

城市用地结构对固定资产投资的影响研究

——以安徽省为例

曹 泽, 张翊婷

(安徽建筑大学 经济与管理学院, 合肥 230000)

摘要:通过建立计量经济学模型的方法,分析了安徽省土地供给结构对固定资产投资的影响。将城市四类用地类型作为模型变量,选取安徽省2012—2016年间16个地市相关数据进行回归分析。结果显示,在四类用地类型中,相对于其余三类用地仓储用地面积对固定资产投资额影响最大;而且截距项表明其他社会经济因素对固定资产投资的影响显著。因此,政府应适当增加仓储物流用地的供给,同时对其余类型用地应考虑当地的产业结构,根据地方的社会发展状况作出合理决策。

关键词:安徽省;固定资产投资;城市用地结构

中图分类号:F293.2 **文献标志码:**A **文章编号:**1672-349X(2018)03-0078-06

DOI:10.16160/j.cnki.tsxyxb.2018.03.017

A Research on the Impact of Urban Land Structure on Investment in Fixed Assets: A Case of Anhui Province

CAO Ze, ZHANG Yi-ting

(College of Economics and Management, Anhui Jianzhu University, Hefei 230000, China)

Abstract: Through the establishment of an econometric model, the impact of land supply structure on fixed assets investment in Anhui Province was analyzed. With the four types of urban land as model variables, a regression analysis was conducted on the data of 16 cities in Anhui Province in 2012—2016. The results show that among the four types of land use, the area of storage land has the greatest impact on the investment in fixed assets. The intercept terms indicate that other socio-economic factors also have significant impact on fixed assets investment. Accordingly, the government is expected to appropriately increase the supply of land for warehousing and logistics and make reasonable decisions on the other types of land in view of the local industrial structure and development situation.

Key Words: Anhui Province; fixed assets investment; urban land structure

0 引言

土地供给总量与结构对城市增长的速度及模式都会产生影响,合理的土地供给结构对社

会经济的发展具有积极作用,而且运作良好的土地市场有利于城市的可持续发展。

王爱民、刘加林、尹向东较早地提出了土地

作者简介:曹泽(1969—),男,安徽颍上人,副教授,博士,主要从事建筑经济与管理研究。

供给对社会经济有“隐性贡献”的特点,并对土地供给和经济发展之间的关系进行了定量分析^[1]。龙奋杰、郭明以 2000—2006 年中国 293 个城市的相关数据建立计量经济学模型,实证检验了城市产业用地供给对城市 GDP 增长有明显的作用^[2]。黄凌翔认为城市土地供给数量、结构、方式都会对社会经济造成影响^[3]。马克星等认为土地供给应在考虑产业发展的基础上有差别地进行配置^[4]。匡兵等认为城市增长与土地供给的类型有关^[5]。陈治国、李成友、刘志有认为土地供给对城市房地产影响很大,不合理的土地供给政策会对社会经济带来负面影响^[6]。高金龙、陈雯认为产业结构影响了经济增长,因此在研究中应根据产业结构与土地供给的关系对用地类型进行分类^[7]。

“一书两证”政策是我国城市规划的基本制度,其中的“一书”是指建设项目选址意见书,“两证”是指建设用地规划许可证和工程规划许可证。安徽省政府响应国家有关政策,积极探索社会经济发展与城市建设之间的关系,其中土地供给特征研究是安徽省“一书两证”政策研究项目中的重要内容,尤其是在安徽省经济飞速发展、固定资产投资稳步上升的阶段,为保证政策的准确性和指导性,需要通过相关研究,寻找政策与经济发展的相关性,以期对城市规划管理产生导向性作用。本文在安徽省“一书两证”相关政策背景下,对土地供给特征进行分析,研究各类型用地面积对于固定资产投资额产生的影响,并从土地规划角度提出政策建议。

1 数据来源与数据处理

固定资产投资是社会进行生产的基础,投资额是 GDP 的重要组成部分,对社会经济起到促进作用,因此选取安徽省各地市的固定资产投资额为被解释变量,选取对经济发展影响较大的 5 种类型用地面积,即住宅面积(R)、商服面积(B)、厂房面积(M)、仓储面积(W)、公共设施面积(A)、市政设施面积(U)为解释变量,探讨用地结构对固定资产投资额的影响。

