

城镇化对本地农户收入的影响*

——基于要素再配置的视角

吕 炜¹ 凡盼来²

摘要：促进本地农户收入持续快速增长，有助于乡村振兴战略实施。本文基于2010—2020年县级层面数据与2010年、2012年、2014年、2016年、2018年和2020年的中国家庭追踪调查（CFPS）数据，从增长效应和分配效应的双重视角探究城镇化对本地农户收入水平的影响。研究表明：城镇化显著提高了本地农户的收入水平，该结论在经过一系列稳健性检验和内生性处理之后仍然成立。机制分析显示：城镇化放松了要素流动约束，加速了经济要素流动，促使本地农户重新配置劳动力要素和土地要素，进而提高本地农户收入水平。此外，从收入分配的视角看，人力资本水平较高的本地农户和初始资源禀赋较高地区的本地农户从城镇化中获益更多；在研究时期，城镇化在一定程度上扩大了本地农户内部的收入差距，本地农户内部的收入不平等现象凸显。本文研究为新型城镇化下推动城乡融合发展提供借鉴。

关键词：城镇化 资源配置 本地农户收入 收入差距

中图分类号：F061.5；F328 **文献标识码：**A

一、引言

2020年，中国实现了全面建成小康社会、消除绝对贫困的宏伟目标。然而，地区之间发展不平衡的问题依然存在，全面建设社会主义现代化国家，最艰难最繁重的任务仍在农村。习近平总书记指出，“要坚持把增加农民收入作为‘三农’工作的中心任务，千方百计拓宽农民增收致富渠道”^①。其中，如何持续提高本地农户^②收入水平是一个重要话题，持续提高本地农户收入水平不仅是缓解相对贫困、

*本文是国家自然科学基金重点项目“央地财政关系与财政制度优化研究”（编号：72133001）和“国家治理视角下公共服务供给的财政制度研究”（编号：71833002）的阶段性研究成果。感谢匿名审稿人的宝贵意见，但文责自负。本文通讯作者：凡盼来。

^①习近平，2023：《加快建设农业强国 推进农业农村现代化》，《求是》第6期，第4-17页。

^②本文中的本地农户是指家庭劳动力在所在县域内就业，没有到本县域以外地区务工的农户。

巩固脱贫攻坚成果的重要举措，也有利于推动农户就近就业，实现“离土不离乡”，对促进乡村振兴和提高农户幸福感均具有重要意义。“要统筹新型城镇化和乡村全面振兴，把县域作为城乡融合的重要切入点”^①。如何实现城镇化真正惠及本地农户，使城乡居民共享城镇化红利，还需要进一步思考与研究。

本文主要从两个方面来梳理相关文献：一是城镇化的相关研究。现有关于城镇化的研究较为丰富，主要从城镇化水平测度、城镇化作用评估等方面展开。首先，对于城镇化水平的测度，已有文献证实了使用夜间灯光数据来构建城镇化水平指标的合理性（秦蒙等，2016；Ch et al., 2021）。相对于人口城镇化指标，使用夜间灯光数据来构建城镇化水平指标存在明显的优势，可以有效地克服户籍制度导致的官方人口城镇化水平统计偏差的问题（陶然和徐志刚，2005；邵帅等，2019）。此外，使用夜间灯光数据构建的城镇化水平指标可以多维度反映城镇化水平，而人口城镇化指标仅从人口角度反映城镇化水平（朱纪广等，2020；黄亮雄等，2021）。其次，关于城镇化作用的评估，现有研究指出，城镇化不仅显著促进了区域经济增长（Jedwab et al., 2017；Glaeser and Henderson, 2017；黄亮雄等，2021），还对农业产量提高（钱陈和史晋川，2007）和农户家庭教育优化（陈沁和袁志刚，2013）产生了积极影响。从城乡收入分配的角度来看，城镇化会缩小城乡收入差距，促进城乡收入分配状况的改善（孙永强和巫和懋，2012；万广华，2013）。二是农户收入影响因素的研究。现有文献更多以流动农户^②为样本，从劳动力空间配置的角度研究家庭劳动力外出务工对农户收入的影响。外出务工可以推动农户劳动力在不同城市间的空间再配置，不仅有助于提高流动农户的收入水平（王春超，2011；宁光杰，2014），还可以显著缩小农户相对收入差距，对缓解农村收入不平等具有一定的积极作用（王湘红等，2012）。农户相对收入差距缩小还会进一步对农户创业产生积极影响（尹志超等，2020）。此外，具有外出务工经历的劳动力在返乡后不仅在就业选择、职业转换等方面存在优势（石智雷和杨云彦，2011），还逐渐成为提升农村公共事务治理效果的重要力量（李雪峰等，2023）。

鉴于此，本文基于2010—2020年县级层面数据与2010年、2012年、2014年、2016年、2018年和2020年的中国家庭追踪调查（china family panel studies，简称CFPS）数据，从宏观和微观两个层面论证城镇化对本地农户收入水平的影响及其作用机制，并进一步考察城镇化对本地农户内部收入分配状况的影响。与以往研究相比，本文的边际贡献主要体现在以下几个方面：第一，从研究对象来看，现有文献更多以流动农户为研究对象，探究劳动力的空间再配置对农户收入的影响（石智雷和杨云彦，2011；王湘红等，2012；宁光杰，2014），而对本地农户关注较少，本文以本地农户为研究对象，探究城镇化对本地农户收入的影响及其传导机制，丰富现有研究。第二，从城镇化的作用来看，现有研究大多分析城镇化如何影响地区经济增长（黄亮雄等，2021）和不同城镇化推进模式对环境治理的异质性影响（邵帅等，2019），还有部分文献以农村和农户为研究对象，考察城镇化对农业发展（钱陈和史晋川，2007）、农户家庭教育选择（陈沁和袁志刚，2013）和城乡收入不平等的影响（陆铭和陈

