

城镇化水平对房地产价格的影响研究

——以珠江三角洲为例

刘亚婷

云南财经大学, 云南 昆明

收稿日期: 2021年9月21日; 录用日期: 2021年10月6日; 发布日期: 2021年10月20日

摘要

为研究珠三角地区城镇化对房价的影响, 厘清作用机制, 本研究采用面板模型对珠三角9个城市2004~2019年数据进行深入研究, 从供给和需求两个角度展开讨论, 针对本文长面板数据, 考虑扰动项可能存在的异方差与自相关, 从而确定这些潜在因素的影响, 选择OLS+面板校正标准误差和全面FGLS估计方法进行估计。研究发现珠三角地区城镇化对房价影响为正, 但不显著, 理论上, 城镇人口规模增加, 带动住房需求的增加, 房价随之上涨, 但有效住房需求仍需进一步协商, 珠三角地区已经处于较高的城镇化水平, 相较而言, 城镇化率高的地方, 房地产市场发展更好, 各个城市之间的差距扩大, 城市群内部房地产市场发展呈现不平衡状态。

关键词

珠江三角洲, 房价, 城镇化, 面板模型

Research on the Impact of Urbanization Level on Real Estate Prices

—Taking the Pearl River Delta as an Example

Yating Liu

Yunnan University of Finance and Economics, Kunming Yunnan

Received: Sep. 21st, 2021; accepted: Oct. 6th, 2021; published: Oct. 20th, 2021

Abstract

In order to study the impact of urbanization on housing prices in the Pearl River Delta region and clarify the mechanism of action, this study uses a panel model to conduct in-depth research on the

data of 9 cities in the Pearl River Delta from 2004 to 2019, discusses from the perspectives of supply and demand, focuses on the long panel data of this article, and considers the possible heteroscedasticity and autocorrelation of the disturbance term, so as to determine the influence of these potential factors, choose OLS+ panel correction standard error and comprehensive FGLS estimation method to estimate. The study found that urbanization in the Pearl River Delta has a positive but not significant impact on housing prices. Theoretically, the increase in the size of the urban population will lead to an increase in housing demand, and housing prices will rise accordingly. However, the effective housing demand still needs further discussion. The Pearl River Delta is already in a higher level of urbanization. In comparison, places with a high urbanization rate have a better development of the real estate market. The gap between cities has widened, and the development of the real estate market within urban agglomerations is in a state of imbalance.

Keywords

Pearl River Delta, House Price, Urbanization, Panel Model

Copyright © 2021 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

自住房商品化改革以来,我国房地产业获得空前发展,逐渐发展为国民经济的支柱产业,一方面依靠自身发展为经济增长注入活力,另一方面其良好健康发展有效促进多个基础行业的发展,正逐渐从不成熟向成熟过渡,与此同时,住房作为居民生活的刚需,与居民生活息息相关,房价的快速攀升引发了一系列经济以及社会问题,也受到了政策制定者和学术界广泛关注,居高不下的房价无疑对居民的消费能力有所打击,甚而对我国的金融稳定乃至民生问题都产生重要影响,因此抑制房价过快上涨仍是近年来我国宏观调控的重要问题之一。中国的高房价固然离不开长期的低利率和较严格的土地供给控制等特殊因素影响,但发展中国家房价居高不下的现状,在一定程度上与城市化进程有关,城镇化作为推动城市发展的重要途径,在如今中国经济社会发展中的作用不言而喻,中国经济的快速发展促进城镇化稳步向前,同时,城镇化的发展对中国经济产生巨大影响,房地产业也伴随着城镇化进程持续发展,快速发展的城镇化已成为我国经济发展的必然趋势,城镇化对房价的影响也日益显著。中国正处在城市化进程的加速期和经济的转型期,经济社会中的各种矛盾凸显,城镇化进程在多大程度上影响房价,这对于判断未来房价和经济发展状况至关重要。在这个特殊时期,处理好城镇化建设与房地产市场间的协调发展显得尤为重要。

珠江三角洲地区作为我国综合实力最强的三大城市群之一,城镇化建设和房地产市场发展都具有典型的代表意义,凭借其优越的地理位置加之政策扶持,创造了大量的就业机会,既帮助解决区域内的人口就业,同时也集聚了大规模的流动人口。本文尝试从城镇化视角来分析住房刚性需求及对房价波动的影响,厘清两者之间的影响机制,更重要的是帮助政府转换思想,因地制宜,根据本地地区的实际情况,制定合理的惠民政策,避免盲目城镇化带来不必要的后果,进而为构建房地产市场稳定运行的长效机制提供参考。

