

财政分权下的晋升激励、部门利益与土地违法

梁若冰*

摘要 本文考察了我国30个省、市、自治区在1999—2005年间的土地违法情况,并利用面板回归技术对其影响因素进行了经验分析。研究发现:与土地违法显著相关的因素主要包括在财政分权制度下地方政府官员的晋升激励和地方土地部门的部门利益。除此之外,我们还分别讨论了土地违法在东、中和西部地区的分布情况及其影响因素,以及不同时期的土地政策对土地违法的影响。结果表明,2002年颁布的土地出让政策和2003年开始的对土地违法的严厉打击均对土地违法有着相当重要的影响。

关键词 财政分权, 晋升激励, 土地违法

一、引言

我国的城乡土地在改革开放前实施的是单一权利制度,即无论国有的城市用地还是集体所有的农业用地,其所有权与使用权都是无法分割的。改革开放后,尤其是20世纪80年代中后期,城市建设用地与农村集体土地均实施了所有权与使用权的分离,并可通过土地市场出让或转让城市土地使用权,从而为更加有效利用土地从事工商业生产创造了可行的制度条件。1986年颁布并经1998年和2004年两次修订的《土地管理法》将通过土地市场出让使用权的行为合法化,2002年4月国土资源部发布《关于通过招标、挂牌、拍卖国有土地使用权的规定》(后文简称招、挂、拍规定),进一步规定城市经营性(商业与居住)用地出让必须通过招标、挂牌和拍卖等方式进行,改变了之前的无偿划拨和协议出让模式,其目的在于提高用地效率,更充分地利用市场机制进行土地资源的配置,将作为稀缺资源的土地用在最需要的方向。

然而,随着土地作为生产要素的价值的逐步体现,与之相关的一系列问题也涌现出来。这其中,以地方政府“以地生财”的土地财政与各地层出不

* 厦门大学财政系。通信地址:福建省厦门市思明南路422号厦门大学财政系,361005;电话:(0592)2092938;E-mail:ruobingliang@gmail.com。作者感谢新加坡国立大学东亚研究所资助以及全月婷、黄朝翰、邢予青、盛裕敏、赵力涛、薄智跃和Ake Blomqvist等的评论,并对两位匿名审稿人的意见和建议表示感谢。当然作者文责自负。

穷的土地违法案件最为引人注目。对于前者来说,地方政府通过出让土地使用权获得土地出让金的行为是符合《土地管理法》规定的,更是招、挂、拍规定所强烈要求的,因此尽管有一些批评和担忧,但这种行为事实上是不违法的。¹所谓的土地违法行为,具体而言就是违反《土地管理法》的行为,包括买卖和非法转让、破坏耕地、未经批准占地、非法批地和低价出让土地五项主要内容。²1998年《土地管理法》修订之后,国土资源部开始对各地土地违法行为进行系统统计。从总体的发展趋势看,土地违法案件的数量呈现了下降的趋势,而涉案土地面积则在2005年之前都是上升的。例如,1999年土地违法案件立案数为153562件,涉案面积为28100公顷,到2004年,立案数下降到85176件,而涉案土地面积却增加到创纪录的70130公顷。³从土地违法种类分布看,未经批准占地在涉案土地面积方面占有绝对比重(图1),2002年之后各年都达到80%以上。

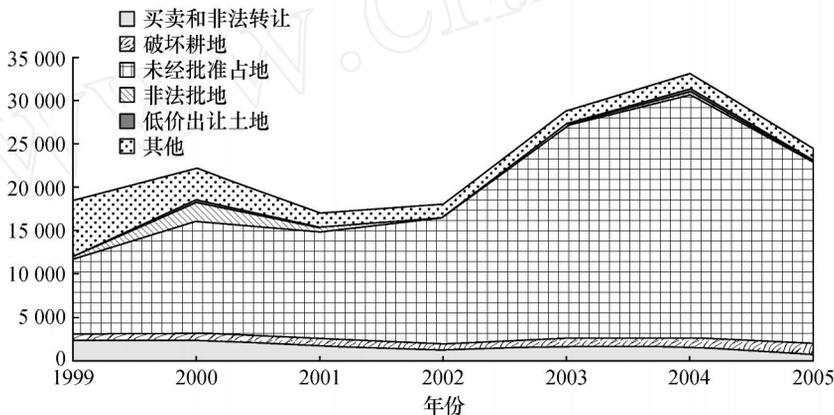


图1 土地违法的主要类型：当年违法涉案土地面积（公顷）

资料来源：《中国国土资源年鉴》(2000—2006年各期)。

在土地违法的实施者中,各级地方政府(包括村集体)及企事业单位违法占据了相当大的比重。从土地违法的涉案面积看,地方政府的份额在2004年以前都占到了30%以上,在2000年和2001两年甚至达到了40%以上。而作为最主要违法者的企事业单位,其涉案土地面积比重仅在2000年和2001年为40%以下,其余年份均为50%左右,2004年甚至达到了65%(图2、表1)。应该注意的一点是,尽管地方政府未直接实施某些违法行为,但对于很

¹ 这个问题另有专文讨论,此处我们将不进行深入分析,有兴趣的读者请参阅周飞舟(2007)和陶然等(2007)。

² 土地违法的具体分类参见《查处土地违法行为立案标准》,国土资源部第176号文件,2005年8月31日。

³ 事实上,这里的土地违法案件并非都是当年发生的,有相当比重的案件属于历年隐漏案件,后文将对此有详细论述,参见《中国国土资源年鉴》(2000—2006年各期)。

多企事业单位的违法采取了默许甚至纵容的态度。⁴事实上，很多土地违法行为，没有地方政府（包括地方土地管理部门）的配合，是根本无法实施的。另一个引人注意的现象是涉及耕地的土地违法的比重呈现总体上升的趋势，尤其是 2003 年后，无论地方政府还是单位或个人的违法，均有一半左右的案件与耕地有关。平均而言，地方政府的违法涉及耕地的比重（47.6%）要略大于企事业单位和个人（47%）。此外，案均涉及土地面积方面，地方政府违法也高于单位及个人，前者在 2003 年就达到了 1 公顷以上，而后者在最高的 2004 年也仅达到 0.73 公顷，之前各年均低于 0.40 公顷（表 1）。

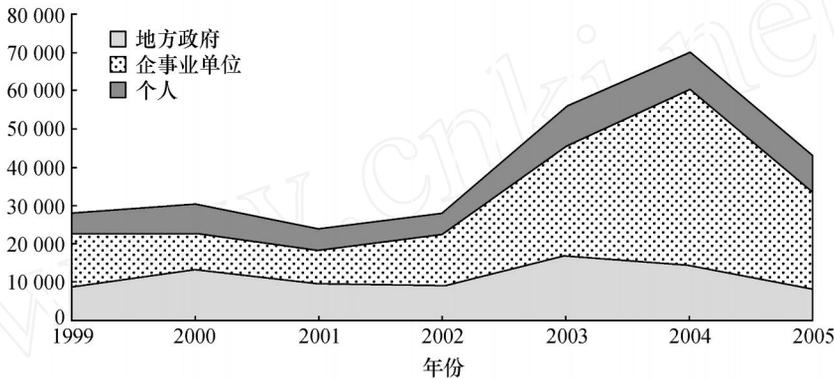


图 2 土地违法者分布：当年立案涉案土地面积（公顷）

资料来源：《中国国土资源年鉴》（2000—2006 年各期）。

表 1 土地违法中地方政府与单位及个人数据统计，1999—2005

	涉案面积比重 (%)		涉案耕地面积比重 (%)		案均土地面积 (公顷)	
	地方政府	单位及个人	地方政府	单位及个人	地方政府	单位及个人
1999	0.31	0.69	0.53	0.30	0.59	0.14
2000	0.44	0.56	0.26	0.29	0.80	0.11
2001	0.41	0.59	0.48	0.39	0.94	0.14
2002	0.33	0.67	0.55	0.43	0.87	0.18
2003	0.30	0.70	0.49	0.52	1.20	0.34
2004	0.21	0.79	0.56	0.53	1.60	0.73
2005	0.19	0.81	0.52	0.55	1.23	0.47

注：地方政府指省、市、县、乡级地方政府及村集体，单位及个人指企事业单位与个人。

资料来源：《中国国土资源年鉴》（2000—2006 年各期）。

为了遏制这种情况，从土地违法案件发生高潮的 2003 年开始，中央政府

⁴ 近年来，国土资源部土地违法监察官员不止一次在公开场合指责各地地方政府对日益猖獗的土地违法案件负有不可推卸的责任，参见“国土部通报土地违法反弹，指地方政府为政绩默许”，新华网，http://news.xinhuanet.com/house/2007-03/21/content_5875154.htm，2007 年 3 月 21 日；“土地违法为何多由地方政府主导：利益在作怪”，新华网，http://news.xinhuanet.com/politics/2006-05/16/content_4552819.htm，2006 年 5 月 16 日；“人民日报评论：土地违法，政府岂能带头”，新华网，http://news.xinhuanet.com/lianzheng/2006-05/15/content_4546057.htm，2006 年 5 月 15 日。

