

20 世纪 90 年代以来不同时段经济增长 与土地违法关系再审视

——基于省级面板数据的格兰杰因果检验

镇风华¹, 舒帮荣¹, 李永乐², 陈利洪¹

(1. 江苏师范大学 测绘学院, 江苏 徐州 221116;

2. 南京财经大学 公共管理学院, 江苏 南京 210023)



摘要 基于中国大陆省级面板数据,运用面板数据 Granger 因果检验方法,对 20 世纪 90 年代以来不同时段全国及东、中、西部、经济增长和土地违法间的关系进行比较分析。研究显示:在全国层面,1990—1996 年,经济增长与土地违法间无显著因果关系;1999—2006 年,滞后 1 期经济增长率和土地违法表现为双向因果关系,而滞后 2 期经济增长率是土地违法的单向格兰杰原因;2006—2013 年,滞后 1 期经济增长是土地违法的单向格兰杰原因,而滞后 2 期土地违法是经济增长的单向格兰杰原因。不同制度演进时期,因经济发展水平及土地违法治理政策偏好的差异,经济增长和土地违法间的因果关系存在时段及区域差异:1990—1996 年东部经济增长率是土地违法的格兰杰原因,而中部经济增长与土地违法互为因果,西部则无显著因果关系;1999—2006 年东部土地违法是经济增长的格兰杰原因,而中部经济增速的变化率是土地违法的格兰杰原因,西部经济增长率与土地违法呈双向因果关系;2006—2013 年仅中部土地违法是经济增长率的格兰杰原因。研究表明,不同经济发展阶段与目标可能导致不同程度的潜在土地违法行为,通过提高土地利用效率、完善法律制度及监管机制有助于缓解或遏制土地违法行为;不同地区应在把握经济增长与土地违法因果关系的基础上,根据经济发展需要制定差别化土地违法治理对策。

关键词 Granger 因果检验; 面板数据; 经济增长; 违法用地; 时空差异

中图分类号: F 32 **文献标识码:** A **文章编号:** 1008-3456(2016)05-0116-09

DOI 编码: 10.13300/j.cnki.hnwkxb.2016.05.015

在我国快速城镇化进程中,经济利益驱动和建设用地指标约束等为部分政府、集体和个人通过违法用地牟取暴利创造了客观环境^[1],各类土地违法现象屡禁不止,严重阻碍了国家“保红线保增长”政策的有效实施,亦成为我国经济转型期土地利用管理面临的严峻问题^[2]。虽然 2006 年开始实行的土地督察制度在一定程度上减少了土地违法现象^[3],但土地违法问题仍然突出,据相关报道,仅 2014 年上半年全国就发现土地违法案件 28 510 件,涉及土地达 11 256.9 公顷,分别较上年同比增长 27.70% 和 18.90%^[4]。为有效遏制土地违法,须进一步厘清经济增长和土地违法之间的关系。

围绕土地违法及其与经济增长关系的问题,学者们从全国或省级层面采用不同方法开展研究,确认两者之间存在着一种必然的相关关系^[5],但不同文献得到的两者关系有所差异,并未得到统一的结论。刘法威基于 1999—2007 年省级面板数据进行 Granger 因果检验,认为滞后 1 期经济增长和土地

收稿日期:2015-12-01

基金项目:国家自然科学基金项目“城镇用地合理扩张:动力机制及情景模拟”(41101546);江苏省社会科学基金项目“农村集体建设用地流转收益分配机制研究——以江苏省苏南地区为例”(14GLC005);江苏师范大学研究生创新项目“农村集体建设用地流转主体意愿及收益分享机制研究——以苏州市为例”(2015YYB037);江苏省自然科学基金“土地城镇化与人口城镇化协调研究:基于财政分权视角”(BK20131008)。

作者简介:镇风华(1992-),女,硕士研究生;研究方向:土地利用规划与土地经济。

通讯作者:舒帮荣(1982-),男,副教授,博士;研究方向:土地利用规划与管理、土地经济与土地评价。

违法间存在双向因果关系^[6];欧胜彬等采用2001—2011年省级面板数据和时间序列数据说明全国层面经济增长和土地违法之间存在库兹涅茨效应,但在绝大多数省该现象不显著^[7];陈志刚等采用1999—2007年数据研究表明土地违法面积随经济增速加快而显著增加,且土地市场化水平的提升能有效减少土地违法案件数,但东、中、西部土地违法受市场化的影响有所差异^[8];梁若冰基于1999—2005年省级数据,认为东、中、西部土地违法面积与人均GDP呈正相关^[9];陶坤玉等基于2003—2007年省级面板数据,认为GDP增长率对土地违法的影响为负^[10]。此外,还有学者分析了全国或地方土地违法的变化特征^[11-13]及影响因素^[2,14],指出我国土地违法表现出空间上分散而地区集聚的态势。可见,已有研究多基于1999—2007年的连续时段数据开展,得出土地违法和经济增长之间确实存在某种相互关系的结论,但却忽略了不同时间和区域两者关系的复杂性,对两者关系时空差异的比较研究也鲜为少见。因此,本文运用Granger因果检验来弥补上述的不足,以期更加深入地分析经济增长和土地违法行为之间的关系。

