

doi: 10.7621/cjarrp.1005-9121.20201123

· 区域发展 ·

撤市改区视域下城乡融合对种植业发展的影响^{*}

——来自佛山市三水区的经验证据

葛章明^{1,2}, 孔繁涛³, 张 晶^{1,2}, 刘继芳^{1,2*}

(1. 中国农业科学院农业信息研究所, 北京 100081; 2. 农业农村部农业大数据重点实验室, 北京 100081;
3. 中国农业科学院特产研究所, 吉林长春 130112)

摘 要 [目的] 城乡融合对当地种植业发展的影响, 因存在内生性问题而难以度量。撤市(县)改区是旨在推进城乡融合的行政区划改革, 可以视为城乡融合对县域种植业的外生冲击, 文章以2002年发生在广东省佛山市三水区的撤市改区作为政策自然实验, 估计了城乡融合对当地种植业产值的影响, 并分析影响机制。[方法] 运用合成控制法研究城乡融合对三水区种植业产值的影响, 采取置换检验、安慰剂检验对估计结果进行有效性检验, 并使用双重差分法进行稳健性检验。最后探讨城乡融合对种植业发展的影响机制。[结果] 城乡融合对三水区种植业产值仅产生短期负向冲击, 从长期看, 三水区种植业产值并未落后于合成控制组。在影响机制层面, 该文认为短期负向冲击主要来自涉农支出短期“偏移”, 长期无效应源于生产效率提升与种植结构调整。[结论] 通过对三水区的个案分析, 该文探讨了城乡融合与种植业发展的和谐共生模式, 为处在城乡一体化进程中的市(县)提供了种植业发展的经验启示。

关键词 撤市(县)改区 城乡融合 种植业发展 合成控制法 三水区

中图分类号: F320.3 **文献标识码**: A **文章编号**: 1005-9121[2020]11199-10

0 引言

从新中国成立到改革开放初期, 长期执行的“城市偏向”与“农业歧视”政策使我国深陷于城乡二元格局的泥潭, 城乡二元格局作为扭曲的经济社会体制阻碍了社会公平与更高质量的经济的发展。变革城乡二元格局, 实现城乡统筹发展已然成为我国改革的核心要点。21世纪以来我国坚决贯彻“工业反哺农业、城市支持农村”方针, 推进了城乡一体化进程, 城乡关系逐步从“城市中心”转变为“城乡共生”^[1]。党的十六大首次明确提出城乡统筹发展战略, 并指出城乡统筹发展是解决三农问题的根本途径; 党的十八届三中全会更是提出我国城乡关系要向城乡融合的新阶段迈进。

在经济层面, 城乡融合对农业发展尤其是种植业发展的影响是深远的并且不明确的。首先, 城乡融合将打破城乡生产要素市场的壁垒, 逐步实现各生产要素在城乡各产业间自由流动, 优化协调城乡经济空间组织, 最终实现城乡一体化^[2,3]。在此过程中, 生产要素从农业部门中流入还是流出, 取决于农业部门能否在城乡融合背景下拥有较高回报率。其次, 在城乡融合背景下, 城镇化水平不断提升, 有效地吸收农村剩余劳动力。农业得以实现机械化与规模化经营, 提升生产效率^[4]。再次, 城乡融合有效整合了城乡产品市场, 农业部门产品能以更低的交易成本在城乡间流通。城市特殊的农产品需求(如菜篮子产品)将与乡村供给产生更强的匹配^[5], 双向增进城乡居民的经济福利; 最后, 城乡融合本质上是优化城乡产业在

收稿日期: 2019-03-25

作者简介: 葛章明(1995—), 男, 广西南宁人, 硕士生。研究方向: 农业经济管理、农业政策评估

*通讯作者: 刘继芳(1965—), 男, 山东临沂人, 博士、研究员。研究方向: 农业信息管理。Email: liujifang@caas.cn

*资助项目: 国家自然科学基金“蔬菜价格时空传导机理及异地关联预警研究”(71573263); 国家自然科学基金青年科学项目“时空视角下蔬菜市场价格非对称传导机制及原因研究”(71703159); 中国农业科学院基本科研业务费专项“农业信息分析学科发展战略研究”(Y2018ZK01)

空间宏观布局。种植业是被非农产业挤出还是维持稳定发展,受当地种植业相对其他地区而言是否具有比较优势以及政府产业规划的影响^[6,7]。综上,城乡融合对种植业发展的影响往往错综复杂,受要素流动、农业现代化经营、城乡市场整合、农业比较优势及产业政策等多种因素影响,因此评估城乡融合对种植业发展的影响具有深远的现实意义和学术价值。

目前我国已有诸多学者从定量分析角度评估两者关系。苏发金^[8]分别运用协整分析与格兰杰因果检验研究农业增长与城镇化发展之间的关系,研究结果表明农业增长与城镇化发展存在长期均衡关系,城镇化提高 1% 能促进农业经济增长 2.043%。谢杰^[9]利用 1980—2009 年省级数据,采用面板门槛估计得出城镇化与工业化对农业现代化的影响存在门槛效应,因城镇化长期落后于工业化,使城镇化对农业现代化的反哺作用难以越过中高门槛。蒋黎等^[10]基于我国 1 670 个县级面板数据的研究表明城市化与工业化显著降低了农业土地利用强度,这种下降在东部尤其显著。方志权等^[11]研究发现城乡融合背景下城市“菜篮子”问题将不断加深,这将促使大城市郊区种植结构调整,增加果蔬种植,以满足城市需求。夏春萍等^[12]运用 VAR 模型对省级面板研究得出农业现代化、城镇化、工业化三者之间存在长期稳定的均衡关系,城镇化与工业化对农业现代化具有明显的正向带动作用,并且城镇化的长期促进作用更大。