不仅每年都出台了一系列的条例、法规,试图通过严肃执法来约束各地土地违法行为,而且还将地方土地管理部门的管辖权上收到国土资源部,并强调利用高科技手段(遥感卫星照片)来判断基本农田是否遭到侵占,但实施效果并不尽如人意,导致在土地管理方面出现了改革开放初期熟悉的“治乱”循环。近年来,随着土地问题的日益恶化,国内学者进行的相关研究有逐渐增多的趋势,但他们或是从定性的角度对其背后的根源进行分析,如郭艳茹(2008);或是对某些个案进行田野调查,如周飞舟(2007);即便有通过定量分析进行考察的,主要分析的也是城镇化对耕地的影响(朱莉芬和黄季焜,2007),或土地出让的财政效应(陶然等,2007)等,鲜有通过定量考察来分析土地违法背后的影响因素的。本文的目的就是从财政分权、土地出让与部门利益角度对我国土地违法的相关制度背景与机制进行定量分析,探讨造成当前土地管理困境的主要原因。全文共分为六部分:第二部分为土地违法的制度背景分析;第三部分讨论分析框架与理论假说;第四部分为计量模型的设定与数据选择;第五部分为计量结果讨论;第六部分为结论与政策建议。

二、土地违法的制度背景

若要探讨土地违法背后的原因,我们需要首先从其产生的制度背景入手进行分析。一直以来,我国的财政分权改革被认为是此类改革中的成功典型,如钱颖一等(Montinola, Qian and Weingast, 1995; Qian and Weingast, 1996, 1997)认为“市场保护型联邦主义”(market preserving federalism)导致了中国式分权在促进经济增长方面的成功。⁵当然,仅有经济分权是不够的,俄罗斯的经验提供了与中国相反的证据。因此,与经济分权相配合的政治集权就似乎成为中国式分权成功的必要条件,其表现形式就是中央政府仍然掌握着地方官员的人事任免权,并通过绩效考核机制来有效约束地方政府的行为。尤其是确立了以GDP增长率为主要指标的经济考核体系,使地方官员通过相互竞争获得晋升,从而保证了地方的经济发展。Blanchard and Shleifer (2000)和Tsui and Wang (2004)等认为经济分权与政治集权使中央政府能够提供足够的激励和约束,促使地方政府互相竞争,从而实现经济持续增长。这种地方政府之间的竞争又被称为“标尺竞争”(yardstick competition),指在地方官员政绩考核中,上级政府不仅考察其经济增长绩效的绝对指标,更重要的是对相对绩效的考察,即与其他地区官员的绩效相比是否具有优势。Li and Zhou (2005)和周黎安等(2005)的经验研究发现,在中国地方政府官员任免与升迁过程中,前任或周边地区官员的表现对其能否升迁有显著的

⁵ MPF理论遭到了众多学者的质疑,详细论述参见杨其静和聂辉华(2008)。Cai and Treisman(2006)也认为分权理论并不足以解释中国在改革开放之后近30年的经济增长。

负面影响，从而证明了“标尺竞争”的存在。从实际的可操作性角度分析，这种激励机制对经济增长有显著的促进作用（Jin, Qian and Weingast, 2005; Jin and Zou, 2005; 张晏和龚六堂, 2005）⁶，因为它避免了中国出现俄罗斯所面临的问题，即在缺乏有效政治约束和激励的条件下，经济分权对经济增长产生的负面影响（Blanchard and Shleifer, 2000）。

然而，中国式分权与西方民主国家分权的根本区别在于，前者的目标是促使地方政府在经济增长方面进行竞争，而后者则鼓励地方政府在公共服务方面进行竞争，即 Tiebout (1956) 强调的公共品提供方面的用脚投票机制。这种差异产生于两者不同的政治制度：中国的地方政府是向中央政府负责的，因此标尺竞争的评价者是上级政府；而采用民主制度的国家的地方政府是向辖区内选民负责的，因而评价者是选民。这种向上与向下的标尺竞争的差异解释了中国与俄罗斯在分权化改革结果上的大相径庭（Zhuravskaya, 2000），也解释了中国在经济指标上的高速增长与在地方公共服务方面的糟糕表现。事实上，众多文献（Feltenstein and Iwata, 2005; Wedeman, 2003; Zhang, 2006; 王永钦等, 2007; 姚洋和杨雷, 2003; 周飞舟, 2006; 周黎安, 2007; 张军, 2007; 吴一平, 2008）已经阐述了财政分权在我国经济发展和制度建设各方面产生的影响，既有所得，也有所失，这里我们引用了王永钦等（2007）对我国分权改革得失进行的总体分析与评价。他们将分权的代价总结为三点：城乡和地区收入差距的持续扩大、地区间市场分割与重复建设以及公共服务方面的群分效应和效率损失⁷，其中最后一条反映的就是分权改革对地方公共服务公平与效率改进产生的负面影响。傅勇和张晏（2007）通过比较我国地方财政支出中基础设施与科教文卫投入比重的变化，为这种观点提供了经验证据的支持：地方政府对于能够带来地方经济增长的基建投入的热衷要远高于对地方公共服务尤其是教育的投入。

土地违法问题可以看做是这种分权代价的一种表现，其主要诱因就是地方政府对 GDP、财政收入与吸引外资等经济指标的热衷。土地作为重要的生产要素，在农业和工业生产上都是不可或缺的，而工业相对于农业在促进地方经济发展方面又具有明显的优势，这决定了地方政府在利用土地发展工业方面的热情要远高于将其投入到农业生产上。不过，在改革开放初期似乎无穷无尽的土地资源，随着我国经济持续增长、外资不断进入，在逐渐体现其

⁶ 不过，具体到分税制改革，学者们对其前后的财政分权的影响有不同的看法。其中 Jin and Zou (2005) 发现 1994 年分税制之前支出分权的影响是负的而收入分权的影响是正的，在分税制改革之后支出分权的影响变得不显著而收入分权的影响变为负值。与之相反，张晏和龚六堂 (2005) 则发现分税制改革之前财政（收入或支出）分权对于经济增长的影响是负的，而在 1994 年之后这个影响变为正值。

⁷ Zhang (2006) 考察了财政分权和政治集权体制对经济发展与地区差距的影响。他发现，在均质性政府结构和由上而下的行政系统下，经济基础好的地区非农税基较大，财政负担较轻，而基础不好的地区则非农税基小且财政负担重，两者在通过公共投资改善投资环境方面存在的巨大差距，导致它们在经济增长和人均收入方面的差距扩大。

自身价值的同时,也出现了存量日益捉襟见肘的趋势,尤其是在珠三角和长三角等经济发达地区,目前已似乎到了无地可用的地步。这种土地资源的稀缺性,导致地方政府不可避免地将目光投射到农业用地上,当地方政府与企事业单位对农地的侵占行为与中央政府的耕地保护政策相违背时,土地违法便不可避免了。不过,经济分权和政治集权框架对地方政府行为的分析仅仅讨论了激励问题,即在以经济指标为主的绩效考核体系与同级竞争的政治晋升机制的双重作用下,地方政府官员有通过土地违法获得生产要素进而促进地方GDP增长的激励,但这种分析框架并未回答这样一个问题:地方政府是否有能力这样做?

