 1차 차분 모형 오차항의 1계 자기상관계수가 -0.5인지를 검정하는 방법론이다. 만약 귀무가설이 기각되어 오차항인 Δe_{it} 에 1계 자기상관(AR(1))이 발생된다면, 이를 고려하여 1차 차분추정을 하게 된다.

2. 변수 설정

1) 부동산 규제지수: 개인에 대한 조세 및 대출규제 중심

주택정책을 변수로 반영하는 방법으로는 수치화 가능한 특정 정책을 변수로 활용하거나, 주요 정책을 더미변수로 만드는 방법이 있으나, 이러한 연구 방법의 경우 한계를 가진다. 따라서 본 연구에서는 개인에 대한 월별 부동산 조세 및 주택금융규제 지수(2017년 7월 = 100 기준)로 만들어 변수로 반영하였다. 또한 부동산규제는 규제지역별로 달리 적용되기에, 투기과열지구와 조정지역, 비조정지역의 경우 위 규제지수에 가중하여 반영하였다.

이를 위하여 본 연구에서는 2017년 5월 문재인 정부 수립 이후 2020년 7월까지 국토교통부(2020)에서 발간한 주택업무편람 중 주요 주택시장관리정책 부분을 기초로 부동산 세제 규제 및 주택금융 규제를 월별로 조사하였다.

이렇게 조사한 월별 각 개인에 대한 부동산 조세, 주택금융에 대한 정책을 혜택(인센티브) 정책과 제재(패널티) 정책으로 분리한 뒤 인센티브의 경우 -1의 값을, 패널티의 경우 +1의 값을 부여하여, 각 월에 발표된 주택정책의 성격과 수에 따라 총값을 부여하였다. 또한 투기과열지구 또는 조정지역에 지정될 경우 해당하는 지역에 부동산 대출규제 및 세율 인상 등이 비조정지역에 비하여 강화되는 점을 고려하여 해당 지역으로 새롭게 지정되는 경우에도 가중치를 부여하였다. 또한 기존의 연구는 정책목적의 통일성을 고려하여 부동산시장 활성화/억제 정책으로 나누어 합산하여 수치화 한 것과 달리, 본 연구는 조세정책과 대출규제정책

이 법인 명의를 활용한 아파트 거래에 미치는 영향력이 다를 수 있음을 고려하여, 본 연구에서는 각 규제정책의 영향력에 따라 가중치를 차등 부여하였다.²⁾ 정책의 분류는 선행연구를 종합적으로 고려하여 ① 개인에 대한 부동산 조세 정책, ② 개인에 대한 규제 정책, ③ 법인 또는 임대사업자에 대한 조세 및 대출 규제정책 정책으로 나누었다.

위에서 언급한 각 정책의 영향력을 분석하기 위하여 본 연구는 상관관계 계수를 활용하는 방법을 선택하였다. 상관분석은 유사한 방향성 내에서 영향력의 크기를 가중치로 변환하는데 적절하기 때문이다. 상관계수를 이용한 가중치 연구는 Resnick et al.(1994)의 연구에서 처음 사용된 이후 다양한 영역에서 가중치 부여의 한 방법으로 널리 사용되고 있다. 본 연구에서는 위 상관분석을 진행한 뒤, 상관계수비에 따라 부동산조세 및 주택금융 정책에 가중치를 차등 부여한 지수를 생성하였다.

각 요소별 상관분석 결과 개인에 대한 세금, 주택금융, 법인에 대한 규제 등이 <표 2>에서 보는 바와 같이 각 0.4:0.7의 계수비로 법인 명의를 주택거래에 영향을 미침을 확인할 수 있었으므로 이를 고려하여 가중치를 설정하였다. 또한 조정지역이 대출규제가 중심인 투기과열지구보다 서울 규제가 좀 더 강할뿐더러 조정지역과 투기과열지구의 각 영향력이 0.6:0.3이고 서로 효과가 독립적이므로, 조정지역이 투기과열지구로 추가 지정 시 양자 간의 계수비를 곱하여 가중 반영하였다.

2) 기타 독립 변수

본 연구모형에 반영한 주택의 공급 및 수요에 관한 변수는 수도권 시군구 세대수(월별, 시군구별)다. 세대수는 행정안전부에서 제공하는 월별 주민등록인구현황 통계에서의 주민등록세대수 자료를 사용하였다.

주택가격지수의 경우 한국부동산원에서 발표하는 서울시 월간 아파트 매매가격지수를 사용하였다. 연구의 공간적 범위가 수도권 시군구이지만 서울 아파트 매매가격지수를 변수로 설정한 것은 서울 매매가격지수 변동이 아파트 거래량이 가장 영향을 많이 미치기 때문이다.

표 2. 부동산규제 및 규제지역별 상관계수

Table 2. Correlation coefficient by real estate regulation and regulatory region

유형 Type	부동산 규제 Real estate regulation		부동산 규제 지역 Regulated areas	
	개인세금 규제 Tax regulation	개인대출 규제 Loan regulation	조정지역 Coordination area	투기과열지역 Speculative overheated area
상관계수 Correlation coefficient	0.4	0.7	0.6	0.3

위와 같은 점을 지지하는 선행연구로는 임재만(2011) 및 이옥동·최정일(2016)의 연구가 있다. 임재만(2011:3-18)은 수도권 주택거래량과 주택가격지수의 그랜저 인과관계를 통하여 둘 간의 시계열적 인과관계를 검증한 결과 서울시 주택가격지수가 서울 외 다른 하위 주택시장에서의 거래량과 인과관계가 인정된다고 분석한 바 있으며, 이옥동(2016:241-252)은 주택가격지수와 거래량 사이의 관계를 분석한 결과 주택매매종합지수에 서울아파트 가격지수가 가장 높은 상관관계를 보였으나 종합주가지수, 회사채, 소비자물가 등은 상관관계가 약하게 나타났다고 하였다.