由于城乡融合和种植业发展之间的互为因果关系、回归估计的遗漏变量和城乡融合的测度误差等因素,导致使用回归等参数方法估计城乡融合对种植业发展的影响存在严重内生性问题。现有研究在探讨城乡融合对农业产业发展的关系时,为了规避内生性问题多采用无法证明存在确定性因果关系 VAR 模型、格兰杰因果检验等定量研究方法探究城市化与农业发展的长期均衡。并且实证数据以省级数据为主,而城乡融合对区域种植业影响主要集中在城市周边的农村地区,采用省级数据将很难度量此类影响。

为了克服内生性偏误,文章尝试寻求一种相对外生的城乡融合,并进一步评估外生城乡融合对种植业发展的影响。事实上,我国一直希望从变革城乡二元体制的基础性制度——行政区划制度出发推动城乡融合。我国行政区划由省级、地级和县级三级行政区构成,我国县级行政区划制度便存在强烈的城乡二元色彩。目前我国采用区县二元管理模式^[13],即县(县级市、旗)与大多数地市下辖的市辖区是我国县级行政区划的两种基本形式。县级区划以与区域经济中心的地理距离和当地的经济结构作为标准分别设立了县(市)、区,县与区的“一字之别”却有着本质性差异,县是与农村经济社会形态相适应的行政区划,是管理、组织农业生产的基础行政单元;而区是与城市经济社会形态相适应的行政区划,是管理、组织二、三产业生产的基础行政单元,两者是建立在两种不同经济基础上的区划制度。两者在产业重心、城镇化率、地方政府行政、财政的管理权限上都有着巨大的差异,县的主导产业为第一产业,城镇化率较低,具有相对独立的行政和财政管理权限;区的主导产业为二、三产业,城镇化率较高,行政和财政管理权限相对不独立,更多地受地市政府统筹。

撤市(县)改区将从行政层级变更出发,促进原市(县)的产业升级、推动当地人口城市化,同时也改变了地方政府的管理权限与模式,有效推动城乡融合。因此,撤市(县)改区可视为一项外生城乡融合的自然实验,该研究便能够通过此项外生的政策自然实验评估城乡融合对种植业发展的影响。具体而言,该文选取 2002 年发生在广东省佛山市三水区的撤市改区作为政策自然实验(Natural Policy Experiment),运用合成控制法(Synthetic Control Method)估计城乡融合对当地种植业产值的影响;随后采取置换检验、安慰剂检验对估计结果进行有效性检验,并使用双重差分法(Difference in Difference)进行稳健性检验。最后该文进一步探讨了城乡融合对种植业发展的影响机制。

1 估计方法与实验设计

1.1 估计方法

撤市(县)改区在政策评估领域通常被认为是自然实验或准自然实验。政策自然实验评估的传统方法是双重差分法、倾向得分匹配法,但传统方法无法克服控制组选择的随意性、控制组与实验组差异大等问题,合成控制法却很好地克服了上述问题,并能够在干预后追踪不同时刻的政策效应,成为政策个案评

估的主流方法之一^[14]。

具体而言，首先，需要将样本划分为实验单元与潜在控制组（Donor Pool），该文观测到 $J + 1$ 个区、县、县级市，假定第 1 个市（县）发生了撤市（县）改区政策实验，成为实验单元，而其余 J 个县级行政单元未发生撤市（县）改区实验，进入潜在控制组。其次，需要选择评估的结果变量（ Y_{it} ）以及对结果变量产生影响的预测变量（ X_{it} ）^①，其中， i 表示第 i 个地区， $i = 1, 2, \dots, J + 1$ ； t 表示时间， $t = 1, 2, \dots, T_0, \dots, T$ ， T_0 为政策干预时间。该文选择地区种植业生产总值作为衡量种植业发展的结果变量，预测变量选取对种植业生产总值产生影响的各生产投入要素变量。在效应估计部分，根据 Abadie 等^[14]的操作，该文通过政策干预前实验单元的预测变量（ X_1 ）与控制单元的预测变量（ X_0 ）的相似性，估计（ $J \times 1$ ）维合成权重向量 W ，进而构建合成控制组，公式为：

$$\begin{aligned} \min \|X_1 - X_0 W\| V &= \sqrt{(X_1 - X_0 W)' V} \\ \text{s. t. } \sum_{j=2}^{J+1} w_j &= 1; w_j \geq 0 \quad (j=2, \dots, J+1) \end{aligned} \tag{1}$$

式（1）中， V 为正定的对角矩阵，其对角线元素均为非负权重，该权重反映了不同预测变量对结果变量的预测能力。显然对 V 的不同取值会影响估计的均方误差。该文通过最优化条件——最小化政策干预前实验单元与合成控制组种植业总产值的“平均预测标准差”（Mean Squared Prediction Error，下文简称为 MSPE）^② 确定对角半正定矩阵 V ，即 V 使得合成控制组的种植业产值在政策干预前尽可能地接近实验单元。Abadie 等^[14] 证明，在一定正则条件下，“反事实”结果变（ Y_{it}^N ）依概率收敛于根据式（1）确定的合成控制组的结果变量（ $\sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{jt}$ ），公式为：

$$E \left(Y_{it}^N - \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{jt} \right) \xrightarrow{P} 0 \tag{2}$$

因此，使用合成控制组的结果变量（ $\sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{jt}$ ）作为试验单元的“反事实”结果变量（ Y_{it}^N ），通过比较试验单元的真实结果变量与“反事实”结果变量，计算出政策效应 $\hat{\alpha}_{it}$ ，公式为：

$$\hat{\alpha}_{it} = Y_{it} - \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{jt} \quad (t > T_0) \tag{3}$$

1.2 实验设计

在样本选取方面，该研究的样本均为广东省内县级行政单元。主要原因是该文研究对象为种植业发展，而地理环境和气候条件等对种植业发展产生重要影响的自然因素难以有效量化，无法“放进”合成控制法的预测变量中，故只选择了广东省内的县级样本，以控制地理环境、气候条件对农业发展的影响。

