**集体经营性建设用地入市改革效应评估**

**——市场主体增长的视角**

卢圣华 汪晖

**目录**

[附录I 本文使用数据的可靠性说明 1](#_Toc161909739)

[附录II 描述性统计 2](#_Toc161909740)

[附录III 安慰剂检验 3](#_Toc161909741)

[附录IV 稳健性检验 4](#_Toc161909742)

# 

# 附录I 本文使用数据的可靠性说明

为了确保数据的可靠性，我们将本文使用数据与官方数据进行了对照。[[1]](#footnote-0)结果如图Ⅰ1所示。其中，柱状图表示本文数据库中每年新增农村市场主体数量，折线图则表示官方统计的新增企业数。由于前者限定了农村市场主体，后者则限定了组织类型为企业，因此两者在指标含义上并不能完全等同。但仅从数据趋势看，本文数据与官方统计数据存在着明显的一致性，表明本文数据整体可信。

|  |
| --- |
|  |
| 图I1 本文使用数据与官方数据对比 |

# 附录II 描述性统计

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 表II1主要变量描述统计 | | | | | | |
| 变量名 | 变量含义 | 因变量 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
| Entity | 农村新增市场主体数量（家） | 22,184 | 198.24 | 385.51 | 0 | 10432 |
| Entity\_qy | 农村新增企业数量（家） | 22,184 | 136.13 | 283.18 | 0 | 10415 |
| Entity\_gtgsh | 农村新增个体工商户数量（家） | 22,184 | 52.07 | 195.55 | 0 | 5797 |
| Entity\_hzs | 农村新增农民合作社数量（家） | 22,184 | 10.04 | 26.77 | 0 | 749 |
| Reform | 是否参与改革试点，1=是 | 22,184 | 0.01 | 0.11 | 0 | 1 |
| Log(GDP) | GDP对数值 | 16,856 | 14.00 | 1.10 | 9.67 | 18.34 |
| Manufacturing | 第二产业比重 | 16,546 | 0.42 | 0.16 | 0.01 | 0.91 |
| Log(Population) | 人口对数值 | 17,747 | 3.63 | 0.83 | -0.17 | 5.73 |
| Log(Saving) | 居民存款金额对数值 | 15,473 | 13.57 | 1.16 | 1.79 | 17.19 |
| Log(Revenue) | 地方财政一般预算内收入对数值 | 17,232 | 11.15 | 1.20 | 6.12 | 15.72 |

# 附录III 安慰剂检验

我们将2015年和2016年各15和18个试点名额在所有县级行政单位中进行随机分配，再利用模型（1）进行相应的实证检验，看是否产生与基准回归类似的结果。参照Li等(2016)的做法，本文进行了500次模拟，并重点考察了“伪造的”集体经营性建设用地入市改革的回归系数。如图III 1所示，在500次的随机化测试中，核心解释变量的回归系数呈现出以零为均值的正态分布，说明该测试符合随机化要求。同时，随机测试得到的核心回归系数远小于基准回归的系数（0.383），且不显著异于0，表明基准回归得到的结果确是集体经营性建设用地入市改革推行的结果，而非由其他未加控制的县域特征所引起的。

|  |
| --- |
|  |
| 图III1 500次安慰剂检验回归系数分布图 |

# 附录IV 稳健性检验

我们对基准回归的结果进行了一系列稳健性检验。首先，我们采用不同的因变量衡量农村新增市场主体数量。结果汇报于表IV1。在前两列，我们采用农村新增市场主体的绝对数量为因变量；在后两列，我们参考毕青苗等(2018)的方法构建了市场主体进入率变量，即以当年农村新增市场主体数量与当年年初农村市场主体存量的比值作为因变量。不难发现，无论采用绝对新增数量还是用进入率对农村市场主体的新增情况进行衡量，得出的结论均与基准回归结果一致，即集体经营性建设用地入市改革显著促进了农村市场主体的增长。

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 表IV1 稳健性检验：更换因变量 | | | | |
| 因变量 | 农村新增市场主体数量 | | 市场主体进入率 | |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) |
| Reform\*Post | 728.091\*\*\* | 769.620\*\*\* | 0.139\*\*\* | 0.145\*\*\* |
|  | (237.963) | (284.462) | (0.023) | (0.026) |
| 控制变量 | N | Y | N | Y |
| 年份固定效应 | Y | Y | Y | Y |
| 县固定效应 | Y | Y | Y | Y |
| 省×年固定效应 | Y | Y | Y | Y |
| 样本量 | 22,184 | 15,136 | 22,159 | 15,117 |
| R-squared | 0.798 | 0.819 | 0.417 | 0.433 |
| 注：（1）括号中为聚类于县层面的稳健标准误；（2）\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%和10%水平下显著。 | | | | |