또한 시군구별 주택가격지수를 반영하기 위해서는 시군구별 주택가격지수를 생성할 수 있을 정도로 주택의 수 및 거래량이 충분히 많아야 하나, 수도권 일부 시군 지역(인천 강화군, 경기 가평군 등)의 경우 절대적인 주택의 수 및 거래량이 부족하여 현재 한국부동산원이 월별로 발표하는 시군구별 주택가격지수에 반영되지 않는 상황이다. 위와 같은 가격지수의 대표성 및 유의성을 고려하여 서울 아파트 가격 지수를 독립변수로 반영하였다.

그 외에 본 연구모형에 반영한 거시경제 변수로는 ① 대출 이자율 평균 (통계청) ② KOSPI 지수(통계청)다. 본 연구에서 활용한 주택정책 및 주택시장에 관한 다른 변수들과 달리 위 거시경제변수들은 전국적으로 동일한 지표이다. 위 변수들의 시계열 범위는 다른 변수들과 동일하게 2017년 7월부터 2020년 7월까지이다.

3) 독립변수 간 상관관계 및 분산팽창요인 분석

본 분석을 시행하기에 앞서 본 연구에서 설정한 모형의 독립변수들간의 상관관계분석을 시행하였다. <표 3>은 독립변수들 간의 상관관계 및 분산팽창요인분석(VIF) 결과를 나타내는 표이다.

위 <표 4>에서 보는 바와 같이, 본 모형의 독립변수 간에 높은 상관관계가 나타나지 않았다. 따라서 변수들 간의 다중공선성 문제를 확인하기 위해 분산팽창요인을 분석하였으나, 모든 VIF값이 3.6 이하이고 평균값이 2로, 독립변수 간 다중공선성이 크지 않은 것으로 확인되었다.

따라서 최종적으로 선정된 각 변수는 <표 5>와 같다. 종속변수로는 법인이 매수한 아파트 거래량을, 독립변수로는 ① 개인에 대한 부동산규제지수 및 주택시장 측면에서, ② 주민등록세대수

표 3. 상관관계 분석결과

Table 3. Correlation analysis

	Tran	Regp	G_unit	Int_n	Kospi	P_s
Tran	1					
Regp	-0.0719	1				
G_unit	0.1228	-0.1631	1			
Int_n	-0.3408	-0.1029	-0.0633	1		
Kospi	-0.2235	-0.1441	-0.0942	0.5444	1	
P_s	0.2516	0.137	0.1014	-0.414	-0.5705	1

표 4. 분산팽창요인 분석결과

Table 4. Variance inflation factors

변수 Variable	분산팽창요인값 VIF	1/분산팽창요인값 1/VIF
Kospi	3.6	0.278024
P_s	2.55	0.392777
Int_n	1.76	0.567654
Regp	1.06	0.944859
G_unit	1.05	0.956274
Mean		2

표 5. 자료 설명

Table 5. Data explanation

유형 Type	변수 Variable	설명 Variable description	원단위 Unit	출처 Source	기간 Period
종속변수 Dependent variable	Tran	법인 아파트매수량 Apartment transaction volume by corporation	건	국토교통부 Ministry of Land, Infrastructure and Transport	2017.7.~2020.7.
	Regp	개인 부동산 규제 지수 Real Estate regulation index for individuals	(2017.7.=100)		
독립변수 Independent variable	P_s	서울아파트 매매가격지수 Seoul apartment price index	(2017.7.=100)	한국부동산원 Korea Real Estate Board	2017.7.~2020.7.
	G_unit	주민등록세대 수증가율 Increase in the number of households	퍼센트 Percent	통계청 Statistics Korea	
	KOS	코스피지수 KOSPI index	(2017.7.=100)		
	Int_n	금리 Interest rate	퍼센트 Percent		

증가율 및, ③ 서울아파트가격지수를 다른 자산시장과의 관계에서, ④ 월별 이자율, ⑤ 코스피 지수 등을 설정하였다.

3. 분석 모형

앞서 선행연구에서 살펴본 바와 같이 부동산 조세에 관한 인센티브 또는 패널티는 주택거래량과 법인의 주택시장 참여에 영향을 미침을 확인하였다(조임근·정재진, 2011; 한재명·유태현, 2011; 박진백·이영, 2018; 현무준 외, 2012).

또한 주택금융에 대한 한도를 높일수록 가구의 주택매수에 영향을 미침을 확인하였다(정주희·김호철, 2014; Igan et al., 2011). 그 외의 거시경제요인(박춘성 외, 2018)과 조세 등 부동산 규제정책의 형평성(한광호 외, 2018)도 영향을 미침을 확인하였다.

위와 같은 선행연구와 연구 자료를 종합하여 실증분석 모형을 설정하면 아래 식과 같다.

$$T_{it} = \alpha L_t + \beta K_t + \gamma H_{it} + \delta P_{it} + \epsilon R_{it} + \Delta e_{it} \quad (5)$$

여기서, 종속변수인 T_{it} 는 종속변수로 t 시점의 i 지역에서 법인 명의의 아파트 매수량을 나타낸다.

거시경제 데이터로는 t 시점의 전국단위 매월 대출 금리(L_t) 및 코스피 지수(K_t), 주택시장과 관련한 데이터로는 t 시점의 i 지역 내 아파트의 수요에 영향을 미치는 주민등록세대수 증가율(H_{it}) 및 서울시 아파트매매가격지수(P_{it}), 정부 규제는 L_{it} 는 t 기의 i 지역 내 적용된 부동산규제지수(조세 및 주택금융, 조정지역 및 투기과열지구 편입여부 등)를 의미한다. 각 독립변수 앞의 α 내지 ϵ 는 각 변수의 모수이고, Δe_{it} 는 오차항이다.

위 모형을 적용하기 전, 시계열 데이터의 특성도 가지고 있는 패널데이터임을 감안하여 패널 단위근 검정과 공적분 검정을 시행하여 단위근의 존재 여부 및 시계열의 장기수렴경향을 검정하였다.