^①参见中央农村工作领导小组办公室，2024：《有力有效推进乡村全面振兴》，《求是》第2期，第41-47页。

^②本文的流动农户是指家庭劳动力跨地区（县域）外出务工的农户。

钊, 2004; 孙永强和巫和懋, 2012; 万广华, 2013)。而本文从本地农户要素再配置角度出发, 从宏观和微观两个层面揭示城镇化影响本地农户收入水平的作用机制, 并探讨城镇化对本地农户不同类型收入和本地农户内部收入分配状况的影响。第三, 从城镇化水平指标构建的层级来看, 现有研究更多在地级市层级构建城镇化水平指标(万广华, 2013; 邵帅等, 2019; 黄亮雄等, 2021), 本文使用夜间灯光数据构建县级层面的城镇化水平指标, 细化现有研究。

二、理论分析与研究假说

本文研究的是县级层面的城镇化。所谓县级层面的城镇化, 是指以县城作为重要载体的新型城镇化(以下简称“县域城镇化”), 其本质是实现农业人口的就近转移, 促进非农就业。这一过程伴随着人口要素和经济要素不断从农村地区向城镇地区集聚(Krugman and Elizondo, 1996)。新经济地理学认为, 人口要素和经济要素的集聚具有很强的规模效应和外部性(Krugman, 1991; 陈海山, 2020), 这为实现经济发展惠及农户、城乡居民共享城镇化红利提供了可能。分析县域城镇化作用的优势在于: 一方面, 县城作为中国城镇体系的重要组成部分, 是城乡融合发展的关键支撑, 也是城镇化建设的重要载体(李永友, 2021; 王邹和孙久文, 2023); 另一方面, 县域包含广大农村地区(温涛等, 2016), 是城乡融合发展的基本单位, 并且农民进入县城、向县城集聚的现象十分普遍(林嵩等, 2023)。

农户从自身利益出发, 具有通过合理有效地配置自我资源禀赋来实现个人收益最大化的能力(Schultz, 1966; Popkin, 1980), 其中, 农户最重要的资源禀赋是劳动力资源和土地资源。按照家庭劳动力是否跨地区(县域)外出务工来划分, 农户可以分为流动农户和本地农户两类。家庭劳动力跨地区外出务工可以有效提高流动农户收入, 此时农户整体收入水平的提高主要是由流动农户收入增加引起的, 这是劳动力资源跨地区空间再配置的结果。因此, 本地农户主要通过劳动力资源和土地资源在地区内部的再配置来提高自身收入水平。本文以本地农户为研究对象, 探究城镇化对本地农户收入的影响及其传导机制, 从农户层面厘清城镇化对本地农户资源配置决策的影响。

在中国, 土地受到政府的严格控制, 政府通过调整市场的土地供应来参与经济(陆铭等, 2015)。在地区经济发展过程中, 土地的供应和开发起到了至关重要的作用。城镇化往往伴随着工业用地规模的扩大, 政府以较低的价格出让工业用地, 以此吸引企业入驻当地, 进而加快企业集聚(陈海山和汪洋, 2022), 这对本地非农产业发展具有积极作用(黄祖辉等, 2022), 企业集聚和非农产业发展是本地农户非农就业的重要前提。与农业部门相比, 非农部门具有更高的劳动边际生产率(陈沁和袁志刚, 2013)。本地农户从农业部门转移到非农部门不仅有助于提高本地农户收入水平, 还有助于提高社会整体生产效率。城镇化为本地农户提供了更多非农就业机会, 促使部分本地农户劳动力从农业生产中解放出来, 投身到非农部门。劳动力资源从农业部门向非农部门转移不仅是本地农户劳动力资源在地区内部再配置的过程, 也是通过非农就业提高本地农户收入的重要途径。可见, 城镇化会通过加快企业集聚和促进本地非农产业发展来影响本地农户的劳动力资源配置决策, 进而影响本地农户的收入水平。

城镇化在提高本地农户非农就业的概率，促进劳动力资源从农业部门向非农部门转移的同时，也影响本地农户土地资源的再配置。在中国，农户形成以代际分工为基础的“半工半耕”的生计模式（夏柱智和贺雪峰，2017），即农户在获得非农就业机会的同时，仍保留部分土地。然而，城镇化使非农就业农户的工资水平上升和农户非农就业的概率提高，这促使部分本地农户流转出承包土地，进而在非农产业就业（陈飞和翟伟娟，2015）。受耕地资源的限制，中国的户均农业经营规模不大^①，承包地细碎化问题比较突出，不利于农业整体生产效率的提高。土地流转是本地农户土地资源再配置的重要手段，对本地农户收入存在重要影响（杨子等，2017；杜鑫和张贵友，2022）。一方面，本地农户通过转出土地获得土地租金，增加本地农户的财产性收入；另一方面，转入土地可以提高农户农业经营规模，优化土地和劳动力要素的投入比例（文洪星和韩青，2018），最终对从事农业生产经营的本地农户的收入水平产生积极影响。此外，土地资源的再配置促使农地从生产技术水平较低的农户流向生产技术水平较高的农户（陈训波等，2011），提高社会整体技术效率和农业生产效率（王震和辛贤，2022），进而加快农业发展方式转变，推动农业现代化进程。可见，城镇化可以通过影响本地农户土地资源的再配置，提高本地农户收入水平。