事实上,无论是正规的制度安排,还是潜在的机制设计,都赋予了地方政府足够的权力和能力。这在钱颖一等(Qian and Weingast, 1997)看来,就是市场保护型联邦主义政策虽然支持了市场化的进程,但同时也留下了隐患:一是政府保留了强大的权力,从而可以扭转或操控市场化进程;二是对于私有产权的有效保护以及完善的司法系统并未随之建立,从而仍然无法避免政治权力对于市场的介入与控制。在我国,政府正是通过一系列的制度变革和制度安排实现了对土地市场的介入和操控。在这些制度安排中,与土地违法密切相关的是土地产权制度、农地征用与转用制度以及土地储备及出让制度。首先,农村土地所有权的模糊使地方政府很容易侵害农民利益。名义上,农村土地归村集体和农民所有,但作为所有者的农民却既没有权利处置或者出售土地的所有权,也没有对土地的剩余索取权。换言之,农民只是土地名义上的所有者,其地位是“虚置”的,其权属关系是“模糊”的。这种不完全产权使用地单位只需向县级以上政府土地管理部门提出建设用地申请,就可以将农民的生产和生活用地一并征用,并将其转为城市建设用地,而事先无须与作为土地所有者的村集体和使用者的农民进行任何谈判。⁸其次,根据《土地管理法》的规定,在一般情况下,农业用地向建设用地的转用,必须经过征地程序。征地的实施者是地方政府,被实施者是农地所有者,即村集体及其成员。在农地征用及转用过程中,地方政府所需支付的补偿金,往往远低于其实际的市场价值,这使地方政府在实施征地时不用考虑成本问题。尤其在一些沿海发达地区,地方政府经常可以低价甚至免费出让工业用地,超低的征地成本是一个重要原因。⁹再次,土地一级市场的建立使地方政府可

⁸ 一个比较极端的例子是,2003年10月深圳市委、市政府出台《关于加快宝安、龙岗两区城市化进程的意见》,规定在2004年年底之前将宝安和龙岗两区内所有27万农业户口全部转入城市户口,相应的956平方公里的集体所有的农业用地也同时转成国有的城市用地,省去了复杂的征地和农业用地转建设用地的程序,其背后的法律依据就是1998修订的《土地管理法实施条例》中第二条第五项的规定:“农村集体经济组织全部成员转为城镇居民的,原属于其成员集体所有的土地属于国家所有。”

⁹ 征地补偿包含三个方面:土地补偿、安置补助、地上物(如青苗)补偿,其中土地补偿为征地前三年平均产值的6—10倍,安置补偿为征地前三年平均产值的4—6倍,而且尽管征地补偿金的数额并不高,但仍经常出现被拖欠的情况。

以通过出让土地使用权获得出让金收益，在某些沿海发达省份，这笔收入达到甚至超过了同期的地方财政收入。最后，地方政府在土地市场上拥有绝对的垄断权力，使其可以通过操控土地市场获得巨额收益，并以此弥补低价出让工业用地的损失。这种一方面通过廉价供应工业用地来实现工业化，另一方面通过出让城市商业和居住用地获得高额出让金收益的行为又被称为“廉价工业化、高价城市化”。

其实，中央政府也出台了一系列法律、法规在土地征用、出让以及出让金管理方面约束地方政府。在征地方面，为避免地方政府滥用征地权，除要求征地行为必须符合“公共利益”外，对于基本农田、35公顷以上非基本农田以及70公顷以上其他土地的征用必须经过国务院批准，地方政府无权进行相关的征地活动。在土地出让方面，为保护农民利益，防止地方政府通过低价征用和出让土地来促进工业生产，国土资源部在2007年出台的《招标拍卖挂牌出让国有建设用地使用权规定》规定，禁止通过划拨和协议出让等非市场化手段出让城市工业用地的使用权。¹⁰而在出让金管理方面，中央政府规定全部土地出让金应纳入地方财政预算管理，而且土地出让净收益也要纳入基金预算管理，2007年又进一步规定地方政府必须将土地出让净收益的10%用于廉租房的建设。¹¹但是，这种看似严格的制度安排既无法为地方政府提供适当的激励机制，又缺乏相应的监督和惩罚机制，导致其形同虚设，根本无法阻止大量的土地违法案件的不断涌现。例如，周飞舟（2007）在对东部地区两县一市的调查中发现，2002年以后土地储备来源以农村集体用地为主，且征用、收购和储备土地的数量大幅度增长。而这些土地储备的目标并不为所谓的“公共利益”服务，而是几乎全部用于住宅和商业经营目的。而且，在2008年6月国家审计署对11个城市2004—2006年土地出让金进行的审计报告中，这些城市不同程度地存在违规减免、拖欠出让金、出让金未纳入财政管理、出让净收益未纳入基金预算管理、违规使用出让金（兴建楼堂馆所等）等问题，少数城市则拖欠、挪用征地补偿款和征地农民社会保障资金。¹²甚至对于招、挂、拍规定，地方政府也有很多办法来应付，如以税费优惠来代替地价优惠，或巧立名目，采用“以租代征”、“未批先用”等手段规避农地转用、征用程序以及工业用地出让的招、挂、拍规定，仍以廉价土地作为条件吸引外资。

¹⁰ 《招标拍卖挂牌出让国有建设用地使用权规定》，国土资源部第39号文件，2007年10月9日。

¹¹ 《国务院关于解决城市低收入家庭住房困难的若干意见》，国务院第27号文件，2007年8月7日；《廉租房保障资金管理办法》，财政部第64号文件，2007年10月30日。

¹² 其中，尤以“以租代征”农民集体土地1541.05公顷建高尔夫球场和别墅，以及1864.11亿元的土地出让净收益未按规定纳入基金预算管理，占11个城市土地出让净收益总额的71.18%两个问题最为严重，参见《国有土地使用权出让金审计调查结果》，国家审计署公告，2008年第4号，总第28号，2008年6月4日。

三、分析框架与理论假说

首先,从政策层面看,土地违法是在中国当前特定的制度环境下产生的。2002年之后,城市经营性用地需要通过招、挂、拍方式进行出让,而工业用地仍然延续协议出让的方式。尽管这种土地出让市场和价格的双轨制存在严重的缺陷,但这种差别定价并不违反《土地管理法》,因而也非土地违法行为。因此,我们可以了解土地违法是独立于这些合法出让之外的用地行为,其存在与否的唯一标准就是上级政府是否对此进行了审批。由此可见,对土地违法行为的判定具有以下一些特性:一是标准的不确定性,此处并非指违法标准,而是指判定标准;二是区域之间的差异性,用地指标高的地区其违法的可能性要小于指标低的地区;三是时间上的不稳定性,如今年某种合法的用地行为,由于中央加强了用地控制,明年可能就变成非法的了。

作为土地违法案件,就一定会存在受益者、受损者等利益相关者,这为我们从一个大的框架来探讨我国土地违法案件的影响因素提供了适当的角度。一般来说,地方政府(及其官员)往往能从土地违法中获益(前提是不被抓住)。通过直接或间接的土地违法活动,地方政府官员可以将农地转为工商业用途,从而实现发展地方GDP的目标,并进而使其在政绩考核和政治晋升上获得优势。而且,地方工业的发展往往能够带动城市化进程,使城市土地价格快速上涨,从而为地方政府带来可观的土地出让金收益,解决由分税制引发的地方财政困境和廉价的土地出让带来的财政损失。基于这个原因,我们就不难解释为什么很多地方政府对企事业单位的土地违法行为采取默许乃至纵容的态度,有些甚至本身就是土地违法行为的实施者了。

其次,土地违法尤其是涉及耕地的违法案件直接损害了农民的经济利益,同时也间接地损害了中央政府的利益。一方面,涉及农民和农地的土地违法案件,往往伴随着失地农民的利益受损,从而可能会导致社会性群体事件的发生,损害政治稳定与社会安全¹³;另一方面,土地违法行为的猖獗往往伴随着针对耕地的大规模侵占,严重威胁了中央政府粮食自给自足的国家战略。此外,尽管中央政府希望看到地方经济持续增长,但改革以来宏观经济过热的诱因往往与地方政府的投资冲动相关(Feltenstein and Iwata, 2005; 郭庆旺和贾俊雪, 2006; 高鹤, 2006),而这种投资冲动又经常伴随着对土地资源的侵占与浪费,因此中央政府希望在激励地方政府发展经济的同时又能够控制其基本的行为规范,从而不会在中央实施宏观调控时成为掣肘的力量。

¹³ 2003年8月至2004年6月,中国社会科学院农村发展研究所联合课题组对农民的土地维权抗争进行了专题调研,发现在农村发生的群体性事件和冲突中,土地问题占了相当大的比重(高于60%),参见于建嵘,“农民土地维权抗争的调查”,《中国经济时报》,2005年6月21日。

最后，在土地违法案件中，地方土地管理部门的地位和作用也是不可忽视的。一方面，虽然该类部门并非土地违法案件的直接受益者，但大量的土地违法尤其是涉及地方政府的违法案件中，地方土地部门却又负有不可推卸的责任¹⁴；另一方面，中央政府在查处土地违法的过程中，还要依赖地方土地部门的帮助，这时的土地部门又会倾向于按照中央政府的指示，对土地违法行为进行严厉查处。地方土地部门这种看似矛盾的做法，实际上源于其特殊的机构设置：既是地方政府下属部门，又是国土资源部在地方的分支机构。这种处于条块夹缝中的双重身份，使其在处理日常事务时必定会与地方政府产生密切的联系¹⁵，而当中央政府要严查土地违法案件时，又不能不配合中央的行动。¹⁶

基于上述分析，我们可以对土地违法涉案面积的影响因素提出如下理论假说：

假说一（人均 GDP） 经济发展水平越高的省份，地方官员越有动力维持高经济增长率，因而对工业用地的需求也越高，而这些省份往往位于东部沿海地区，也是我国人地矛盾较为激烈的地区，耕地保护政策下中央对农地转用和占地行为的控制较为严格，因而从供求两方面看人均 GDP 越高的省份其土地违法涉案面积也可能越大。