검정결과 본 연구에서 사용되는 시계열 변수들이 각 패널 단위근 및 공적분 검정결과 모두 유의하지 않음이 확인되어 패널 회귀 분석 모형을 활용하되 적절한 모델을 검증, 추정하기 위해 하우스만 검정을 실시하였다. 또한 오차항에서 1계 자기상관(AR(1)) 여부를 검정하기 위해 Wooldridge 검정을 실시하였고, 1계 자기상관이 발견된 경우 이를 통제하는 회귀모형을 사용하였다.

마지막으로 위와 같이 도출된 모형을 기초로 하되, 서울시주택가격 지수 및 법인의 주택매수량이 서울과 서울 외 나머지 수도권 지역의 차이가 크을 고려하여 수도권 전체(모델 1), 서울(모델 2), 서울 외 수도권 지역(모델 3)을 나누어, 수도권 시군구별 부동산규제지수가 법인 명의의 주택매수량에 미치는 영향을 분석하였다.

IV. 부동산규제가 법인 명의의 아파트 매수량에 미치는 영향에 대한 분석

1. 기초통계

1) 기초통계량

〈표 6〉은 패널데이터 전체의 기초통계량 분석인데, 위 데이터는 76개 수도권 시군구별로 각 37개월의 월 단위 데이터로 구성되어 있는 균형패널데이터이다. 그룹(= 지역) 내 표준편차는 법

표 6. 기초통계량

Table 6. Basic statistics

변수 Variable	집단 Group	표준편차 Standard deviation	최저값 Lowest value	최대값 Maximum value	수량 Quantity
Tran	overall	23.45	0.00	414.00	N=2812
	between	9.27	0.14	51.51	n=76
	within	21.57	-42.19	375.70	T=37
Regp	overall	55.89	101.40	236.70	N=2812
	between	52.63	107.64	223.89	n=76
	within	19.72	98.00	280.75	T=37
G_unit	overall	0.00	-0.01	0.02	N= 2812
	between	0.00	0.00	0.01	n= 76
	within	0.00	-0.01	0.02	T= 37
Int_n	overall	0.30	2.70	3.73	N= 2812
	between	0.00	3.42	3.42	n= 76
	within	0.30	2.70	3.73	T= 37
Kospi	overall	178.68	1867.20	2507.40	N= 2812
	between	0.00	2224.69	2224.69	n= 76
	within	178.68	1867.20	2507.40	T= 37
P_s	overall	3.73	98.73	111.94	N= 2812
	between	0.00	106.52	106.52	n= 76
	within	3.73	98.73	111.94	T= 37

인명명의 아파트 매수량이 가장 크며, 지역 간 표준편차는 부동산 규제지수로 대상지역이 비조정지역인지 조정지역인지의 여부에 따라 개인이 받게 되는 조세 패널티 또는 인센티브 차이가 큼을 시사한다. 이는 2020년 6월까지 비규제지역으로 있었던 인천의 경우 법인을 통한 아파트 매수가 높았을 가능성을 시사한다.

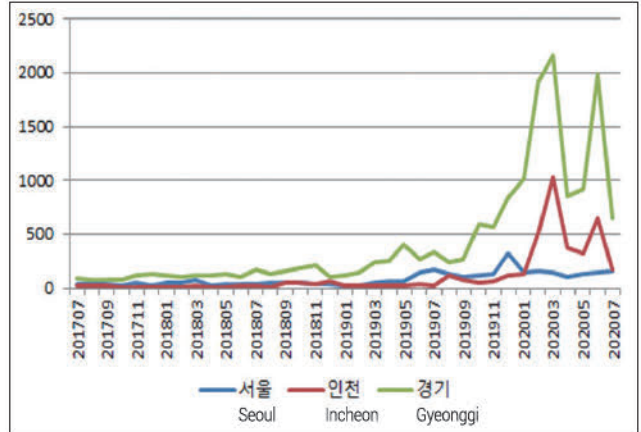
2) 법인의 지역별 아파트 매수량

수도권 권역별 분석결과 경기와 인천의 경우 법인명명의 아파트 매수량은 2019년 12월을 기점으로 크게 증가했지만, 서울의 경우 증가량이 경기도의 약 10% 내지 약 20% 정도로 법인을 통한 아파트 매수세가 상대적으로 낮았다(그림 1a).

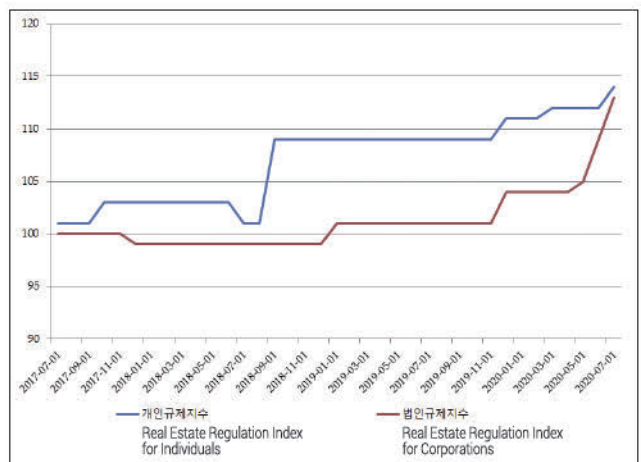
그러나 서울과 대조적으로 인천의 경우 세대수가 경기도에 비해 약 30% 수준으로 낮음에도 법인명명의 아파트 매수량은 경기도 대비 약 50% 수준을 보여주고 있어 법인을 통한 아파트 매수세가 상대적으로 높았다. 위와 같은 지역 간 법인을 통한 아파트 매수세 차이는 분석 시 같은 수도권이라도 서울과 서울이 아닌 지역을 분리하여 분석할 필요성을 보여준다.