统计年鉴中的固定资产投资额一般按现价计量,各年之间不具有可比性,需要通过平减处理将其转化为可比较的实际固定资产投资额。具体方法如下:选取统计年鉴中安徽省 16 个地市 2012—2016 年的固定资产投资额即现价,以及 1978 年为基期的生产总值指数。通过换算得到以 2012 年为基期的各年的生产总值指数,将指数分别与 2012 年的固定资产投资额相乘计算出各年的不变价投资额,由平减指数=现价投资额/不变价投资额,将各年的现价与当年的不变价投资额相除,可计算出各年的平减指数。2012 年的实际固定资产投资额=2012 年的现价投资额,将上一年的实际固定资产投资额与各年平减指数相乘,得出 2013—2016 年间可比较的实际固定资产投资额。数据来源选择 2012—2016 这一时间段,是由于本文考察的内容在安徽省各地市“一书两证”项目背景下进行,该项目中所能提供的土地批复时间最早始于 2012 年,而固定资产投资的数据目前只能获取至 2016 年。

对各变量进行相关性分析(见表 1),在表 1 中商服面积(B)与厂房面积(M)之间的相关性为 0.850 552,说明商服用地面积与厂房地面面积之间的相关性非常大,变量 B 与变量 M 高度相关,可合并为一项。

公共设施是指为市民提供公共服务产品的各种公共性、服务性设施,具体可分为教育、医疗、文娱、交通、科研、办公等,公共设施的建立会对该地域的居民生活、政治、社会经济以及生产活动产生较大影响。市政设施通常是由政府、法人或公民出资并进行建造,是城市发展的基础,包括城市水电、燃气供给网、通信工程、城市道路、垃圾处理站、污水处理站等^[8]。由于公共设施面积(A)与市政设施面积(U)具有高度重合性,一般都是指市政基础设施建设面积,区分于投资方式的不同,故将变量 A 与 U 合并。

综上所述,6 项指标可合并为 4 项,即 R , BM , W , AU , 将其作为解释变量,固定资产投资额(Y)作为被解释变量,建立普通面板数据模型,分析 R , BM , W , AU 对 Y 的影响。

表 1 基于规划工程项目的供地面积相关分析

	R	B	M	W	A	U
R	1					
B	0.783 964	1				
M	0.664 459	0.850 552	1			
W	0.614 234	0.325 366	0.006 304	1		
A	0.386 469	0.281 299	0.259 484	0.670 07	1	
U	-0.343 03	-0.241 8	-0.258 79	-0.271 85	-0.686 23	1

2 模型构建

2.1 模型选择

面板数据模型一般表示为: $y_{it} = \alpha_i + x_{it}\beta_i + \mu_{it}$, $i=1, \dots, n, t=1, \dots, T$ 。该模型区分于横截面上的个体影响, 满足以下条件: ① $\alpha_i = \alpha_j, \beta_i = \beta_j$; ② $\alpha_i \neq \alpha_j, \beta_i = \beta_j$; ③ $\alpha_i \neq \alpha_j, \beta_i \neq \beta_j$ 。当模型的系数与截距项都不发生变化, 即 α 与 β 值为常系数, 此时的回归模型为混合效应模型; 当模型满足条件②时, 说明该模型仅在截距项上有差异, 此时的回归模型为固定影响或随机影响变截距模型; 满足条件③时, 说明该模型在个体与结构方面的影响程度都不同, 此时的回归模型为固定影响或随机影响变系数模型。