在控制组样本选择上，合成控制法的弊端是估计结果很大程度依赖控制组样本池的选取，为了克服样本池的限制，该文选取了尽可能多的广东省内县级样本进入样本池。具体而言，剔除了在实验研究时间内广东省发生县级行政区划变动的 41 个县级样本，保留了其余 80 个广东省内县级样本。

在研究时间跨度上，Abadie 等^[15] 认为合成控制法的精度很大程度取决于合成控制组能否尽可能地复制实验单元的特征，所以必须获取政策实验发生前一定时期的样本特征数据，才能较好地“追踪”实验单元特征。卢盛峰等^[16] 提出至少需要政策实验发生前 3 年的数据才能够保证合成控制结果具有可信度。该文研究的三水区于 2002 年实施撤市改区，故该文选取的时间跨度为 1997—2015 年，在干预前拥有 5 年的数据对政策实验单元特征进行追踪。

在结果变量选取上，该文选取县种植业生产总值作为结果变量，以衡量县域种植业发展。在选取影响种植业生产总值的预测变量方面，该文根据 Hayami 等^[17] 研究跨区域农业生产而中引入的 Cobb - Douglas

① X_{it} 表示预测变量的数据矩阵
② 平均预测误差（Mean squared prediction error）： $MSPE = \frac{1}{T_0} \left(Y_{it} - \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{jt} \right)^2$

生产函数与生产函数要素，选择的预测变量为总耕地面积的对数、种植业劳动力的对数、农机总动力的对数、农用化肥施用量的对数以及撤市改区政策发生前 1997 年、1999 年、2001 年的县种植业生产总值（具体变量及定义，见表 1）。种植业生产总值、总耕地面积、种植业劳动力、农机总动力、农用化肥施用量的数据来自 1997—2015 年《广东省农村统计年鉴》。

2 实证结果

2.1 城乡融合对种植业生产总值的影响

合成三水区由 7 个权重大于 0 的区县（市）组成。其中权重最大的 3 个样本分别是四会市（0.362）、恩平市（0.293）、鼎湖区（0.231），它们的行政层级分别是县级市与市辖区，接近或者已具备城市经济特征，而三水区在撤市改区前为县级三水市，说明合成组与三水区的经济发展模式是较为接近的，也间接地说明了合成三水区的构成权重较为合理。

表 2 比较了撤市改区实施前三水区、合成三水区与控制组种植业生产总值的预测变量平均值。表 2 显示合成三水区与真实三水区预测变量的差异较小，且除 2001 年的种植业总产值外，其他预测变量均较控制组平均水平更接近真实三水区的水平，说明合成三水区较好地拟合了干预前三水区种植业要素投入水平与产出水平。

图 1 汇报了真实三水区与合成三水区种植业生产总值的增长路径，在政策干预前（1997—2001 年）合成三水区与真实三水区的种植业生产总值基本重合，满足使用合成控制法的基本条件——实验单元与合成控制组的结果变量在干预前较为接近。在撤市改区实施后，合成三水区种植业生产总值在 2002—2005 年超过了真实三水区，撤市改区对三水区种植业发展产生了短期负向冲击。然而，自 2006 年以来三水区种植业生产总值逐步提高，并与合成三水区种植业生产总值路径基本重合，即从长期来看，撤市改区推动的外生城乡融合并未使三水区种植业生产总值低于合成三水区，说明城乡融合对三水区种植业产值并无显著长期影响，仅仅产生短期冲击。

该文绘制了真实三水区与合成三水区种植业生产总值的离差折线图（图 2），其代表撤市改区推动的外生城乡融合对三水区种植业生产总值的处理效应（Treatment Effect）。图 2 表明政策干预当期与之后 3 期（2002—2005 年），三水区种植业生产总值均出现了超过 1 亿元的负向处理效应，2006 年后处理效应逐渐减弱并在 0 效应水平线正负 1 亿元的区间内波动。

2.2 有效性检验

为了检验合成控制结果的有效性，即合成控制估计结果来自撤市改区推动的外生城乡融合而非其他因素，该文分别运用置换检验与安慰剂法检验撤市改区对种植业发展政策效应的有效性。

2.2.1 置换检验

合成控制法的置换检验沿袭了统计学的“置换检验”思想（Permutation Test）。具体而言，为了检验撤市改区推动的外生城乡融合对种植业影响的效应是否为非偶然因素造成，研究人员可以采取从潜在控制组（Donor Pool）中随机抽取研究单元作为实验单元（其又被称为随机控制单元）^[18]，原实验单元则被放入潜在控制组中，再进行合成控制，以估计从控制组中抽取的随机控制单元的处理效应，并将所有结果与

表 1 研究变量及定义

变量	变量定义
<i>plant_ output</i>	县种植业生产总值（亿元）
<i>lnarea</i>	总耕地面积（ hm^2 ）的对数
<i>lnlabor</i>	种植业劳动力（人）的对数
<i>lnmechanization</i>	农机总动力（ kW ）的对数
<i>lnfertilizer</i>	农用化肥施用量（ t ）的对数
<i>plant_ output</i> （1997）	1997 年县种植业生产总值（亿元）
<i>plant_ output</i> （1999）	1999 年县种植业生产总值（亿元）
<i>plant_ output</i> （2001）	2001 年县种植业生产总值（亿元）

表 2 真实三水区、合成三水区与控制组平均预测变量比较

预测变量	真实三水区	合成三水区	控制组平均
<i>lnpowland</i>	9.695	9.676	9.510
<i>lnmechanization</i>	12.62	11.65	11.50
<i>lnfertilizer</i>	10.61	10.63	10.41
<i>lnlabor</i>	11.12	11.14	11.45
<i>plant_ output</i> （1997）	6.842	6.795	6.43
<i>plant_ output</i> （1999）	7.232	7.266	7.44
<i>plant_ output</i> （2001）	7.865	7.682	7.8