3) 부동산규제 및 거시 경제 변화 추이

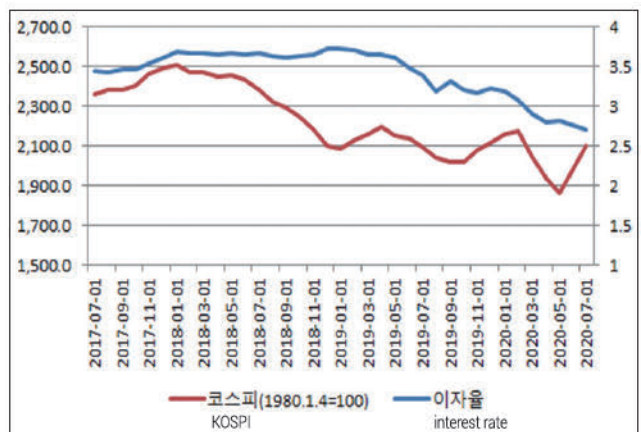
부동산규제정책의 변화를 보시면 개인에 대한 부동산 규제는 증가 추세에 있었고, 2018년부터 2020년 초까지 개인과 법인의



(a) 법인의 지역별 아파트 매수량 (2017~2020)
(a) Amount of apartment purchases by corporate (2017~2020)



(b) 개인 및 법인에 대한 부동산규제지수 (2017~2020, 단위 2017=100)
(b) Real estate regulation index for individuals and corporations (2017~2020, unit 2017=100)



(c) 코스피지수와 이자율 추이 (2017~2020)
(c) KOSPI index and interest rate (2017~2020)

그림 1. 변수별 시계열 추이 (2017.7.~2020.7.)

Figure 1. Time series trend by variable (2017.7.~2020.7.)

규제 지수 차이가 큰 편임을 확인할 수 있다(그림 1b).

법인의 아파트 매수와 다른 자산시장과의 관계를 보면 꾸준히 상승하는 서울 아파트 가격지수와 달리 금리와 코스피지수는

2020년까지 하향추세임을 확인할 수 있다(그림 1c).

2. 분석 결과

1) 단위근 및 공적분 검정 결과

Defuller-Fisher 단위근 검정을 시행한 결과 수준변수와 1차 차분변수 모두 귀무가설을 기각하지 못하여 단위근이 존재하는 것으로 확인되었다. 추가적으로 IPS 검정(Im et al., 2003:53) 및 LLC, PP검정 모두 시행하였으나 아래의 표와 같이 수준변수 모두 10% 범위 내에서 귀무가설을 기각하지 못하여 단위근이 존재하는 불안정한 시계열을 가진 패널 데이터로 확인되었으나 1차 차분한 수준변수의 경우 단위근이 존재하지 않는 것으로 확인되었다(표 7). 따라서 각 독립변수를 1차 차분하여 적용할 필요성이 있다.

또한 본 패널 데이터에 장기적 균형관계가 나타나는지 검정하기 위하여 Westerlund 공적분 검정을 실시하였다(Westerlund, 2007: 709-710). AIC 최적치수는 3으로 하여 분석한 결과 검정 결과 시간특성을 반영한 그룹평균 검정값인 Gt, Ga와 패널검정인 Pa, Pt는 귀무가설을 기각하여 연구모형의 변수들 간에는 장

표 7. 패널 단위근 검정결과

Table 7. Unit root test result

변수 Variable	DF	LLC	PP	IPS	
	Coef/se	Coef/se	Coef/se	Coef/se	
수준변수 Level variable	Regp	-0.010 (0.065)	-0.010 (0.065)	-0.010 (0.065)	-0.010 (0.065)
	G_unit	-129.828 (107.458)	-129.828 (107.458)	-129.828 (107.458)	-129.828 (107.458)
	Int_n	-0.827 (0.550)	-0.827 (0.550)	-0.827 (0.550)	-0.827 (0.550)
	Kospi	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)
	P_s	0.020 (0.069)	0.020 (0.069)	0.020 (0.069)	0.020 (0.069)
차분변수 Difference variable	D. regp	0.047* (0.074)	0.047* (0.074)	0.047 (0.074)	0.047 (0.074)
	D. g_unit	-41.184* (101.932)	-41.184* (101.932)	-41.184* (101.932)	-41.184* (101.932)
	D. int_n	-0.591* (1.489)	-0.591* (1.489)	-0.591* (1.489)	-0.591* (1.489)
	D. kospi	0.001* (0.002)	0.001* (0.002)	0.001* (0.002)	0.001* (0.002)
	D. p_s	-0.271* (0.228)	-0.271* (0.228)	-0.271* (0.228)	-0.271* (0.228)

*P<0.1, **P<0.05, ***P<0.01

표 8. 패널 공적분 검정결과

Table 8. Cointegration test result

Statistic	Value	Z-value	P-value
Gt	-4.855***	-22.759	0.00
Ga	-17.45***	-6.501	0.00
Pt	-31.232***	-12.135	0.00
Pa	-14.851***	-7.476	0.00

*P<0.1, **P<0.05, ***P<0.01

기적 균형관계가 나타는 것으로 나타났다(표 8).

따라서 본 연구에 사용되는 패널데이터는 단위근 및 공적분 검정결과 수준변수와 1차 차분변수 모두 단위근이 존재하는 불안정한 시계열이나, 변수들 간 장기적인 균형관계가 존재하므로 패널 회귀분석을 하는 것이 가능하다. 따라서 각 독립변수들을 1차 차분하여 불안정성을 제거한 다음, 패널 회귀분석을 실시하였다.

2) 하우스만 및 1계 자기상관 검정 결과

〈표 9〉는 하우스만 및 1계 자기상관 검정 결과 요약표이다. 본 연구에 적용할 고정효과 모형과 확률효과 모형 중 적합한 모형을 판별하기 위한 하우스만 검정 결과 모델 1(수도권 전체)과 모델 2(서울 외 수도권 지역)을 분석 대상으로 한 모델의 경우 Prob>chi2 값이 0.001로 나타나 고정효과 모형(FE)이, 모델 3(서울)을 분석 대상으로 한 모델의 경우 Prob>chi2 값이 0.233으로 10% 범위 내에서 귀무가설을 기각하지 못하여 확률효과 모형(RE)이 적절한 것으로 나타났다.

