

# 基于企业视角的湖北省油菜良种补贴效果评析

——以统一供种为例

李万君,李艳军

(华中农业大学 经济管理学院/湖北农村发展研究中心,湖北 武汉 430070)



**摘要** 基于楚汉种业和龙华种业等 8 家种子公司在湖北省 56 个县(市)区域的油菜种子业务经营数据,运用双重差分模型排除政策效应评估中可能存在的个体固定效应、时间效应和内生性,评价统一供种项目对种子销售量 and 市场占有率的影响。结果发现统一供种项目有助于种子公司在县(市)区域提升销售量和市场占有率,但在县(市)区域销售量大、市场占有率高的公司不太愿意参与统一供种项目。

**关键词** 良种补贴;统一供种;销售量;市场占有率;双重差分模型

**中图分类号:**F 324.6 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2016)02-0047-06

**DOI 编码:**10.13300/j.cnki.hnwkxb.2016.02.007

统一供种是粮食主产区政府为支持农民使用优良农作物种子、提高良种覆盖率、增加农产品产量、改善产品品质、推进农业区域化布局而推行的农业支持项目。它是良种补贴项目的具体实施方式之一,旨在弥补原补贴办法中出现的不对称、监督管理不力以及与良种良法脱钩等问题,主要采取以县(市)区域为单位,公开招标、统一供应、良种到户的形式开展<sup>[1]</sup>。近年来,统一供种项目在粮食主产省(市)有逐年扩大的趋势。

湖北省作为我国油菜主产区之一,在统一供种项目开展方面一直走在全国前列。为推广优良油菜品种、稳定油菜籽产量,湖北省政府出台了关于实施统一供种的中长期规划。比如,《湖北省双低油菜产业发展实施方案(2011—2015)》明确指出:要统一标准确定双低油菜主导品种,统一供应种子、集中连片种植。2012 年湖北安排了 9 000 多万资金实施油菜统一供种<sup>[2]</sup>。毫无疑问,统一供种直接调节了油菜种子市场的供应,其实施必然会对种子市场环境和市场结构产生重大的影响,进而影响种子企业的经营和发展。那么从企业的角度而言,统一供种项目的效果到底如何呢?换言之,统一供种项目对油菜种子企业究竟具有怎样的影响呢?它有助于企业绩效提升吗?这些问题尚待实证检验。

关于统一供种项目的效果及其影响,已有学者采用定性分析或描述统计分析的方法进行了探讨。黄玉峰等认为统一供种不仅能够使得农民买到优质高产的种子,还能使购种农户得到农技部门及时有效的技术指导和服务,从而减轻农民的负担,保护农民的利益<sup>[1]</sup>。从成本收益的角度来看,统一供种由于减少了中间流通环节,能够降低种子的成本,提高产出效益。同时,统一供种的实施还能够降低农户使用假冒伪劣种子的风险,为优质种子的推广创造良好的环境。赵娟分析了脑山小麦统一供种增产的原因,指出统一供应的种子活力强,发芽率高,比其他的种子更易成长为壮苗,可增加每亩的苗数,从而增加每亩的穗数,进而提高小麦产量<sup>[3]</sup>。白永庆对青海省互助县统一供种项目进行了经济效益评估,指出根据测算,统一供种可使得每平方千米的土地增产约 560 千克,以此标准计算,互助县因实施统一供种使得小麦产量增加了约 4 700 吨,按每千克 1.2 元的价格计算,总产值增加了 564 万元<sup>[4]</sup>。魏宏国等指出黑龙江宝山农场水稻产量明显增加,人均收入和农场收入增加得益于水稻统一

收稿日期:2015-10-25

基金项目:国家自然科学基金项目“品牌社区视角的农资品牌成长机理及其连动力研究”(71273102);中央高校基本科研业务费专项基金项目“基于企业和农户视角的统一供种项目实施效果评价”(2662015QD003)。

作者简介:李万君(1983-),男,讲师,博士;研究方向:产业组织行为。

供种<sup>[5]</sup>。赵娟对青海脑山地区小麦统一供种项目进行统计发现,小麦统一供种使得该地区小麦总产值增加约 280 万元<sup>[3]</sup>;白尊仁分析了甘肃省通渭县玉米实行统一供种的作用及影响,指出统一供种能够充分发挥玉米良种的增产潜力,并大大激发了农民种植的积极性<sup>[6]</sup>。