2. 文献综述

2.1. 房价影响因素研究

随着房地产市场成为推动我国经济发展的重要力量,与此相关研究也日益增多,房地产价格受多种

因素影响,且影响机制各有不同,经过数十年研究发展,指标选取已趋于成熟,通过梳理相关研究,主要从供给和需求两个角度来考量影响房价的因素,随着居民生活水平提高,城市宜居度也逐渐纳入考虑因素之中。

供给面影响因素主要集中于土地供给、土地价格、建造成本以及房地产存量等方面。土地供给进而影响住房供应,是影响房价较为关键的因素。Peng & Wheaton (1994)以香港为例分析了可开发土地供应变化影响房价和房屋产出的机制,结果表明,香港的供应限制导致了房价上涨,但并没有降低住房产出[1]。韩立彬等(2018)从土地的空间配置政策视角出发,研究了2003年后土地供给倾向中西部的政策转变对城市房价上涨的影响,研究表明,当前不同城市之间房价的分化,根源在于土地供给在空间上与土地需求不匹配,土地价格能够对住房供应和住房成本产生一定影响[2]。温海珍等(2010)基于联立方程模型对房价与地价的互动影响进行研究。发现房价与地价之间存在内生性关系,相互影响的方向均为正向,并且房价处于主导地位[3]。宋勃等(2009)对房价与地价关系进行理论分析与实证检验。得出结论:短期而言,地价对房价没有影响,而房价是地价的Granger原因;长期来说,房价和地价存在双向因果关系,建造成本通过影响住房成本间接影响房价[4]。苏亚莉等(2011)对我国房地产价格影响因素进行实证研究,结果表明:建筑成本的增加会使房地产价格显著上涨[5]。Wang & Zhang 试图了解城市户口人口、工资收入、城市土地供应和建设成本等基本供求因素变化的重要性,来解释2002年至2008年中国主要城市住宅价格的上涨,结果表明,在样本中,大多数城市的基本因素变化可以占实际房价上涨的主要比例,即建筑成本提高促进房价上涨[6]。但况伟大(2010)在住房存量调整模型基础上,考察了预期和投机对房价影响。针对开发成本对房价的影响给出了相反的结论,认为开发成本并非房价波动重要因素。房地产存量可在一定程度上衡量房地产市场规模。相对来说,住房供给的不可控因素更多,加之住房供给存在一定的稀缺性及垄断性,单纯从供给面研究房价的影响因素有失偏颇[7]。盛松成等(2007)通过国际和国内房地产发展史的深入对比分析,指出需求是房地产价格变化的决定性因素,为此应将需求作为调控重点。现有的研究仍以需求面为主,即以成本推动论为主要依据[8]。

需求面影响因素主要包括经济因素(通货膨胀率、居民可支配收入等要素)、人口因素(人口规模、人口结构等)以及心理因素。Sean Holly (2010)基于美国房价的空间模型,证明实际房价是由基本面因素(如实际人均可支配收入)以及共同冲击推动的[9]。梁云芳等(2007)对中国房地产价格波动区域差异进行研究,结果表明人均GDP无论长期还是短期对中部地区房价影响都比较大[10]。Creina Day (2018)研究了英国的人口和房价,研究发现,如果家庭形成的速度超过住房供应的速度,从长远来看,不会走投机泡沫的道路,那么实际房价会随着时间推移而上涨[11]。徐建炜等(2012)以人口结构变化作为切入点对中国住房价格持续高涨现象进行分析,中国少年人口抚养比例的提高虽然会带来房价上涨,但是老年人口抚养比例增加带来的效应却恰好相反[12]。郭娜等(2015)在我国老龄化和城镇化的背景下,研究了它们对房地产价格所产生的影响,结果表明,人口数量的增长确实是推动我国房地产价格上涨的重要因素,城镇化水平的增加则会增强这种正向影响使房价出现上涨[13]。心理因素主要体现在消费者预期,梁云芳等(2006)对我国商品住宅销售价格波动成因进行实证分析,发现上一期住宅价格波动,具有较强的滞后影响[14]。当前学界主要通过理论阐述和实证分析两者方式从需求面研究房价影响因素。