综上所述，城镇化放松了现存的要素流动约束，加快了企业集聚并促进非农产业发展，为本地农户调整和重新配置自身资源禀赋提供了前提条件。劳动力资源从农村转移到城镇，从农业部门转移到非农部门，不仅有利于劳动力要素在城镇和非农部门集聚，推动劳动生产率提高（Wagner, 1891），还加快了农村地区土地要素的再配置，缓解了耕地细碎化等问题，对非农就业和从事农业生产经营的本地农户的收入水平均具有积极影响。

基于以上分析，本文提出以下两个研究假说。

H1：城镇化可以促进本地农户收入水平的增长。

H2：城镇化促使本地农户劳动力资源和土地资源在区域内重新配置，进而提高本地农户收入水平。

三、数据来源、变量定义与模型构建

（一）数据来源与处理

本文使用2010年、2012年、2014年、2016年、2018年和2020年的CFPS数据和2010—2020年县级层面宏观数据，考察城镇化对本地农户收入水平的影响。其中，微观层面数据来自CFPS的个体问卷调查和家庭问卷调查，CFPS收集了个体、家庭和社区三个层面的数据，样本涵盖25个省（区、市），具有良好的全国代表性和全面性。本文使用2010年、2012年、2014年、2016年、2018年和2020年的CFPS数据。本文使用的夜间灯光数据来自Chen et al.（2021）校准的2000—2020年空间分辨率约500米的夜间灯光数据，其他县级层面的宏观数据主要来自2010—2020年（历年）的《中国县域统计年鉴》和天眼查网站^②。本文剔除了非农户口、样本数据存在缺失值、分家和跨地区（县域）

^①资料来源：《全国98%以上的农业经营主体仍是小农户》，https://www.gov.cn/xinwen/2019-03/01/content_5369755.htm。

^②资料来源：天眼查网站，<https://www.tianyancha.com/>。

外出务工的样本^①。为进一步排除异常值对估计结果的影响，本文对所有的连续性变量进行前后 1% 的缩尾处理。

(二) 变量定义

1. 被解释变量。本文的被解释变量为本地农户家庭收入水平，选取家庭人均总收入和家庭人均纯收入作为本地农户家庭收入水平的测度指标^②。本文分别对家庭人均总收入和家庭人均纯收入取对数。家庭人均总收入和家庭人均纯收入数据均来自 CFPS 的家庭问卷调查数据。

2. 核心解释变量。本文参考陈晋等（2003）的做法，使用夜间灯光数据从城镇化水平、城镇化发展深度和城镇化发展广度三个方面构建城镇化水平指标。首先，本文将城镇化发展深度 $urban_{1c}$ 定义为：

$$urban_{1c} = \sum_{j=1}^M \frac{DN_j \times n_j}{N \times M} \quad (1)$$

(1) 式中： DN_j 为区域 c 内第 j 等级的灰度值， n_j 为区域 c 内第 j 等级灰度值的灯光像元总数， N 为区域 c 内所有灯光像元总数， M 为最大灰度等级。城镇化发展深度反映了实际灯光强度与最大可能灯光强度的比例关系（邵帅，2019）。

其次，本文将城镇化发展广度 $urban_{2c}$ 定义为：

$$urban_{2c} = \frac{Area_N}{Area} \quad (2)$$

(2) 式中： $Area_N$ 表示区域 c 内所有灯光像元的总面积， $Area$ 为区域 c 的总面积。城镇化发展广度为区域 c 内所有有光的面积占区域 c 总面积的比重，反映了城镇化的扩张程度，体现了其空间的延展性。

最后，本文使用(3)式来计算灯光复合指数，以此作为城镇化水平的代理指标。城镇化水平 $urban_c$ 的计算公式为：

$$urban_c = \varphi \cdot urban_{1c} + (1 - \varphi) urban_{2c} \quad (3)$$

(3) 式中： φ 表示城镇化发展深度的权重，本文参考陈晋等（2003）的做法，令 $\varphi = 0.8$ 。

3. 控制变量。为进一步控制其他变量对模型估计产生的潜在影响，本文选取人口密度、第一产业增加值、第二产业增加值和第三产业增加值作为区县层面的控制变量，选取户主受教育年限、户主健康水平、户主性别、户主年龄和家庭规模作为个体和家庭层面的控制变量。

^①CFPS 的家庭问卷调查采集了每名家庭成员离家与否的信息，相应题项为“过去一年，您家是否有人外出工作”。问卷进一步对“外出”进行了定义：外出是指不在户口所在地或家庭常住地工作，在农村通常是指在县或县级市以外，在城市通常是指在本市以外。本文将本地农户定义为户主没有外出的农户。

^②CFPS 的家庭总收入包括工资性收入、经营性收入、财产性收入、转移性收入和其他收入，家庭总收入和家庭纯收入的差别在于：家庭纯收入扣除了经营性活动的成本。

本文参考刘修岩等（2019）的做法，从 Landscan 全球人口密度空间分布数据^①提取人口密度数据。这一数据的空间分辨率为 1 千米，本文使用 ArcGIS 软件将栅格形式的 Landscan 全球人口密度空间分布数据在区县层面汇总处理，最终提取出县域人口密度，以此衡量人口密度。