假说二（财政分权程度） 分权化程度越高，地方政府对财政资源的控制（收入分权）或需求（支出分权）越强，也越有动力为追求高的 GDP 增长率和财政收入而主导或者纵容土地违法行为。

假说三（土地出让金收益） 土地出让收益的影响包含两方面的内容：一是对于企业来说，土地出让价格越高，土地违法能够带来的收益或者避免的机会成本也越高，从而土地违法的动机越强；二是对于地方政府来说，出让收益越高就越有能力弥补土地违法对地方收入造成的损失，因而也会造成对土地违法的正效应。

假说四（地方政府的数量） 不同层级地方政府的比重也可能会影响土地违法的程度：一是信息效应，即层级较低的乡镇政府数量越多，由上而下的监督因难以获得足够的信息而无法顺利实施，从而导致更多的土地违法¹⁷；

¹⁴ 例如，在江苏“铁本”土地违法案件中，为规避省级批地权不超过 35 公顷的规定，江苏省国土资源厅分 42 个批次批准了常州市 2.1 万亩农地转用和土地征用。

¹⁵ 事实上，地方政府经常动用地方资源来对土地部门施加影响（周黎安，2007）。就土地部门的收入来源看，地方政府也确实有这样的实力影响土地部门的行为模式，因为地方政府拨款在其中所占的比重近年来有逐步增大的趋势，2005 年各省平均比重已达到 73.3%。

¹⁶ 在对国土资源部门主管官员的考核体系中，一个很重要的指标就是对土地违法案件的查处力度。包括对土地违法的发现率、制止率及避免和挽回的经济损失，因而地方土地部门官员的晋升前途与其执行中央政策的力度紧密相关，参见《关于进一步加强国土资源执法监察工作的通知》，国土资源部第 220 号文件，2005 年 10 月 26 日。

¹⁷ 当然，这也可能导致乡镇级政府的土地违法行为更不易被发现，从而产生较少的土地违法立案。

二是能力效应,即层级较高的地方政府(如市、县级政府)的违法能力或程度强于层级较低的地方政府(如乡镇政府),从而导致更多的土地违法涉案土地。¹⁸一般而言,这两种影响的方向是相反的,因而较高层级地方政府数量所占比重的影响是不确定的,需要我们进一步检验。

假说五 地方土地部门查处土地违法的努力程度:地方土地部门在进行土地违法案件立案时考虑的主要是部门及官员的自身利益,当该部门未承受中央政府施加的压力时,地方政府的影响在部门决策(包括配合地方政府实施土地违法以及查处与地方政府有关的土地违法)中的权重较大,这是因为地方政府财政拨款在土地部门收入中占有相当大的比重。而且,当地方土地管理部门职工超编制情况较严重时,对地方政府的依赖程度就更深,因此这两个变量对于土地部门查处土地违法的影响是负向的。¹⁹但是,当中央政府意识到土地违法的严重性并采取措施实施严打时,地方土地管理部门查处土地违法的激励变强(因土地部门官员也面临着政治晋升压力),从而加大土地违法的立案和查处力度,这方面的指标可以通过土地违法立案案件涉及土地面积中历年隐漏案件的比重来表示,其影响应当是正向的。²⁰

四、模型设定与数据选择

根据上一部分的分析,我们可将土地违法与其影响因素之间的关系表现为如下单向面板(one-way panel data)模型²¹:

$$Y_{it} = DC_{it} + \text{Inlandrev}_{it} + \text{lnpcgdp}_{it} + \text{locsh}_{it} + \text{Inoverem}_{it} + \text{shllog}_{it} + \text{shhis}_{it} + X_{it} + \epsilon_{it} + \mu_{it}, \quad (1)$$

其中,因变量 Y_{it} 为土地违法的涉案面积;自变量 DC_{it} 为财政分权指标; landrev_{it} 为土地出让金收益; pcgdp 为地方人均 GDP; locsh_{it} 为省区 i 在年度 t 的地方政府拨款在土地部门收入中的比重,其计算公式为 $\text{locsh}_{it} = \text{locfund}_{it} / \text{locadmrev}_{it}$, 其中, locfund_{it} 为地方政府对地方土地部门的年度拨款, locadmrev_{it} 为地方土地部门收入; Inoverem_{it} 为地方土地部门雇员超编人数对数值,其计算公式为 $\text{overem}_{it} = \text{loclandemp}_{it} - \text{loclandausize}_{it}$, 其中 loclandemp_{it} 为省区 i 的地方土地部门职工总数, $\text{loclandausize}_{it}$ 为地方土地部门职工编制数;

¹⁸ 根据《土地管理法》的规定,一般县级以下的地方政府是无权进行建设用地审批的,因此这样基本杜绝了乡镇一级地方政府通过玩弄审批权来进行土地违法。

¹⁹ 当然,超编制情况也存在另一种可能性,即由于客观上人员配备更充足,能够查处土地违法的力度就更大,从而发现更多的土地违法涉案面积。

²⁰ 当然,地方土地部门的努力对土地违法案件也可能产生两方面的作用:一方面对土地违法的严查使违法者惧怕查处而暂缓实施违法;另一方面,严查使某些未被揭露的案件显露出来,因此该变量的作用也不能完全确定。

²¹ 在基准模型中,我们对双向(two-way)形式的模型也进行了估计,结果显示年度虚拟变量的系数既不显著,其联合分布 F 值(0.55)也未通过显著性检验,因而未予采用。

shloc_{it} 为地方政府中市、县级政府的比重，其计算公式为 $shloc_{it} = (\text{numperf}_{it} + \text{numcou}_{it}) / \text{numlocgov}_{it}$ ，其中 numperf_{it} 、 numcou_{it} 分别为省区 i 的市（地区）、县级政府数量， numlocgov_{it} 为省区 i 的市、县及乡镇地方政府数量，数据来源于《中国统计年鉴》； shhis_{it} 为土地违法立案案件中往年隐漏案件的比重，数据来源于《中国国土资源年鉴》； X_{it} 为控制变量，即各地人口总量²²； α_i 为不随时间变化的省别效应； μ_{it} 为标准误。为判断中央政策对土地违法的影响，我们还分别设置了两组虚拟变量来探讨政策的影响，为了控制时间效应的影响，其回归方程可写为如下的双向面板模型：

$$Y_{it} = DC_{it} + \text{Inlandrev}_{it} + \text{lnpcgdp}_{it} + \text{locsh}_{it} + \text{Inoverem}_{it} + \text{shloc}_{it} + \text{shhis}_{it} + \text{Dum}_t \times \text{Inlandrev}_{it} + X_{it} + \text{Dum}_t + \alpha_i + \mu_{it}, \quad (2)$$

$$Y_{it} = DC_{it} + \text{Inlandrev}_{it} + \text{lnpcgdp}_{it} + \text{locsh}_{it} + \text{Inoverem}_{it} + \text{shloc}_{it} + \text{shhis}_{it} + \text{Dum}_t \times \text{shhis}_{it} + X_{it} + \text{Dum}_t + \alpha_i + \mu_{it}, \quad (3)$$

其中，由于政策变化主要发生在 2002 年之后，因此 Dum_t 为 2002—2005 年各年的时间虚拟变量。式（2）中采用的是时间虚拟与土地出让金收益的交叉项，其目的是判断土地出让招、挂、拍规定对土地违法的影响；式（3）中则采用了时间虚拟与历年隐漏案件在立案案件中的比重，其目的是考察中央政府对土地违法实施严打的政策的影响。

表 2 为本文采用的数据列表。首先，被解释变量选用土地违法涉案面积而非土地违法案件数的原因在于，前者能够更好地表现土地违法的程度，而后者多为个人违法案件，由于这类案件往往数目很多但涉及的面积很小，因而难以体现真正的违法程度。本文的解释变量主要包括三类数据：地方政府相关数据、地方土地部门相关数据和地方宏观数据。第一，在地方政府相关数据中，我们采用了张晏和龚六堂（2005）的方法来度量地方分权化指标，不过仅采用其中的三类，即包含预算内和预算外收入或（和）支出的财政指标：预算内外本级财政收入指标（DCalrev）、预算内外本级财政支出指标（DCalexp）以及预算内外总收支指标（DCalnet）。第二，我们用地方政府拨款占部门收入的比重与部门雇员超编人数来表示地方土地部门查处地方政府违法的负激励，用土地违法立案案件中往年隐漏案件的比重来表示地方土地部门在查处土地违法案件时的努力程度，这三个指标分别表现了地方政府在查处土地违法活动时的两难处境。第三，我们用地方政府中市、县级政府的比重来表示两个方面的作用：一是地方政府违法的能力，二是地方土地部门查处土地违法的难度。这两方面的作用是相反的，当该比重的系数为正时，说明市、县政府的违法能力较强；当系数为负时，说明乡镇政府的违法难以