2.2. 城镇化水平与房价关系研究

常亮等(2012)对房价与城镇化进程关系及影响进行研究,结果表明,城镇化水平对房价的积极影响与城镇化水平、经济发展水平契合程度以及城镇规模相关,并且城镇化水平对房价上涨弹性有增加的趋势[15]。陆铭等(2014)对城市化、移民和房价的经验研究,在中国,城市化带来的住房需求则成为推高城市住房价格的重要原因,外来人口(移民)占比更高的城市房价更高[16]。陈广桂(2004)以农民市民化成本入

手,在分析了房价和农民市民化成本虚高的基础上指出,城市房价虚高给我国城市化带来了负面影响[17]。任木荣等(2009)基于省际面板数据研究了房价与城市化的关系,发现各地区房价对城市化率的弹性均为正值,表明城市化水平对房价具有正的积极影响[18]。王鹤等(2017)研究了城镇化影响房地产价格的“直接效应”与“间接效应”,结果表明:近十年,快速城镇化是推动房地产价格上涨的一个重要因素,城镇化进程的加快,不但会导致当地房地产价格的上涨(直接效应),也会导致相关地区房地产价格的上涨(间接效应) [19]。张延等(2016)对城镇化与房价的关系进行了理论探讨和实证分析,理论分析认为城镇化率的提高将推动房价的上涨,实证结果显示,城镇化率与房价具有显著的正相关关系[20]。罗良文等(2015)实证分析东、中、西部地区城镇化差异及其对房地产价格的影响,结果表明,全国城镇化水平存在不均现象,城镇化水平差异给区域房价带来不同程度影响[21]。

2.3. 文献评述

根据已有的文献可知,在探索影响房地产价格的因素时,通常从需求与供给两个角度展开,由于供给面特殊性质的存在,从而侧重于从需求面展开分析,在城镇化建设过程中,土地供给、人口规模以及居民收入水平等因素因其与城镇化紧密相关,对房价影响尤为显著。探究城镇化与房价的关系,可发现大多数的研究结论都趋于城镇化率与房价具有显著的正相关关系,至于长期的影响则各执一词,考虑选择模型及研究范围等因素的不同,持有不同见解无可厚非。

现阶段有关城镇化与房价的研究已相对成熟,但仍有不足,主要体现在内在影响机制尚不完备,以因果分析的角度来判断二者之间的关系仍是主流,具体的影响途径及方式稍显欠缺。其次,现有研究仍将眼光放在全域范围内,体现在对全国以及省级层面的分析,得出结论略显笼统,不具代表性,对特定区域的研究相对较少。因此,本文以珠三角 9 个城市作为研究对象,以常住人口占总人口的比例来作为人口城镇化的衡量指标,引入相关控制变量,对城镇化与房价的关系进行实证分析,希望通过此次实证分析,可以揭示珠三角地区城镇化对房价的影响程度,进而对相关研究能有所补充。

3. 方法和数据

根据已有研究,从理论角度看,城镇化水平促进房地产市场发展,对房价有正向作用,根据珠三角地区实际情况,以及数据的可获得性。本文基于珠三角 9 个城市 2004~2019 年数据,对珠三角地区城镇化对房地产价格的影响进行分析。

在实际分析中先对数据进行了相应调整,以期达到面板数据所要求的误差相对较小的模型,即将所有水平值统一调整为增长率指标。即采用城镇化率 ur 作为解释变量,衡量对被解释变量房价波动 hpr 的影响。数据源于 2003~2019 年广东统计年鉴、各市统计年鉴以及城市建设统计年鉴。在正式构建模型之前,对数据进行描述性统计分析,从而对原始变量的统计特征具备初步认识,结果如表 1 所示:

Table 1. Descriptive statistics of each variable

表 1. 各变量描述性统计信息

变量	观测个数	平均值	标准差	最小值	最大值
hp	144	9782.94	9019.656	1524.91	54,648.57
inc	144	31,192.09	12,452.323	9261.37	65,052.11
ur	144	77.955	18.755	24.75	100
lgh	144	11.83	12.243	-17.46	49.7
hi	144	3,970,608.1	3,991,262.3	124,800	20,870,742

Continued

ba	144	343.93	370.19	33	1324
gr	144	52.80	56.727	9.72	386.64
mbe	144	23,047.51	19,578.754	4814	100,080