4.机制变量。在机制检验部分，本文主要从本地农户劳动力资源再配置和土地资源再配置两个角度研究城镇化影响本地农户收入水平的作用机制。首先，从本地农户劳动力资源再配置的角度看，企业集聚和非农产业发展是本地农户能够在非农产业就业、劳动力资源在农业部门和非农部门之间再配置的重要前提。本文选取县域新注册企业数作为企业集聚的代理变量，其数据来自天眼查网站。本文参考林嵩等（2023）的做法，选取年末第二产业就业人数和年末第三产业就业人数作为非农产业发展的代理变量。

其次，从土地资源再配置的角度看，本文选取土地流转情况变量来衡量本地农户的土地资源再配置情况。本文根据 CFPS 个人调查问卷题项“去年您家是否流转土地”来定义土地流转情况。土地资源再配置推动农业经营规模化和农业机械化，这是从事农业的本地农户收入水平提高的重要途径。本文通过研究农户初始土地资源禀赋在城镇化影响农户土地流转决策中的调节作用，来考察土地资源再配置对农业规模化经营的影响。参考周力和沈坤荣（2022）的做法，本文选取区县层面的农用机械总动力和机收面积作为农业机械化发展水平的代理变量。

主要变量的定义与描述性统计如表 1 所示。

表 1 主要变量的定义与描述性统计

变量分类	变量名称	变量定义	均值	标准差
被解释变量	家庭人均总收入	家庭总收入除以家庭人口数（元）	10838.140	9703.293
	家庭人均纯收入	家庭纯收入除以家庭人口数（元）	8674.416	7920.746
解释变量	城镇化水平	运用夜间灯光数据计算的灯光复合指数	0.134	0.109
	城镇化发展深度	运用夜间灯光数据计算的城镇化发展深度	0.028	0.075
	城镇化发展广度	运用夜间灯光数据计算的城镇化发展广度	0.556	0.342
控制变量	人口密度	基于 Landscan 全球人口密度空间分布数据计算的县域人口密度（人/平方千米）	554.697	2035.439
	第一产业增加值	县域第一产业增加值（万元）	187971.800	154163.800
	第二产业增加值	县域第二产业增加值（万元）	799364.100	1631552.000
	第三产业增加值	县域第三产业增加值（万元）	513245.300	1080535.000
	户主受教育年限	户主受教育年限（年）	6.709	4.178
	户主健康水平	户主自评健康状况：不健康=5，一般=4，比较健康=3，很健康=2，非常健康=1	3.082	1.325
	户主性别	户主性别：男性=1，女性=0	0.742	0.437
	户主年龄	调查当年户主的年龄（岁）	61.146	18.595
	家庭规模	家庭人口数量（人）	4.287	1.932

^①资料来源：美国橡树岭国家实验室网站，<https://landscan.ornl.gov>。

表 1 (续)

机制变量	新注册企业数	县域新注册企业数量 (个)	5142.996	7737.189
	年末第二产业 就业人数	县域年末第二产业就业人员数 (人)	74999.530	94748.740
	年末第三产业 就业人数	县域年末第三产业就业人员数 (人)	79382.050	78513.450
	土地流转情况	去年您家是否流转过土地: 是=1, 否=0	0.219	0.414
	农用机械总动力	县域农用机械总动力 (万千瓦)	42.270	40.269
	机收面积	县域机械收割的农作物的面积 (公顷)	37982.750	47881.590

注: 家庭人均总收入、家庭人均纯收入、人口密度、第一产业增加值、第二产业增加值、第三产业增加值、新注册企业数、年末第二产业就业人数、年末第三产业就业人数、农用机械总动力和机收面积在后续回归中取对数。

(三) 模型构建

为评估城镇化对本地农户收入水平的影响, 本文设定如下基准回归模型:

$$Y_{ict} = \alpha_0 + \alpha_1 urban_{ct-1} + \alpha_2 X_{ict} + \alpha_3 X_c \times T + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{ict} \quad (4)$$

(4) 式中: Y_{ict} 表示位于县域 c 的本地农户 i 在 t 年的家庭收入水平; $urban_{ct-1}$ 表示县域 c 在 $t-1$ 年的城镇化水平, 本文将核心解释变量的滞后一期纳入模型, 以缓解反向因果造成的潜在内生性问题; X_{ict} 为一系列的个体和家庭层面的控制变量; 为进一步消除城镇化对区县层面特征变量的影响, 并控制区县层面特征对本地农户家庭收入水平的影响, 本文将样本初期 (2010 年) 区县层面特征变量 X_c 乘以时间趋势项 T , 以此作为区县层面的控制变量, 即假设区县层面特征变量对被解释变量的影响遵循特定的时间趋势; μ_i 为个体固定效应; ν_t 为年份固定效应; ε_{ict} 代表随机误差项。为增强研究结论的可靠性, 本文使用个体层面的聚类稳健标准误。本文重点关注 $urban_{ct-1}$ 的系数 α_1 , 以此来反映城镇化对本地农户收入水平的影响。