确定模型类型使用的检验方法为 Hausman 检验及 F 检验。Hausman 检验主要用于检验模型为固定影响模型还是随机影响模型, 具体步骤如下: 原假设 H_0 为个体, 与回归变量无关, 建立随机影响模型, 假设 H_1 为建立固定影响模型, 检验时如果 Hausman 统计量较大, P 值远小于 0.05 时, 则说明模型拒绝原假设 H_0 , 满足假设 H_1 , 即建立固定影响模型。利用 Eviews8 进行 Hausman 检验, 结果如图 1 所示, 由此可知, Hausman 统计量较大, 且 P 值为 0, 远小于 0.05, 因此该模型在 5% 的显著性水平下拒绝原假设 H_0 , 接受假设 H_1 , 因此建立固定影响模型。

Correlated Random Effects - Hausman Test			
Pool: TD			
Test cross-section random effects			
Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random	68.990467	4	0.0000

图 1 Hausman 检验结果

F 检验用于检验模型是否存在个体影响或

结构影响, 以此判断模型建立采用变截距模型还是变系数模型, 具体步骤如下: 检验以下两个假设

$$H_1: y_{it} = \alpha_i + x_{it}\beta_i + \mu_{it};$$

$$H_2: y_{it} = \alpha + x_{it}\beta_i + \mu_{it}。$$

先检验假设 H_2 , 若接受假设 H_2 , 则不再检验假设 H_1 , 模型选用混合效应模型。若拒绝假设 H_2 , 则检验假设 H_1 , 若接受假设 H_1 , 则斜率都相等, 即建立变截距模型; 若拒绝假设 H_1 , 则建立变系数模型。F 统计量的计算方法如下: 普通最小二乘估计中, 变系数模型的残差平方和为 S_1 , 变截距模型的残差平方和为 S_2 , 混合效应模型的残差平方和为 S_3 , S_1, S_3 满足:

$$(1) S_1 / \sigma_\mu^2 \sim \chi^2[n(T-K-1)];$$

$$(2) \text{假设 } H_2 \text{ 条件下, } S_3 / \sigma_\mu^2 \sim \chi^2[nT - (K+1)] \text{ 和 } (S_3 - S_1) / \sigma_\mu^2 \sim \chi^2[(n-1)(K+1)];$$

$$(3) (S_3 - S_1) / \sigma_\mu^2 \text{ 与 } S_1 / \sigma_\mu^2 \text{ 独立。}$$

计算 F_2 的值:

$$F_2 = \frac{(S_3 - S_1) / [(n-1)(K+1)]}{S_1 / [n(T-K-1)]} \sim F[(n-1)(K+1), n(T-K-1)]。$$

通过查表可得 F 的临界值, S_1, S_2 满足:

$$(1) \text{假设 } H_1 \text{ 条件下, } S_2 / \sigma_\mu^2 \sim \chi^2[n(T-1) - K], (S_2 - S_1) / \sigma_\mu^2 \sim \chi^2[(n-1)K];$$

$$(2) (S_2 - S_1) / \sigma_\mu^2 \text{ 与 } S_1 / \sigma_\mu^2 \text{ 独立。}$$

计算 F_1 的值:

$$F_1 = \frac{(S_2 - S_1) / [(n-1)K]}{S_1 / [n(T-K-1)]} \sim F[(n-1)K, n(T-K-1)]。$$

其中, n 表示地区数; K 表示变量个数; T 表示时期数。

由 evIEWS8 可得 S_1, S_2, S_3 的值, 协方差分析结果拒绝假设 H_2 , 接受假设 H_1 , 因此建立变

截距模型。

通过 Hausman 检验及 F 检验可建立固定影响变截距模型,分析解释变量住宅面积(R)、商服及厂房面积(BM)、仓储面积(W)、公共设施及市政设施面积(AU)对固定资产投资额(Y)的影响。除用地面积之外,社会经济因素对固定资产投资也具有较大影响,这些因素体现在不同的截距上,固定影响变截距回归模型如下:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 R_{it} + \beta_2 B_{it} + \beta_3 M_{it} + \beta_4 W_{it} + \beta_5 A_{it} + \beta_6 U_{it} + \mu_{it}。$$