3.1. 数据平稳性检验

经增长率处理后的变量，须先进行平稳性检验，以保证建立的模型以及其后的结果分析更具有统计意义。检验结果如表 2 所示：

Table 2. Panel data unit root inspection

表 2. 面板数据单位根检验

变量	LLC	HT	IPS	Fisher
hpr	-6.7302 (0.0000)	-15.4743 (0.0000)	-4.2411 (0.0000)	-5.4898 (0.0000)
incr	-4.4712 (0.0000)	-12.7677 (0.0000)	-2.4607 (0.0069)	-5.7000 (0.0000)
urr	-7.3810 (0.0000)	-9.4151 (0.0000)	-11.0558 (0.0000)	-3.6552 (0.0001)
lghr	-6.4417 (0.0000)	-15.9238 (0.0000)	-3.2492 (0.0006)	-5.3846 (0.0000)
hir	-6.0188 (0.0000)	-10.6911 (0.0000)	-3.0100 (0.0013)	-5.8343 (0.0000)
bar	-7.4879 (0.0000)	-16.9962 (0.0000)	-5.1196 (0.0000)	-5.8047 (0.0000)
grr	-4.2926 (0.0000)	-3.8382 (0.0001)	-0.8472 (0.1984)	-4.0738 (0.0000)
mber	-2.8691 (0.0021)	-10.9863 (0.0000)	-3.0600 (0.0011)	-4.1723 (0.0000)

据上表检验结果所示，调整后的变量，在 5% 显著性水平下，经多种单位根检验，均强烈拒绝面板包含单位根的原假设，认为面板为平稳过程。

3.2. 扰动项异方差、自相关检验

对于短面板，由于时间维度较小，面板个体的信息较少，无法探讨扰动项是否存在自相关，故一般假设扰动项独立同分布，但对于长面板，由于 T 较大，信息较多，故可以放松这个假定，考虑扰动项可能存在的异方差与自相关，是否考虑这一潜在条件，对估计系数有较大影响。

3.2.1. 组间异方差的沃尔德检验

检验结果如下：

$H_0: \sigma(i)^2 = \sigma^2$ for all i

$\chi^2(9) = 42.55$

$\text{Prob} > \chi^2 = 0.0000$

沃尔德检验统计量的 P 值为 0.0000，强烈拒绝同方差的原假设，认为扰动项存在组间异方差。

3.2.2. 组内自相关的沃尔德检验

检验结果如下：

H0: no first-order autocorrelation

$F(1, 8) = 68.096$

Prob > F = 0.0000

沃尔德检验统计量的 P 值为 0.0000，拒绝“不存在一阶组内自相关”的原假设。

3.2.3. 组间同期相关的 LM 检验

检验结果如下：

Breusch-Pagan LM test of independence:

$\chi^2(36) = 100.848, Pr = 0.0000$

Breusch-Pagan LM 统计量的 P 值为 0.0000，故强烈拒绝“无同期相关”的原假设，认为存在同期相关。

3.2.4. 变系数模型选择

对于长面板数据，得益于样本容量大，每位个体不仅可以拥有自己的截距项或时间趋势项，且允许每位个体的回归方程斜率也可以不同，即变系数模型，通过下述参数稳定性检验，以确定本文面板数据是否需要选择变系数模型。

Test of parameter constancy:

$\chi^2(64) = 49.78 \quad Prob > \chi^2 = 0.9039$

参数稳定性检验的 P 值为 0.9039，故不拒绝“参数不变”的原假设，认为不应使用变系数模型。

3.3. 基础模型构建

针对本文所选面板数据，考虑长面板数据 T 较大，信息较多，运用沃尔德检验和 LM 检验对扰动项可能存在的异方差与自相关进行检验，并采取 OLS+面板校正标准误差和可行广义最小二乘法进行估计，构建的面板模型表达式如下：

$$Y_{it} = \beta_0 + \theta X_{it} + \varepsilon_{it} X_{it} = (\text{urr}_{it}, \text{incr}_{it}, \text{lghr}_{it}, \text{hir}_{it}, \text{bar}_{it}, \text{grr}_{it}, \text{mber}_{it})$$

Y_{it} 是被解释变量，商品房平均销售价格增长率(hpr)。 X_{it} 是解释变量及控制变量，包括需求面的城镇化率(urr)、人均可支配收入增长率(incr)、滞后一期房价增长率(lghr)等指标；供给面的房地产开发住宅投资额增长率(hir)、建成区面积增长率(bar)以及作为控制变量的建成区绿化覆盖率(grr)和医院卫生机构床位数增长率(mber)等城市宜居度指标， ε_{it} 为随机扰动项。