이후 시계열 데이터를 포함하는 패널데이터의 1계 자기상관 여부를 검정하기 위하여 1계 자기상관 검정(Wooldridge, 2002:108)을 수행한 결과 모델 1과 모델 3의 경우 F값이 각 0.11, 0.33으로 10% 범위 내에서 1계 자기상관이 존재한다는 가설을 기각하지 못하였으나, 모델 2의 경우 오차항이 같은 패널 그룹내에서 1계 자기상관이 존재하는 것으로 확인되었다. 따라서 모델 2의 경우 1계 자기상관을 통제한 고정효과 모델(FE_AR)을 통하여 분석하였다.

또한 각 모형별 결정계수의 경우 서울 외 수도권만 반영한 모델 2가 0.03으로 수도권 전체를 반영한 모델 1(0.027), 서울만 반영한 모델 3(0.005)보다 크게 나와 상대적으로 다른 모형에 비해 설명력이 높은 것으로 나타났다.

3) 모델 1 및 2 (〈표 10〉의 A, B) 분석 결과

〈표 10〉은 수도권 전체 및 서울 외 수도권 지역의 법인의 주택 매수 비율에 영향을 미치는 요인을 각 모델별로 분석한 결과이다. 개인에 대한 부동산 규제 지수가 법인 명의의 아파트 매수량에 미치는 영향력을 모델별로 분석한 결과, 개인에 대한 부동산 규제 지수가 1 증가할수록 각 0.08(모델 1: 수도권 전체), 0.13(모델 2: 서울 외 수도권)씩 법인명의로 아파트 매수량이 증가하는

표 9. Woodridge 1계 자기상관 검정 결과

Table 9. Woodridge first-order autocorrelation test

차분값 Difference value	모델 1. 수도권 (A) Model 1. Metropolitan area (A)			모델 2. 서울 외 수도권 (B) Model 2. Metropolitan area excluding Seoul (B)			모델 3. 서울 (C) Model 3. Seoul (C)		
	Coef.	Std. Err.	P	Coef.	Std. Err.	P	Coef.	Std. Err.	P
D1. regp	0.31	.0627	0.00	0.33	0.07	0.00	-0.13	0.11	0.28
D1. g_unit	444.4	183.1	0.02	509.1	231.2	0.03	101.7	110.5	0.37
D1. int_n	-1.24	4.151	0.77	-1.16	6.03	0.85	1.98	3.94	0.62
D1. kospi	0.01	.0072	0.23	0.01	0.01	0.37	0.00	0.00	0.61
D1. p_s	-0.81	.4461	0.07	-1.37	0.62	0.03	0.65	0.43	0.15
자기상관 Autocorrelation	F(1, 75)=2.605 Prob F=0.1107			F(1, 50)=2.695 Prob F=0.0976			F(1, 24)=0.850 Prob F=0.336		
표본수 Samples	2736			1836			900		
결정계수 R-squared	0.0276			0.0319			0.0054		

표 10. 모형별 추정결과

Table 10. Estimated results by model

변수 Variable	모델 1. 수도권 (A) Model 1. Metropolitan area (A)				모델 2. 서울 외 수도권 (B) Model 2. Metropolitan area excluding Seoul (B)				모델 3. 서울 (C) Model 3. Seoul (C)			
	FE	FE_AR	RE	RE_AR	FE	FE_AR	RE	RE_AR	FE	FE_AR	RE	RE_AR
	coef/se	coef/se	coef/se	coef/se	coef/se	coef/se	coef/se	coef/se	coef/se	coef/se	coef/se	coef/se
D1. Regp.	0.084*** (0.024)	0.166*** (0.031)	-0.009 (0.015)	0.006 (0.016)	0.013 (0.030)	0.133*** (0.038)	0.009 (0.025)	0.080*** (0.029)	-0.009 (0.059)	-0.017 (0.063)	-0.009 (0.059)	-0.015 (0.062)
D1. Gunit.	132.387** (202.546)	104.828 (230.427)	-129.139 (188.583)	449.786** (206.583)	123.734* (267.527)	118.35* (306.310)	-141.243 (245.559)	452.637* (268.585)	80.013 (137.564)	92.027 (147.730)	43.078* (134.122)	42.655* (140.583)
D1. Int_n.	-23.088*** (1.738)	-14.263*** (2.716)	-25.138*** (1.691)	-18.895*** (2.539)	-34.525*** (2.535)	-21.469*** (3.966)	-34.624*** (2.486)	-23.769*** (3.727)	-4.515*** (0.936)	-4.518*** (1.020)	-4.533*** (0.936)	-4.496*** (1.000)
D1. Kospi.	0.016*** (0.004)	0.007 (0.005)	0.016*** (0.004)	0.009* (0.005)	0.023*** (0.006)	0.0095* (0.008)	0.023*** (0.006)	0.011 (0.007)	0.001 (0.002)	0.000 (0.003)	0.001 (0.002)	0.001 (0.003)
D1. P_s.	1.085*** (0.168)	0.572* (0.294)	1.226*** (0.166)	0.878*** (0.229)	1.683*** (0.240)	0.908** (0.420)	1.674*** (0.238)	0.988*** (0.330)	0.222** (0.110)	0.220* (0.124)	0.225** (0.110)	0.237** (0.116)
Cons	-76.358*** (23.678)	-46.391** (18.831)	-70.249*** (23.832)	-43.732 (32.601)	-102.691*** (33.741)	-51.480* (27.454)	-102.226*** (33.860)	-49.559 (46.476)	-4.162 (16.244)	-1.427 (17.219)	-4.426 (16.250)	-4.332 (17.046)

*P<0.1, **P<0.05, ***P<0.01

것으로 확인되었다. 같은 개인에 대한 부동산 규제가 강화되더라도 서울보다는 서울 외 지역에서 법인명의로 아파트 매매가 상대적으로 증가량이 많은 것이다.