本研究与已有研究相比有两点拓展:一是已有相关研究多为经济增长与土地违法关系的描述,经济增速及其变化率与土地违法间关系的分析尚不够深入,本文弥补了这一点;二是将研究区间扩展为1990—2013年,探索《土地管理法》修订前及土地督察制度建立后经济增长与土地违法间的关系是否与已有研究不同。此外,本研究通过1990—2013年省级面板数据进行Granger因果检验并进行分时段研究,弥补因研究时段不长而难以采用时间序列分析的不足。对东、中、西部地区的分区域研究可为差别化治理土地违法提供决策参考。

一、理论分析与时段划分

1. 理论分析

已有证据显示,就全国整体及一定时期而言,由于存在GDP崇拜及土地财政依赖,在低水平经济发展阶段,经济增长与土地违法互为因果关系,而在经济增长高级阶段,两者间不存在因果关系^[6,15]。事实上,土地违法的关键原因之一是执法者和违法者间的信息不对称,在不同土地法律监管制度环境下,土地违法成本不同。当土地管理法律、监管制度及技术水平不断完善时,土地利用信息日益明确与公开,此时违法者被发现的概率将增大,违法成本就会增加,违法现象将受到遏制。因而,在土地管理与监管制度演进的不同时期,经济增长与土地违法间的关系变得更加复杂。

土地管理制度革新差异会形成土地违法的不同制度环境,使土地利用过程中土地违法者与执法者间的信息不对称现象各不相同,进而形成不同程度的土地违法行为。在土地管理制度较为落后时,经济发展水平及土地违法监管技术水平也相对较低,土地违法成本较低,一方面,土地资源相对丰富且廉价,如果区域经济增长压力不大,那么土地计划指标将可满足经济发展需要,此时经济增长难以导致土地违法;当经济增长压力较大,政府迫切追求经济快速增长或增速的提高,往往放纵企事业单位或者个人的土地违法行为以满足发展所需的计划指标之外的土地需求^[9],此时土地违法概率增大。另一方面,由于土地利用的粗放性,虽然土地违法增加了土地要素投入,可能促进经济增长,但其未必能提高甚至加速提高经济增长率。随着土地管理制度进一步完善,此时如果相关监管机制及技术较为落后,土地违法仍难以察觉,在经济压力增大及土地指标不足的情况下,土地违法行为将继续蔓延,此时经济增长很可能导致土地违法,土地违法也可能促进经济增长或提高经济增速,但如果土地利用效率低下,土地违法也难以加速提高经济增长率;如果监管机制及技术不断完善,土地违法成本上升,土地违法行为将被遏制^[16],因而经济增长对土地违法的诱导作用将减弱^[6],而此时如果土地利用效率提高,土地违法增加(或减少)仍可能促进(或减缓)经济增长甚至经济增长率的提高,但因土地效率的提高,土地违法减少也可能对经济增长没有影响。基于以上分析,可以作出两点假设:第一,土地违法不仅与经济增长有关,还与经济增速和增速的变化率有关;第二,在土地监管制度演进的不同时期,不同区域经济增长、经济增速及增速的变化率与土地违法间的关系存在差异。

2. 动态变化的初步观察和时段划分

1990—2013年(因缺少1997和1998年土地违法面积数据,故不对这两年进行研究)我国人均

GDP(按 1990 年物价水平,下同)逐年上升,而土地违法面积波动变化较为明显(图 1)。结合 1998 年针对土地违法行为缺乏有力的法律监督体制和手段等方面的《土地管理法》修订及 2006 年土地督察制度的建立,主要可分成 3 个时段:1990—1996 年,土地违法法律及监督机制不健全,土地违法面积由 27 561 公顷波动性增加至 29 623 公顷,其间 1995 年土地违法面积最大,为 48 180 公顷,1992 年土地违法面积最小,为 11 915 公顷;1999—2006 年,土地违法相关法律制度进一步完善,但仍缺乏高效的监督体制及手段,土地违法由 17 809.44 公顷上升到 61 381.65 公顷,年均增长 19.34%,其间除个别年份有所减少外,总体保持上升态势;2006—2013 年,随着土地督察制度建立及监测技术不断提高,土地违法由 61 381.65 公顷降至 13 655.44 公顷,年均减少 19.32%。

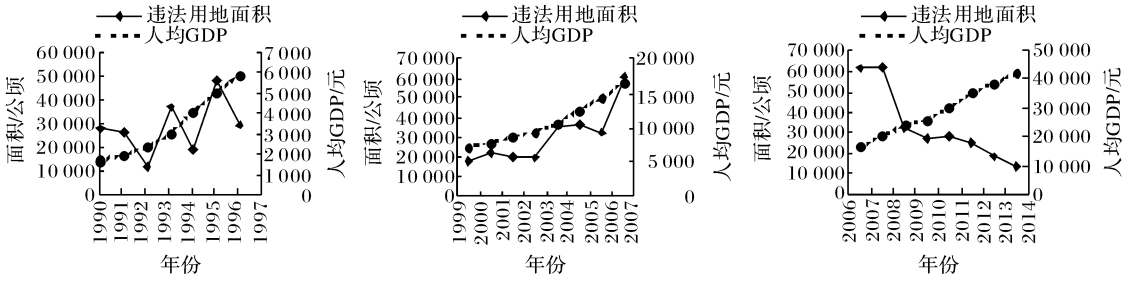


图 1 3 个时段我国人均 GDP 和违法用地面积变化

3. 结构稳定性的 Chow 检验

为进一步验证以上时段划分是否合理及避免时间序列回归的结构性问题,从经济增长与土地违法面积变化的角度,采用 Chow 检验对划分时段的回归结构稳定性进行检验。检验包括建立回归模型和进行 Chow 断点检验(Chow breakpoint test)两步^[17](以 WFMJ 代表土地违法面积,PGDP 代表人均 GDP)。