4. 实证结果及分析

在长面板中，由于 n 相对于 T 较小，对于可能存在的固定效应，加入个体虚拟变量即可(即 LSDV 法)。对于时间效应，通过加入时间趋势项来控制，通过上述检验，考虑扰动项存在的组间异方差、组内自相关以及组间同期相关，为此，进行相应的四种估计，估计结果如表 3 所示。

作为对比，不考虑组间异方差或同期相关，先进行 LSDV 回归。回归结果显示，珠三角有些城市虚拟变量很显著，即存在固定效应，应允许每个城市拥有自己的截距项，而时间效应在 5% 显著性水平下也是显著的。LSDV 中的稳健标准误未考虑可能存在的组间异方差与组间同期相关，为此，使用面板校正标准误进行估计，回归结果显示，这两种估计方法，估计系数完全一样，只是标准误不同，本文中，面板校正标准误差更大。OLS+面板校正标准误差考虑了组间异方差与同期相关。仅解决组内自相关也可使

用 FGLS 估计, 更为全面 FGLS 估计则同时考虑这三个因素, 并对异方差或自相关的具体形式进行假设, 从而进行估计。总的来说, “OLS+面板校正标准误差” 最为稳健, 全面的 FGLS 估计最有效率。

Table 3. Panel regression results
表 3. 面板回归结果

	(1) LSDV	(2) OLS+面板校正标准误差	(3) 仅解决组内自相关的 FGLS	(4) 全面 FGLS
urr	0.235** (2.66)	0.235 (1.39)	0.239 (1.43)	0.151 (1.58)
incr	0.410*** (4.21)	0.410 (1.51)	0.423 (1.56)	0.182 (1.22)
lghr	-0.127 (-1.81)	-0.127 (-1.01)	-0.076 (-0.60)	-0.120 (-1.60)
hir	0.191*** (5.26)	0.191*** (3.48)	0.185*** (3.41)	0.130*** (5.15)
bar	0.006 (1.13)	0.006 (0.42)	0.004 (0.24)	0.009 (0.95)
grr	-0.013*** (-4.47)	-0.013 (-0.64)	-0.012 (-0.65)	0.009 (0.74)
mber	-0.685* (-2.22)	-0.685*** (-2.70)	-0.703*** (-2.84)	-0.589*** (-4.69)
2	-4.538*** (-11.05)	-4.538 (-1.21)	-4.422 (-1.25)	-1.816 (-0.60)
3	-2.930*** (-3.63)	-2.930 (-0.74)	-3.022 (-0.80)	0.341 (0.11)
4	0.158 (0.08)	0.158 (0.03)	0.349 (0.06)	1.548 (0.36)
5	-4.292*** (-6.06)	-4.292 (-1.05)	-4.368 (-1.12)	-1.398 (-0.41)
6	1.489 (0.43)	1.489 (0.19)	1.786 (0.24)	1.596 (0.32)
7	-0.289 (-0.17)	-0.289 (-0.06)	-0.066 (-0.01)	1.372 (0.45)
8	-8.397*** (-7.35)	-8.397** (-2.01)	-8.418** (-2.11)	-4.402 (-1.41)
9	0.608 (0.46)	0.608 (0.12)	0.354 (0.07)	3.564 (0.90)
t	-0.479** (-2.66)	-0.479 (-1.20)	-0.489 (-1.30)	-0.537** (-2.36)
C	-1.091 (-0.13)	-1.091 (-0.07)	-1.735 (-0.12)	5.251 (0.61)
Observations	144	144	144	144
R-squared	0.242	0.242	0.250	

***p < 0.01, **p < 0.05, *p < 0.1。

由回归结果可知,在“OLS+面板校正标准误差”和全面的FGLS两种估计下,城镇化对房价都是正向影响,但都不显著,珠三角地区已经处于较高的城镇化水平,本文用常住人口与总人口的比重来衡量城镇化率,但这种方法会把长期在城市打工的农村人口计算在内,计算值偏大,并不能够有效代表住房需求,因此,相应的指标在对房价波动进行回归时,回归结果并不显著。

