



对四川省经济增长与房地产投资关系的实证分析研究

李建勇

(四川大学 四川 成都 610065)

摘要:近几年,新冠疫情对我国经济增长与房地产行业均造成较大冲击。为了研究在国内外形势不确定背景下房地产投资对经济增长的内在影响机制,进一步推动经济增长与房地产投资协调可持续健康发展,本文以四川省为例,选取最新统计数据,从实证角度研究房地产投资额对经济增长的影响。基于二十年的数据,本文进行了时间序列分析和回归分析。我们发现,四川省房地产开发投资额与经济发展存在长期稳定均衡关系,具有显著正向影响。基于本文的研究发现,我们认为需根据四川省经济发展情况实时调整房地产管控政策,既要控制当地房价稳定,也要适时发挥房地产投资拉动经济发展的作用。

关键词: 房地产投资,经济增长,四川,实证分析

1. 研究背景及意义

近年来,随着国内疫情、国外形势的诸多不确定性,四川省房地产经济发展受到严重制约,2022年房地产经济第一次出现负增长。房地产经济的萎靡是否会导致经济发展退步?为了正确认识房地产发展和经济的关系,本文利用最新统计数据,构建房地产业发展与经济发展之间的分析模型,对此展开研究。

首先,让我们回归下近年来国家在房地产方面的政策。为防止房地产行业过度投机,我国多次出台相关政策,政策上收紧,明股实债等融资方式大幅压缩,行业内短期财务压力增大,系统性风险下降。比如,2022年6月国家发改委出台《“十四五”新型城镇化实施方案》政策,该政策明确要求建立住房与土地联动机制,实施房地产金融审慎管理,遏制投机需求;2022年11月银保监会、央行联合发布《关于做好当前金融支持房地产市场平稳健康

2789-5491/© Shuangqing Academic Publishing House Limited All rights reserved.

Article history: Received January 21, 2023 Accepted February 8, 2023 Available online February 11, 2023

To cite this document: 李建勇(2023). 对四川省经济增长与房地产投资关系的实证分析研究. 新经济与金融研究, 第3卷, 第1期 8-17页.

Doi: <https://doi.org/10.55375/jonef.2023.3.2>

作者简介: 李建勇(1995.10-),男,汉族,四川资阳市人,四川大学金融硕士在读,研究方向:金融分析

发展工作的通知》，涵盖房地产开发贷、住房租赁金融等 16 条措施，明确房地产融资平稳有序进行。

其次，从行业层面看，房地产的发展困境对行业和企业发展也造成一定的影响。比如，WIND 房地产行业统计数据显示，房地产行业增速放缓，遇到发展瓶颈，近五年(2016 年—2021 年)复合增速仅 2.6%，房企销售利润逐步下行。此外，根据 2022 年 11 月国家统计局最新数据，2022 年 1-10 月份全国房地产投资开发额下降 8.8%，进入萧条阶段。从企业层面看，央行研究局《中小微企业融资难是世界性难题，我国存在 5 大困境》研究显示，大多数中小企业面临房地产融资渠道受限、融资成本高等问题。

综上，可以看到，当前我国房地产行业有明显的下滑迹象。四川省作为我国的经济大省，《2021 年四川省统计年鉴》显示，房地产经济占到四川 GDP 的 15.1%。因此，四川省房地产的发展对省内经济拉动作用很重要。为了更清晰地揭示省内经济发展和房地产投资资金的关系，本文选取四川省的数据作为研究对象。

在理论上，本文聚焦经济增长与房地产投资两者关系研究，运用计量经济学方法进行实证分析，一定程度上扩展了相关理论，丰富了两者关系研究的相关理论。在现实上，本文结合四川省 GDP 和房地产投资开发额的最新统计数据，最贴近四川省当下的实际情况，对于四川省房地产行业和经济发展有着重大意义。