²² 我们也将城市化和工业产值比重等指标分别或共同代入回归方程，但其系数既不显著，对回归结果也无显著影响，因此此处略去。此外，本文也曾考虑将各省土地面积作为控制变量，但固定效应模型无法体现土地面积变量的影响。

监督,因土地管理部门只设到县一级,乡镇只是县级土地管理部门的派出机构。

表2 主要变量及其预期符号

变量类型	变量名	变量内容及单位	预期符号
被解释变量	lawb	土地违法涉案土地面积(公顷)	
解释变量	pcgdp	地方人均 GDP(元/人)	+
	landrev	土地出让金收益(元)	+
	DC	财政分权指数	+
	locsh	地方拨款占土地部门收入比重(%)	-
	overem	土地部门职工超编人数(人)	-
	shhis	历年隐漏占立案案件比重(%)	+
	shlocg	市、县级政府在省以下地方政府中的比重(%)	+/-
控制变量	popu	各地区人口总量(人)	

表3概述了我们所用主要数据的描述统计量。从数据来源看,本文采用的数据主要有三类:第一类是土地相关数据,如土地违法案件的涉案面积、土地出让面积和出让金收益、地方土地部门的收入及其来源、地方土地部门的职工编制人数与实际人数以及土地违法涉案土地面积中历年遗漏案件的涉案面积等,其主要来源为《中国国土资源年鉴》2000—2006年各期;第二类是地方政府数量及地方社会、经济数据如人口数、人均GDP等,主要来自于《中国统计年鉴》2000—2006年各期;第三类为各省、市、自治区的财政数据,主要来自于《中国财政年鉴》2000—2006年各期。在变量中,地方政府相关变量与土地相关变量为我们的主要观察对象,其他变量如地区的政治、经济变量为控制变量。此外,基于数据可得性的原因,我们未将西藏的数据纳入回归模型;由于某些变量在某些年份的数据不可得,因此观察值数量不足210。

表3 主要变量的描述性统计量

变量	变量名	观察值	均值	标准差	最小值	最大值
lnlawb	土地违法涉案面积的对数	208	6.726	1.105	3.757	9.969
lnpcgdp	地方人均GDP的对数	210	9.126	0.610	7.814	10.921
lnlandrev	土地出让金收益的对数	209	11.660	2.602	4.146	16.276
DCalrev	预算内外本级财政收入指标	210	4.089	3.457	0.085	17.090
DCalexp	预算内外本级财政收入指标	201	9.108	5.747	1.071	31.538
DCalnet	扣除转移支付的预算内外净财政指标	201	6.081	5.156	-0.044	26.624
locsh	地方政府拨款占土地部门收入比重	210	62.766	21.235	9.868	99.094
lnoverem	土地部门职工超编人数的对数	208	7.568	1.433	3.258	9.884
shlocg	省以下地方政府中县市级比重	210	5.887	2.465	0.658	11.346
Shhis*	土地违法立案中历年隐漏案件比重	208	29.299	24.263	0.000	99.900
lnpopu	地方人口总数的对数	210	8.106	0.784	6.234	9.182

*历年隐漏案件比重中,最小值0是海南省,在2001年的历年隐漏案件为零;最大值99.9为上海市,在1999年历年隐漏案件涉案面积为2007.77公顷,而当年发现只有2.05公顷。

在这些变量中,我们着重关注各省地方政府拨款占土地部门收入比重及

土地违法立案中历年隐漏案件比重两个变量的全国平均值（表 4），分别表明地方土地部门对地方政府的财政依赖及其对土地违法的查处力度。首先，从总体时间趋势看，地方政府的财政拨款在土地部门收入中的比重是上升的，从 1999 年的 41% 上升到 2000 年后的 60% 以上，一直到 2004 年后的 70% 以上，呈现了持续上升的趋势，表明地方土地部门对地方政府的经济依赖逐渐加深，可能不利于其对后者违法行为实施查处。其次，历年隐漏案件的比重从 2000 年之后呈上升趋势，由该年的 26.8% 上升了近一倍至 2003 年的 48.4% 和 2004 年的 52.8%，之后在 2005 年又下降到 43%。这表明，在 2003 年和 2004 年两年间地方土地部门在中央政府遏制土地违法政策的压力下采取了较为严厉的措施，不仅对当年的违法案件予以查处，而且更加大了对历年隐漏案件的查处力度。

表 4 各省地方拨款比重和隐漏案件比重的平均值（%），1999—2005 年

	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
locsh	41.01	63.90	58.10	64.13	62.13	71.04	73.27
shhis	33.97	26.80	28.97	35.44	48.41	52.80	43.01

五、计量结果讨论

（一）基准模型

表 5 为我们根据基准模型方程（1）得到的单向固定效应回归结果²³，其中（1）—（3）列中的地方分权指数分别为预算内外的收入、支出以及扣除转移支付的净指标。从回归结果看，多数变量与土地违法涉案面积有显著的相关关系，而且其符号的方向也与我们预期的相符。第一，地方人均 GDP 的系数都是显著为正的，说明该变量与我们的假设相似，可能从供求两方面对土地违法产生影响；第二，地方土地出让金收益与土地出让面积的系数也是显著为正的，表明前述第三项假说中所推测的第二种作用机制是可能存在的，但同时我们还将单位面积的土地出让价格替代土地出让金收益纳入模型，其结果不显著，因而并未证明该假说中的第一种机制存在；第三，地方政府的财政分权指数的系数是显著为正的，表明我们无法拒绝财政分权对地方政府的土地违法行为存在激励的假设；第四，市、县地方政府数量在省以下地方政府中所占比重的系数是显著为正的，表明前述第四项假说中市、县地方政府土地违法能力更强的假设是可能成立的；第五，地方土地部门收入中地方政府拨款所占比重的系数显著为负，表明土地部门的激励模式符合第五项假

²³ 我们还进行了随机效应的回归，Hausman 检验在 1% 水平上拒绝该回归结果，因此此处并未报告其结果。

设, 即对地方政府的财政依赖可能会影响其对后者土地违法行为的查处。第六, 地方土地部门超编人数的作用不显著; 第七, 土地违法涉案面积中历年隐漏案件比重的系数显著为正, 符合第五项假说, 即地方土地管理部门对土地违法案件的查处力度与土地违法涉案面积显著正相关。

表5 土地违法相关因素(固定效应)

	(1)	(2)	(3)
Inpcgdp	1.784 *** (0.271)	1.774 *** (0.270)	1.783 *** (0.270)
Inlandrev	0.066 *** (0.023)	0.066 *** (0.023)	0.066 *** (0.023)
Dcalrev	0.037 ** (0.016)		
Dcalexp		0.023 ** (0.010)	
Dcalnet			0.026 ** (0.011)
shlogc	0.048 ** (0.021)	0.047 * (0.021)	0.049 ** (0.021)
locsh	-0.011 ** (0.005)	-0.011 ** (0.005)	-0.011 ** (0.005)
Inoverem	-0.134 (0.091)	-0.141 (0.095)	-0.140 (0.091)
shhis	0.015 *** (0.003)	0.015 *** (0.003)	0.015 *** (0.003)
Inpopu	-0.866 (2.117)	-0.837 (2.117)	-0.859 (2.113)
Constant	-2.242 (17.647)	-2.193 (17.721)	-2.315 (17.637)
Observations	205	205	205
Number of code	30	30	30
R ²	0.358	0.359	0.360

注: 括号内为标准差, *, ** 和 *** 分别表示显著性水平为 10%、5% 和 1%。

(二) 地区差别: 沿海与内陆比较

表6为我们根据沿海、内陆以及东、中和西部地区两种划分方法进行的区域土地违法影响因素分析。首先, 无论是东部还是中、西部地区, 土地违法涉案面积均与地方人均GDP显著正相关。其次, 沿海(东部)地区的土地违法影响因素在地方政府层面, 表现为土地出让金收益和财政分权指数存在显著影响, 而地方土地管理部门的作用表现在对历年隐漏案件的查处力度上。对于内陆(中部与西部)地区来说, 影响土地违法的主要因素集中在地方土地管理部门相关变量上, 包括对地方政府的财政依赖和对历年隐漏案件的查处。具体到内陆省份中的中、西部地区的比较, 我们可以看到西部地区地方

政府和土地部门的影响显然要强于中部地区，前者在土地出让金收益和历年遗漏案件比重等变量的系数上都是显著的，而后者则只有地方政府拨款比重显著，显示出我们前面提出的几项假说基本上不适用于中部省区。