5. 结论

本文选取珠三角地区9个城市2004~2019年数据,从房地产市场与城镇化的相关理论引入,再过渡到城镇化与房价的关系,通过梳理已有的研究成果,依据房地产市场的供求模型选取相关指标,运用面板数据模型分析城镇化对房价的影响,得出以下结论:珠三角地区城镇化水平与房价存在一定的关系,相较而言,城镇化率高的地方,房地产市场发展更好,理论分析可知,城镇化对房价的影响主要通过需求推动论与成本推动论两种途径实现,从实证结果可知,珠三角地区城镇化对房价的影响为正,但不显著,珠三角地区已经处于较高的城镇化水平,各个城市之间的差距扩大,城市群内部房地产市场发展呈现不平衡状态。

参考文献

- [1] Peng R. and Wheaton, W.C. (1994) Effects of Restrictive Land Supply on Housing in Hong Kong: An Econometric Analysis. *Journal of Housing Research*, 5, 263-291.
- [2] 韩立彬, 陆铭. 供需错配: 解开中国房价分化之谜[J]. *世界经济*, 2018, 41(10): 126-149.
- [3] 温海珍, 吕雪梦, 张凌. 房价与地价的内生性及其互动影响——基于联立方程模型的实证分析[J]. *财贸经济*, 2010(2): 124-129.
- [4] 宋勃, 刘建江. 房价与地价关系的理论分析与中国经验的实证检验: 1998-2007[J]. *中央财经大学学报*, 2009(9): 60-66.
- [5] 苏亚莉, 张玉. 我国房地产价格影响因素的实证研究——基于2003-2008年数据[J]. *江西社会科学*, 2011, 31(12): 54-57.
- [6] Wang, Z. and Zhang, Q. (2014) Fundamental Factors in the Housing Markets of China. *Journal of Housing Economics*, 25, 53-61. <https://doi.org/10.1016/j.jhe.2014.04.001>
- [7] 况伟大. 预期、投机与中国城市房价波动[J]. *经济研究*, 2010, 45(9): 67-78.
- [8] 盛松成, 刘斌. 经济发展对房价长期走势的决定作用——基于中国及国际的比较分析[J]. *财贸经济*, 2007(8): 109-114, 129.
- [9] Holly, S., Hashem Pesaran, M. and Yamagata, T. (2010) A Spatio-Temporal Model of House Prices in the USA. *Journal of Econometrics*, 158, 160-173. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2010.03.040>
- [10] 梁云芳, 高铁梅. 中国房地产价格波动区域差异的实证分析[J]. *经济研究*, 2007(8): 133-142.
- [11] Day, C. (2018) Population and House Prices in the United Kingdom. *Scottish Journal of Political Economy*, 65, 127-141. <https://doi.org/10.1111/sjpe.12166>
- [12] 徐建炜, 徐奇渊, 何帆. 房价上涨背后的人口结构因素: 国际经验与中国证据[J]. *世界经济*, 2012, 35(1): 24-42.
- [13] 郭娜, 吴敬. 老龄化、城镇化与我国房地产价格研究——基于面板平滑转换模型的分析[J]. *当代经济科学*, 2015, 37(2): 11-17+124.
- [14] 梁云芳, 高铁梅. 我国商品住宅销售价格波动成因的实证分析[J]. *管理世界*, 2006(8): 76-82.
- [15] 常亮, 贾金荣. 房价与城镇化进程关系及影响研究[J]. *经济经纬*, 2012(3): 50-54.
- [16] 陆铭, 欧海军, 陈斌开. 理性还是泡沫: 对城市化、移民和房价的经验研究[J]. *世界经济*, 2014, 37(1): 30-54.
- [17] 陈广桂. 房价、农民市民化成本和我国的城市化[J]. *中国农村经济*, 2004(3): 43-47.
- [18] 任木荣, 刘波. 房价与城市化的关系——基于省际面板数据的实证分析[J]. *南方经济*, 2009(2): 41-49.
- [19] 王鹤, 周少君. 城镇化影响房地产价格的“直接效应”与“间接效应”分析——基于我国地级市动态空间杜宾模型[J]. *南开经济研究*, 2017(2): 3-22.
- [20] 张延, 张静. 城镇化对房价的影响: 理论与实证分析[J]. *财政研究*, 2016(6): 95-102.
- [21] 罗良文, 潘雅茹. 区域城镇化差异对房地产价格影响的实证分析[J]. *统计与决策*, 2015(5): 131-134.