四、基准回归与稳健性检验

(一) 基准回归结果

1. 城镇化对本地农户收入水平的影响。本文根据 (4) 式检验城镇化对本地农户收入水平的影响, 基准回归结果如表 2 所示。其中, 回归 1、回归 3 没有加入个体和区县层面的控制变量, 回归 2、回归 4 加入了所有控制变量。基准回归结果表明, 城镇化水平在 1% 的统计水平上显著, 系数为正, 说明城镇化水平提高了本地农户家庭人均总收入和家庭人均纯收入。从经济显著性来看, 以表 2 回归 2 结果为例, 城镇化水平增加 1 个标准差, 会促使本地农户家庭人均总收入提高 0.581%^①。然而, 使用

^①参考林嵩等 (2023) 的做法, 城镇化水平的标准差为 0.109, 城镇化水平对家庭人均总收入的回归系数为 0.473, 家庭人均总收入取对数后的均值为 8.869。因此, 城镇化水平增加一个标准差会促使本地农户家庭人均总收入提高 0.581% (0.109×0.473/8.869)。

不含权重的样本数据进行回归有可能存在样本代表性不足的问题。为进一步增强样本的代表性，本文以样本在研究期间出现的次数为权重，进行加权回归，具体结果如表 2 回归 5 和回归 6 所示。结果显示，考虑样本权重后的估计结果与前四个回归结果基本一致。假说 H1 得到有效验证。

表 2 城镇化对本地农户收入水平影响的基准回归结果

变量	回归1	回归2	回归3	回归4	回归5	回归 6
	家庭人均 总收入	家庭人均 总收入	家庭人均 纯收入	家庭人均 纯收入	家庭人均 总收入	家庭人均 纯收入
城镇化水平	0.646*** (0.062)	0.473*** (0.134)	0.678*** (0.064)	0.422*** (0.148)	0.476*** (0.140)	0.470*** (0.153)
人口密度		0.001 (0.001)		0.002 (0.003)	0.001 (0.002)	0.002 (0.004)
第一产业增加值		-0.002 (0.001)		-0.006*** (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.007*** (0.002)
第二产业增加值		-0.002 (0.001)		-0.003* (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.002 (0.002)
第三产业增加值		0.003 (0.002)		0.011*** (0.002)	0.002 (0.002)	0.011** (0.002)
户主教育年限		0.002 (0.003)		0.004 (0.004)	0.001 (0.004)	0.003 (0.004)
户主健康水平		0.003 (0.005)		0.012** (0.005)	0.005 (0.005)	0.013** (0.006)
户主性别		0.026 (0.026)		0.028 (0.028)	0.022 (0.027)	0.030 (0.028)
户主年龄		-0.002** (0.001)		-0.001 (0.001)	-0.002** (0.001)	-0.000 (0.001)
家庭规模		-0.027*** (0.005)		-0.018*** (0.005)	-0.030*** (0.005)	-0.024*** (0.006)
常数项	8.772*** (0.008)	8.995*** (0.087)	8.494*** (0.009)	8.317*** (0.098)	9.018*** (0.092)	8.335*** (0.103)
个体固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	44148	38422	44302	38242	38422	38242
R ²	0.671	0.661	0.623	0.615	0.657	0.610

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号内为聚类到个体层面的稳健标准误。

2.区分本地农户收入的类型。基准回归结果已经证明，城镇化有助于提高本地农户的收入水平，本文进一步研究城镇化对本地农户不同类型收入的影响。本文以农户工资性收入、经营性收入和转移性收入的对数作为被解释变量。表 3 展示了城镇化对本地农户工资性收入、经营性收入和转移性收入

影响的估计结果。估计结果显示：城镇化水平显著提高了本地农户工资性收入和经营性收入，但对本地农户的转移性收入存在负面影响。

表 3 城镇化对本地农户不同类型收入影响的估计结果

变量	回归1	回归2	回归3
	工资性收入	经营性收入	转移性收入
城镇化水平	2.191*** (0.805)	2.029*** (0.783)	-1.994*** (0.690)
常数项	3.889*** (0.496)	2.228*** (0.440)	2.506*** (0.380)
个体和家庭层面控制变量	已控制	已控制	已控制
区县层面控制变量	已控制	已控制	已控制
个体固定效应	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制
观测值	38959	38384	38403
R ²	0.612	0.636	0.635

注：①***表示 1% 的显著性水平；②括号内为聚类到个体层面的稳健标准误；③控制变量同表 2 回归 2。

(二) 稳健性检验

为进一步验证基准回归结果的稳健性，本文进行以下四项稳健性检验：一是替换核心解释变量和被解释变量；二是运用工具变量法进行回归；三是排除新型城镇化试点政策的影响；四是进行安慰剂检验。

1. 替换核心解释变量和被解释变量。使用夜间灯光数据来衡量城镇化水平仍可能不够全面，因此本文重新测算城镇化水平。参考秦蒙等（2019）的做法，本文借助夜间灯光数据和 Landsat 全球人口密度空间分布数据，将灰度等级大于 10 且人口密度大于每平方千米 1000 人的区域作为城镇化区域，并以城镇化区域占区域总面积的比重来衡量城镇化水平（以下简称“新城镇化水平”）。新城镇化水平反映了城镇化的扩张程度，体现了其空间的延展性。替换核心解释变量的估计结果如表 4 回归 1 至回归 4 所示。估计结果显示：在替换核心解释变量后，新城镇化水平至少在 5% 的统计水平上显著，且系数均为正，验证了基准回归结果的稳健性。