(1)模型建立。1990—2006 年:

$$WFMJ = 1.38PGDP + 19\ 562.06 (R^2 = 0.244\ 7, F = 4.210\ 7)$$

1999—2013 年:

$$WFMJ = -0.22PGDP + 347\ 274.85 (R^2 = 0.032\ 1, F = 0.431\ 5)$$

(2)Chow 断点检验结果。根据 F 统计量相对应的 P 值(见表 1),均可在 5% 的显著水平下拒绝在 1999 年(1990—2006 年)和 2006 年(1999—2013 年)前后两个子样本拟合的方程无显著性差异的零假设,说明以上时段划分具有统计学意义。

表 1 Chow 断点检验结果

Chow 断点检验:1999 年		方程样本:1990—2006 年		Chow 断点检验:2006 年		方程样本:1999—2013 年	
F -statistic	4.373	Prob. $F(2, 11)$	0.040	F -statistic	19.693	Prob. $F(2, 11)$	0.000
Log likelihood ratio	8.776	Prob.Chi-Square(2)	0.012	Log likelihood ratio	22.828	Prob.Chi-Square(2)	0.000
Wald Statistic	8.746	Prob.Chi-Square(2)	0.012	Wald Statistic	39.387	Prob.Chi-Square(2)	0.000

二、数据来源与研究方法

1. 数据来源

本研究数据包括我国大陆 30 个省份(因缺少数据,故未包括西藏及港、澳、台等区域;1990—1996 年重庆还未直辖,故该时段只包括 29 个省份)。1990—2013 年经济增长及土地违法数据:①经济增长数据。因人均 GDP 比 GDP 更能体现一个地区的经济发展水平^[17],故经济增长以人均 GDP 表示,记为 PGDP,其来源于《中国统计年鉴》(1991—2014 年);②土地违法数据。土地违法数据可分为违法案件数和面积两类,但前者包含较多个人违法案件且这类案件大多涉及面积较小,难以真正体现违

法程度,而后者能更好地反映土地违法程度^[9,18],故选取1990—1996年本年立案合计面积^①、1999—2013年本年发生违法案件面积来表示土地违法,记为WFMJ,其来源于《中国土地年鉴》(1991—1997年)和《中国国土资源年鉴》(2000—2014年)。此外,根据经济发展水平和空间位置,将研究省份分为东、中和西部区域^②,从而研究3个时段经济增长和土地违法间关系的区域差异。为消除异方差性^[19],分析时对经济增长和土地违法数据进行对数化处理,记为lnPGDP和lnWFMJ,从而将这两者作为研究的原始数据。

2. 研究方法

本文借助Eviews8.0,采用基于面板数据的单位根检验、协整检验和Granger因果检验来分析经济增长和土地违法之间的关系。

(1)单位根检验。单位根检验用于分析面板数据的平稳性,主要分为两种:一是相同根情形下的单位根检验,检验方法有LLC、Breitung和Hadri检验等;二是不同根情形下的单位根检验,检验方法有IPS、Fisher-ADF和Fisher-PP检验。为避免单一方法可能带来的检验误差,本文采用LLC和Fisher-ADF两种方法,基本原理详见文献^[19]。

(2)协整检验。为考察经济增长与违法用地之间的均衡关系,需进行协整检验。面板数据的协整检验方法包括两大类^[20]:一是基于回归残差的EG两步检验法,主要有Pedroni和Kao检验;二是Johansen检验法。本文采用Pedroni提出的异质面板数据的协整分析方法。由于本研究数据不具备大样本性质,故没有使用panel v、panel rho及group rho检验指标^[21]。

(3)面板数据Granger因果检验。如果经济增长与土地违法之间存在均衡关系,即可采用Granger因果检验法分析两者之间的因果关系^[20,22]。Hurlin等、Law等进一步提出了将标准Granger因果检验应用于面板数据的方法^[23-24],并在经济发展各领域^[19,25-26]得到广泛应用。具体模型^[19]如下:

$$Y_{it} = \sum_{k=1}^p Y^{(k)} Y_{i,t-k} + \sum_{k=1}^p \beta^{(k)} X_{i,t-k} + \mu \times t + \nu_{it} \quad (1)$$