原实验单元的政策处理效应排列起来，观测原本实验单元的政策效应是否与随机控制单元的政策效应有显著差异。为了提高检验的准确度，置换检验须剔除干预前“平均预测误差”（MSPE）较大的样本，因为这些样本的合成控制组不能很好地拟合实验干预前样本特征，保留他们的政策效应是无意义的。最终，该文采取王贤彬等的方法^[19]剔除了 MSPE 值超过实验单元 2 倍的样本。

图 3 为三水区置换检验统计图，计算出三水区在干预前平均预测误差为 -0.33，并剔除了干预前 MSPE 值超过实验单元 2 倍的样本 11 个，采取抽等间距抽样（抽样间距为 2），保留了 33 个随机控制样本的处理效应，并将 33 个随机控制样本的处理效应与三水区的处理效应“排列”起来。图 3 表明，三水区的处理效应并未显著地高于或低于绝大部分随机控制组的处理效应，说明撤市改区推动的外生城乡融合对三水区种植业产值长期影响并未通过置换检验，不存在显著长期处理效应。

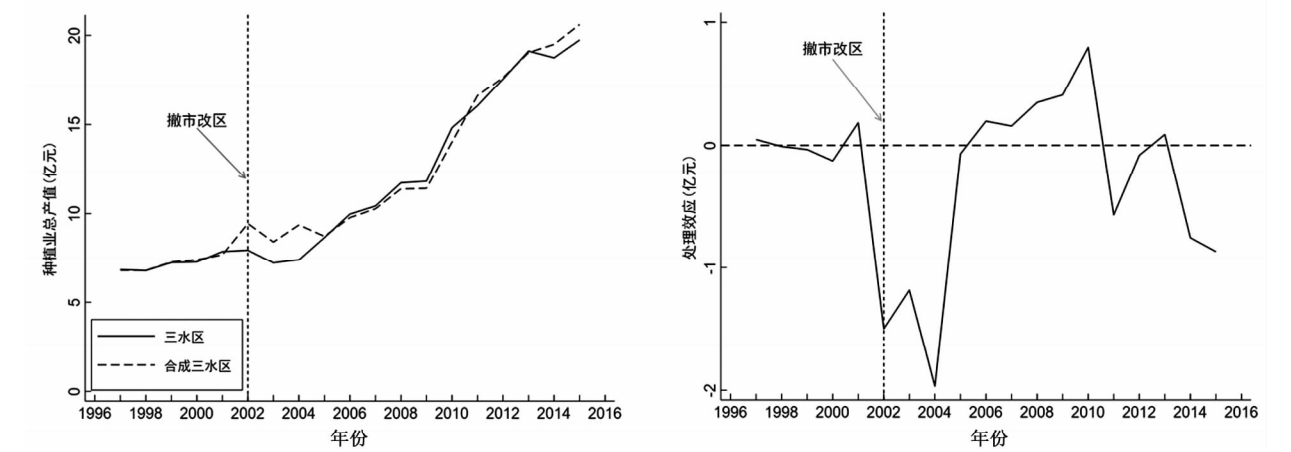


图 1 真实三水区与合成三水区种植业生产总值发展路径对比

图 2 真实三水区与合成三水区种植业生产总值的离差

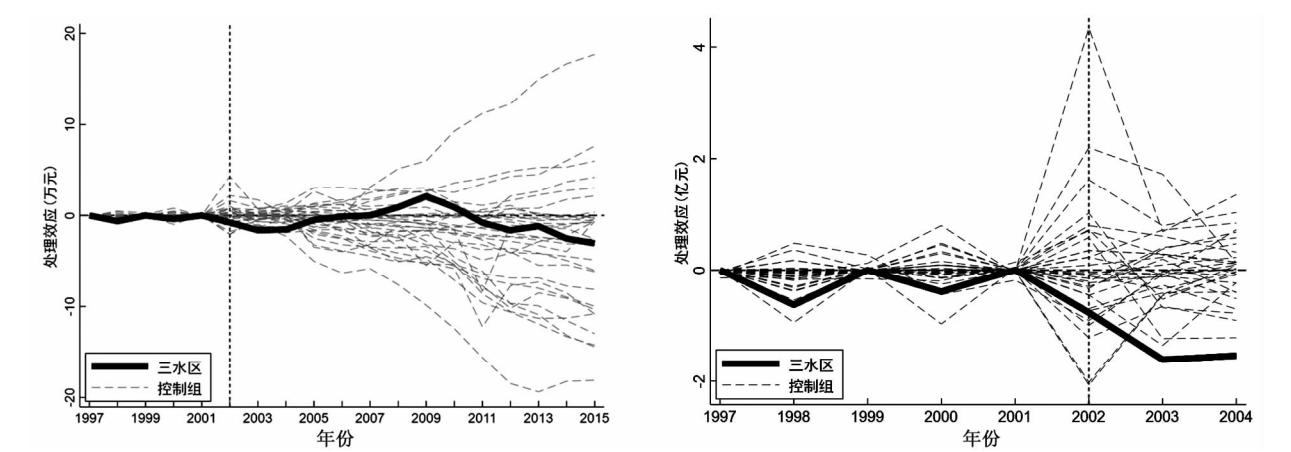


图 3 1997—2015 年三水区与随机控制组处理效应置换检验统计

图 4 1997—2004 年三水区与随机控制组短期处理效应置换检验统计

图 2 结果表明政策存在较大短期负向处理效应。为验证短期处理效应，该文绘制了截止 2004 年三水区与随机控制组处理效应置换检验统计图（图 4），此时在 2003—2004 年的处理效应位于 33 个随机控制单元处理效应最外部，即以 2002 年为干预年份 33 个随机控制单元的负向处理效应均小于三水区的处理效应，说明撤市改区推动的外生城乡融合对种植业生产总值的短期负向影响在 5% 的显著性水平下显著（ $1/34 = 0.029 < 0.05$ ），即短期负向处理效应通过置换检验。