现有文献对统一供种的效果进行了分析,但研究方法上缺乏实证检验,且忽视了对产业组织的关照。为此,本文基于种子企业的视角,采用问卷调查方法获得数据,探讨统一供种项目对种子企业在县(市)区域的市场绩效指标的影响。

## 一、变量选择

基于种子企业视角考查统一供种的效果,本质上是分析统一供种项目对种子企业经营绩效的影响。SCP 理论认为,组织的行为是影响其绩效的关键变量,这一观点已经得到学术界的广泛认可,在此不再赘述。当然,县(市)和企业层面的变量也可能对种子企业的经营绩效产生影响,这些变量包括县(市)区域油菜种子市场集中度、市场成熟度、公司性质、经营时间、营运资本、公司人数、企业属地(即公司总部是否位于湖北省)、参与意愿、2010 年参与行为、董事长年龄、董事长文化程度等,本文将其作为控制变量予以处理。

企业经营绩效则是一个宽泛的概念,因为企业经营活动所带来的不同层面的有效输出都可视为绩效。本文重点考查种子企业的市场绩效。这样操作的原因在于:一方面,按照 SCP 分析框架,企业的市场行为直接影响企业的市场绩效,而非一般意义上的经营绩效;另一方面,种子公司的经营目标主要依靠市场销售来实现,其在县(市)区域的市场绩效是最受重视的方面。Banker 等<sup>[7]</sup>和 Choi 等<sup>[8]</sup>对企业市场绩效展开了分析和测量,本文借鉴其研究成果,主要从市场占有率和销售量两个方面测量种子企业在县(市)区域的市场绩效。

## 二、数据来源及其描述性分析

本文数据来自楚汉种业和龙华种业等 8 家种子公司<sup>①</sup>在湖北省 56 个县(市)区域的统一供种参与情况和市场销售情况,其描述性统计见表 1。表 1 中种子公司样本总数远远多于县(市)区域的个数,其原因是不同的种子公司在同一个县(市)区域有油菜种子业务。8 家种子公司中 3 家为公有,占

表 1 数据的描述性统计

变量	类别	观测值	占比/%	变量	均值	中值	最大值	最小值	标准差	观测值
公司性质	公有	3	37.5	营运资本/百万元	65.44	65.00	150.00	1.50	48.09	8
	非公有	5	62.5	经营时间	10.38	10.50	20.00	3.00	4.84	8
	≤50	1	12.5	公司人数/百人	1.44	1.14	4.00	0.20	1.28	8
董事长年龄	(50,60]	4	50.0	市场集中度	0.55	0.54	0.80	0.10	0.13	324
	>60	3	37.5	市场成熟度	3.38	3.00	7.00	2.00	1.01	324
董事长文化程度	研究生	5	62.5	市场占有率/%	6.27	4.20	40.00	0.00	6.48	324
	研究生以下	3	37.5	销售量/吨	5.53	3.50	38.50	0.00	6.29	324
企业属地	本省	254	78.4							
	外省	70	21.6							
样本来源年份	2011	162	50.0							
	2009	162	50.0							
2010 年参与行为	参与	33	20.4							
	未参与	129	79.6							
2011 年参与意愿	愿意	127	78.4							
	不愿意	35	21.6							
2011 年参与行为	参与	70	43.2							
	未参与	92	56.8							

① 由于涉及商业信息,此处公司名称做了学术化处理

总数的37.5%,剩下的为非公有性质;1家公司的董事长年龄在50岁及以下,4家的在51~60岁之间,3家的在60岁以上,分别占12.5%、50%和37.5%;在8位董事长中,其中5位具有研究生学历,占62.5%;8家公司的平均经营时间约为10年,最长为20年,最短为3年;8家公司的营运资本的数额差距较大,均值为6544万元,其中最大值超过1亿元,最小值为150万元。8家公司人数差距很大,均值为144人,最多的为400人,最少的为20人。