式(1)中, p 表示滞后阶数且为正整数, ν_{it} 是随机误差项。零假设为 H_0 :对任意 k , $\beta^{(k)}=0$,备选假设为 H_1 :存在 k 使得 $\beta^{(k)} \neq 0$ 。如果拒绝零假设,则 X 是 Y 的格兰杰原因;反之, X 不是 Y 的格兰杰原因。可以用以下统计量检验零假设:

$$F = \frac{(RSS_2 - RSS_1)/p}{RSS_1/(T \times N - N - 2p - 1)} \quad (2)$$

式(2)中, RSS_1 和 RSS_2 分别为带约束和不带约束的OLS估计残差平方和, N 为面板数据宽度, T 为时间长度, p 为滞后项阶数。

三、结果与分析

1. 单位根检验结果分析

表2为经济增长和土地违法指标的水平值或差分值的LLC和ADF的单位根检验结果。从全国层面看,在5%的显著性水平下,1990—1996年及2006—2013年经济增长和土地违法面积均为同阶单整,因此可用原始数据进行协整检验。而1999—2006年经济增长为二阶单整,土地违法面积为一阶单整,此时可将经济增长进行一阶差分(即将本年lnGDP减去上年lnGDP)后得到数据 $\Delta \ln PGDP$,代表人均GDP的增长率^[23],与土地违法面积同阶单整,继而可进行 $\Delta \ln PGDP$ 和lnWFMJ的协整检验^[27]。从分区域来看,在5%的显著性水平下,东部1990—1996年、中部2006—2013年以及西部1990—1996年和1999—2006年的lnPGDP在一阶差分后($\Delta \ln PGDP$)与lnWFMJ同阶单整;

① 1990—1996年选取立案面积的原因在于:这一时段相关年鉴只统计了立案合计面积数据,但整个时段统计数据口径统一,因此对研究结果的影响不大。

② 东部区域包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南省;中部区域包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北和湖南省;西部区域包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆省。

东部 1999—2006 年和中部 1990—1996 年经济增长与土地违法面积均为一阶单整,故可使用原始数据进行协整检验;中部 1999—2006 年和西部 2006—2013 年的 $\ln PGDP$ 在进行二阶差分后得到 $\Delta^2 \ln PGDP$ (经济增长速度的变化率)与 $\ln WFMJ$ 同阶单整;而东部 2006—2013 年的 $\ln WFMJ$ 在进行一阶差分后为 $\Delta \ln WFMJ$ (土地违法面积变化率)与 $\ln PGDP$ 同阶单整。

表 2 不同时段全国及各区域单位根检验结果

时段	变量	全国		东部		中部		西部	
		LLC	ADF	LLC	ADF	LLC	ADF	LLC	ADF
1990—1996 年	$\ln PGDP$	-4.564 (0.000 0)	45.789 (0.877 3)	13.114 (1.000 0)	1.403 (1.000 0)	2.801 (0.997 4)	1.025 (1.000 0)	11.793 (1.000 0)	2.596 (1.000 0)
	$\Delta \ln PGDP$	-9.167 (0.000 0)	78.899 (0.035 4)	-2.236 (0.012 7)	25.662 (0.266 5)	-9.068 (0.000 0)	42.555 (0.000 3)	-3.050 (0.001 1)	27.681 (0.117 2)
	$\Delta^2 \ln PGDP$			-7.303 (0.000 0)	62.800 (0.000 0)			-6.031 (0.000 0)	53.404 (0.000 1)
	$\ln WFMJ$	-6.084 (0.000 0)	64.640 (0.256 0)	5.163 (1.000 0)	9.330 (0.991 4)	-2.627 (0.004 3)	14.713 (0.545 8)	-6.685 (0.000 0)	30.911 (0.056 4)
	$\Delta \ln WFMJ$	-18.424 (0.000 0)	145.188 (0.000 0)	-7.212 (0.000 0)	74.105 (0.000 0)	-13.787 (0.000 0)	51.583 (0.000 0)	-9.409 (0.000 0)	42.978 (0.000 8)
	$\Delta^2 \ln WFMJ$								
1999—2006 年	$\ln PGDP$	37.666 (1.000 0)	0.222 (1.000 0)	7.777 (1.000 0)	0.642 (1.000 0)	5.247 (1.000 0)	0.325 (1.000 0)	7.597 (1.000 0)	0.148 (1.000 0)
	$\Delta \ln PGDP$	1.579 (0.942 8)	29.126 (0.999 7)	-5.776 (0.000 0)	33.997 (0.049 2)	-3.388 (0.000 4)	18.667 (0.286 3)	-5.874 (0.000 0)	28.317 (0.165 4)
	$\Delta^2 \ln PGDP$	-18.585 (0.000 0)	272.589 (0.000 0)			-8.247 (0.000 0)	40.065 (0.000 8)	-11.779 (0.000 0)	61.499 (0.000 0)
	$\ln WFMJ$	4.095 (1.000 0)	17.492 (1.000 0)	-3.356 (0.000 4)	32.727 (0.065 8)	4.770 (0.000 0)	30.641 (0.014 9)	-3.170 (0.000 8)	22.328 (0.440 4)
	$\Delta \ln WFMJ$	-18.025 (0.000 0)	241.253 (0.000 0)	-14.013 (0.000 0)	61.053 (0.000 0)			-9.141 (0.000 0)	49.226 (0.000 7)
	$\Delta^2 \ln WFMJ$								
2006—2013 年	$\ln PGDP$	-13.066 (0.000 0)	94.659 (0.002 9)	-9.306 (0.000 0)	42.952 (0.004 8)	10.069 (1.000 0)	3.934 (0.999 0)	6.309 (0.000 0)	28.374 (0.163 6)
	$\Delta \ln PGDP$					-3.115 (0.000 9)	27.086 (0.040 5)	-6.368 (0.000 0)	29.873 (0.121 6)
	$\Delta^2 \ln PGDP$							-10.918 (0.000 0)	44.639 (0.002 9)
	$\ln WFMJ$	-7.632 (0.000 0)	94.788 (0.002 8)	1.316 (0.905 8)	14.041 (0.900 0)	15.138 (0.000 0)	44.901 (0.000 1)	-10.250 (0.000 0)	56.236 (0.000 1)
	$\Delta \ln WFMJ$			-12.102 (0.000 0)	57.74 (0.000 0)				
	$\Delta^2 \ln WFMJ$								