表 6 东、中、西部土地违法影响因素比较

	沿海		内陆	
	东部	中部 + 西部	中部	西部
Inpcgdp	2.227 *** (0.509)	1.604 *** (0.344)	1.241 *** (0.365)	2.419 *** (0.588)
Inlandrev	0.090 ** (0.037)	0.034 (0.033)	0.045 (0.038)	0.097 * (0.055)
DCalnet	0.040 ** (0.019)	0.020 (0.013)	0.000 (0.015)	0.035 (0.021)
shlogc	0.062 (0.042)	0.033 (0.026)	0.011 (0.025)	0.067 (0.045)
locsh	- 0.007 (0.007)	- 0.014 ** (0.006)	- 0.014 * (0.008)	- 0.016 (0.010)
Inoverem	- 0.113 (0.152)	- 0.115 (0.116)	- 0.107 (0.126)	- 0.261 (0.196)
shhis	0.009 ** (0.004)	0.022 *** (0.005)	0.003 (0.007)	0.030 *** (0.006)
Inpopu	- 3.676 (3.215)	1.016 (3.687)	- 3.038 (6.377)	- 2.936 (5.036)
Constant	14.710 (24.008)	- 15.168 (28.714)	22.476 (52.359)	8.653 (36.909)
Observations	82	123	63	60
Number of code	12	18	9	9
R ²	0.401	0.385	0.243	0.545

注：括号内为标准差；*、**和***分别表示显著性水平为10%、5%和1%；东部包括北京、天津、辽宁、河北、山东、江苏、上海、浙江、福建、广东、广西和海南，中部包括内蒙古、黑龙江、吉林、山西、河南、安徽、湖北、湖南和江西，西部包括陕西、四川、重庆、云南、贵州、新疆、青海、宁夏、甘肃。

这一点从图 3 中可以看出一些迹象。在土地违法涉案面积的三个地区分布中，东、西部地区的变化最大，这两个地区分别在 2003 年和 2004 年取得较大幅度的增长，而中部地区则似乎没有出现明显的变化。可以理解的是，拥有重要可耕地资源的东部沿海发达地区，人地矛盾较为严重，工业化和城市化往往以牺牲耕地资源为代价，因此土地违法现象较为严重。然而，对于中、西部地区的差别则有些不易理解。事实上，尽管中部和西部省份都处于相对于沿海地区居劣势的内陆地区，但两者获得的政策待遇还是存在差别的。尤其是在 20 世纪 90 年代实施的“西部大开发”战略，使西部地区在很多方面获得了中央的政策优惠和财政支持，而中部则处于不东不西、不尴不尬的处境，因而也出现了“中部塌陷”的说法。我们的推论是，中部地区既没有东部地区优越的地理位置和先动优势，也没有西部地区的政策和资金优势，因而相较于这两个地区来说对于中央土地政策的敏感性也较差。因此，从图 3 中西部地区土地违法在 2004 年的大幅上升和表 6 中西部遗漏案件比重的较高

系数值可以看出, 尽管西部地区对中央政策的反应较为滞后, 在 2004 年才真正采取积极措施打击土地违法, 但其对政策的反应依然是显著的。而中部地区则既无东部地区的经济优势, 又不具有政策敏感性, 因而在 1999—2005 年期间, 中部九省区的土地违法涉案面积并未出现大幅度变化, 一直相当稳定, 这也解释了为什么在固定效应回归中中部省区各主要变量的系数值都不显著了。

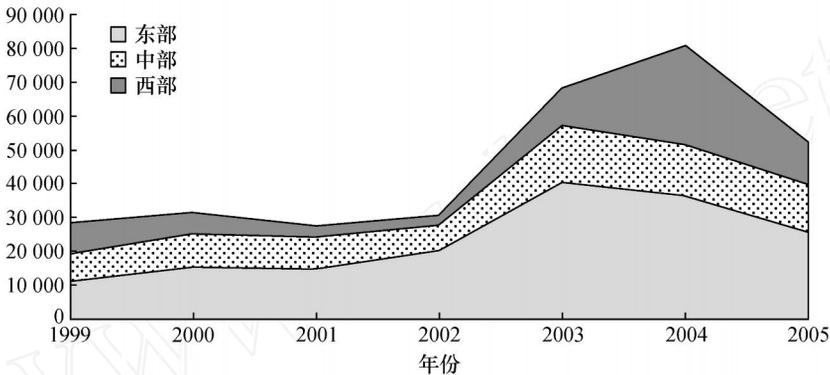


图3 土地违法涉案面积的地区分布, 1999—2005年

资料来源:《中国国土资源年鉴》(2000—2006年各期)。

(三) 政策影响分析

基准模型的回归结果只是考察了地方政府和地方土地部门对土地违法的直接影响, 而对于中央政府的政策则无法直接地表现出来。下面我们将分别考察中央政府在 2000 年后分别进行的两次土地政策变革的影响: 2002 年 4 月, 为减少国土资源收益流失, 国土资源部颁布了招、挂、拍规定, 明确要求各地地方政府在出让城市经营性土地使用权时要通过招标、挂牌和拍卖等市场手段进行; 2003 年、2004 年两年中, 由于中央政府意识到了土地违法的严重, 因而出台了若干打击土地违法的文件、法规和条例, 并开始酝酿实施土地部门垂直管理的体制改革, 由上至下地加大了对土地违法的查处和打击力度。²⁴

²⁴ 这些文件包括:《关于清理各类园区用地加强土地供应调控的紧急通知》,国土资源部第 45 号文件, 2003 年 2 月 18 日;《进一步治理整顿土地市场秩序工作方案》,国土资源部第 49 号文件, 2003 年 2 月 26 日;《关于暂停审批各类开发区的紧急通知》,国务院办公厅第 30 号文件, 2003 年 7 月 18 日;《关于清理整顿各类开发区加强建设用地管理的通知》,国务院办公厅第 70 号文件, 2003 年 7 月 30 日;《关于加大工作力度进一步治理整顿土地市场秩序的紧急通知》,国务院第 7 号文件, 2003 年 11 月 3 日;《清理整顿现有各类开发区的具体标准和政策界限》,国家发展改革委员会第 2343 号文件, 2003 年 12 月 30 日;《关于暂停兴建高尔夫球场的通知》,国务院办公厅第 1 号文件, 2004 年 1 月 10 日;《关于做好省级以下国土资源管理体制改革有关问题的通知》,国务院第 12 号文件, 2004 年 4 月 21 日;《关于调整省以下国土资源主管部门干部管理体制的通知》,中共中央组织部第 22 号文件, 2004 年 4 月 29 日;《关于深入开展土地市场治理整顿, 严格土地管理的紧急通知》,国务院办公厅第 20 号文件, 2004 年 4 月 29 日;《关于深化改革严格土地管理的决定》,国务院第 28 号文件, 2004 年 10 月 21 日;《关于发布和实施工业项目建设用地控制指标的通知》,国土资源部第 232 号文件, 2004 年 11 月 1 日。

从这期间出台的一系列遏制土地违法的政策文件的发布数量和频率可以看出，中央政府对于土地违法的猖獗及其后果的严重性极度担忧。不仅如此，从 2003 年至今因土地问题而被查处的中央和地方干部的数量和级别印证了这种改变。²⁵

表 7 为 2002 年实施的土地出让政策（回归方程 2）和 2003 年开始的土地违法遏制政策对土地违法的影响（回归方程 3），我们分别采用土地出让金收益的对数与时间虚拟变量的交叉项及历年隐漏案件比重与时间虚拟变量的交叉项来表示。首先，从表 7 中方程 2 的结果可以看出，2002 年 4 月颁布的招、挂、拍规定，在 2002 年、2003 年和 2004 年与土地违法均显著相关，表现为土地出让金收益系数显著为正。这个结果表明，新的城市土地出让政策可能是造成之后两年大规模土地违法案件发生的一个重要因素。其次，从方程 3 的结果可以看出，历年隐漏案件在涉案面积中的比重与时间虚拟变量的交叉项的系数在 2004 年和 2005 年显著为正。这表明，从 2003 年开始的土地违法遏制政策，在其后两年显示出了重要的作用。尤其是在被称为“土地政策年”的 2004 年，中央针对日益严重的土地问题发布了一系列的政策文件，强化用地管理和对土地违法的查处，对于土地违法案件的揭露和惩处起了重要作用。而且，这种政策效果一直持续到 2005 年。虽然该年度颁布的打击土地违法的政策文件少于 2003 年和 2004 年，由于前两年政策效果具有较强的延续性，因而地方土地部门延续了较大的执法力度，从而使中央政府的遏制政策能够持续，但其效果要弱于之前的 2004 年。