市场集中度、市场成熟度、企业属地、2010年参与行为、2011年参与意愿、2011年参与行为、市场占有率以及销售量反映了县(市)区域市场的基本特征以及公司在这些区域的统一供种参与情况和市场销售情况。市场集中度的均值为0.55,表明各县(市)区域市场占有率排名前四的公司占据了当地油菜种子市场的近六成份额,即县(市)区域的油菜种子市场趋于寡头垄断。市场成熟度均值为3.38,表明县(市)区域的油菜种子市场还不够成熟。企业属地为本省的观测值为254,占总样本的78.4%;2010年,在县(市)区域参与了统一供种项目公司的观测值为33,占总数的20.4%;2011年,愿意参与县(市)区域统一供种项目公司的观测值为127,占总数的78.4%,可见该项目对于公司在县(市)区域的经营来说,还是具有相当的吸引力;2011年,参与了县(市)区域统一供种项目公司的观测值为70,占总数的43.2%,可见,实际参与数远远低于愿意参与数;公司在县(市)区域的平均市场占有率约为6.27%,平均销售量约为5.53吨,但不同的观测值在市场占有率和销售量方面的差距较大,因为市场占有率和销售量的标准差高达6.48和6.29。

### 三、模型构建

不可观测的个体固定因素(比如决策者的经营风格)和时间趋势等往往被作为对公司绩效具有一定影响的变量,但这些变量在考查公司参与产业项目行为对其绩效的影响时,往往会面临内生性问题,有必要剔除。双重差分模型通过对比实验组后测、实验组前测、对照组后测和对照组前测这4个不同组别的数据,来评估一个项目或是政策的效用。这种方法由于能够排除个体固定因素、时间趋势和内生性等一系列的偏差和干扰<sup>[9-11]</sup>,从而成为西方学术界分析因果关系的主流方法<sup>[12]</sup>。为了考查统一供种项目的效果,本文基于Card<sup>[13]</sup>,Duflo<sup>[14]</sup>以及Imbens等<sup>[15]</sup>的研究,结合油菜种子市场统一供种项目发展的实际,设置以下两期面板数据模型:

$$E_{it} + \alpha_1 G_i + \alpha_2 T_i + d(G_i + T_i) + \mu_{it} \quad (1)$$

式(1)中, $E_{it}$ 是结果变量,为第*i*个观测值在*t*时期的数值,代表种子公司在县(市)区域的油菜种子销售量和市场占有率; $X_{it}$ 代表了一系列控制变量,比如公司性质、营运资本、公司人数、2010年参与行为、董事长年龄、董事长文化程度、企业属地、县(市)区域的市场集中度以及县(市)区域的市场成熟度。 $\beta$ 是控制变量系数的参数集; $G_i$ 是代表在所给时期是否参与统一供种项目的二分变量; $T_i$ 是代表不同时期的二分变量; $\alpha_1$ 、 $\alpha_2$ 和*d*是系数参数,误差项 $u_{it}$ 描述了相应观测值的临时震荡,它满足以下条件:其各个时期的均值均为零并被假定与统一供种参与行为相互独立。

*d*的估计值被视作为统一供种项目对市场占有率的效应。分别记 $E_{00}$ 、 $E_{01}$ 、 $E_{p1}$ 和 $E_{p0}$ 为对照组前测、对照组后测、实验组后测和实验组前测数值,那么, $E_{01} - E_{00}$ 和 $E_{p1} - E_{p0}$ 就分别表示对照组和实验组随时间变化的效应。在此基础上以实验组减去对照组就能得到统一供种项目的净效应。即 $[E_{p1} - E_{p0}] - [E_{01} - E_{00}] = [\beta X_{it} + \alpha_1 + \alpha_2 + d + u_{p1}] - [\beta X_{it} + \alpha_1 + u_{p0}] - \{[\beta X_{it} + \alpha_2 + u_{01}] - [\beta X_{it} + u_{00}]\} = d + (u_{p1} - u_{p0}) - (u_{01} - u_{00})$ 。因为误差项 $u_{it}$ 代表了被描述变量的临时震荡,因此它被假设为在每一时期都有零均值并且和参与行为 $G_i$ 相互独立,因此估计参数*d*就能得到统一供种项目的净效应。

### 四、结果分析

在评估参与行为对绩效影响的过程中,一个不得不考虑的问题是公司在选择参与县(市)区域的统一供种项目时,一般而言都不是随机选择的,即可能会带有某种倾向性选择参与某些县(市)区域的

项目。由于两时期总共只有 324 个观测值,因此无法运用倾向得分匹配方法去除选择性偏差。但统计分析显示在同一耕种季节,8 家公司中有 6 家在某些县(市)及其临近区域(其地理、气候和种植历史等特征相似)都有参与和未参与统一供种项目的观测值,且符合这种条件的观测值占总观测值的 78.40%。将这一部分观测值代入模型(1)进行回归,得到的结果与所有观测值相近,说明选择性偏差对本文的影响在可以接受的范围之内。