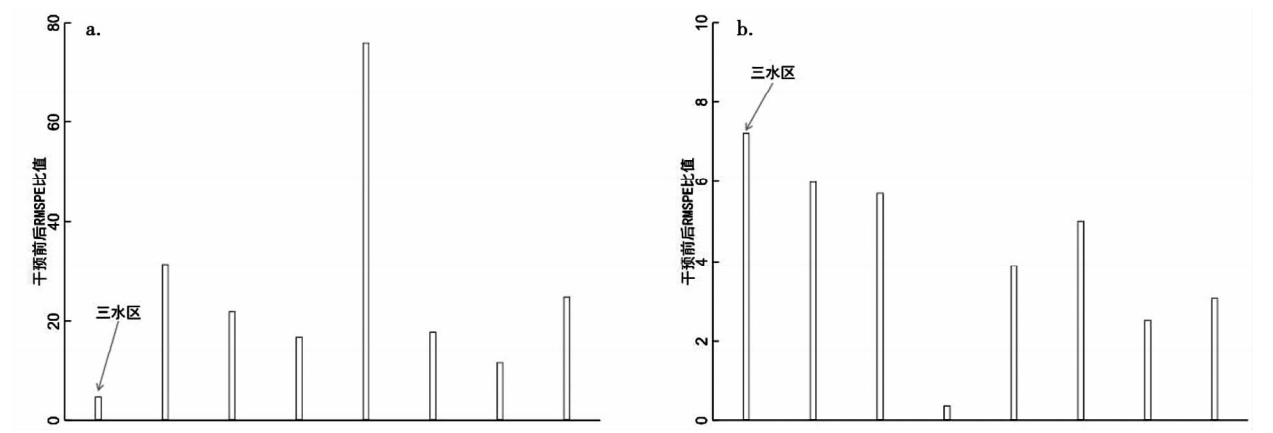


图5 三水区与权重大于0的控制单元 MSPE 值干预后与干预前比值

注：a. 1997—2015 年三水区与权重大于 0 的控制单元干预后 MSPE 值与干预前 MSPE 值的比值；b. 1997—2004 年三水区与权重大于 0 的控制单元干预后 MSPE 值与干预前 MSPE 值的比值

2.2.2 安慰剂检验

安慰剂法检验合成控制法有效性的整体思路与置换检验相近，都需要抽取潜在控制组作为实验单元，但其相对置换检验更为直接。若合成控制法的估计是有效的，那么实验单元“干预后 MSPE 值”与“干预前 MSPE 值”比值相较于控制单元要更大。基于此思路，该文采用刘乃全等^[18]的做法，将实验单元与在合成控制组中权重大于 0 的控制单元的“干预后 MSPE 值”与“干预前 MSPE 值”比值进行比较。图 5 报告了 1997—2015 年（长期）和 1997—2004 年（短期）三水区与权重大于 0 的控制单元干预后 MSPE 值与干预前 MSPE 值的比值，其比值越大表明干预前后 MSPE 值差异越大，处理效应越显著。在长期中，三水区与权重大于 0 的控制单元干预后与干预前 MSPE 值的比值仅为 4.72 低于全部权重大于 0 的控制单元，而在短期中，三水区与权重大于 0 的控制单元干预后与干预前 MSPE 值的比值为 7.22，高于所有权重大于 0 的控制单元，与置换检验结果一致，撤市改区推动的外生城乡融合存在显著短期负向效应，而不存在显著长期效应。

2.3 稳健性检验

为了保证合成控制法的稳健性，可以采用更换估计方法、更换被解释变量形式来重新评估影响效应，并与合成控制法的估计结果进行比较，以检验前文估计结果稳健性。该文采取双重差分法评估三水区撤市改区带来的外生城乡融合对种植业产值的影响，并变换了被解释变量形式，由种植业产值（ $plant_output_{it}$ ）替换为种植业产值对数（ $lnplant_output_{it}$ ）。具体模型设置的公式为：

$$lnplant_output_{it} = \alpha + \beta P_{it} + \sum_{j=1}^n \lambda_j X_{jit} + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{it}$$

(4)

式（4）中， i 表示县（市）、区， t 表示年份；被解释变量 $plant_output_{it}$ 为第 i 个县（市）、区第 t 年种植业产值对数； P_{it} 为政策哑

表3 双重差分法稳健性检验：城乡融合对种植业产值影响

变量	被解释变量： $lnplant_output_{it}$			
	模型一	模型二	模型三	模型四
P	-0.11*** (0.04)	0.01 (0.04)	-0.20*** (0.02)	-0.09*** (0.05)
$lnarea$	—	0.17*** (0.05)	—	0.16** (0.07)
$lnmechanization$	—	0.02 (0.02)	—	0.05 (0.04)
$lnfertilizer$	—	0.23*** (0.06)	—	0.16** (0.07)
$lnlabor$	—	0.14** (0.06)	—	0.32*** (0.10)
常数项	10.68*** (0.03)	4.93*** (0.76)	10.68*** (0.02)	3.34*** (0.68)
地区固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值数	1 539	1 485	729	719
R^2	0.67	0.83	0.42	0.70

注：括号内为估计系数的标准差，***、**和* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平；因个别样本要素变量出现缺失，因此在双重差分估计中删除了该部分样本