또한 지역의 고정적인 특성을 반영하는 계수 값의 경우 각 76(모델 1), 51(모델 2)씩 법인명의로 아파트 거래량을 감소시키는 것으로 나타났다.

자산시장을 설명하는 변수인 코스피 지수가 증가할수록 법인명의로 아파트거래량은 각 0.01(모델 1), 0.009(모델 2) 증가하고, 반대로 평균 이자율이 증가할수록 각 23(모델 1), 21(모델 2)씩 법인명의로 아파트 거래량을 감소시키는 것으로 나타났다. 코스피 지수의 변동보다 평균 대출이자율의 변동이 법인명의로 아파트 거래량에 상대적으로 큰 영향을 미치는 것으로 보인다.

그 외 주택수요를 설명하는 변수인 주민등록세대수가 1% 증가할 때 거래량은 각 132(모델 1), 118(모델 2)씩 서울시 아파트 가격 지수가 증가할 때 거래량은 각 1.1(모델 1), 0.9(모델 2)씩 증가하는 것으로 나타났다.

4) 모델 3(표 10)의 C) 분석 결과

확률효과 모형을 중심으로 분석한 서울시 지역만 대상으로 한 모델 3의 결과는 앞의 모델 1, 모델 2와 달리 세대수 증가율, 이자율, 서울시 아파트 매매가격 지수만이 유의한 영향력이 있었고, 개인에 대한 부동산규제지수는 10% 내에서 유의한 영향을 주지 못하는 것으로 나타났다.

확률효과 모형 기준, 모델 3의 경우 세대수 증가율의 경우 1% 증가할 때 거래량이 43 증가하고, 평균 이자율 1% 상승시 거래량이 -4.5 감소, 서울아파트가격지수 1 상승 시 거래량이 0.2 증가하는 것으로 나타났는데, 서울 외 수도권(모델 2)과 비교하면 평균이자율과 서울아파트 가격지수의 영향력이 상대적으로 낮은 것으로 보인다.

V. 요약 및 결론

연구에서 부동산 규제 정책(조세 및 주택담보대출)과 법인이 주체가 된 아파트 거래율의 관계를 분석한 주요 결과를 정리하면 다음과 같다.

먼저 개인에 대한 부동산 규제 지수는 법인의 아파트 매수량과 양의 상관관계를 갖는다는 점이다. 주택시장을 안정화시키기 위하여 개인에 대하여 주택담보대출 규제를 강화하고 세율을 인상할수록 법인을 주체로 한 아파트 거래 자체가 증가한다는 점이다.

또한 이러한 규제는 서울지역보다 서울 외 지역의 아파트 거래량에 큰 영향을 미친다는 점이다. 아래의 <표 11>은 서울 내 법인 아파트 매수량 및 서울 외 수도권 지역 법인 아파트 매수량 상위 5개 지역을 비교한 표이다. 서울 외 수도권지역인 남양주시와 영통구, 연수구는 법인명의 아파트매수량과 전체거래대비 법인명의 아파트 매수비율 모두 높은 반면에 서울지역의 경우 거래량과 거래비중 모두 상대적으로 낮은 추세를 보인다.

또한 지역의 규제 여부도 법인명의의 아파트 거래량에 영향을 미친다, 아래의 그래프 <그림 2>는 연구 기간(2017.7.~2020.7.) 동안 수도권 전체 법인명의의 아파트 매수량 상위 5개 시군구의 거래량추이이다. 2020년 7월부터 조정지역의 경우 법인도 개인과 동일하게 종합부동산세 부과 및 취득 및 양도세 증가를 적용하였다. 그 결과 조정지역으로 지정된 나머지 4개 지역(영통, 연수, 남양주, 화성)과는 다르게 평택시의 경우 2020.6. 대비 2020.7. 거래량이 급증하는 패턴을 보인다.

결국 조세와 금융 패널티를 통한 개인의 주택거래에 대한 정부의 지속적인 개입은 법인이라는 새로운 거래 주체를 주택시장에

표 11. 서울 및 수도권 상위 5개지역 법인거래량 및 비중 비교
Table 11. Corporate transaction volume and proportion in Seoul and the top 5 metropolitan areas

법인에 의한 아파트 매수 상위 지역 Top regions for apartment purchases by corporations	법인명의 아파트매수량 Apartment purchases by corporations	법인에 의한 아파트 매수 비중 Share of apartment purchases by corporations
중랑구 Jungnang-Gu	195	1.9
노원구 Nowon-Gu	198	1
관악구 Gwanak-Gu	210	2.3
강남구 Gangnam-Gu	359	2.1
강동구 Gangdong-Gu	182	0.8
인천시 연수구 Yeonsu-Gu	884	2.9
수원시 영통구 Yeongtong-Gu	918	3.8
평택시 Pyeongtaek	1022	1.8
남양주시 Namyangju	1287	5.5
화성시 Hwaseong	1906	1.7

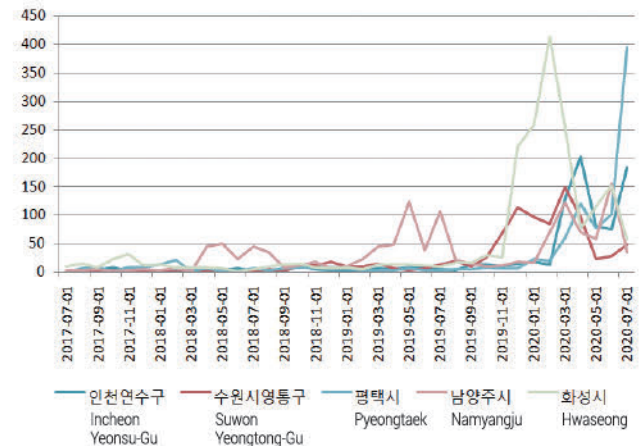


그림 2. 수도권 상위 5개 지역 법인명의의 아파트거래 추이
Figure 2. Apartment transaction trends in the top 5 regions in the Seoul metropolitan area

참여시키고, 이들은 서울지역보다는 서울 외 수도권 지역에서 아파트 거래를 많이 하는 것으로 나타났다.