由于分析中所涉及的变量较多,可能会存在多重共线性问题,因此在做回归之前,需要先对多重共线性做检验。本文运用 Stata12.0 软件进行检验,检验结果见表 2。

检测结果显示,变量间存在一定程度的多重共线性。具体为“公司人数”“董事长年龄”“董事长文化程度”以及“企业属地”的方差膨胀因子分别为 43.07、20.38、13.47 以及 14.86,都大于 10,其原因在于:“董事长年龄”和“董事长文化程度”等变量都是公司负责人的个人特征变量,它们可能都在一定程度上与公司规模变量,如“公司人数”存在某种关系,因此,这 3 个变量之间可能存在一定程度的相关。在实证分析时,这种情况一般是可以接受的,原因在于:第一,这几个变量的方差膨胀因子不是太大,对结果不会构成太大的影响;第二,所有变量方差膨胀因子的平均值为 8.56,明显小于 10。

本文首先采用双重差分模型分析统一供种项目对种子企业市场占有率的影响。在回归之前,用怀特检验检测回归中的异方差性,检验结果拒绝了零假设( $P=0.00$ ),表明回归中存在异方差性。因此,本文采用稳健回归分析,结果见表 3。

从表 3 可以看出,“公司性质”对市场占有率具有显著的负向影响(-2.64),表明私营企业的市场占有率比公有制企业的更高。表示公司规模变量“公司人数”对市场占有率具有显著的正向影响(1.50),这一点很好理解;“营运资本”对其市场占有率具有显著的负向影响(-1.12),可能是规模更大的企业将经营油菜种子作为其一小部分业务,将大部分资源用到了其他业务上。“2010 年参与行为”对市场占有率具有显著的正向影响(1.27),正好佐证了本文运用两时期面板数据分析统一供种对公司市场占有率的效应是必要的。

描述公司是否参与县(市)区域统一供种项目的变量“2011 年参与行为”也对市场占有率具有显著的负向影响(-2.58),表明了从总体上而言,参与统一供种的观测值比未参与统一供种观测值的市场占有率要低一些。本文重点关注的变量“2011 年参与行为”与“样本来源年份”的交叉项的系数(即模型中的  $d$  值)为正,其  $P$  值小于 0.01,说明统一供种项目对公司的市场占有率具有显著的正向影响。此结果暗示从总体上而言,在县(市)区域市场占有率较高的公司可能不太愿意参与统一供种项目,那些占有率较低的企业则可以通过统一供种项目缩小与较强竞争对手之间的差距。这一点跟“参与意愿”对市场占有率影响不显著的结论较为一致。

同样,在分析统一供种项目对种子企业销售量的效用之前,本文也采用怀特检验检测异方差性。

表 2 多重共线性检验结果

变量	方差膨胀因子	容忍度	$R^2$
公司性质	6.79	0.147 3	0.852 7
营运资本	5.40	0.185 3	0.814 7
经营时间	2.71	0.369 5	0.630 5
公司人数	43.07	0.023 2	0.976 8
2010 年参与行为	1.66	0.602 6	0.397 4
董事长年龄	20.38	0.049 1	0.950 9
董事长文化程度	13.47	0.074 2	0.925 8
属于本省	14.86	0.067 3	0.932 7
市场集中度	1.37	0.732 5	0.267 5
市场成熟度	1.15	0.869 8	0.130 2
时期	1.97	0.507 1	0.492 9
参与意愿	1.39	0.721 4	0.278 6
2011 年参与行为	2.87	0.348 9	0.651 1
参与行为×时期	2.76	0.362 2	0.637 8

表 3 统一供种项目对市场占有率影响的双重差分模型分析结果  $N=324$ 

自变量	回归系数	$P$ 值
公司性质	-2.64***	0.00
营运资本	-1.12***	0.00
经营时间	0.05	0.15
公司人数	1.50***	0.00
2010 年参与行为	1.27***	0.01
董事长年龄	1.31	0.13
董事长文化程度	0.48	0.42
企业属地	1.26	0.16
市场集中度	-0.53	0.67
市场成熟度	0.12	0.32
样本来源年份	-0.37	0.11
参与意愿	0.70	0.24
2011 年参与行为	-2.58***	0.00
2011 年参与行为 × 样本来源年份	3.13***	0.00
截距项	-1.04	0.40
$R^2=0.278 1$		
$F(14\ 310)=5.74$		
$P>F=0.000 0$		