变量， $P_{it} = 1$ 表明第 i 个县在时期 t 已实施撤市改区。 X_{jit} 表示第 i 个县在时期 t 的第 j 个影响种植业总产值对数的控制变量（协变量），包括总耕地面积对数（ $\ln area_{it}$ ）、农机总动力对数（ $\ln mechanization_{it}$ ）、农化肥施用量对数（ $\ln fertilizer_{it}$ ）、种植业劳动力对数（ $\ln labor_{it}$ ）。 α 表示常数项， μ_i 表示地区固定效应； θ_t 表示时间固定效应， ε_{it} 表示随机扰动项。

根据合成控制估计结果，撤市改区推动的外生城乡融合对三水区种植业产值产生短期负向影响，但长期未存在显著效应。为验证上述两种不同时期效应，在双重差分稳健性检验中，该文将研究时间跨度划分为 1997—2015 年（长期）与 1997—2005 年（短期）。表 3 汇报了使用双重差分法得到城乡融合对种植业产值影响的估计结果，其中模型一与模型二为对 1997—2015 年的观测值进行双重差分估计的结果，模型三与模型四为对 1997—2005 年的观测值进行双重差分估计的结果。模型一与模型三为未加入控制变量的估计结果，两者政策变量 P_{it} 的估计系数都在 1% 显著性水平下显著为负。模型二与模型四为加入控制变量后的估计结果，模型二的政策变量系数为正但不显著，说明控制影响种植业产值的各要素控制变量后，从长期看政策实施对种植业产值长期无显著影响；而模型四的政策变量估计系数为 -0.091 且在 1% 显著性水平下显著，说明将时间跨度缩减为 1997—2005 年后，撤市改区导致三水区种植业产值下降了约 9.1%，即存在短期负向的政策效应。双重差分的估计结果印证了合成控制法结果的稳健性。

3 影响原因与机制

3.1 短期负向影响机制——支农力度的短期“偏移”

前文估计结果表明撤市改区推动的城乡融合对三水区种植业产值产生了短期的负向影响，那么短期的负向影响源于何种机制呢？

如前文所述，撤市（县）改区的影响除了在产业层面推进产业结构向二、三产业转型、在人口层面推动人口城镇化外，在政府层面主要表现为行政权力（规划、土地等事权）被上交至市级政府，财政权力独立性被削弱，由地市级政府统筹预算。一般而言，地市政府推动撤市（县）改区的初衷为推进产业升级与城镇化进程，所以地市政府统筹事权与财权后，就更倾向于减弱政策支的农力度，偏向二、三产业发展与城区建设^[6]。同时研究表明许多地级市无法做到城乡统筹发展，财政支农资金甚至出现“越位”和“错位”的问题^[7]。图 6 报告了 1997—2007 年三水区涉农支出占总财政支出情况，表明在 2002—2005 年涉农支出占财政支出比重下滑至 5% 以下，但 2006 年又回升至撤市（县）改区前平均水平，且支农支出比重下降年份与种植业产值下滑年份基本一致，说明支农力度短期“偏移”对种植业产值存在短期负向冲击具有一定程度解释力。但为何支农支出仅仅存在短期“偏移”呢？该文认为三水区相较于佛山市甚至整个珠三角其他区县（市）在农业生产中具有较大的比较优势，这种比较优势是长期的。因此从长期看支农力度仍存在回升的动因，这也一定程度解释了城乡融合对三水区种植业发展无长期效应的估计结果。

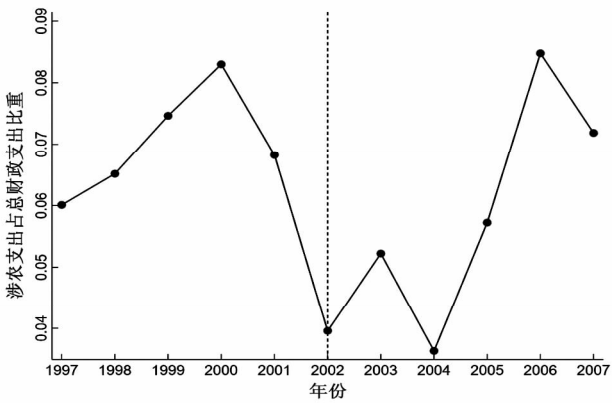


图 6 1997—2007 年三水区涉农支出占总财政支出比重

注：数据来源《全国地市县财政统计资料》，2007 年之后数据因保密性未能获取；垂直竖线代表三水区撤市改区年份

3.2 长期无影响机制——生产效率提升与种植业结构调整

撤市改区下外生城乡融合最直观地表现为产业重心转移、经济结构调整，一般情况下，由于农业相对于二、三产业的比较优势不断降低，劳动力、资本、土地要素会从农业流出，农业规模会逐渐萎缩直至农业产业利润率与二、三产业持平。在撤市改区后，三水区的第二产业发展迅速，跻身工业百强区县。但与

常理认知相悖的是,三水区的种植业总产值并未因撤市改区而落后于合成控制组,反而在城乡融合的背景下实现三产和谐共生的发展模式。该文认为其中的机制主要为生产效率提升与种植业结构调整。

(1) 生产效率提升。在城乡融合背景下,城镇化水平不断提升,有效地吸收农村剩余劳动力(图7)。农业得以实现机械化与规模化经营,提升生产效率^[4]。在撤市改区后,三水区着力发展农业产业园,规划、兴建了迳口六和农业园区、大塘农业园区、芦苞乐平农业园区、青岐农业园区以及白坭农业园区等一批现代农业产业园。以规模化、产业化为抓手,提升农业生产效率,从“小农”逐渐发展为“强农”,取得良好效益。

