

低效用地再开发政策的地均税收影响与资源配置效率

汪 冲 杨志伟 邸 洁

目 录

附录 I 低效用地再开发试点名单	1
附录 II 具体变量定义与描述性统计	2
附录 III 稳健性检验	3
附录 IV 异质性分析	7
附录 V 对企业投资与现金流的影响	9

附录 I 低效用地再开发试点名单

表 I 1 2013 年低效用地再开发政策试点名单

省份	城市	省份	城市
内蒙古	乌海	福建	泉州
辽宁	沈阳、大连、鞍山、营口、辽阳、铁岭	江西	鹰潭、宜春、抚州
上海	全域	湖北	武汉、襄阳、孝感、潜江、天门
江苏	南京、无锡、苏州、镇江	四川	成都、绵阳、宜宾
浙江	全域	陕西	西安、榆林

附录 II 具体变量定义与描述性统计

表 II 1 主要变量的描述性统计

变量分类	变量名	变量定义	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	税收贡献	企业缴纳所有税款之和的对数	534442	7.7052	1.8048	0	12.1410
	地均税收贡献	企业缴纳所有税款之和/用地面积的对数	534442	0.4061	0.7022	0	9.1436
企业层面控制变量	资产负债率	总负债/总资产	534442	0.6329	0.2973	0	1.5688
	资产规模	总资产的对数	534442	11.1005	1.7294	6.4362	15.1255
	存货密集度	存货净值/总资产	534442	0.1870	0.1954	0.0000	0.8906
	盈利能力	营业利润/营业收入	534442	-0.0005	0.1654	-0.5089	0.4955
	税收征管强度	本年已纳各种税费滞纳金及罚款的对数	534442	0.6196	1.3561	0	5.9480
省份层面控制变量	生产总值	地区生产总值的对数	534442	10.1095	0.5751	8.5502	11.2561
	人均生产总值	人均生产总值的对数	534442	10.7483	0.4264	9.4699	11.7066
	财政自给度	预算收入/预算支出	534442	0.7066	0.1624	0.3271	0.9509
	产业结构	第三产业占比	534442	0.4321	0.0568	0.3360	0.7094

附录 III 稳健性检验

1. 平行趋势假说

平行趋势假说是双重差分模型的重要前提之一，对此，本文采用事件研究法，选取企业税收贡献与地均税收贡献分别作为因变量，相关的模型设定可表示为公式 (III 1) 和 (III 2)。

$$tax_{it} = \beta_0 + \sum_{t=2007, t \neq 2013}^{2016} \beta_t \times treat_c \times year_t + X_{it}\gamma + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \tag{III 1}$$

$$land_tax_{it} = \beta_0 + \sum_{t=2007, t \neq 2013}^{2016} \beta_t \times treat_c \times year_t + X_{it}\gamma + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \tag{III 2}$$

本文剔除了 2013 年的政策虚拟变量以避免共线性问题，并绘制了动态效应的趋势图。图绘制了式 (III 1) 与式 (III 2) 估计出的核心解释变量的动态效应，其中，左侧的图为企业整体税收贡献的动态效应；右侧的图为企业地均税收贡献的动态效应。横轴为近距离政策发生的时间，实心点为估计系数，实线为 95% 的置信区间。图 III 1 表明，政策前处理组和对照组间的并不存在显著差异，同时也并没有表现出趋势性变化。此外，基期之后随时间推移，政策效应系数呈逐步扩大的态势，且在统计意义上均显著。因此，本文的基准回归结果是在处理组与对照组保持平行趋势关键前提假设的基础上建立的。