注:\*\*\*表示在 1% 水平上显著。

检验结果表明,回归中也存在明显的异方差性( $P=0.00$ ),因此需要采用稳健回归方法予以处理,回归结果见表 4。

从表 4 可以看出,与表 3 中的分析相似,“公司性质”对销售量具有显著的负向影响(-2.14),表明私营企业的销售量比公有制企业的更高。表示公司规模变量“公司人数”对销售量具有显著的正向影响(1.97),另一表示公司规模的变量“营运资本”对其销售量具有显著的负向影响(-0.90),“2010 年参与行为”对企业销售量具有显著的正向影响(1.27),这再次说明本文运用两时期面板数据分析统一供种项目对种子企业关键绩效指标的影响是必要的。另外,“经营时间”对公司销售量具有显著的正向影响(0.24),说明种子销售经验、营销团队以及商业关系资本的积累可能有助于其提升销售量;“企业属地”也对销售量具有显著的正向影响(1.98),说明种子公司在当地市场经营可能会获得更好的销售量,这可能与种子公司在当地较容易积累起各类社会资本有关。正如所预料的那样,“董事长文化程度”对销售量具有显著的正向影响(1.74),可能是因为具有更深教育背景的管理人员能够更好地对市场变化做出反应。

时间效应变量“样本来源年份”对销售量具有显著的负向影响(-0.79),显示了种子销售量随时间下降的趋势。这可能在某种程度上与农民认为种田不太划算,油菜籽种植面积一年比一年减少有关。“2011 年参与行为”对公司销售量具有显著的负向影响(-3.17)。这说明从总体上而言,参与统一供种的观测值比未参与统一供种观测值的销售量要低一些。同样,“2011 年参与行为”与“样本来源年份”的交叉项的系数为正,其  $P$  值小于 0.01,说明统一供种项目对公司的销售量具有显著的正向影响。同样从一定程度上可推测出,在县(市)区域销售量较大的公司可能不太愿意参与统一供种项目,那些销售量较低的企业可以借助统一供种项目提升销售量,缩小与较强竞争对手之间的差距。

#### 四、结论与讨论

本文基于 8 家种子公司在湖北省 56 个县(市)区域的油菜种子业务经营数据,运用双重差分模型排除政策效应评估中可能存在的个体固定效应、时间效应和内生性,评价统一供种项目对种子销售量、市场占有率的影响,研究发现:第一,统一供种项目有助于种子公司在县(市)区域提升销售量和市场占有率。可能的原因在于:一方面,统一供种项目能够保证参与该项目的公司在县(市)区域具有一定的销售量,稳稳占据一定的市场份额,即它能够保证种子公司有一定数量的种子产品在相应的县(市)区域耕种;另一方面,总体来说,参与统一供种项目的种子品种属于官方认可的产品,对于农户而言,除了通过统一供种项目分发得到种子外,他们也会通过市场渠道去购买这些品种的种子。尤其是对于县(市)区域市场的新进入者或者生意不太理想的种子公司来说,参与统一供种项目有助于它们在当地市场赢得较好的声誉,从而增加种子销售量,提升市场占有率。第二,在县(市)区域销售量大、市场占有率高的公司可能不太愿意参与统一供种项目。对于愿意参与统一供种项目并且参与该项目的观测值而言,它们的市场绩效并不比不愿意参与但参与了该项目的观测值的高,甚至要更低。这个结论表面看起来比较奇怪,但经过仔细分析不难得出其背后隐藏的原因。一般而言,渴望参与县(市)区域统一供种项目的种子公司在当地市场而言属于新进入者或者生意做得不甚理想者,比如其油菜种子品种难以完全适应当地的农业气候条件或者在与同行竞争中处于劣势地位,因此,即使他们参与统一供种项目,而且该项目确实有助于其提升经营绩效,但其最终绩效还是赶不上另一部分实力

表 4 统一供种项目对企业销售量影响的双重差分模型分析结果  $N=324$

自变量	回归系数	$P$ 值
公司性质	-2.14***	0.00
营运资本	-0.90***	0.00
经营时间	0.24***	0.00
公司人数	1.97***	0.00
2010 年参与行为	1.65***	0.00
董事长年龄	-0.54	0.51
董事长文化程度	1.74***	0.00
企业属地	1.98**	0.03
市场集中度	-1.23	0.32
市场成熟度	0.18	0.13
样本来源年份	-0.79***	0.00
参与意愿	0.52	0.35
2011 年参与行为	-3.17***	0.00
2011 年参与行为 × 样本来源年份	3.27***	0.00
截距项	5.27***	0.00
$R^2=0.3245$		
$F(14\ 309)=21.36$		
$P>F=0.0000$		