注:括号内的数值为 p 值。

2. 协整检验结果分析

通过前面平稳性分析可知,进行协整检验的经济增长与违法用地面积变量包括 $\ln PGDP$ 、 $\Delta \ln PGDP$ 、 $\Delta^2 \ln PGDP$ 、 $\ln WFMJ$ 及 $\Delta \ln WFMJ$,分别表示经济增长、经济增长率、经济增长速度的变化率、土地违法面积及违法面积增长率。Pedroni 协整分析结果(表 3)表明,无论从全国还是从区域层面看,除 1990—1996 年的东部和 1999—2006 年的西部变量之间在 5% 的显著水平下通过协整检验外,其余均在 1% 的显著水平下通过了协整性检验。

3. 面板数据 Granger 因果检验结果与分析

协整检验表明,经济增长与违法用地(包括差分数据)间存在一定的长期均衡关系,故可采用 Granger 因果检验法分析经济增长与违法用地间的因果关系。

(1)全国范围不同时段经济增长与土地违法因果检验。从全国层面(表 4)来看,1990—1996 年经济增长和土地违法间无显著因果关系。该时段全国整体上处于传统农业发展阶段^[28],经济增长缓慢,对建设用地的需求相对较低,土地利用较为粗放,虽然土地违法相关法律制度不够完善,但违法用

表 3 不同时段全国及各区域协整检验结果

时段	检验方法	全国	东部	中部	西部
1990—1996 年	Panel PP	-9.593***	-3.596***	-6.221***	-10.623***
	Panel ADF	-6.593***	-1.681**	-4.089***	-3.727***
	Group PP	-10.341***	-5.120***	-7.312***	-11.589***
	Group ADF	-6.358***	-2.439***	-4.362***	-6.985***
1999—2006 年	Panel PP	-7.075***	-5.840***	-3.868***	-4.200***
	Panel ADF	-2.796***	-3.728***	-4.177***	-2.073***
	Group PP	-10.627***	-6.430***	-4.386***	-5.543***
	Group ADF	-2.142**	-3.439***	-3.979***	-1.951**
2006—2013 年	Panel PP	-8.594***	-10.510***	-3.527***	-5.617***
	Panel ADF	-7.835***	-4.640***	-3.553***	-4.087***
	Group PP	-12.791***	-12.347***	-3.134***	-6.683***
	Group ADF	-8.884***	-3.045***	-2.869***	-3.728***

注:**和***分别表示在5%和1%的水平上显著。

地面积总体上不受经济增长影响,经济增长也基本不受违法用地变化的影响,这与图1中的该时段两者之间动态图反映的特征相似,侧面证实该时段 Granger 因果检验的合理性。

1999—2006年,经济增长率和土地违法在滞后1期及5%的显著性水平下为双向的因果关系,在滞后2期及10%的显著性水平下,经济增长率是土地违法的单向格兰杰原因,表现为“为增长速度而违法”的特征。在此时段,虽然《土地管理法》修订后土地违法治理相关法律制度得到完善,但仍缺乏有效监管制度。同时,全国工业产业迅速发展,且我国政绩考核过分强调GDP增长率,再加上土地财政的刺激,各地政府竞相投入大量土地用于发展经济,通过土地、税收等优惠招商引资,纷纷掀起“开发区热”,加之土地利用方式粗放,建设用地需求大大超过了各地建设用地计划指标,使计划外的土地需求只能以违法的方式满足,从而表现为经济增长率是土地违法的格兰杰原因。从实际看,该阶段以土地促经济的现象普遍,违法用地面积不断上升,虽从滞后1期来看土地违法对经济增速的提高有一定效果^[29],但随时间推移,土地违法提前透支建设用地指标,并在一定程度上加剧了土地低效利用,产生了征地矛盾等诸多社会经济问题,从而不利于经济健康发展^[29],因而土地违法在滞后2期不是经济增长率的格兰杰原因。这一结果与相关研究结果^[6]基本一致,略有差异的是本研究得到的是经济增长率与违法用地的关系,且在滞后2期时经济增长率仍是土地违法的格兰杰原因。