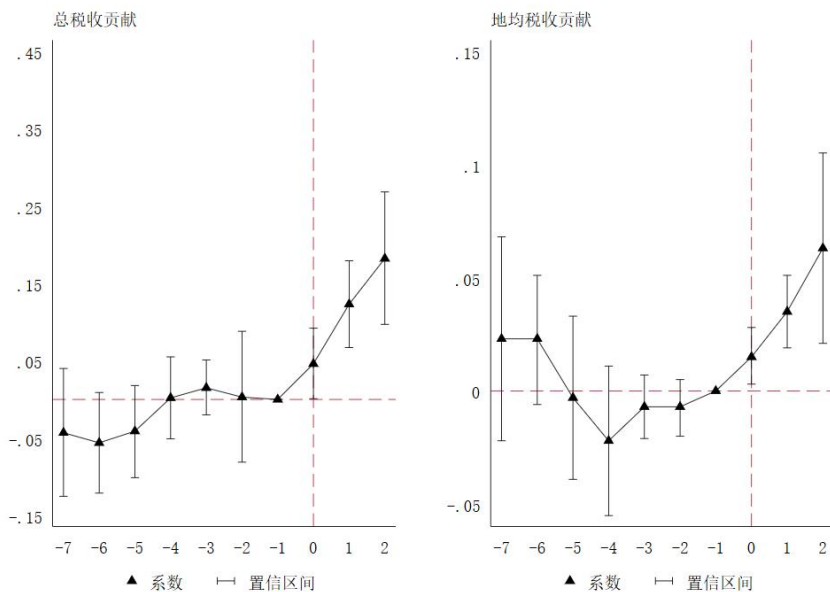


图 III 1 平行趋势检验

2. 安慰剂检验

在解释企业税收贡献与地均税收贡献的变化时,需考虑到这一现象可能不单纯由城镇低效用地再开发试点政策的效应所引致,而是也可能受到其他外部因素的影响。本文通过构造安慰剂检验进一步破除一些潜在因素的干扰。结果见图 III 2。

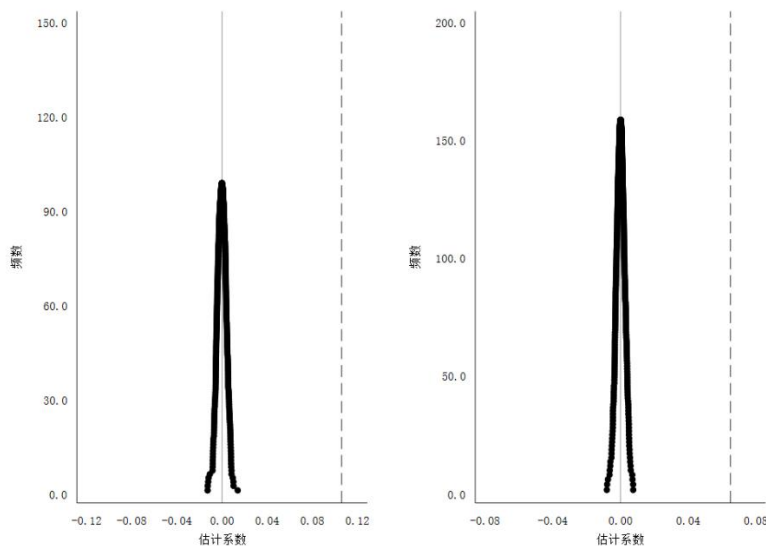


图 III 2 安慰剂检验

图 III 2 绘制了安慰剂检验的结果,其中,左侧的图为企业整体税收贡献的动态效应;左右侧的图为企业地均税收贡献的动态效应。从图中可以发现,抽样的回归系数集中分布于实际估计系数(垂直虚线)的左侧,即随机分配应导致处理组与对照组在理论上无显著差异,而且还为本文基准回归模型中所采用的处理组与对照组划分策略的合理性提供了实证支持。这一结果支持了本文所设立的基准回归中处理组与对照组构建的合理性。因此,这进一步增强了本文结论的可靠性。

3. 更换样本范围

本文还进行了更换样本的稳健性检验,一方面,浙江省 2014 年出台了《浙江省人民政府关于全面推进城镇低效用地再开发工作的意见》(浙政发〔2014〕20 号),是唯一一个 2013 年实行全域推进城镇低效用地再开发试点政策的省份;另一方面,试点省份还包括上海这一直辖市,其所在企业可能与其他省份的企业存在不可比的情况¹。为此,本文剔除了浙江省、上海市的样本,重新运用基准回归模型进行检验,结果见表 III 1。