为进一步验证基准回归结果的稳健性，本文以区县层面的农村居民人均可支配收入作为被解释变量，重新进行回归，具体估计结果如表 4 回归 5 和回归 6 所示。估计结果显示：在替换被解释变量后，城镇化水平显著促进了农村居民人均可支配收入的增加，证实了本文研究结论是稳健的。

表 4 城镇化对本地农户收入水平影响的稳健性检验估计结果：替换核心解释变量和被解释变量

	替换核心解释变量				替换被解释变量	
	回归1	回归2	回归3	回归4	回归5	回归6
	家庭人均 总收入	家庭人均 总收入	家庭人均 纯收入	家庭人均 纯收入	农村居民人均 可支配收入	农村居民人均 可支配收入
新城镇化水平	0.403*** (0.033)	0.337** (0.148)	0.388*** (0.035)	0.403** (0.166)		

表 4 (续)

城镇化水平					1.210*** (0.093)	0.943*** (0.094)
常数项	8.838*** (0.002)	9.028*** (0.087)	8.565*** (0.002)	8.351*** (0.098)	9.079*** (0.011)	9.733*** (0.037)
个体和家庭层面 控制变量	未控制	已控制	未控制	已控制	未控制	已控制
区县层面控制变量	未控制	已控制	未控制	已控制	未控制	已控制
个体固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	44148	38422	44302	38242	20381	18841

注：①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平；②回归 1 至回归 4 中括号内为聚类到个体层面的稳健标准误，回归 5 和回归 6 中括号内为聚类到区县层面的稳健标准误；③控制变量同表 2 回归 2。

2.工具变量法估计。城镇化在促进本地农户收入水平提高的同时，本地农户收入水平反过来也会影响城镇化水平，反向因果可能导致内生性问题。在基准回归中选取滞后一期的城镇化水平可以部分缓解反向因果造成的内生性问题，但为进一步精准识别城镇化与本地农户收入水平的因果关系，本部分采用工具变量法来缓解反向因果、遗漏变量等导致的内生性偏误，以提高研究结论的稳健性。城镇的产生、聚集和发展与该地区的地理条件密不可分 (Bosker and Buringh, 2017)，因此本文参考刘修岩等 (2019) 的做法，选取县域地形起伏度^①作为核心解释变量的工具变量。

工具变量选择是否合理取决于工具变量是否满足四个要求。其一，随机性。地形起伏度不受个体、家庭特征和县域经济社会发展的影响，是客观存在的变量，因而满足随机性要求。其二，相关性。地形起伏度较大会增加地区土地的开发难度，对要素集聚和城镇化产生不利影响 (Burchfield et al., 2006)，因而地形起伏度满足相关性要求。其三，外生性。地形起伏度对本地农户的收入水平不产生直接影响，而是通过城镇化水平间接影响本地农户收入水平，因而符合外生性要求。其四，单调性。县域地形起伏度越大，城镇化水平越低，因而满足单调性要求，这在后续的两阶段最小二乘法的一阶段回归中将得到印证。

县域地形起伏度数据为截面数据，不随时间变化，因此，本文参考刘修岩等 (2017) 的做法，引入汇率^②这一随时间变化的变量来共同构造工具变量。本文选取汇率这一变量的原因在于：中国经济是外向型经济，汇率贬值有利于中国的出口增加，提高对外开放程度，而对外开放程度是影响经济聚集的重要因素，会显著影响城镇化水平。本文选取县域地形起伏度与汇率倒数的乘积作为城镇化水平的工具变量（以下简称“地形起伏度工具变量”）。

使用两阶段最小二乘法估计所得到的结果如表 5 所示。估计结果显示：在第一阶段的回归中，工

^①资料来源：《中国地形起伏度公里网格数据集》，<https://www.geodoi.ac.cn/WebCn/doi.aspx?Id=887>。

^②汇率是指全国层面 2010—2020 年人民币对美元的汇率。资料来源：中国人民银行网站，<http://camlmac.pbc.gov.cn/rmyh/108976/109428/index.html>。

具变量在 1% 的统计水平上显著，系数为负，且 F 值大于 10，表明本文构建的地形起伏度工具变量不是弱工具变量，证实了工具变量的有效性。比较两阶段最小二乘法第二阶段的估计系数与基准回归的估计系数可知，以本地农户家庭人均纯收入为例，在基准回归中，核心解释变量的估计系数为 0.422，而使用两阶段最小二乘法所得到的核心解释变量的估计系数为 1.296。考虑内生性问题后，核心解释变量的估计系数绝对值显著增大，表明基准回归具有较强的内生性，但城镇化促进本地农户收入水平提高这一研究结论具有稳健性。

表 5 城镇化对本地农户收入水平影响的稳健性检验结果：工具变量法

变量	回归1		回归2	
	城镇化水平 第一阶段	家庭人均总收入 第二阶段	城镇化水平 第一阶段	家庭人均纯收入 第二阶段
地形起伏度工具变量	-0.283*** (0.006)		-0.286*** (0.006)	
城镇化水平		1.062*** (0.275)		1.296*** (0.320)
个体和家庭层面控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
区县层面控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
个体固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	38422	38422	38242	38242
第一阶段 F 值	2024.82		2060.83	