本文的研究方法是定性与定量相结合的分析方法，既包括理论层面的分析，结合房地产对经济发展的引导作用，详尽分析了房地产投资开发额影响经济增长的作用机理，也包括实证研究分析，利用最新统计数据进行计量分析和模型设计，包括回归分析、协整检验，误差修正模型建立以及格兰杰因果检验等。本文的重要发现是四川省房地产投资与经济增长之间存在长期稳定的均衡关系，两者相互促进，制定科学合理的房地产调控政策对当地经济发展非常重要。

2. 文献综述

之前文献关于房地产和经济发展的研究成果。贺书平(2005)采用计量方法分析发现，房地产投资会对经济增长产生长期影响。杨婷、南灵(2010)利用协整分析和误差修正模型分析两者关系，认为房地产投资对国民经济增长有长期贡献。况伟大(2011)对两者互动关系进行实证分析，得出房地产投资与经济增长关系是非对称的，前者对后者影响更小的结论。王琪(2014)认为房地产投资对经济增长是正向影响。张屹山、孟宪春和李天宇(2018)根据 30 个省份数据建立空间杜宾模型，认为缩小地区间经济发展差距是形成房地产市场健康稳定发展长效机制的根本。卓武扬、陈婷(2019)基于成都区域经济，发现成都市房地产投资和地区生产总值之间互为因果关系。周振(2020)认为房地产投资能够显著促进经济增长。丁钰骅、张会荣(2021)认为经济发展不应该过度依赖房地产投资。梅凤婷(2021)通过实证研究，得出二者短期内因果关系显著，长期显著性一般的结论，两者互相影响。张铭(2022)采用多元线性回归方法对全国 31 省市面板数据进行实证研究，表明我国房地产投资对经济增长有促进作用。

之前文献关于房地产和经济发展的研究方法。大部分学者通常运用计量回归的方法来研究两者之间的关系，包括 VAR 模型、脉冲响应函数分析和方差分解、空间杜宾模型、协整检验以及误差修正模型等，以宏观分析为主，常常聚焦于空间区域差异的影响研究，以具体某个地区的研究相对较少。

本文的研究区别于之前的研究，从研究目标看，本文锁定省级层面，关注省级经济的发展和房地产的关系，省级经济和房地产经济的研究目前相对较少。在研究方法上，本文主要借鉴定性与定量分析相结合的方法，在实证研究方面以协整检验和误差修正模型为主。

3. 房地产投资对经济增长的理论分析

房地产投资是以房地产为对象，为获得预期效益(稳定的未来收入)而对土地和房地产开发、经营，以及购置等进行的资本投资。房地产投资不同于一般的金融投资(股票、外汇、基金和债券等)其形式多种多样，时间跨度较长，涉及金额大，投资风险较高，受环境影响较大，且与其他行业关联度高。作为基础性产业，房地产投资的发展依靠其他产业生产出的产品，如冶金、钢材、建筑，水泥、化工等行业，同时也带动其他行业的发展，共同影响经济增长。从作用来看，房地产业的快速发展一方面可以直接刺激投资需求，另一方面可以间接刺激消费需求(人们刚性需求)进而促使消费投资的迅速增加，最终推动整个经济的快速发展。

关于房地产投资影响经济增长的理论众多，最为常用的是投入产出理论，通过建立数学模型(计量经济学)分析输入输出关系，进行初步预测。在此基础上，将该理论应用于房地产投资模型，进一步研究房地产投资对经济增长的影响，探讨两者之间的关系以及内在的影响力机制和发展规律。

从房地产投资的整个过程看，包括生产、分配、交易和销售等环节。在生产阶段，首先需要取得土地使用权(土地购置)原材料(水泥、钢筋等)购买、施工设备和建筑工人，在这一环节中，带动部分人员就业和其他产业发展；在分配和交易环节，产品建成后根据市场供需关系形成价格，人们之间进行交易，形成房地产之间的价值交换；在销售环节，需要销售、签订合同和售后服务等，产生了后续一系列的服务需求，带动了就业增加，进而促进了经济的发展。