表 7 土地出让和打击违法政策对土地违法的影响

	方程 2		方程 3
Dum2002 · Inlandrev	0.339 *** (0.113)	Dum2002 · shhis	0.011 (0.007)
Dum2003 · Inlandrev	0.286 ** (0.114)	Dum2003 · shhis	0.007 (0.007)
Dum2004 · Inlandrev	0.263 ** (0.128)	Dum2004 · shhis	0.019 ** (0.008)
Dum2005 · Inlandrev	0.323 (0.214)	Dum2005 · shhis	0.013 * (0.007)
Constant	6.435 (24.825)	Constant	-5.021 (22.870)
Observations	205	Observations	205
Number of code	30	Number of code	30
时间虚拟变量	有	时间虚拟变量	有
R ²	0.411	R ²	0.407

注：括号内为标准差；*、**和***分别表示显著性水平为10%、5%和1%；DC指标全部采用DCal-net；为节省篇幅，本表只报告了政策变量与时间虚拟变量交叉项的系数。

²⁵ 正是在 2003 年，国土资源部部长田凤山成为因土地问题落马的最高级别的政府官员。根据国土资源部数据，2000 年到 2006 年，全国因为土地违法、违规受到党纪、政纪处分的有 8698 人，另有 1221 人被追究刑事责任，其中大部分是在 2003 年之后被处分的。在查处力度最强的 2006 年，受到党纪、政纪处分和刑事追究的官员分别为 3094 人（35.6%）和 501 人（41%）。参见“前 8 月 893 人因土地违法受到党纪政纪处分 245 人被追究刑责”，中央政府门户网站，www.gov.cn，2007 年 9 月 17 日。

(四) 稳健性检验

为分析回归结果的稳健性,我们首先要进行面板异方差和时序自相关的检验,表8中的第二列下方显示的是检验结果。从LR检验的 P 值与Wooldridge检验的 P 值可以看出,回归存在着异方差和自相关问题;而Pesaran's CD检验则拒绝了存在横截面相关的假设,因此我们要进行剔除异方差和自相关的稳健回归。一般来说,存在异方差和AR(1)的面板回归,可以采用若干稳健回归方法,即分别根据Huber(1967)和White(1980)、Rogers(1993)与Driscoll and Kraay(1998)方法对标准差进行调整,第一种方法适用于存在严重异方差而自相关相对不严重的情形,第二种适用于异方差与自相关均比较严重的情形,而最后一种则适用于既存在异方差和自相关,又存在截面相关的情形。表8的第三列至第五列分别为通过三种方法调整的回归结果,从中可以看出,调整之后的标准差并未影响我们结论的稳健性。

表8 剔除异方差与自相关后的回归结果(固定效应)

	OLS	Huber-White	Rogers	Driscoll- Kraay
lnpcgdp	1.783 *** (0.270)	1.783 *** (0.246)	1.783 *** (0.226)	1.783 *** (0.235)
lnlandrev	0.066 *** (0.023)	0.066 *** (0.023)	0.066 *** (0.019)	0.066 *** (0.014)
DCalnet	0.026 ** (0.011)	0.026 ** (0.013)	0.026 ** (0.013)	0.026 *** (0.009)
shlog	0.049 ** (0.021)	0.049 ** (0.020)	0.049 ** (0.021)	0.049 *** (0.011)
locsh	-0.011 ** (0.005)	-0.011 ** (0.005)	-0.011 ** (0.004)	-0.011 ** (0.004)
lnoverem	-0.140 (0.091)	-0.140 (0.093)	-0.140 ** (0.062)	-0.140 ** (0.061)
shhis	0.015 *** (0.003)	0.015 *** (0.004)	0.015 *** (0.004)	0.015 *** (0.004)
lnpopu	-0.859 (2.113)	-0.859 (2.223)	-0.859 (2.059)	-0.859 (3.055)
Constant	-2.485 (16.407)	-2.485 (17.566)	-2.485 (16.347)	-2.485 (23.033)
Observations	205	205	205	205
Number of code	30	30	30	30
LR 检验 ($P > \chi^2$)	0.000 ***			
Wooldridge 检验 ($P > F$)	0.026 **			
Pesaran's CD 检验 (P)	0.581			
$F(8,167)$ ($P > F$)	0.000 ***			
R^2	0.360	0.360	0.360	0.360

注:括号内为标准差,*、**和***分别表示显著性水平为10%、5%和1%。

其次，由于某些政策的影响可能是滞后的，我们分别采用人均 GDP 和土地出让收益的滞后项做自变量，并将其纳入回归方程进行考察。同时，为考察估计结果的稳定性，我们还采用了人均土地违法涉案面积作为替代因变量进行回归估计。表 9 中的第二列采用人均 GDP 和土地出让金滞后项作为自变量，第三列采用各省人均土地违法涉案面积作为因变量，而第四列则两者均进行了采用。从回归结果可以看出，无论是采用人均指标作为因变量还是采用滞后项作为自变量，估计出的系数值及显著性水平与基准模型的估计结果差别不大。其中，最为稳健的是地方人均 GDP 和历年隐漏案件比重的系数，无论是基准模型、地区模型还是采用不同因变量或样本进行估计的模型，该变量对土地违法涉案面积的影响都是显著为正的，表明在土地违法的实施和查处过程中，经济利益和地方土地部门的作用总是显著且稳健的。最后，一个潜在问题是变量可能存在着内生性。当地方政府或企业为发展工业化而违法占用土地时，周边的土地可能会随着该地区的经济发展而升值，从而使地方政府的土地出让金收益随之上升，并最终导致当地 GDP 上升。不过，基于两方面的原因，我们认为这种内生性是不存在的：第一，土地出让金收益与地方人均 GDP 是非常稳定的；第二，当我们对变量内生性进行 Hausman 检验时，发现其结果无法拒绝这两个变量是模型外生变量的假设。

表 9 采用滞后变量或替代变量的回归结果

	Inlawb	Inpclawb	Inpclawb
Inpcgdp		1.783 *** (0.270)	
1. Inpcgdp	1.162 *** (0.437)		2.108 *** (0.372)
Inlandrev		0.066 *** (0.023)	
1. Inlandrev	0.174 * (0.093)		0.063 *** (0.024)
DCalnet	0.026 ** (0.012)	0.026 ** (0.011)	0.026 ** (0.011)
shlogc	0.053 ** (0.025)	0.049 ** (0.021)	0.054 ** (0.023)
locsh	-0.011 ** (0.005)	-0.011 ** (0.005)	-0.013 ** (0.005)
Inoverem	-0.181 * (0.100)	-0.140 (0.091)	-0.127 (0.102)
shhis	0.012 *** (0.003)	0.015 *** (0.003)	0.013 *** (0.004)

(续表)

	Inlawb	Inpclawb	Inpclawb
Inpopu	2.573 (2.655)	- 1.858 (2.113)	1.573 (2.655)
Constant	- 7.777 ** (3.458)	2.120 (16.407)	- 15.872 *** (3.440)
Observations	176	205	169
Number of code	30	30	29
R^2	0.320	0.352	0.348

注:括号内为标准差,*、**和***分别表示显著性水平为10%、5%和1%。

六、结论与政策建议

根据计量模型分析,我们可以得出以下初步结论:首先,财政分权与土地出让制度为地方政府的土地违法行为提供了正的激励,使地方政府可以在不损失地方财政收入的前提下支持其廉价工业化的经济发展政策;其次,地方土地部门在查处和治理土地违法行为时处于两难处境,其对地方政府的经济依赖和对中央政府的政治依赖,导致其需要在不触动中央政府的前提下维持与地方政府的的关系;再次,中央政府的土地出让市场化政策和对于土地违法的遏制政策对土地违法分别产生了显著的正向和负向的影响,表明土地违法的变动很大程度上内生于中央政府的政策变革:土地市场化出让为地方政府的土地违法提供了正的激励,而最近中央政府对土地违法的强力打击政策则为地方土地管理部门的查处活动提供了正的激励;最后,对于不同区域来说,在经济发达的东部沿海地区和享受政策优惠的西部内陆地区,对地方政府的激励分别在土地出让收益和财政分权程度两个方面对东、西部地区的土地违法产生影响,而且土地管理部门的影响也是显著的,不过对于中部地区我们所假设的影响土地违法案件的上述机制不存在。

从以上结论我们可以看出,目前我国土地违法案件频发的原因主要是地方政府在政治晋升激励机制下为拉动地方GDP而产生的投资冲动,当这种投资冲动与我国土地管理体制和政治制度中的固有缺陷相结合时,就不可避免地产生了严重的土地违法行为。我国土地管理体制中的缺陷可以归纳为以下几点:第一,产权体系不健全,权属不清,土地的名义所有者既无能力保护自己的权利不被侵害,更无能力阻止地方政府对权力的滥用;第二,地方土地部门定位不清,虽然名义上垂直管理体系规定其直接隶属于国土资源部,但对地方政府的资金依赖使其无法真正做到这一点;第三,土地行政管理系统一直延续着由上至下的监督和管理模式,在中国这样的大国,这种体制由于其监督链条过长、信息传递不畅,往往很难达到理想的结果。此外,地方公共服务在政绩考核指标中的权重过低、地方立法部门对地方政府缺乏监督