注：①***表示 1% 的显著性水平；②括号内为聚类到个体层面的稳健标准误；③控制变量同表 2 回归 2。

3. 排除新型城镇化试点政策的影响。改革开放以来，中国城镇化水平显著提高，但是人口城镇化显著滞后于空间城镇化。2014 年 3 月，国务院印发《国家新型城镇化规划（2014—2020）》^①，逐步开展新型城镇化建设。新型城镇化是以人为核心的城镇化，注重保护农民利益，与农业现代化相辅相成。新型城镇化要求探索城乡一体、互助共进的城镇化发展模式，加快城乡之间要素的自由流动。截至 2024 年初，国家发展改革委分别于 2015 年 2 月、2015 年 11 月和 2016 年 12 月公布了第三批国家新型城镇化综合试点地区^②。本文分别将这三批国家新型城镇化综合试点地区的政策时间设为 2015 年、2016 年和 2017 年。本文剔除乡镇级别的试点地区，构建新型城镇化综合试点政策实施变量，如农户所在县域在当年及以后年份实施了国家新型城镇化综合试点，则新型城镇化综合试点政策实施变量赋值为 1，否则赋值为 0。为排除新型城镇化试点政策对研究结果的影响，本文在基准回归的基础上，增

^①参见《国家新型城镇化规划（2014—2020 年）》，https://www.gov.cn/zhengce/202203/content_3635155.htm。

^②参见《发展改革委：关于印发国家新型城镇化综合试点方案的通知》，https://www.gov.cn/xinwen/2015-02/04/content_2814341.htm；《关于公布第二批国家新型城镇化综合试点地区名单的通知》，https://www.ndrc.gov.cn/xxgk/zcfb/tz/201511/20151127_963507.html；《发展改革委关于公布第三批国家新型城镇化综合试点地区名单的通知》，https://www.gov.cn/xinwen/2016-12/07/content_5144553.htm#1。

加新型城镇化综合试点政策实施变量，以控制新型城镇化试点政策实施对本地农户收入水平的影响。表6报告了排除新型城镇化试点政策影响的估计结果，可以发现，在排除新型城镇化试点政策的干扰后，本文的研究结论仍然成立，进一步验证了基准回归结果的稳健性。

表6 城镇化对本地农户收入水平影响的稳健性检验结果：排除新型城镇化试点政策的影响

变量	家庭人均总收入		家庭人均纯收入	
	回归1	回归2	回归3	回归4
城镇化水平	0.646*** (0.062)	0.443*** (0.137)	0.678*** (0.064)	0.393*** (0.150)
新型城镇化综合试点政策实施	0.021 (0.017)	0.032 (0.020)	-0.002 (0.021)	0.030 (0.025)
常数项	8.769*** (0.009)	8.976*** (0.112)	8.495*** (0.009)	8.299*** (0.099)
个体和家庭层面控制变量	未控制	已控制	未控制	已控制
区县层面控制变量	未控制	已控制	未控制	已控制
个体固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	44148	38422	44302	38242
R ²	0.671	0.661	0.623	0.615

注：①***表示1%的显著性水平；②括号内为聚类到个体层面的稳健标准误；③控制变量同表2回归2。

4.安慰剂检验。为排除无法观测因素对前述估计结果的影响，本文参考Li et al. (2016)的做法，将城镇化水平随机分配给各县域，并选取家庭人均总收入作为被解释变量，基于(4)式随机进行1000次回归。回归所得虚拟核心解释变量的虚拟估计系数和相应的t值的核密度图如图1所示。

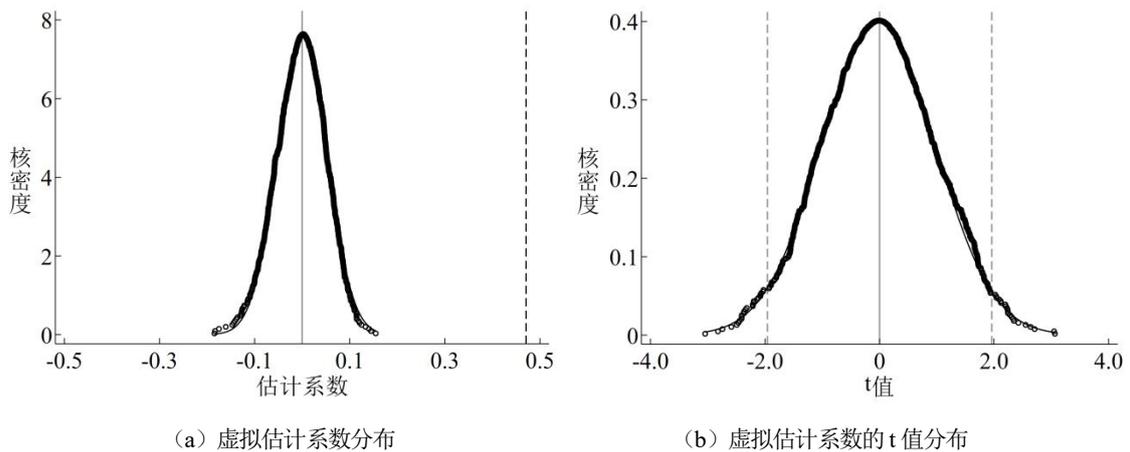


图1 安慰剂检验

注：①图1(a)中的纵向虚线表示表2回归2中核心解释变量的估计系数，点代表虚拟估计系数的核密度分布，曲线为虚拟估计系数核密度分布的拟合曲线；②图1(b)中的两条纵向虚线代表5%的显著性水平下t值的临界值，点代表t值的核密度分布，曲线为t值核密度分布的拟合曲线。