본 연구는 개인에 부동산 규제정책(조세 및 금융)이 법인의 아파트 거래에 어떠한 영향을 미치는지 또한 서울과 서울 외 수도권 지역 중 어느 지역에 더 많은 영향을 미치는지를 고찰하였다는 점에서 의의가 있다.

그러나 본 연구는 다음과 같은 한계점을 가지고 있다. 본 연구에서 활용한 거래주체별 주택거래와 관련한 국토교통부 실거래 데이터는 본 연구의 전제인 개인에 대한 규제를 피하기 위해 개인이 법인을 설립하여 주택시장에 참여한다는 본 연구의 전제를 뒷받침함에 다소 부족한 부분이 있다.

이러한 부분에 대해서는 법인에 대한 자금조달계획서 및 자금출처소명을 명문화한 부동산 실거래법 시행규칙이 2020년 10월경부터 시행되었으므로 추후 데이터가 축적될 경우 부동산 매매 입대업을 수행하는 법인의 성격 및 주택 취득경위에 관한 증명이 가능해서 후속연구에서 좀 더 상세한 분석이 가능할 것으로 보인다.

또한 위 그래프에서 살펴보듯 법인에 대한 종합부동산세 부과 및 취득 및 양도세 중과가 적용된 2020년 7월부터 조정지역의 경우 법인을 통한 아파트 매수세가 감소하는 추세를 보여 법인에 대한 규제 전후로 정책의 영향을 분석하고 싶었으나, 본 연구의 기간은 2017년 7월부터 2020년 7월로 법인에 대한 규제 이전 시점까지의 데이터를 대상으로 한 것으로 본 연구에서 다루지 못하였다. 추후 규제 이후의 법인 명의의 아파트 거래량 데이터가 축적되면 이에 대한 후속연구가 필요할 것으로 보인다. 마지막으로 본 연구는 정책유형별 지역적 차별성(서울과 서울 외)이 법인의 주택시장 참여에 미치는 영향을 규명하기 위하여 같은 정책유형 내 개별 정책의 영향력에 대한 고려가 부족하였는데, 후속연구에서 이 부분에 대해서도 고려할 계획이다.

주1. 법인의 경우 2020년 7월 이전에는 매출(임대수익) 및 차익에 따른 법인세만 부과되었다. 그러나 개인 다주택자의 경우 임대사업자 등록을 하더라도 2019년부터 조정지역의 경우 양도세 중과 배제 혜택이 배제되었고, 2019년 9월 대책 등을 통하여 조정지역의 경우 종합부동산세 및 양도세 등의 규제가 강화되는 등 조세 측면에서 법인에게 불리한 측면이 있었다(국토교통부, 2020).

주2. 선행연구인 서수복(2008)의 연구의 경우 부동산규제정책의 영향력을 부동산 경기 활성화/억제 정책으로 유형화한 후 이를 억제정책은 +3, 활성화는 -3으로 평가하여 반영하였고, 김문성·배형(2013)의 연구의 경우 월별로 억제정책은 -로, 활성화 정책은 +로 합산 후 변수로 반영한 것을 고려하여, 본 연구는 '정책유형별(부동산조세정책, 대출규제정책)로 묶어 상관관계 분석을 통하여 영향력을 파악하여 반영하고, '같은 유형 내'의 정책의 경우 '정책 목적의 통일성'을 반영하여 인센티브는 +1, 패널티는 -1로 합산 반영하였다.

인용문헌 References

- 구성미, 2007. "상환능력에 따른 주택금융 차입제약이 가구의 주택구매에 미치는 영향", 서울대학교 석사학위논문.
Gu, S.M., 2007. "Effect of Housing Finance Borrowing Restrictions according to Repayment Capacity on Household Purchases", Master's Dissertation, Seoul National University.
- 국세청, 2019. 「최근 5년간 부동산 관련 사업자 현황」, 서울.
National Tax Service, 2019. *Status of Real Estate Businesses for the Last 5 Years*, Seoul.
- 국토교통부, 2020. 「주택업무편람」, 서울.
Ministry of Land, Infrastructure and Transport, 2020. *Housing Policy Handbook*, Seoul.
- 김문성·배형, 2013. "주택정책에 대한 서울 아파트 시장의 반응 분석에 관한 연구", 「부동산연구」, 23(1): 41-65.
Kim, M.S. and Bae, H., 2013. "A Study on the Analysis of the Response of the Seoul Apartment Market to Housing Policies", *Korea Real Estate Review*, 23(1): 41-65.
- 민인식·최필선, 2009. "STATA 패널데이터 분석", 서울: 한국 STATA 학회.
Min, I.S. and Cho, P.S., 2009. "STATA Panel Data Analysis", Seoul: Korea STATA Society.
- 박진백·이영, 2018. "부동산 조세의 주택시장 안정화 효과: 보유세와 거래세를 중심으로", 「부동산분석」, 4(2): 1-19.
Park, J.B. and Lee, Y., 2018. Housing Market Stabilization Effect of Real Estate Tax: Focused on Ownership Tax and Transaction, *Journal of Real Estate Analysis*, 4(2): 1-19.
- 박춘성·송준·홍재화, 2018. "균형거시모형을 이용한 한국의 주택가격 및 임차료 변동 요인 분석", 「KIF Working Paper」, 2018(2): 1-80.
Park, C.S., Song, J., and Hong, J.H., 2018. "Analysis of Changes in Housing Price and Rent in Korea Using the Balanced Macro Model", *KIF Working Paper*, 2018(2): 1-80.
- 서수복, 2008. "부동산정책이 아파트시장에 미치는 영향에 관한 연구", 「국토연구」, 56: 79-102.
Seo, S.B., 2008. "A Study on the Impact of Real Estate Policy on the Apartment Market", *The Korea Spatial Planning Review*, 56: 79-102.
- 신상영·이성원, 2007. "주택자금 대출규제가 주택구입능력에 미치는 영향: 서울시 아파트를 중심으로", 「국토연구」, 54: 139-155.
Shin, S.Y. and Lee, S.W., 2007. "The Effect of Borrowing Constraints on Home-Ownership Affordability: The Case of Apartment Houses, Seoul", *The Korea Spatial Planning Review*, 54: 139-155.
- 이옥동·최정일, 2016. "주택매매가격종합지수 및 주요 경제지표들의 상승률 동향과 관련성 분석", 「부동산학보」, 64: 241-252.
Lee, O.D. and Choi, J.I., 2016. "Growth Rate Trend and Relationo Analysis between House Purchasing Price Composite Index and the Index of Leading Economic Indicators", *Korean Real Estate Academy Review*, 64: 241-252.
- 임재만, 2011. "주택거래량은 주택가격 변동을 설명할 수 있는가?", 「국토연구」, 69: 3-18.
Im, J.M., 2011. "Do Housing Trading Volume Explain Housing Prices or the Converse?", *The Korea Spatial Planning Review*, 69: 3-18.
- 정주희·김호철, 2014. "보금자리주택 공급 및 DTI 규제 확대 정책이 수도권 주택가격과 거래량의 관계에 미친 영향", 「국토계획」, 49(1): 171-191.
Jung, J.H. and Kim, H.C., 2014. "The Effect of the Policy to Expand the Supply of Bogeumjari Housing and DTI Regula-