4. 实证分析

4. 1 数据指标选取及处理

本文选取四川省 GDP 作为被解释变量，将四川省房地产开发投资额作为解释变量，选取各指标 20 年的原始数据，总共 21 组时间序列数据，建立回归模型，对两者之间的关系进行简要实证分析。所有数据均来自 2001—2021 年四川省统计年鉴。

为便于计算，消除异方差问题，本文将以上数据指标取其自然对数，分别记为 $\ln Y$ 、 $\ln X$ ，便于后续模型建立。

4.2 数据指标的统计描述

对数处理后, 进行描述性统计分析, 结果如表 1 所示, 可知经过对数处理后数据波动性较小, 数据相对较为集中。

表1 LnY、LnX描述性统计

	LN Y	LN X
Mean	9.636391	7.456299
Median	9.754104	7.693769
Maximum	10.79135	8.897725
Minimum	8.275937	5.277962
Std. Dev.	0.847541	1.149527
Observations	21	21

进行相关分析, 如表2所示, 可知LN Y与LN X的相关系数为0.992841, 两者存在显著的正相关关系。

表2 LnY、LnX相关关系

Correlation	LN Y	LN X
LN Y	1.000000	0.992841
LN X	0.992841	1.000000

4.3 回归模型建立及检验

将数据对数处理后, 采取 OLS 建立回归模型, 构建的模型为:

$LN Y = \beta LN X + C + \delta$, 其中 β 为待估参数, C 为常数项, δ 为残差项

4.3.1 单位根检验

为避免伪回归现象, 回归分析前先做单位根检验, 本文选取 ADF 检验来判断各序列是否平稳, 根据 AIC 值, SC 值和 HQ 值最小准则判断检验方程中选择截距项和趋势性, 有截距项还是无截距项最合适。ADF 检验结果如图所示:

表 3 ADF 检验结果

变量	检验形式 (C, T, K)	ADF 检验值 (t-Statistic)	5%显著性水平上的检验值		P 值	检验结果
			1.220903	-1.960171		
LN Y	(0, 0, 4)	1.220903	-1.960171		0.9369	不平稳
LN X	(C, 0, 4)	-3.739741	-3.020686		0.0116	平稳**
D(LN Y)	(C, T, 4)	-2.962304	-3.690814		0.1683	不平稳
D(LN X)	(C, T, 4)	-3.504706	-3.710482		0.0710	平稳***
D(LN Y, 2)	(0, 0, 4)	-4.894374	-1.962813		0.0001	平稳**
D(LN X, 2)	(C, 0, 4)	-4.787964	-3.065585		0.0019	平稳**

(注: D(变量名)表示一阶差分, D(变量名, 2)表示二阶差分, **表示在5%的显著性水平上拒绝原假设, ***表示在10%的显著性水平上拒绝原假设)

根据 ADF 检验结果, LNX 原序列、一阶差分和二阶差分均平稳, 但 LNY 原序列和一阶差分均不平稳。由表 3 可知, LNY 和 LNX 经过二阶差分均满足平稳, 故可进一步分析二阶差分序列的协整关系, 进一步进行协整检验。

4. 3. 2 协整检验

本文采用 E-G 两步法对残差序列进行检验, 第一步, 对原序列 LNY、LNX 进行简单线性回归, 得到回归结果, 在此基础上生成残差序列。结果如表 4 所示, 表达式如下:

$$LNY = 0.732017263493 * LNX + 4.17825151414$$

$$R^2 = 0.985733$$

$$DW = 0.490070$$

表4 原序列的线性回归结果

Dependent Variable: LNY				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNX	0.732017	0.020204	36.23163	0.0000
C	4.178252	0.152341	27.42693	0.0000
R-squared	0.985733	Mean dependent var	9.636391	
Adjusted R-squared	0.984982	S. D. dependent var	0.847541	
S. E. of regression	0.103865	Akaike info criterion	-1.601064	
Sum squared resid	0.204969	Schwarz criterion	-1.501586	
Log likelihood	18.81117	Hannan-Quinn criter.	-1.579475	
F-statistic	1312.731	Durbin-Watson stat	0.490070	
Prob (F-statistic)	0.000000			