第二，我们剔除了特殊样本可能造成的估计偏误。考察的特殊样本主要包括以下几类：（1）隶属于直辖市、计划单列市和省会城市的县级行政单位。已有研究表明，城市等级会显著影响城市的资源获取能力(江艇等, 2018)。上述三类城市在我国政治经济中扮演着重要角色，资源的分配可能会向这类城市倾斜，从而使得隶属于这类市的县有更多的新增农村市场主体。剔除后的样本回归结果汇报于表IV2的第1-3列。（2）在改革发生期间（即2015-2016年间）发生了县长或县委书记更替的县。已有研究表明，官员更替会带来政策和发展策略的变更(罗党论等, 2016)。因此，官员更替造成的冲击可能会被归入集体经营性建设用地入市改革的影响，需要予以剔除。剔除后的回归结果呈现于第4、5列。（3）在2015-2016年间，共有57个县经历了撤县设区改革。大量研究指出，撤县设区会对地区的经济增长、财政收支以及产业发展产生影响(范子英和赵仁杰, 2020; 邵朝对等, 2018)。为了排除将撤县设区的影响错误归入集体经营性建设用地入市改革的影响中，我们将57个县的样本加以剔除，结果呈现于第6列。（4）在“三块地”改革之前，浙江湖州、福建古田等地区已经对集体经营性建设用地流转进行探索。我们对这些有过前期探索的地区予以剔除，结果呈现于第7列。可以发现，在剔除了上述四类特殊样本后，集体经营性建设用地入市改革对农村新增市场主体数量的影响依旧显著为正，证明了结果的稳健性。

|  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 表IV2 稳健性检验：剔除特殊样本 | | | | | | | |
| 因变量 | Log(农村新增市场主体数量) | | | | | | |
| 特殊样本 | 直辖市 | 计划单列市 | 省会 | 书记更替 | 县长更替 | 撤县设区 | 前期探索 |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) |
| Reform\*Post | 0.417\*\*\* | 0.381\*\*\* | 0.447\*\*\* | 0.367\*\*\* | 0.412\*\*\* | 0.384\*\*\* | 0.379\*\*\* |
|  | (0.081) | (0.084) | (0.093) | (0.089) | (0.093) | (0.084) | (0.091) |
| 控制变量 | Y | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| 年份固定效应 | Y | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| 县固定效应 | Y | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| 省×年固定效应 | Y | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| 样本量 | 14,864 | 15,029 | 13,891 | 10,772 | 13,243 | 15,104 | 15,080 |
| R-squared | 0.937 | 0.936 | 0.937 | 0.930 | 0.938 | 0.937 | 0.936 |
| 注：（1）括号中为聚类于县层面的稳健标准误；（2）\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%和10%水平下显著。 | | | | | | | |

本文所进行的第三项稳健性检验旨在剔除“三块地”改革中征地制度改革和宅基地制度改革的影响。如前所述，“三块地”改革的试点通知由原国土资源部同时发布，共选取了33个试点县进行。但集体经营性建设用地入市改革、宅基地改革以及征地制度改革所选取的试点地区和试点开始时间各不相同。具体而言，在2015年试点工作启动时，一个试点地区只开展一项试点，其中集体经营性建设用地入市和宅基地制度改革试点各15个，土地征收制度改革试点3个。2016年则将土地征收制度改革和集体经营性建设用地入市扩大到全部33个试点县（市、区）。三项改革无论是在地区维度还是在时间维度上均不重叠，这为我们剔除其他两项改革的影响提供了绝佳条件。参照模型（1）对集体经营性建设用地入市改革的识别策略，我们进一步加入了宅基地制度改革和征地制度改革的双重差分项，结果汇报于表IV3。在第1列和第2列中，我们分别单独加入了宅基地改革项和征地制度改革项。在第3列，我们同时加入了两项改革的影响。结果表明，两项改革对农村新增市场主体数量均无显著影响，同时集体经营性建设用地入市改革的影响依旧在1%的统计水平下显著为正。第4-6列在前三列结果的基础上进一步加入了县层面的控制变量，结果保持一致。表IV3的结果表明，正是集体经营性建设用地入市改革，而非“三块地”改革中的其他两项，促进了农村市场主体的增长。