其中, i 表示各地市; t 表示各年。

2.2 平稳性的单位根检验

某些非平稳的时间序列本身没有联系,会出现虚假回归的现象,因此需要对面板数据进行平稳性检验^[9]。平稳性的单位根检验包括 LLC 检验、Hadri 检验、IPS 检验、ADF-Fisher 检验和 PP-Fisher 检验,除 Hadri 检验外,其余的原假设都存在单位根。若经过检验,拒绝原假设,则说明序列具有平稳性,否则不平稳。通过 Eviews 软件对 R, BM, W, AU 4 个变量分别进行单位根检验,结果如表 2 所示。从表 2 中可知,变量 R, W 都未通过检验,不拒绝原假设。变量 BM, AU 通过检验,证明 BM, AU 序列是平稳的。而且通过一阶差分结果可得,变量 $d(R), d(BM), d(W), d(AU)$ 的序列都是平稳的。

2.3 协整检验

通过 2.2 单位根检验可知变量序列符合一阶单整,在序列平稳的前提下进行协整分析,检验固定资产投资额(Y)与住宅面积(R)、商服及厂房面积(BM)、仓储面积(W)、公共设施及市政设施面积(AU)之间是否存在长期协整关系。通过 Pedroni 检验进行面板数据协整分析。图 2 为 Pedroni 检验结果,通过检验结果可以看出,Panel v-Statistic 与 Panel rho-Statistic 的 P 值检验结果较差,本文主要考虑以 Panel ADF-Statistic 与 Group ADF-Statistic 统计量为依据,Panel PP-Statistic 与 Group rho-Statistic, Panel ADF-Statistic 与 Group ADF-Statistic 的

P 值较小,在显著性水平 5% 下通过检验,即说明固定资产投资额(Y)与住宅面积(R)、商服及厂房面积(BM)、仓储面积(W)、公共设施及市政设施面积(AU)之间存在长期协整关系。

表 2 面板数据单位根检验结果

	LLC	ADF	PP	是否通过检验
R	-1.626 96 0.051 9*	26.034 1 0.762 1	35.194 7 0.319 3	否
BM	-4.539 44 0.000 0***	43.696 2 0.081 4*	56.960 1 0.004 3***	是
W	-0.322 6 1 0.373 5	36.005 9 0.286 4	41.342 4 0.124 7	否
AU	-2.087 88 0.018 4**	43.441 0 0.085 4*	48.350 0 0.031 9**	是
$d(R)$	-27.890 5 0.000 0***	71.605 7 0.000 1***	83.418 1 0.000 0***	是
$d(BM)$	32.711 0 0.000 0***	72.047 0.000 1***	86.600 2 0.000 0***	是
$d(W)$	-12.761 1 0.000 0***	72.391 7*** 0.000 1	75.389 8 0.000 0***	是
$d(AU)$	-10.294 5 0.000 0***	44.695 6 0.067 3***	49.546 5 0.024 6***	是

注:***, **, * 表示在 1%, 5%, 10% 的显著性水平下参数是显著的; $d(\)$ 表示一阶差分。

Correlated Random Effects - Hausman Test
Pool: TD
Test cross-section random effects

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random	68.990467	4	0.0000

图 2 Pedroni 检验结果

2.4 回归分析

据 2012—2016 年间安徽省 16 个地市面板数据,经过检验,采用变截距的固定影响面板回归模型进行分析。为消除异方差性带来的偏差,分析中使用了截面加权的方法,结果如图 3 所示。

由上述分析,可得到固定资产投资额与不同类型工程规划用地间的回归模型为:

$$Y_{it} = 909.7 + 0.03R_{it} + 0.05BM_{it} + 0.69W_{it} + 0.02AU_{it} + 2714.11D_1 + 686.4D_2 - 139.35D_3 \cdots - 300.03D_{16}。$$