注:\*\*、\*\*\* 分别表示在 5% 和 1% 水平上显著。

较强者;相反,那些在县(市)区域生意做得较好的种子公司认为,同参与统一供种项目相比,在县(市)区域市场中与同行展开自由竞争,能够获得更好的市场绩效。更重要的是,参与统一供种项目也只能是部分参与,即还需通过原有的渠道销售部分种子,由于窜货、杀价等行为的存在,种子公司不仅需要承担较高的监管成本,而且实际营销效果不太理想,因此并不太愿意参与县(市)区域的油菜统一供种项目。但是由于油菜统一供种项目的宗旨在于激励拥有优良品种的种子公司在县(市)区域销售更多的种子产品,因此各县(市)区域的农业部门在确定统一供种名单时,还是十分希望在当地适应能力强、表现优良和受农户欢迎的种子品种参与到统一供种项目中来。因此,当地农业部门会给这部分公司做工作,希望它们积极响应并支持统一供种项目。部分种子公司不愿意得罪当地的农业部门,选择妥协。尽管如此,大部分在县(市)区域经营实力较强的公司并未参与该项目。需要说明的是,上述两个结论并不矛盾,因为目前油菜种子企业在县(市)区域的经营实力普遍偏弱,因此就参与统一供种项目的种子企业而言,从绝对数量来看,大部分属于实力较弱者。

由于统一供种是湖北省油菜良种补贴最主要的实施方式,因此基于本文研究结论可以得出,湖北省油菜良种补贴有助于种子企业提升市场绩效,但在实施中也存在实力较强的公司不愿意参与的问题。这可能造成两个方面的不利影响:一是不利于优良油菜品种的推广;二是不利于实力较强的种子公司进一步发展壮大,从而影响政府“打造‘育繁推’一体化种业集团”战略的实施。

### 参 考 文 献

- [1] 黄玉峰,方来保. 浅谈统一供种的方法与技术[J]. 安徽农业,2000(9):10.
- [2] 李丽,钟平. 湖北:9000多万资金支持油菜统一供种[N]. 粮油市场报,2012-08-14(01).
- [3] 赵娟. 脑山小麦统一供种增产原因的分析及经济效益评估[J]. 农业科技通讯,2011(8):144-145.
- [4] 白永庆. 统一供种增产原因分析及经济效益评估[J]. 现代农业科技,2007(5):77.
- [5] 魏宏国,张景礼. 宝山农场实行统一供种的做法及效果[J]. 现代化农业,2010(7):24-25.
- [6] 白尊仁. 通渭县全覆盖双垄沟播玉米实行统一供种的重要作用[J]. 中国种业,2012(1):22-23.
- [7] BANKER R D, CHANG H H, MAJUMDAR S K. A framework for analyzing changes in strategic performance[J]. Strategic Management Journal,1996,17(9):693-712.
- [8] CHOI J W, HECHT G W, TAYLOR W B. Strategy selection, surrogation, and strategic performance measurement systems[J]. Journal of Accounting Research,2013,51(1):105-133.
- [9] CARD D, KRUEGER A B. Minimum wages and employment: a case study of the fast-food industry in new jersey and pennsylvania[J]. American Economic Review,1994,84(4):772-793.
- [10] FINKELSTEIN A. The effect of tax subsidies to employer-provided supplementary health insurance: evidence from Canada[J]. Journal of Public Economics,2002,84(3):305-339.
- [11] ABADIE A. Semi-parametric difference-in-differences estimators[J]. Review of Economic Studies,2005,72(1):1-19.
- [12] LI H J, GRAHAM D J, MAJUMDAR A. The effects of congestion charging on road traffic casualties: a causal analysis using difference-in-difference estimation[J]. Accident Analysis and Prevention,2012(49):366-377.
- [13] CARD D. The impact of the mariel boatlift on the miami labor market[J]. Industrial and Labor Relations Review,1990,43(2):245-257.
- [14] DUFLO E. Schooling and labor market consequences of school construction in Indonesia: evidence from an unusual policy experiment[J]. American Economic Review,2001,91(4):795-813.
- [15] IMBENS G W, WOOLDRIDGE J M. Recent developments in the econometrics of program evaluation[J]. Journal of Economic Literature,2009,47(1):5-86.

(责任编辑:金会平)