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 表IV3 稳健性检验：排除宅基地改革和征地改革的影响 | | | | | | |
| 因变量 | Log(农村新增市场主体数量) | | | | | |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| Reform\*Post | 0.378\*\*\* | 0.414\*\*\* | 0.413\*\*\* | 0.339\*\*\* | 0.395\*\*\* | 0.393\*\*\* |
|  | (0.067) | (0.070) | (0.070) | (0.068) | (0.066) | (0.066) |
| Reform\_zjd\*Post | 0.089 |  | 0.174 | 0.065 |  | 0.202 |
|  | (0.090) |  | (0.128) | (0.106) |  | (0.149) |
| Reform\_zd\*Post |  | 0.032 | -0.120 |  | -0.015 | -0.193 |
|  |  | (0.077) | (0.107) |  | (0.088) | (0.123) |
| 控制变量 | N | N | N | Y | Y | Y |
| 年份固定效应 | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| 县固定效应 | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| 省×年固定效应 | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| 样本量 | 22,184 | 22,184 | 22,184 | 15,136 | 15,136 | 15,136 |
| R-squared | 0.923 | 0.923 | 0.923 | 0.937 | 0.937 | 0.937 |
| 注：（1）括号中为聚类于县层面的稳健标准误；（2）\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%和10%水平下显著。 | | | | | | |

最后，由于2015年的试点启动和2016年的试点扩大均是在年内进行（分别为当年3月和9月），因此用年度数据会将试点启动前的时间也归入改革阶段，从而造成系数低估的可能性。从实证角度而言，低估的结果虽可接受，但我们试图进一步将市场主体层面的注册数据汇总成月度和季度面板数据以获得在不同时间维度上的估计结果。[[2]](#footnote-1)与模型（1）类似，我们在月度数据中将2015年3月和2016年9月后视作改革阶段，在季度数据中则将2015年第二季度和2016年第四季度后视作改革阶段，对post取值为1。同时，我们采取了更严格的时间固定效应，对季度和月度数据分别控制了年-季度和年-月固定效应。结果汇报于表IV4。不难发现，利用月度和季度面板数据得出的结论与基准回归结果一致，即集体经营性建设用地入市对农村市场主体的增长具有显著的促进作用。

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 表IV4 稳健性检验：使用月度和季度面板数据 | | | | |
| 因变量 | Log(农村新增市场主体数量) | | | |
| 数据维度 | 季度数据 | | 月度数据 | |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) |
| Reform\*Post | 0.358\*\*\* | 0.351\*\*\* | 0.389\*\*\* | 0.388\*\*\* |
|  | (0.071) | (0.069) | (0.067) | (0.066) |
| 控制变量 | N | Y | N | Y |
| 年-季度固定效应 | Y | Y |  |  |
| 年-月固定效应 |  |  | Y | Y |
| 县固定效应 | Y | Y | Y | Y |
| 省×年固定效应 | Y | Y | Y | Y |
| 样本量 | 73,348 | 60,648 | 220,044 | 181,944 |
| R-squared | 0.862 | 0.866 | 0.791 | 0.791 |
| 注：（1）括号中为聚类于县层面的稳健标准误；（2）\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%和10%水平下显著。 | | | | |

参考文献

[1] 范子英、赵仁杰，“财政职权、征税努力与企业税负”，《经济研究》，2020年第04期，第101-117页。

[2] 江艇、孙鲲鹏、聂辉华，“城市级别、全要素生产率和资源错配”，《管理世界》，2018年第03期，第38-50+77+183页。

[3] 罗党论、廖俊平、王珏，“地方官员变更与企业风险——基于中国上市公司的经验证据”，《经济研究》，2016年第05期，第130-142页。

[4] 邵朝对、苏丹妮、包群，“中国式分权下撤县设区的增长绩效评估”，《世界经济》，2018年第10期，第101-125页。

[5] Li, P., Y. Lu, and J. Wang, "Does Flattening Government Improve Economic Performance？ Evidence from China", *Journal of Development Economics*, 2016, 123, 18-37.

**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。**

1. 来自工商总局《党的十八大以来全国企业发展分析》。详见http://www.gov.cn/zhuanti/2017-10/27/content\_5234848.htm。 [↑](#footnote-ref-0)
2. 我们选择以年度面板数据而非季度和月度面板数据作为基准回归的原因在于，由于本文的因变量是当期市场主体新增的累计值，用月度数据和季度数据由于累计时间过短，会出现大量的0值。这种普遍且带有随机性的0值可能会导致估计结果的偏误。 [↑](#footnote-ref-1)