(1)调整后的判别系数 $R^2 = 0.9909$,方程整体拟合效果非常好,解释能力很强。

(2)10%显著性水平情况下,各参数 T 统

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
R?	0.031835	0.013475	2.362551	0.0214
BM?	0.054161	0.027557	1.965420	0.0540
W?	0.687589	0.320614	2.144605	0.0360
AU?	0.023958	0.011128	2.153000	0.0353
C	909.6750	9.446566	96.29690	0.0000
Fixed Effects (Cross)				
HF-C	2714.111			
WH-C	686.4011			
BB-C	-139.3542			
HN-C	-271.1888			
MAS-C	23.95804			
HB-C	-396.1992			
TL-C	-279.2243			
AQ-C	28.10950			
HS-C	-570.6635			
CHUZ-C	-96.43841			
FY-C	-126.4911			
SZ-C	-113.3180			
LA-C	-277.5699			
BZ-C	-311.1563			
CHIZ-C	-570.9121			
XC-C	-300.0638			
Effects Specification				
Cross-section fixed (dummy variables)				
Weighted Statistics				
R-squared	0.993090	Mean dependent var	1491.636	
Adjusted R-squared	0.990902	S.D. dependent var	689.2240	
S.E. of regression	46.39439	Sum squared resid	129146.3	
F-statistic	453.8547	Durbin-Watson stat	1.336299	
Prob(F-statistic)	0.000000			
Unweighted Statistics				
R-squared	0.996755	Mean dependent var	963.9752	
Sum squared resid	159769.0	Durbin-Watson stat	0.758133	

图 3 回归分析结果

计显著,5%显著性水平下,商服及厂房面积对投资额的影响显著性水平稍弱。总体来说模型中各解释变量对固定资产投资额具有较显著的解释能力。模型不存在异方差与自相关性。

(3)F 检验: $F=453.8547$, $\text{Prob. } F=0.000$,在显著性水平为 α 的条件下, $F=\frac{ESS/K}{RSS/(n-K-1)}$,可计算相应临界值的大小,通过查表的方法获得临界值^[8]。上述回归模型中根据样本数据求得 F ,比较 F 与临界值的大小,以此判断原方程总体上的线性关系是否显著成立。查表可得 $F_{0.05}(4,11)=3.36$, $F>F_{\alpha}(K,n-K-1)$,由此说明在 95% 的显著性水平下,该模型的线性关系成立。

由上述回归模型得,不同类型供地面积对固定资产投资额影响显著,且差异较大。住宅面积 R 的系数为 0.032,表明住宅面积每增加 1 万平方米的供给,可引起固定资产投资额增加 320 万元; BM 的系数 0.054,表明商服及厂房

面积每增加 1 万平方米的供给,可引起固定资产投资额增加 540 万元; W 的系数 0.69,表明每增加 1 万平方米的仓储面积供给,可引起固定资产投资额增加 6 900 万元; AU 的系数 0.024,表明增加 1 万平方米的公共设施及市政设施面积供给,将引起固定资产投资额增加 240 万元。截距项反映了除土地面积以外的因素对固定资产投资额的影响,变截距模型表明,不同城市除土地之外社会经济因素对投资的影响差异巨大且显著。

3 研究结果

我国 1992 年提出建立社会主义市场经济体制,主要通过宏观调控的手段进行市场调控。但完全市场经济会带来许多问题,就城市土地管理而言,完全市场经济带来的生产过剩等现象会直接影响城市土地供给,因此政府调控在城市土地管理中扮演十分重要的角色。政府在考虑社会经济的发展走向前提下,通过对土地的规划、控制,实行有偿使用制度,使得我国城市土地利用呈上升趋势。从上述研究结果中可以看出,安徽省的土地供给与城市固定资产投资额之间的关系十分密切,其影响程度逐渐增强并趋于平稳。

(1)早期住宅用地对固定资产投资额的影响作用明显,商服及厂房用地对固定资产投资额也有较大影响,但随着经济的发展,住宅面积、商服及厂房用地面积对固定资产投资额的影响逐渐趋于平稳。房地产业、商业、工业的发展与社会经济息息相关,政府、企业、公民都十分关注其发展状况,为保持产业发展的均衡,在城市规划管理中,政府应重视土地供给结构平衡,根据地区的产业发展情况进行合理配置。

(2)公共设施与市政设施用地对固定资产投资额的影响程度较小。公用设施一般是保障居民日常生活的基础设施,大多是非盈利的,但基础设施的存在也与商业、房地产业相互影响,起到促进经济发展的作用,因此,在土地规划中应合理使用土地,以保障必需的基础设施。