2006—2013年,在滞后1期及5%的显著水平下,经济增长是土地违法的单向格兰杰原因,在滞后2期及1%的显著水平下土地违法是经济增长的单向格兰杰原因。原因可能为:其一,2006年7月建立的土地督察制度实践表明,在不改变财政分权体制的背景下,土地督察提高了土地执法监察力度,对土地违法具有显著的遏制效应^[3,30],但其效果具有一定的滞后性。因此,该时段虽然在滞后1期时经济增长仍对土地违法行为有影响,但在滞后2期时这种影响不再显著。其二,2008年国土资源部等部委联合发布的《违反土地管理规定行为处分办法》首次确立了对地方政府主要领导问责制,其对土地违法起到了积极的遏制效果。其三,2006年以前工业用地主要靠低价协议方式出让,这引起了土地粗放利用、零地价以及非理性竞争等一系列问题^[31]。为加强土地调控和管理,2006年《国务院关于加强土地调控有关问题的通知》明确提出“工业用地必须采取招标拍卖挂牌方式出让”,有效遏制了低成本工业用地造成的滥占耕地和违法违规用地等现象^[32]。其四,2005年我国启动第三次土地利用总体规划修编工作,对建设用地违法占用依据规划予以核减,使该时段土地违法面积显著减少,土地的集约利用提高了土地利用效率和经济效益,但其效果具有滞后性,因此土地违法的减少只在滞后2期对经济增长产生显著影响。

(2)不同时段经济增长与土地违法因果检验的区域差异。1990—1996年,滞后1期时东、中部经济增长(率)与土地违法之间均无显著的因果关系,滞后2期时东部地区在5%的显著性水平下经济增长率是土地违法的单向格兰杰原因,中部地区在10%的显著性水平下经济增长和土地违法之间互为因果;西部地区无论是滞后1期还是2期土地违法和经济增长率之间均无因果关系(表4)。东部

地区作为全国率先发展的地区,担负着经济发展的重任,必然追求经济增速的提高,由于该时段法律监管制度不完善且土地利用粗放,经济增速的提高滋生了土地违法行为;但因土地利用效率较低,土地违法对经济增速的提高并没起到显著促进作用。中部地区经济发展仅次于东部,在前述制度环境下,经济增长促进了土地违法面积的增加,而土地违法通过增加土地要素投入又能促进经济增长,因此从滞后 2 期看两者间存在双向因果关系。而西部地区在该时段由于经济水平较低,土地需求量较小,土地违法和经济增速间并无明显的因果关系。

表 4 不同时段全国及其不同区域层面因果关系检验结果

时段	全国			东部			中部			西部		
	研究假设	P=1	P=2	研究假设	P=1	P=2	研究假设	P=1	P=2	研究假设	P=1	P=2
1990—1996 年	lnWFMJ → lnPGDP	0.592	1.220	lnWFMJ → ΔlnPGDP	0.778	1.298	lnWFMJ → lnPGDP	0.568	2.751*	lnWFMJ → ΔlnPGDP	0.516	0.432
	lnPGDP → lnWFMJ	0.006	0.251	ΔlnPGDP → lnWFMJ	1.339	5.185**	lnPGDP → lnWFMJ	0.996	1.883*	ΔlnPGDP → lnWFMJ	0.111	0.076
1999—2006 年	lnWFMJ → ΔlnPGDP	5.616**	0.500	lnWFMJ → lnPGDP	4.299**	0.262	lnWFMJ → Δ ² lnPGDP	0.155	0.025	lnWFMJ → ΔlnPGDP	2.846*	0.900
	ΔlnPGDP → lnWFMJ	6.202**	2.856*	lnPGDP → lnWFMJ	1.1409	0.212	Δ ² lnPGDP → lnWFMJ	3.540*	1.574	ΔlnPGDP → lnWFMJ	3.206*	1.247
2006—2013 年	lnWFMJ → lnPGDP	2.188	6.724***	ΔlnWFMJ → lnPGDP	1.595	0.733	lnWFMJ → ΔlnPGDP	5.255**	4.843**	lnWFMJ → Δ ² lnPGDP	0.537	1.183
	lnPGDP → lnWFMJ	5.936**	0.718	lnPGDP → ΔlnWFMJ	0.353	0.175	ΔlnPGDP → lnWFMJ	0.480	0.931	Δ ² lnPGDP → lnWFMJ	0.701	0.959

注:表格中数据为 F 统计量,*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著,P 为滞后阶数。

1999—2006 年,东部地区仅在滞后 1 期及 5%的显著性水平下违法面积是经济增长的单向格兰杰原因;中部地区仅在滞后 1 期及 10%的显著性水平下经济增速的变化率是土地违法的单向格兰杰原因;西部地区仅在滞后 1 期及 10%的显著性水平下表现出违法面积与经济增长率的双向因果关系。该时期土地违法的治理仍缺乏健全的监督机制,土地违法得不到有效遏制,在经济发展压力及土地财政诱导下,不同地区经济增长与土地违法关系各不相同。东部土地违法现象较严重,该阶段出于全面政绩考核的压力,地方政府也加大了土地违法查处力度,如 2004 年常州“铁本事件”^[33]①的处理一定程度上遏制了土地违法现象。中部地区在 2006 年实施中部崛起战略以前,由于缺少国家发展政策的支持,经济增长较缓,因而许多地方政府力求加快提高经济增长率,从而导致了建设用地需求量的上升,助长了土地违法行为,此现象在滞后 1 期较为明显。西部地区受西部大开发战略等的影响,经济增长速度对土地违法的影响较为显著,1999—2006 年间国家安排西部大开发新开工重点工程 102 项,各项建设对建设用地的需求急剧增加,虽然土地指标对相关重点项目有一定的倾斜,但有限的土地指标在土地粗放利用普遍的情况下仍难以满足建设需求,因而导致了土地违法的上升;而违法用地的增加一定程度满足了部分用地需求,从而促进了经济增长率的提高。