第二步, 对残差序列做单位根检验(表5), 平稳的残差序列则意味着LNY和LNX存在协整关系。

表5 残差e平稳性检验结果

变量	检验形式(C, T, K)	ADF 检验值	5%显著性水平	P 值	检验结果
残差 e	(0, 0, 4)	-2.647251	-1.960171	0.0109	平稳

由表5可知, 残差序列不存在单位根, 检验结果为平稳, 说明四川省经济增长与房地产开发投资额之间存在着一种长期动态均衡关系。

4. 3. 3 误差修正模型(根据原序列的回归结果残差)

协整关系并不能反映变量之间短期的波动关系, 因此, 我们进一步建立误差修正模型。误差修正模型能够更好反映短期是否偏离了均衡状态, 长期应该如何修正。误差修正模型结果如表 6 所示, 得到的线性回归方程为:

$$DLNY = 0.233382 * DLNX - 0.313095 * E(-1) + 0.081969$$

$$R^2 = 0.582859$$

$$DW = 1.279667$$

表6 误差修正模型结果

Dependent Variable: DLNY

Included observations: 20 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLNX	0.233382	0.073504	3.175109	0.0055
E(-1)	-0.313095	0.077168	-4.057316	0.0008
C	0.081969	0.015344	5.342204	0.0001
R-squared	0.582859	Mean dependent var		0.125771
Adjusted R-squared	0.533783	S. D. dependent var		0.049472
S. E. of regression	0.033779	Akaike info criterion		-3.800459
Sum squared resid	0.019398	Schwarz criterion		-3.651099
Log likelihood	41.00459	Hannan-Quinn criter.		-3.771302
F-statistic	11.87678	Durbin-Watson stat		1.279667
Prob(F-statistic)	0.000592			

从表 6 可知, 该模型的拟合优度为 0.582859, 回归结果一般, 同时根据解释变量系数和 t 值, 在 1% 的显著性水平下, 四川省房地产开发投资额对当地经济发展有显著正向影响, 房地产开发投资额每增加 1 个百分点, 经济增长增加 0.233382 个百分点, 说明四川省房地产投资增加能够有效带动当地经济增长。同时误差修正项 E(-1) 的系数为 -0.313095, t 值在 1% 的显著性水平下成立, 符合反向纠正机理, 误差修正机制有效。但 DW=1.279667, 可能存在序列相关。

但为了保证残差满足线性回归模型的古典假设, 确保回归有效, 这里利用上文协整模型中生成的残差序列, 进行下一步检验。

4.3.4 残差的自相关检验和异方差检验

为了检验残差是否存在序列相关, 这里用 LM 检验进行定量分析, 结果如表 7 所示, T*R2 的统计量为 0.0176 小于 0.05, 同时根据 RESID(-1) 和 RESID(-2) 的存在, 表示存在二阶自相关, 如表 8 所示。

表7 LM检验

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	5.320938	Prob. F(2, 17)	0.0161
Obs*R-squared	8.084813	Prob. Chi-Square(2)	0.0176

表8 自相关检验

Test Equation:

Dependent Variable: RESID
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNX	0.002055	0.016976	0.121021	0.9051

C	-0. 013340	0. 127612	-0. 104535	0. 9180
RESID (-1)	0. 698185	0. 241095	2. 895892	0. 0100
RESID (-2)	-0. 121854	0. 256727	-0. 474644	0. 6411
R-squared	0. 384991	Mean dependent var	-7. 16E-16	
Adjusted R-squared	0. 276460	S. D. dependent var	0. 101235	
S. E. of regression	0. 086111	Akaike info criterion	-1. 896706	
Sum squared resid	0. 126058	Schwarz criterion	-1. 697750	
Log likelihood	23. 91542	Hannan-Quinn criter.	-1. 853528	
F-statistic	3. 547292	Durbin-Watson stat	1. 577978	
Prob (F-statistic)	0. 036875			