(3)仓储用地对固定资产投资额的影响最大,说明安徽省的物流行业呈现持续增长的良

好趋势,其影响程度持续增长。未来应更加重视物流仓储相关土地供给,同时注意物流仓储的布局,以确保物流运输的效率,使得社会经济与物流行业相互促进,协调发展。

总之,土地资源是有限的,提高土地的利用效率、坚持可持续发展是土地管理的政策方向。政府应发挥合理的主导作用,推进土地市场的发展。由于各地区的规划管理水平与利益诉求有差异,需要依据其发展情况制定合适的城市规划以及管理办法,因地制宜,与时俱进,协调发展。

参考文献:

- [1] 王爱民,刘加林,尹向东. 深圳市土地供给与经济增长关系研究[J]. 热带地理, 2005(1):19-22.
 - [2] 龙奋杰,郭明. 土地供给对中国城市增长的影响研究[J]. 城市发展研究, 2009(6):83-87.
 - [3] 黄凌翔. 土地供给经济系统运行时空变化特征及政策绩效评价研究:基于宏观调控视角[J]. 当代经济管理, 2015, 37(4):74-78.
 - [4] 马克星,刘红梅,王克强,等. 上海市土地市场供给侧改革研究[J]. 中国土地科学, 2017, 31(1):37-47.
 - [5] 匡兵,卢新海,周敏,等. 武汉城市群城市用地结构时空演变特征及其机理[J]. 经济地理, 2016, 36(5):71-78.
 - [6] 陈治国,李成友,刘志有. 中国城市土地供给政策对住房价格和城市发展影响研究[J]. 现代财经, 2015, 35(9):24-33.
 - [7] 高金龙,陈雯. 转型期中国城市用地结构动态演变及其机理:基于长三角 51 个样本城市的实证研究[J]. 长江流域资源与环境, 2017, 26(4):540-551.
 - [8] 王苗. 市政设施建设养护管理[J]. 住宅与房地产, 2016(6):34.
 - [9] 李子奈,齐良书. 关于计量经济学模型方法的思考[J]. 中国社会科学, 2010(2):69-83.
- (责任编辑:李秀荣)
-
- (上接第 49 页)
- [8] 屠约峰. 天然气汽车尾气净化催化剂研究进展[J]. 工业催化, 2017(7):14-17.
 - [9] BHARATHIRAJA M, VENKATACHALAM R, TIRUVENKADAM N. Experimental analysis of exhaust gas after treatment system using water scrubbing in a single cylinder diesel engine for diesel and biofuel blends [J]. Transportation research part D transport & environment, 2016, 49:291-300.
 - [10] 李龙. 生物柴油的研究现状及发展趋势[J]. 环境保护与循环经济, 2008(2):22-25.
 - [11] DENG Y D, CHEN Y L, CHEN S, et al. Research on integration of an automotive exhaust-based thermoelectric generator and a three-way catalytic converter [J]. Journal of electronic materials, 2015, 44(6):1524-1530.
 - [12] MAI P P T, TIEN N T, MINH T L, et al. The application of high surface area cordierite synthesized from kaolin as a substrate for auto exhaust catalysts[J]. Journal of the chinese chemical society, 2015, 62(6):536-546.
 - [13] 张京. 浅谈汽车尾气污染及其治理的发展方向[J]. 黑龙江交通科技, 2009, 32(4):117-118.
 - [14] 周礼. 汽车尾气污染防治综述[J]. 工程设计与研究, 2011(2):42-44.
 - [15] GULATI K, BANERJIR B, LALL S B, et al. Effects of diesel exhaust, heavy metals and pesticides on various organ systems: Possible mechanisms and strategies for prevention and treatment [J]. Indian journal of experimental biology, 2010, 48(7):710-730.
 - [16] 亚力庆·克里木. 汽车排放对环境的影响及防治和控制办法综述[J]. 新疆交通科技, 2015(3):82-83.
- (责任编辑:夏玉玲)