2006—2013 年,东、西部地区经济增长(经济增长率加速提高)与土地违法(变化率)之间均不存在显著的因果关系;中部地区在 5%的显著性水平下土地违法是经济增长率的单向格兰杰原因。该时段三个区域均已实施土地督察制度和政府工作人员问责制,工业用地“招拍挂”出让方式也已实行,因此各区域的共性表现为土地违法面积的普遍减少,经济增长对土地违法没有显著影响。就东部地区而言,其一,地方政府在严格执行土地利用相关调控政策(如土地违法违规案件专项行动和土地执法百日行动)的同时,还出台了地方政策,如江苏省于 2010、2011 年相继颁布了《江苏省党政领导干部违反土地管理规定行为责任追究暂行办法》和《关于进一步完善建设用地审批报批工作的通知》,土地

① 2003 年 6 月,江苏钢铁有限公司未经国家有关部门审批,在常州市新北区魏村镇(后行政区域调整为春江镇)和镇江扬中市西来桥镇开建 840 万吨钢铁项目,违法占用土地 6 541 亩,其中耕地 4 585 亩。经国务院派专项检查组核查认定,铁本公司违规违法操作,大面积违法用地,造成大量耕地被毁;江苏省政府在铁本事件中存在着越权违规进行项目审批、非法批准征用、占用土地等违规违法行为。

违法从2007年的4738.19公顷逐年下降到2013年的239.34公顷,从而有效遏制了土地违法的蔓延;其二,东部地区土地市场发育程度较高,一定程度上遏制了土地违法行为^[8];其三,地区产业结构不断升级,土地集约利用水平不断提高^[34],经济发展对土地投入的依赖度降低,通过土地违法已难以促进经济增长,故经济增长和土地违法间无显著因果关系。中部地区经济发展质量不高,经济增长对土地的依赖还比较强,通过土地违法可增加土地的投入,从而对经济增速的提高有一定的促进作用。西部地区土地督察效率要高于东、中部地区^[30],说明土地督察的有效实施在一定程度上有效遏制了土地违法,同时,通过土地违法也难以促进经济增速的加速提高,因此在该时段西部经济增长率的加速提高与土地违法间不具有显著的因果关系。

四、结论与政策启示

本文基于省级面板数据,运用面板数据Granger因果检验,对比分析了1990—2013年全国及区域层面不同时段经济增长和土地违法的Granger因果关系。研究表明:

(1)在一定制度环境下,土地违法可促进经济增长或者经济增长速度的提高,但难以加快提高经济增长速度;而经济增长、经济增速提高及经济增速的加速提高均可显著影响土地违法面积,这验证了前文的假设一。

(2)不同制度环境时期,由于监管力度及经济发展水平差异,全国及区域层面经济增长与土地违法间呈现不同因果关系。1990—1996年,土地违法相关法律不完善,全国经济发展整体较落后,经济增长与土地违法无因果关系;中部地区两者互为因果;而东中部地区经济相对发达,因加速发展经济,从而呈现经济增长速度引致土地违法的增加;西部地区经济落后,两者无显著因果关系。1999—2006年,全国经济不断发展,土地违法制度环境虽有完善,但仍缺乏有效监管机制,全国经济增长率与土地违法互为因果;而在不同区域,其经济发展水平不同,土地违法治理政策偏好各异,东部地区仅土地违法对经济增长还有影响,中部经济增速变化率对土地违法有影响,而西部则是经济增长率与土地违法互为因果。2006年以后,土地监管制度与手段进一步完善,虽从全国整体看经济增长与土地违法在不同滞后期还存在单向因果关系,但各区域经济增长均不再影响土地违法,仅中部地区土地违法还对经济增长率有单向因果关系。这也验证了本文的假设二。

(3)在不同经济发展水平下追求不同经济发展目标(如保持经济增长、提高经济增速及加快提高经济增速)可能导致不同程度的潜在土地违法行为,但通过提高土地利用效率、完善法律制度及监管机制均有助于缓解或遏制土地违法行为,这说明经济发展过程中土地违法行为虽难以避免,但可通过有效措施加以预防和治理。

从上述研究可得到如下政策启示:东部地区应继续加强、完善土地违法督察制度,并率先改革政府绩效考核机制,改变政府“以地生财”“以地生绩效”的做法,保持对土地违法的高压态势;应将中部地区作为土地违法治理的重点,确定合理的经济增长目标,集中于改变传统经济增长方式,推进产业结构优化升级,提高经济发展质量,降低经济发展对土地的依赖,强化先进技术手段在土地违法治理中的作用;西部地区应借产业大转移之机力求实现土地利用效率跨越式提高,提高经济发展质量,降低土地违法冲动,同时应加大土地执法监察力度,防范经济快速增长过程中土地违法的蔓延。

当然,土地违法存在买卖和非法转让、非法使用征地费用、非法占用耕地和基本农田等诸多形式,不同土地违法形式与经济增长的关系仍显得较为模糊,因此这可作为今后进一步研究的方向。

参 考 文 献

- [1] 赵杭莉.我国城市化过程中土地违法问题研究[J].人文杂志,2012(1):184-188.
- [2] 龙开胜,陈利根.中国土地违法现象的影响因素分析——基于1999年—2008年省际面板数据[J].资源科学,2011,33(6):1171-1177.
- [3] 吕晓,钟大洋,张晓玲,等.土地督察对土地违法的遏制效应评价[J].中国人口·资源与环境,2012,22(8):121-127.