因此，我们确定此模型存在二阶滞后项，故采用 CLS 法对原有序列线性回归模型进行修正，结果如表 9 所示，修正后估计结果为：

$LY=0. 779937925296*LNX+3. 78858198519+[AR(1)=0. 700943982287, AR(2)=-0. 15218522327], DW=2. 004622$ ，已消除序列相关性。

表9 CLS法AR(1)AR(2)修正回归结果

Dependent Variable: LNY				
Method: ARMA Conditional Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)				
Convergence achieved after 10 iterations				
Coefficient covariance computed using outer product of gradients				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNX	0. 779938	0. 043507	17. 92684	0. 0000
C	3. 788582	0. 347280	10. 90930	0. 0000
AR(1)	0. 700944	0. 261304	2. 682480	0. 0170
AR(2)	-0. 152185	0. 225051	-0. 676225	0. 5092
R-squared	0. 994472	Mean dependent var	9. 774917	
Adjusted R-squared	0. 993367	S. D. dependent var	0. 765009	
S. E. of regression	0. 062307	Akaike info criterion	-2. 528838	
Sum squared resid	0. 058232	Schwarz criterion	-2. 330008	
Log likelihood	28. 02396	Hannan-Quinn criter.	-2. 495188	
F-statistic	899. 5176	Durbin-Watson stat	2. 004622	
Prob (F-statistic)	0. 000000			

由于 AR(2)P 值大于 0.05，故在误差修正模型中加入滞后一阶，得到的修正回归结果如表 10 所示，修正误差估计结果为：

$DLNY = 0. 203544*DLNX - 0. 255147*E(-1) + 0. 324332*DLNY(-1) + 0. 045673$

表10 误差修正AR(1)回归结果

Dependent Variable: DLNY				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLNX	0.203544	0.075000	2.713903	0.0160
E(-1)	-0.255147	0.097703	-2.611465	0.0196
DLNY(-1)	0.324332	0.182022	1.781829	0.0950
C	0.045673	0.025385	1.799186	0.0921
R-squared	0.646316	Mean dependent var		0.127710
Adjusted R-squared	0.575579	S. D. dependent var		0.050040
S. E. of regression	0.032600	Akaike info criterion		-3.824358
Sum squared resid	0.015941	Schwarz criterion		-3.625529
Log likelihood	40.33140	Hannan-Quinn criter.		-3.790708
F-statistic	9.136901	Durbin-Watson stat		1.646724
Prob(F-statistic)	0.001107			

用怀特检验来进行异方差检验, 结果如表 11 所示, T^*R^2 的伴随概率为 0.0613 大于 0.05, 接受原假设, 即残差序列同方差。由于残差序列不存在异方差, 且序列相关进行了修正, 所以本文线性回归得到的是最佳线性无偏估计量。

表11 异方差检验

Heteroskedasticity Test: White			
F-statistic	3.261173	Prob. F(2, 18)	0.0619
Obs*R-squared	5.585488	Prob. Chi-Square(2)	0.0613
Scaled explained SS	4.089497	Prob. Chi-Square(2)	0.1294

4. 3. 5 Granger 因果关系检验

Granger 因果检验是一种假设检定的统计方法, 检验一组时间序列 x 是否为另一组时间序列 y 的原因。因为有些变量之间量上存在等式, 但是意义上没有关系。当伴随概率大于 0.05 时, 接受原假设, 认为两者之间没有因果关系。结果如表 12 所示:

表 12 Granger 因果关系检验结果

原假设	滞后阶数	P 值	结论
LNX does not Granger Cause LNY	1	0.0060	拒绝
LNY does not Granger Cause LNX	1	0.6791	接受
LNX does not Granger Cause LNY	2	0.2749	接受
LNY does not Granger Cause LNX	2	0.7855	接受

通过表 12 可知, 在 5% 的水平下, 当滞后阶数为 1 时, 房地产投资是经济增长的原因, 而经济增长不一定导致房地产投资增加; 当滞后阶数为 2 甚至更高阶时, 两者之间互不为格兰杰原因。