¹ 考虑到直辖市的经济发展水平、企业缴纳税收的总量与结构、都明显有别于其他地区,上海的企业与其他地区数据简单混合在一起回归可能对模型参数估计有比较大的影响,有必要在回归中将直辖市与一般省(自治区)给予区分以检验模型参数估计结果的稳健性,这也是许多文献的普遍做法(郑旭媛和徐志刚, 2017; 陈熠辉等, 2022)。

从回归结果可以看出,在剔除浙江省、上海市的样本后,本文所关心的两个被解释变量的回归系数仍然为正,且依旧保持显著。

表 III 1 更换样本范围的稳健性检验

	税收贡献			地均税收贡献		
	删除浙江 (1)	删除上海 (2)	删除浙江、上海 (3)	删除浙江 (4)	删除上海 (5)	删除浙江、上海 (6)
<i>treat</i> <i>× post</i>	0.0873*** (0.0314)	0.0982*** (0.0273)	0.0758** (0.0377)	0.0666*** (0.0180)	0.0609*** (0.0194)	0.0660*** (0.0216)
企业控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	391896	506190	363646	391896	506190	363646
R ²	0.8681	0.8704	0.8683	0.6561	0.6429	0.6317

4. 排除竞争性假说

为排除其他政策对本文结论可能造成的干扰,本部分还进行了排除竞争性假说的稳健性检验:(1)“四万亿”刺激计划;(2)“金税三期”工程;(3)“营改增”改革。首先,为应对金融危机,中央政府实施了“四万亿”刺激计划,这极大地推动了地方政府与实体企业的投资,这可能也是企业税收贡献增加的重要原因;其次,2014~2016年,我国逐渐推广了“金税三期”工程,在一定程度上也影响了企业的税收缴纳行为;最后,在“营改增”政策实施之后,由于在增值税中获得了更高的分成比例,地方政府可能会采取降低工业用地出让价格的策略,以此来吸引更多的企业投资,进而获取更多的未来税收收入。对此,第一,为缓解“四万亿”刺激计划的影响,本文剔除了2007~2010年的样本;第二,为排除“金税三期”工程与“营改增”改革的干扰,本文根据“金税三期”上线与“营改增”试点的时间,设置了虚拟变量,并于本文的核心解释变量进行交互,放入基准回归模型中。具体结果见表 III 2。表 III 2 的回归结果表明,考虑到可能存在的竞争性假说后,本文所关心的被解释变量的回归系数仍然为正,这进一步证明了本文的核心结论可以得到支撑。

表 III 2 排除竞争性假说的稳健性检验

	税收贡献			地均税收贡献		
	“四万亿”计划 (1)	“金税三期” (2)	“营改增” (3)	“四万亿”计划 (4)	“金税三期” (5)	“营改增” (6)
<i>treat</i> <i>× post</i>	0.1066***	0.0986***	0.1083***	0.0309**	0.0725***	0.0614***

	(0.0247)	(0.0263)	(0.0263)	(0.0135)	(0.0151)	(0.0164)
“金税三期”		0.0578*			-0.0494	
		(0.0321)			(0.0341)	
“营改增”			-0.0425			0.1393**
			(0.0955)			(0.0454)
企业控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	309051	534442	534442	309051	534442	534442
R ²	0.8935	0.8700	0.8700	0.7002	0.6619	0.6619

5. 更换固定效应与添加时间趋势项

在基准回归中,本文控制了企业与年份的固定效应。但由于核心变量是城市层面的,为控制不同行业中的税收优惠以及对省份层面的因素进行更加精准的捕捉。一方面,本文采用高维固定效应,运用省份×时间、行业×时间以及省份×行业的联合固定效应替代基准回归中的固定效应;另一方面,运用省份时间趋势项替换省级控制变量。具体结果见表 III 3。从回归结果中可以看出,在更换了固定效应以及添加了时间趋势项,本文的核心结论依旧没有发生变化。需要注意的是,加入省份时间趋势项后,核心解释变量的系数出现了一定程度的下降,这表明,在基准模型中可能存在与政策实施相关但未被观测的省份特异性线性时间趋势,控制省份时间趋势项有助于缓解这一潜在的遗漏变量偏误。