- [4] 刘振国.2014 年上半年全国土地违法案件同比增长 27.7%[N].中国国土资源报,2014-08-04(1).
- [5] 李全庆,龙开胜,孙雪峰.基于相关性分析的土地违法结构与经济结构变化关系探讨[J].资源科学,2009,31(4):629-633.
- [6] 刘法威.经济增长与违法用地的关系分析[J].资源科学,2010,32(8):1558-1562.
- [7] 欧胜彬,张耀宇,陈思源,等.我国经济增长与土地违法的 Kuznets 曲线分布与治理研究——基于 2001—2011 年省际数据的检验[J].华中农业大学学报(社会科学版),2015(4):90-94.
- [8] 陈志刚,王青.经济增长、市场化改革与土地违法[J].中国人口·资源与环境,2013,23(8):48-54.
- [9] 梁若冰.财政分权下的晋升激励、部门利益与土地违法[J].经济学(季刊),2010,9(1):283-306.
- [10] 陶坤玉,张敏,李力行.市场化改革与违法:来自中国土地违法案件的证据[J].南开经济研究,2010(2):28-43.
- [11] 赵丽红,陈文波,赵露萍,等.江西省土地违法现象特征分析[J].国土资源科技管理,2013,30(6):113-117.
- [12] 王良健,龚星文,朱石牛.土地违法现象的省际差异及其动态分析[J].资源科学,2014,36(7):1336-1346.
- [13] 陈志刚,王青,赵小风,等.中国土地违法现象的空间特征及其演变趋势分析[J].资源科学,2010,32(7):1387-1392.
- [14] 王小斌,邵燕斐.地方政府土地违法行为的影响因素与区域差异研究[J].统计与决策,2014(13):111-113.
- [15] 欧胜彬,苏雪晨.城镇化进程中的土地财政:两难困境与破解对策[J].华中农业大学学报(社会科学版),2014(3):12-16.
- [16] 仲济香.土地督察对执法力度的促进效果评价[J].中国土地科学,2011,25(10):3-7.
- [17] 李永乐,吴群.中国经济增长与耕地资源数量变化阶段性特征研究——协整分析及 Granger 因果检验[J].长江流域资源与环境,2011,20(1):33-39.
- [18] 龙开胜,陈利根.经济增长与土地违法的库兹涅茨曲线效应分析[J].中国土地科学,2011,25(7):13-18.
- [19] 马兹晖.中国地方财政收入与支出——面板数据因果性与协整研究[J].管理世界,2008(3):40-48.
- [20] 高铁梅.计量经济分析方法与建模[M].北京:清华大学出版社,2009:277-280.
- [21] 陈勇兵,曹亮.生产分割、垂直 FDI 与贸易增长——基于 1994—2007 年省际面板数据单位根与协整检验[J].宏观经济研究,2012(3):26-33.
- [22] 张莉,黄汉民,郭苏文.制度质量与中国区域经济增长差异的格兰杰因果分析——基于中国区域面板数据[J].华东经济管理,2014,28(2):59-63.
- [23] HURLIN C, VENET B. Granger causality tests in panel data models with fixed coefficients[C]. Unpublished Manuscript, University of Paris IX, 2003.
- [24] LAW S H, LIM T C, ISMAIL N W. Institutions and economic development: a granger causality analysis of panel data evidence[J]. Economic systems, 2013, 37(4): 610-624.
- [25] CHIANG Y H, TAO L, WONG F K W. Causal relationship between construction activities, employment and GDP: the case of Hong Kong[J]. Habitat international, 2015(46): 1-12.
- [26] SU C, LIU T, CHANG H, et al. Is urbanization narrowing the urban-rural income gap? A cross-regional study of China[J]. Habitat international, 2015(48): 79-86.
- [27] 陈雄兵,张宗成.再议 Granger 因果检验[J].数量经济技术经济研究,2008,25(1):154-160.
- [28] 姚成胜,黄琳,吕晞,等.基于能值理论的中国耕地利用集约度时空变化分析[J].农业工程学报,2014,32(8):1-12.
- [29] 王伟林.土地违法对经济增长的影响研究分析[J].中国农学通报,2010,26(18):438-442.
- [30] 谭术魁,张红林,饶映雪.土地例行督察的土地违法遏制效果测算[J].中国土地科学,2013,27(3):36-42.
- [31] 金晓斌,周寅康,常春,等.基于市场化程度的工业用地出让价格评价研究——以江苏省为例[J].资源科学,2011,33(2):302-307.
- [32] 李楠.工业用地出让过程中存在的问题及对策[J].法制与社会,2011(26):107-116.
- [33] 李军杰,周卫峰.基于政府间竞争的地方政府经济行为分析——以“铁本事件”为例[J].经济社会体制比较,2005(1):49-54.
- [34] 黄季焜,朱莉芬,邓祥征.中国建设用地扩张的区域差异及其影响因素[J].中国科学 D 辑,2007,37(9):1235-1241.

(责任编辑:陈万红)