(2) 种植业结构调整。种植业产业结构调整的基本规律是,在市场“看不见的手”影响下,种植结构由种植低比较优势作物向高比较优势作物调整。现有研究表明蔬菜和经济作物的比较优势仍高于粮食作物^[20],城乡融合将会扩大高需求、高经济效益的蔬菜作物在城市周边地区的比较优势。撤市改区下外生城乡融合将直接推动人口城市化,随着城市经济发展,城市对“菜篮子”产品的需求也进一步上升,新鲜、营养均衡等城市饮食需求使得城市周边以生产“菜篮子”产品为主的都市农业圈逐渐形成,在种植业经营层面主要体现为城市周边地区承担了城市大量的蔬菜供应。佛山市政府在2004年政府工作报告中明确指出,“面向城市需求,努力发展都市农业、调整优化农业结构”。图8报告了1997—2015年三水区蔬菜作物产量占粮食蔬菜作物总产量比重与蔬菜作物播种面积占粮食蔬菜作物总播种面积比重,在撤市改区实施后蔬菜产量占比与播种面积占比进一步提升,并逐步稳定,其中蔬菜产量占粮食蔬菜作物产量比重已经超过了90%,蔬菜种植面积占粮食蔬菜作物产量比重也超过了60%,均位列广东省县(市)、区前列。城乡融合进一步深化当地农业种植结构调整,增加城市需求更大、经济价值更高的蔬菜作物在种植业中的占比,稳定了三水区种植业产值。

4 结论

基于佛山市三水区的撤市改区的政策自然实验,该文估计了撤市改区推动的外生城乡融合对当地种植业产值的影响,并分析其影响机制。研究结果表明:撤市改区推动的外生城乡融合对三水区种植业产值仅产生短期负向冲击,并未产生长期效应。在影响机制层面,该文认为短期负向冲击源于涉农支出短期“偏移”,长期无效效应源于生产效率提升与种植业结构调整。三水区在城乡融合影响下,使用现代化、产业化手段,提升生产效率,并且提升城市需求更大、经济价值更高的蔬菜种植比例,使当地种植业产值未长期落后于合成控制组。

通过对三水区种植业的个案分析,该研究通过实证研究发现了城乡融合与种植业发展的和谐共生模

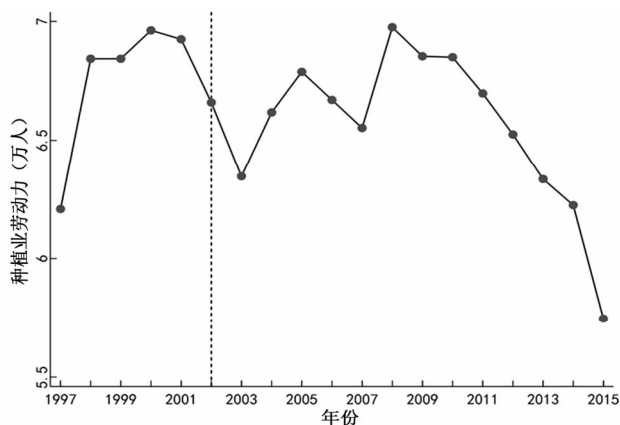


图7 1997—2015年三水区种植业劳动力数折线图

注:数据来源《广东省农村统计年鉴》;垂直竖线代表三水区撤市改区年份

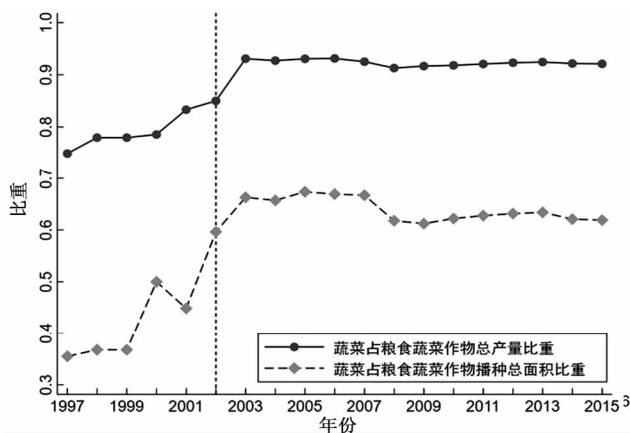


图8 1997—2015年三水区蔬菜占粮食蔬菜作物产量与播种面积比重统计

注:数据来源《广东省农村统计年鉴》;垂直竖线代表三水区撤市改区年份

式，城乡融合对种植业并非只存在理论上的“挤出效应”，城乡融合对当地种植业乃至农业而言也可能是一种机遇。在前文研究基础上，该文提出以下政策建议：在城乡融合的背景下，各级政府要做好顶层设计，统筹城乡规划，做好产业引导与财政配套；应整合土地、劳动力、资本要素，扶持具有产业化经营能力的大户、龙头企业等主体，建设农业现代产业园。农户应积极面向城市农产品需求，立足自身比较优势，调整种植结构，发展城市需求大、附加值高的农业产业。

参考文献

[1] 武小龙. 城乡对称互惠共生发展:一种新型城乡关系的解释框架. 农业经济问题, 2018 (4): 14-22.

[2] 陈雯. “城乡一体化”内涵的讨论. 现代经济探讨, 2003 (5): 16-18.

[3] 石忆邵. 城乡一体化理论与实践: 回眸与评析. 城市规划学刊, 2003 (1): 49-54.

[4] 齐红倩. 城市化与农业经济增长分析. 数量经济技术经济研究, 2002 (3): 17-19.

[5] 孔繁涛, 沈辰, 吴建寨. 上海市蔬菜价格调控模式的探索与思考. 价格理论与实践, 2016 (10): 90-93.

[6] 张琛, 孔祥智. 行政区划调整与粮食生产: 来自合成控制法的证据. 南京农业大学学报 (社会科学版), 2017 (3): 121-133.

[7] 叶翠青. 我国财政支农支出存在的问题及政策建议. 财政研究, 2008 (4): 28-30.

[8] 苏发金. 城乡统筹: 城镇化与农业经济增长关系的实证分析. 经济经纬, 2011 (4): 111-115.