4. 3. 6 实证结果分析

从结果来看，四川省房地产开发投资额对当地经济发展有显著正向影响，房地产开发投资额每增加 1 个百分点，经济增长增加 0.2035 个百分点，说明四川省房地产投资能够有效带动当地经济增长。

5. 结论及建议

5.1 结论

通过对四川省经济增长与房地产投资开发额两者关系问题的简要实证分析，本文主要得出了以下结论：

第一，四川省经济增长与房地产投资存在显著的正相关关系，房地产投资在一定程度上能够有效带动当地经济发展，两者长期存在稳定的均衡关系。

第二，从短期来看，四川省房地产投资是经济增长的格兰杰原因，但短期经济增长不一定导致房地产投资增加，并且通过误差修正模型，四川省房地产投资在短期内的波动能够对当地经济产生较强的正方向影响；从长期来看，两者之间均互不为格兰杰原因，但存在稳定的均衡关系，反映了对短期的制约，由短期非均衡状态向长期均衡状态移动。

5.2 建议

基于实证发现，本文提出以下建议：

第一，谨慎制定房地产调控政策，既不能过热，也不能过冷，既要防止房地产市场价格泡沫，也要控制地产经济突然的萎缩，避免对经济发展造成短期内重大冲击。

第二，虽然结果揭示，四川省短期经济增长不是房地产投资增加的格兰杰原因，但短期内经济的繁荣或者冷淡同样会导致房地产市场价格的波动。因此，在省经济发展过程中，需要尽量保持房地产供需均衡水平，避免供求失衡导致当地房价剧烈波动，进而造成经济发展失衡。

第三，根据四川省经济发展实际情况，因地制宜，出台积极的房地产相关政策可以合理恢复当地房地产市场信心。在控制当地房价稳定的基础上，促进房地产销售和投资保持稳定，并进一步促使四川省房地产从金融属性转化为居住属性，对实现两者协调可持续健康发展有积极的作用。

参考文献

- [1] 贺书平.(2005).我国房地产投资与经济增长互动关系的实证分析(硕士学位论文,东北财经大学). <https://kns.cnki.net/KCMS/detail/detail.aspx?dbname=CMFD2007&filename=2006134123.nh>
- [2] 杨婷 & 南灵.(2010).我国房地产投资对国民经济增长的影响研究. 西安财经学院学报(02),29-32.
doi:10.19331/j.cnki.jxufe.2010.02.006.
- [3] 况伟大.(2011).房地产投资、房地产信贷与中国经济增长. 经济理论与经济管理(01),59-68.
- [4] 王琪.(2014).四川省房地产投资与经济增长关系的计量分析. 企业改革与管理(16),116.
doi:10.13768/j.cnki.cn11-3793/f.2014.2757.
- [5] 张屹山,孟宪春 & 李天宇.(2018).房地产投资对经济增长的空间效应分析. 西安交通大学学报(社会科学版)(01),12-18. doi:10.15896/j.xjuskxb.201801002.
- [6] 卓武扬 & 陈婷.(2019).成都市房地产投资与经济增长计量关系研究. 四川文理学院学报(05),91-94.
- [7] 周振.(2020).四川省城镇化、房地产投资对其经济增长的影响分析(硕士学位论文,山东大学). <https://kns.cnki.net/KCMS/detail/detail.aspx?dbname=CMFD202101&filename=1021013559.nh>
- [8] 丁钰骅 & 张会荣.(2021).云南省房地产投资与经济增长关系的实证研究. 现代商贸工业(03),11-13.
doi:10.19311/j.cnki.1672-3198.2021.03.006.
- [9] 梅凤婷.(2021).安徽省经济增长与房地产投资的实证研究——基于 2010-2019 年数据. 北方经贸(09),120-122.
- [10] 张铭.(2022).房地产投资对经济增长的影响研究. 现代营销(学苑版)(01),5-7. doi:10.19932/j.cnki.22-1256/F.2022.01.005.