表 III 3 更换固定效应与添加时间趋势项的回归结果

	税收贡献		地均税收贡献	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>treat × post</i>	0.2488*** (0.0248)	0.0988*** (0.0244)	0.1166*** (0.0183)	0.0608*** (0.0187)
企业控制变量	控制	控制	控制	控制
省份控制变量	不控制	控制	不控制	控制
省份时间趋势项	不控制	控制	不控制	控制
行业×年份固定效应	控制	不控制	控制	不控制
省份×行业固定效应	控制	不控制	控制	不控制
省份×年份固定效应	控制	不控制	控制	不控制
样本量	534190	534442	534190	534442
R ²	0.6880	0.8701	0.2113	0.6621

附录IV 异质性分析

1. 对流转税税收贡献的影响

本部分主要考察城镇低效用地再开发试点政策如何影响企业生产经营行为进而提升流转税税收贡献的。对此,本部分检验该政策对企业的销售额、增值税销项税额以及进项税额的影响,主要目的是论证增值税税收贡献的变化是最主要通过企业扩大销售还是控制进行造成的,回归结果如表IV1所示。表IV1第(1)-(3)分别为企业地均销售额、销项税额以及进项税额的影响。从回归结果中可以看出,企业销售额、销项税额系数为正并始终保持显著,而进项税额的结果并不显著。这说明,城镇低效用地再开发试点政策作用于企业流转税税收贡献的路径是主要通过扩大企业销售额实现的,对于企业进项税额的影响并不明显。

表IV1 地均流转税的影响

	地均流转税		
	地均销售额 (1)	地均增值税销项税额 (2)	地均增值税进项税额 (3)
<i>treat × post</i>	0.1125*** (0.0322)	0.0650*** (0.0198)	0.0080 (0.0182)
企业控制变量	控制	控制	控制
省份控制变量	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
样本量	534442	534442	534442
R ²	0.6942	0.7298	0.7250

2. 对所得税税收贡献的影响

本部分主要考察城镇低效用地再开发试点政策如何影响企业生产经营行为进而提升所得税税收贡献的。本文分别从企业的收入、成本、费用与利润端考察企业生产经营行为的变化。其中,收入通过企业的营业收入表示;成本通过用企业的营业成本表示;费用通过企业的销售费用、管理费用以及财务费用三项之和进行表示;利润则通过企业的营业利润进行表示,结果见表IV2。表IV2第(1)-(4)分别为企业地均收入、成本、费用与利润的影响。从回归结果中可以看出,在城镇低效用地再开发试点政策实施后,企业的收入有比较明显的提升,这与上文企业销售额的上升保持一致。同时,企业的成

本也有所下降但费用却没有明显的变化。这说明城镇低效用地再开发试点政策主要作用于企业生产经营行为,而对其他行为并没有比较明显的影响。而企业收入与成本的变化,最终体现为企业利润的上升。企业营业利润恰好是企业所得税的税基,由此,通过对企业利润表的拆解,所得税税收贡献提升的原因可以归因于收入的上升与成本的下降。

表IV2 地均所得税的影响

	地均所得税			
	收入 (1)	成本 (2)	费用 (3)	利润 (4)
<i>treat × post</i>	0.1033*** (0.0346)	-0.1292*** (0.0289)	0.0100 (0.0221)	0.0707*** (0.0172)
企业控制变量	控制	控制	控制	控制
省份控制变量	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	534442	534442	534379	534442
R ²	0.7340	0.6907	0.6903	0.6127

综合上述分析可以发现,城镇低效用地再开发试点政策产生了一种与企业生产经营行为密切相关的影响,且并没有局限在某一税种或者某一计税行为。改革全面影响增值税和企业所得税等主体税种,直接表现为企业的销售和收入上升,并且企业生产经营成本下降,利润水平得以提升。

附录 V 对企业投资与现金流的影响

1. 是否促进其他投资行为?