[9] 谢杰. 工业化、城镇化在农业现代化进程中的门槛效应研究. 农业经济问题, 2012 (4): 84-90, 112.

[10] 蒋黎, 崔凯. 中国城市化、农业土地利用强度和空间格局的变化研究——基于东、中、西部县域面板数据. 农业技术经济, 2014 (1): 56-64.

[11] 方志权, 顾海英. 大中城市蔬菜产业链发展的现状、问题及对策. 农业经济问题, 2003 (6): 70-72.

[12] 夏春萍, 刘文清. 农业现代化与城镇化、工业化协调发展关系的实证研究——基于 VAR 模型的计量分析. 农业技术经济, 2012 (5): 79-85.

[13] 卢盛峰, 陈思霞. 政策偏袒的经济收益: 来自中国工业企业出口的证据. 金融研究, 2016 (7): 33-47.

[14] Abadie A, Gardeazabal J. The economic costs of conflict: A case study of the Basque Country. American Economic Review, 2003, 93 (1): 113-132.

[15] Abadie A, Diamond A, Hainmueller J. Synthetic control methods for comparative case studies: Estimating the effect of california's tobacco control program. Journal of the American Statistical Association, 2010, 105 (490): 493-505.

[16] 卢盛峰, 陈思霞, 张东杰. 政府推动型城市化促进了县域经济发展吗. 统计研究, 2017 (5): 59-68.

[17] Hayami, Yujiro. On the use of the cobb-douglas production function on the cross-country analysis of agricultural production. American Journal of Agricultural Economics, 1970, 52 (2): 327-329.

[18] 刘乃全, 吴友. 长三角扩容能促进区域经济共同增长吗. 中国工业经济, 2017 (6): 79-97.

[19] 王贤彬, 聂海峰. 行政区划调整与经济增长. 管理世界, 2010 (4): 42-53.

[20] 范成方, 史建民. 粮食生产比较效益不断下降吗——基于粮食与油料、蔬菜、苹果种植成本收益调查数据的比较分析. 农业技术经济, 2013 (2): 31-39.

IMPACT OF URBAN-RURAL INTEGRATION ON PLANTING INDUSTRY
DEVELOPMENT FROM THE PERSPECTIVE OF TURNING
COUNTY-LEVEL CITIES INTO DISTRICTS *
——A CASE STUDY OF SANSHUI DISTRICT, FOSHAN CITY
Ge Zhangming^{1,2}, Kong Fantao³, Zhang Jing^{1,2}, Liu Jifang^{1,2*}

(1. Agricultural Information Institute, Chinese Academy of Agricultural Sciences, Beijing 100081, China;
2. Key Laboratory of Agricultural Big Data, Ministry of Agriculture and Rural Affairs, Beijing 100081, China;
3. Institution of Special Animal and Plant Sciences, Chinese Academy of Agricultural Sciences, Changchun 130112, Jilin, China)

Abstract The impact of urban-rural integration on local planting industry development is difficult to measure due to endogeneity. Turning county-level cities (counties) into districts is an administrative division reform aimed at promoting urban-rural integration. It can be regarded as an exogenous impact of urban-rural integration on county-scale planting industry. This article took the turning county-level city into district in Sanshui district, Foshan city,

Guangdong province in 2002 as a natural policy experiment, estimated the impact of urban-rural integration on the output value of local planting industry, and analyzed the impact mechanism. And the synthetic control method was used to investigate the impact of urban-rural integration on the output value of the planting industry in Sanshui district, then permutation test and placebo test were applied to determine the effectiveness of the estimation results, and the Difference in Difference method was applied to test the robustness of the results obtained. Finally, the mechanism of the impact of urban-rural integration on the development of planting industry was investigated. The results showed the urban-rural integration had only a short-term negative impact on the output value of the planting industry in Sanshui district, while in the long term, the output value did not lag behind the synthetic control group. With regard to the impact mechanism, the short-term "offset" of agriculture-related expenditures was the primary cause of the short-term negative impacts, while the absence of long-term significant impacts was due to the improvement in production efficiency and the adjustment of planting structure. Through the case study of Sanshui district, this article analyzes the harmonious symbiosis mode of urban-rural integration and planting industry development, and provided the experience of planting industry development for county-level cities (counties) in the process of urban-rural integration.

Keywords turning counties into district; urban-rural integration; planting industry development; synthetic control method; Sanshui district

· 书评 ·

休闲农业节庆活动组织：兼论舞蹈活动设计 ——评《休闲农业节庆设计与组织》



休闲农业是一种深度开发农业资源并结合农业活动及农村文化的新型农业生产经营状态。城市化进程加快，城市人口激增，休闲农业成为都市人缓解压力享受乡村宁静的首选，因此休闲农业市场空间巨大。随着休闲农业发展日益成熟，围绕特定主

题开展，集旅游、文化、经济效益于一体的休闲农业节庆活动开始兴起，并成为休闲农业发展的主要窗口。全国高等职业教育“十三五”规划教材休闲农业系列中的《休闲农业节庆设计与组织》一书，从专业角度对休闲农业节庆活动进行了多层次的理论探索和实践总结。该书由中国农业出版社于2019年9月出版，耿红莉、杨永杰主编。

全书包括基础知识篇、实践技能篇、拓展创新篇、综合运用篇四大部分，共9个项目。项目一、项目二构成第一部分，综合概述了休闲农业及其节庆活动概念与二者关系，详细介绍了休闲农业节庆活动的内涵、类型及功能；项目三至项目六构成第二部分，主要对休闲农业节庆活动如何进行主题和方案设计及后期如何组织、宣传进行实践指导；项目七、项目八构成第三部分，对休闲农业节庆活动设计展开拓展，主要包括创意设计和品牌建设；最后一部分综合运用篇列举国外的经典案例和各类型的休闲农业节庆活动案例。全书内容丰富、针对性

(下转第217页)