等因素都决定着土地违法行为的不可避免。

事实上，如果不从根本上解决地方政府在激励机制和监督方面的问题，在今后的经济发展过程中就不可能杜绝土地违法。²⁶首先，改变对地方政府的激励机制。在现有激励结构下，中央既无法杜绝地方政府与企业、地方政府与土地管理部门之间合谋的可能性（Laffont，2001；聂辉华和李金波，2006），又无法杜绝地方政府滥用权力的冲动。其根本原因在于地方政府官员发展地方经济的原始动力，而这个动力来源于中央政府的干部绩效考核体制。若要从根本上杜绝土地违法的发生，这种绩效考核体系的改革势在必行，其中尤以用地方公共服务质量代替地方GDP增长率作为首要指标最为重要。其次，改变对地方政府的监督结构。以土地管理为例，2003年以来中央政府从土地行政系统垂直管理、利用卫星遥感技术查处土地违法，一直到设立国家土地督察制度，由国土资源部向各地派驻9个土地督察局²⁷，其目的不外乎通过搜集足够的信息来控制土地违法行为。但是，这样做的缺陷也是明显的：一是成本较大，要耗费大量人力、物力来实施监控、抽查以及处理违法活动；二是事后发现多于事前预防，即当土地违法发生时进行查处和惩罚，但很难做到事前制止。因此，建立由下而上的监督结构就显得至为重要：在加强地方人大对政府的监督的同时，赋予土地所有者更具体、明确以及更具可操作性的权利。

参 考 文 献

- [1] Blanchard, O., and A. Shleifer, "Federalism with and without Political Centralization: China versus Russia", NBER Working Paper No. 7616, 2000.
- [2] Cai, H., and D. Treisman, "Did Government Decentralization Cause China's Economic Miracle?" *World Politics*, 2006, 58(4), 505—535.
- [3] Driscoll, J., and A. Kraay, "Consistent Covariance Matrix Estimation with Spatially Dependent Panel Data", *Review of Economics and Statistics*, 1998, 80(4), 549—560.
- [4] Feltenstein, A., and S. Iwata, "Decentralization and Macroeconomic Performance in China: Regional Autonomy Has Its Costs", *Journal of Development Economics*, 2005, 76(2), 481—501.
- [5] 傅勇、张晏, "中国式分权与财政支出结构偏向:为增长而竞争的代价", 《管理世界》, 2007年第3期, 第4—12页。

²⁶ 当然，本文的分析是基于土地违法不合理的前提假定之上的，而从另一个角度考虑该问题，某些违法案件也可以被看做对不合理制度安排的合理突破。因此从某种程度上看，对于土地违法标准的确定也是管理部门需要考虑的问题，感谢匿名审稿人对作者指出这一点。

²⁷ 分别为国家土地督察北京局、沈阳局、上海局、南京局、济南局、广州局、武汉局、成都局和西安局。

- [6] 高鹤,“财政分权、经济结构与地方政府行为:一个中国经济转型的理论框架”,《世界经济》,2006年第10期,第59—68页。
- [7] 郭庆旺、贾俊雪,“地方政府行为、投资冲动与宏观经济稳定”,《管理世界》,2006年第5期,第17—25页。
- [8] 郭艳茹,“中央与地方财政竞争下的土地问题:基于经济学文献的分析”,《经济社会体制比较》,2008年第2期,第59—64页。
- [9] Huber, P.J., “The Behavior of Maximum Likelihood Estimates under Non-Standard Conditions”, in *Proceedings of the Fifth Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability*, Vol. 1, Berkeley CA: University of California Press, 1967, 221—233.
- [10] Jin, H., Y. Qian, and B. Weingast, “Regional Decentralization and Fiscal Incentives: Federalism, Chinese Style”, *Journal of Public Economics*, 2005, 89(9—10), 1719—1742.
- [11] Jin, J., and H. Zou, “Fiscal Decentralization, Revenue and Expenditure Assignments, and Growth in China”, *Journal of Asian Economics*, 2005, 16(6), 1047—1064.
- [12] Laffont, J., *Incentives and Political Economy*. Oxford University Press, 2001.
- [13] Li, H. and L. Zhou, “Political Turnover and Economic Performance: The Incentive Role of Personnel Control in China”, *Journal of Public Economics*, 2005, 89(9—10), 1743—1762.
- [14] Montinola, G., Y. Qian, and B. Weingast, “Federalism, Chinese Style: The Political Basis for Economic Success in China”, *World Politics*, 1995, 48(1), 50—81.
- [15] 聂辉华、李金波,“政企合谋与经济发展”,《经济学(季刊)》,2006年第6卷第1期,第75—90页。
- [16] Qian, Y., and B. Weingast, “China’s Transition to Markets: Market-Preserving Federalism, Chinese Style”, *Journal of Policy Reform*, 1996, 1(2), 149—185.
- [17] Qian, Y., and B. Weingast, “Federalism as a Commitment to Preserving Market Incentives”, *Journal of Economic Perspectives*, 1997, 11(4), 83—92.
- [18] Rogers, W., “sg17: Regression Standard Errors in Clustered Samples”, *Stata Technical Bulletin*, 1993, 13, 19—23.
- [19] 陶然、袁飞、曹广忠,“区域竞争、土地出让与地方财政效应”,《世界经济》,2007年第10期,第15—27页。
- [20] Tiebout, C., “A Pure Theory of Local Expenditures”, *Journal of Political Economy*, 1956, 64(5), 416—424.
- [21] Tsui, K., and Y. Wang, “Between Separate Stoves and a Single Menu: Fiscal Decentralization in China”, *China Quarterly*, 2004, 177, 71—90.
- [22] 王永钦、张晏、章元、陈钊、陆铭,“中国的大国发展道路:论分权式改革的得失”,《经济研究》,2007年第1期,第4—16页。
- [23] Wedeman, A., *From Mao to Market: Rent Seeking, Local Protectionism, and Marketization in China*. New York: Cambridge University Press, 2003.

- [24] White, H., "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity", *Econometrica*, 1980, 48(4), 817—838.
- [25] 吴一平, "财政分权、腐败与治理", 《经济学(季刊)》, 2008年第7卷第3期, 第1045—1060页。
- [26] 杨其静、聂辉华, "保护市场的联邦主义及其批判:基于文献的一个思考", 《经济研究》, 2008年第3期, 第99—114页。
- [27] 姚洋、杨雷, "制度供给失衡和中国财政分权的后果", 《战略与管理》, 2003年第3期, 第27—33页。
- [28] 张军, "分权与增长:中国的故事", 《经济学(季刊)》, 2007年第7卷第1期, 第21—52页。
- [29] Zhang, X., "Fiscal Decentralization and Political Centralization in China: Implications for Growth and Inequality", *Journal of Comparative Economics*, 2006, 34(4), 713—726.
- [30] 张晏、龚六堂, "分税制改革、财政分权与中国经济增长", 《经济学(季刊)》, 2005年第5卷第1期, 第75—108页。
- [31] 周飞舟, "分税制十年:制度及其影响", 《中国社会科学》, 2006年第6期, 第100—115页。
- [32] 周飞舟, "生财有道:土地开发和转让中的政府和农民", 《社会学研究》, 2007年第1期, 第49—82页。
- [33] 周黎安, "中国地方官员的晋升锦标赛模式研究", 《经济研究》, 2007年第7期, 第36—50页。
- [34] 周黎安、李宏彬、陈烨, "相对绩效考核:关于中国地方官员晋升的一项经验研究", 《经济学报》, 2005年第1期第1辑, 第83—96页。
- [35] 朱莉芬、黄季焜, "城镇化对耕地影响的研究", 《经济研究》, 2007年第2期, 第137—145页。
- [36] Zhuravskaya, E., "Incentives to Provide Local Public Goods: Fiscal Federalism, Russian Style", *Journal of Public Economics*, 2000, 76(3), 337—368.

Promotion Incentives, Departmental Interests and Land Lawbreaking under Fiscal Decentralization

RUOBING LIANG

(Xiamen University)

Abstract This paper employs panel data techniques to study the main influencing factors of land law violations in 30 regions in China from 1999 to 2005. The main factors singled out include the promotion incentives of local officials and the departmental interests of local land administration agencies under fiscal decentralization. The paper also analyzes the regional distribution of land law violations as well as the effects of central government policies. Instead

of putting the blame on local governments for land law violations , the central government is now dealing with the problem at its core : reforming its present cadre performance evaluation and promotion system and the land property right system.

JEL Classification E61 , P48 , Q15

www.cnki.net