根本上, 对企业固定资产投资结构的矫正是一种限制型规则的体现。从企业用地行为反应来看, 企业在减少圈地, 减少房屋建筑物投资的同时, 节省的资源可以投向任何能够提升地均税收贡献的领域, 诸如房地产和金融资产投资和交易等, 都能够从理论上提升地均税收贡献。显然, 这是由于低效用地再开发政策仅仅是以排除企业圈地这一无效低效投资为重点, 对投资类型和重点并没有明确的指向性, 因此, 在提升生产经营投资的同时, 不能排除也会激励企业诸如房地产投资交易行为。

实证检验结果证实了这一判断, 低效用地再开发政策下, 在企业房地产交易方面, 也能发现存在显著的变化。本文通过考察企业外购不动产的情况来衡量其不动产投资行为。但需要注意的是, 企业外购不动产仅反映了企业通过不动产交易获取收益的动机, 而企业实际发生的不动产交易行为, 则需通过其他指标来体现。为此, 本文选择土地增值税和房产税这两个与企业房地产交易密切相关的税种, 作为衡量企业不动产交易行为的指标。土地增值税的征税范围涵盖了有偿转让国有土地使用权、地上的建筑物及其附着物并取得收入的单位和个人, 而房产税的征税对象则是房产。这两个税种不仅覆盖了企业房地产活动的存量与流量, 而且只与企业的房地产活动相关, 从而能够最大程度地避免企业其他活动对实证结果造成的干扰。回归结果见表 V 1。

表 V1 企业不动产投资的机制分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
变量	房地产投资			地均房地产投资		
	土地增值税	房产税	外购不动产	土地增值税	房产税	外购不动产
<i>treat × post</i>	0.0642*	-0.1174	0.0752**	0.0060***	0.0004	0.0010
	(0.0366)	(0.1062)	(0.0300)	(0.0018)	(0.0017)	(0.0018)
企业控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	534442	534442	533556	534442	534442	534379
R ²	0.4984	0.5888	0.0804	0.2056	0.3158	0.1513

表 V1 第 (1) - (3) 列是城镇低效用地再开发试点政策对企业房地产资产投资结构的影响; 第 (4) - (6) 列则是对地均房地产资产投资结构的影响。从回归结果可以看

出,受城镇低效用地再开发试点政策影响的企业,土地增值税的税额有较为明显的提升,而房产税的税额变化不明显。这说明,企业房地产交易行为的变化更多是流量而非存量。同时,在不考虑地均的情况下,企业外购不动产的行为也显著增加。

2. 对企业现金流的影响

上文一方面验证了城镇低效用地再开发试点政策会提升企业的税收贡献,另一方面,改革矫正了企业的投资结构。此外,由于降低了政府干预,企业所获得财政补贴也相应减少。那么,此项改革势必会对企业现金流产生影响?遵循基准回归模型的框架,本文进一步验证改革对企业现金流的影响。将企业现金流分为经营、融资、筹资现金流,具体回归结果见表 V 2。从回归结果可以看出,改革显著地增加了企业的经营现金流。这说明,改革在显著降低政府不当干预强度的背景下,仍实现了企业经营现金流的正向提升。

表 V2 对企业现金流的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
变量	经营		投资		筹资	
<i>treat × post</i>	0.2860*	0.3289**	-0.0051	-0.0134	-0.1012	-0.1065
	(0.1670)	(0.1356)	(0.0472)	(0.0461)	(0.1106)	(0.0810)
企业控制变量	不控制	控制	不控制	控制	不控制	控制
省份控制变量	不控制	控制	不控制	控制	不控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	534442	534442	534442	534442	534442	534442
R ²	0.2669	0.2700	0.3727	0.3769	0.0761	0.0796

注:该附录是期刊所发表论文的组成部分,同样视为作者公开发表的内容。如研究中使用该附录中的内容,请务必在研究成果上注明附录下载出处。