- tions on the Relationship between Housing Prices and Transaction Volume in the Metropolitan Area”, *Journal of Korea Planning Association*, 49(1): 171-191.
13. 조임곤·정재진, 2011. “거래세 감면이 대도시 부동산 시장에 미치는 영향”, 「한국정책학회보」, 20(4): 219-243.
Cho, I.G. and Jeong, J.J., 2011. “Effect of Transaction Tax Reduction on Real Estate Market in Big City”, *Journal of the Korea Association for Policy Studies*, 20(4): 219-243.
 14. 주택산업연구원, 2019. 「주택거래 활성화를 위한 정책대안 모색 세미나 자료집(2019.10.10.)」, 서울.
Korea Housing Institute, 2019. *Policy Alternative Search Seminar for Revitalization of Housing Transactions (October 10, 2019)*, Seoul.
 15. 한광호·이재혁·노승한, 2018. “개인임대사업자의 법인전환인식에 관한 연구”, 「주거환경」, 16(1), 163-179.
Han, G.H., Lee, J.H., and Noh, S.H., 2018. “A Study on the Recognition of Corporate Conversion of Private Rental Business Operators”, *Journal of The Residential Environment Institute of Korea*, 16(1): 163-179.
 16. 한재명·유태현, 2011. “거래세율 인하가 주택거래량에 미치는 효과에 관한 연구”, 「지방행정연구」, 25(2): 229-270.
Han, J.M. and Yoo, T.H., 2011. “A Study on the Effect of Transaction Tax Rate Reduction on Housing Transaction Volume”, *The Korea Local Administration Review*, 25(2): 229-270.
 17. 현무준·김영우·문영기, 2012. “다주택자의 임대사업자 전환 유인에 대한 연구”, 「주택연구」, 20(1): 55-76.
Hyun, M.J., Kim, Y.W., and Moon, Y.K., 2012. “A Study on the Incentives for Multi-homeowners to Switch to Rental Business”, *Housing Studies Review*, 20(1): 55-76.
 18. Ashenfelter, O., Levine, P.B., and Zimmerman, D.J., 2003. *Statistics and Econometrics: Methods and Applications*, New Jersey: John Wiley & Sons.
 19. Baltagi, B.H., 2001. *Econometric Analysis of Panel Data* (2nd ed.), New York: John Wiley.
 20. Best, M.C. and Kleven, H.J., 2018. “Housing Market Responses to Transaction Taxes: Evidence from Notches and Stimulus in the UK”, *The Review of Economic Studies*, 85(1): 157-193.
 21. Floetotto, M., Kirker, M., and Stroebel, J., 2016. “Government Intervention in the Housing Market: Who Wins, Who Loses?”, *Journal of Monetary Economics*, 80: 106-123.
 22. Hill, R.C., Griffiths, W.E., and Judge, G.G., 2001. *Undergraduate Econometrics* (2nd ed.), New Jersey: John Wiley & Sons. (이병탁 역(2004), 「계량경제학」, 서울: 시그마프레스.)
 23. Igan, D. and Kang, H., 2011. “Do Loan-to-value and Debt-to-income Limits Work? Evidence from Korea”, *IMF Working Papers*, 1-34.
 24. Im, K.S., Pesaran, M.H., and Shin, Y., 2003. “Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels”, *Journal of Econometrics*, 115(1): 53-74.
 25. Johnston, J. and DiNardo, J., 1997. *Econometric methods*, ed. New York: McGraw-HiU.
 26. Levin, A., Lin, C.F., and Chu, C.S.J., 2002. “Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-sample Properties”, *Journal of Econometrics*, 108(1): 1-24.
 27. Poterba, J.M., 1992. Taxation and Housing: Old Questions, New Answers, *The American Economic Review*, 82(2): 237-242.
 28. Resnick, P., Iacovou, N., Suchak, M., Bergstrom, P., and Riedl, J., 1994. “GroupLens: An Open Architecture for Collaborative Filtering of Netnews”, In Proceedings of the 1994 ACM Conference on Computer Supported Cooperative Work, North Carolina: Chapel Hill.
 29. Westerlund, J., 2007. “Testing for Error Correction in Panel Data”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69(6): 709-748.
 30. Wooldridge, J.M., 2002. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge: MIT Press.

Date Received 2020-12-31
 Reviewed(1st) 2021-03-02
 Date Revised 2021-06-04
 Reviewed(2nd) 2021-06-18
 Date Accepted 2021-06-18
 Final Received 2021-11-16