根据图 1，虚拟估计系数的分布接近于均值为 0 的正态分布，虚拟估计系数的 t 值的绝对值大部分在 2 以内。基准回归中核心解释变量的估计系数为 0.473，位于核密度曲线之外。因此，虚拟核心解释变量在安慰剂检验中没有对本地农户收入水平产生显著影响，排除了无法观测因素对前述估计结果的影响。这进一步验证了基准回归所得研究结论的稳健性。

五、机制分析：本地农户要素再配置

城镇化对提高本地农户收入水平具有积极作用。本部分进一步探究城镇化提高本地农户收入水平的作用机制。城镇化放松了要素流动约束，促使本地农户重新配置自身的劳动力资源和土地资源，进而提高其收入水平。

（一）本地农户劳动力资源再配置

为研究城镇化如何影响本地农户劳动力资源再配置，在区县层面，本部分分别考察城镇化对新注册企业数、年末第二产业就业人数和年末第三产业就业人数的影响，以此来分析城镇化对地区企业集聚和非农产业发展的影响。本部分回归中加入了区县固定效应，用以控制区县层面不随时间变化的不可观测因素的影响。城镇化影响本地农户劳动力资源再配置的估计结果如表 7 所示。回归 1 的估计结果表明，城镇化水平提高有助于增加新注册企业数，加快企业聚集。回归 2 和回归 3 展示了城镇化对非农产业发展的影响。估计结果显示：城镇化水平在 1% 的统计水平上显著，且系数为正，说明城镇化显著增加了年末第二产业就业人数和年末第三产业就业人数，促进了非农产业发展和农户非农就业。总结以上分析可以得出结论：城镇化水平提高促进了企业集聚和非农产业发展，创造了更多的非农就业岗位，促使本地农户劳动力资源从农业部门向非农部门转移，本地农户劳动力资源得到重新配置，这有助于本地农户收入水平的持续提高。

表 7 城镇化影响本地农户收入水平的机制分析估计结果：本地农户劳动力资源再配置

变量	回归1	回归2	回归3
	新注册企业数	年末第二产业就业人数	年末第三产业就业人数
城镇化水平	0.572* (0.294)	1.522*** (0.547)	1.224*** (0.391)
常数项	8.429*** (0.218)	11.403*** (0.254)	11.064*** (0.146)
个体和家庭层面控制变量	未控制	未控制	未控制
区县层面控制变量	已控制	已控制	已控制
个体固定效应	未控制	未控制	未控制
区县固定效应	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制
观测值	25074	15453	15497

注：①***和*分别表示 1%和 10%的显著性水平；②回归 1 至回归 3 括号内为聚类到区县层面的稳健标准误；③控制变量同表 2 回归 2。

(二) 本地农户土地资源再配置

本部分进一步探究城镇化对本地农户土地资源再配置的影响，城镇化对本地农户土地资源再配置影响的估计结果如表 8 所示。回归 1 的估计结果显示，城镇化水平提高显著提高了本地农户土地流转的概率，推动了本地农户的土地资源再配置。回归 2 和回归 3 的估计结果表明，城镇化水平对农用机械总动力和机收面积均具有显著的正向影响，这表明城镇化水平的提高对农业机械化发展具有促进作用。

为进一步识别农户的初始土地资源禀赋对其土地资源再配置决策的影响，本文使用 CFPS 通过家庭农业总收入和土地收益率估算出的农户的土地价值来衡量农户的初始土地资源禀赋。如果农户的土地价值大于样本农户土地价值的均值，则农户的初始土地资源禀赋较高，土地价值变量赋值为 1，否则土地价值变量赋值为 0。本文将城镇化水平与土地价值的交互项纳入基准模型，重新进行回归。表 8 回归 4 展示了农户的初始土地资源禀赋在城镇化影响农户土地流转决策中的调节作用。估计结果显示，初始土地资源禀赋较低的农户在受到城镇化的影响时，拥有更强的意愿去流转土地，这有助于农业规模化经营的形成。以上分析表明：城镇化水平的提高促使本地农户转出土地，加快了土地流转，逐步推动了农业经营规模化和农业机械化，进而有助于提高从事农业生产经营的本地农户的收入水平。土地转出现象更多发生在初始土地资源禀赋较低的农户身上，这使这部分农户通过流转出土地逐渐摆脱农业生产活动，提高了其非农就业的概率，有利于提高农户的收入水平。

表 8 城镇化影响本地农户收入水平的机制分析估计结果：土地资源再配置

变量	回归1 土地流转情况	回归2 农用机械总动力	回归3 机收面积	回归 4 土地流转情况
城镇化水平	0.225*** (0.072)	0.941*** (0.293)	3.841*** (0.939)	0.561*** (0.103)
城镇化水平×土地价值				-0.399*** (0.084)
常数项	0.299*** (0.043)	3.389*** (0.096)	9.422*** (0.450)	0.321*** (0.044)
个体和家庭层面控制变量	已控制	未控制	未控制	已控制
区县层面控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
个体固定效应	已控制	未控制	未控制	已控制
区县固定效应	未控制	已控制	已控制	未控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	34405	19224	9621	34405

注：①***表示 1% 的显著性水平；②回归 2 和回归 3 括号内为聚类到区县层面的稳健标准误，回归 1 和回归 4 括号内为聚类到个体层面的稳健标准误；③控制变量同表 2 回归 2。

根据上述分析可知，城镇化水平的提高促使本地农户重新配置劳动力资源和土地资源，最终提高了非农就业本地农户和从事农业生产经营本地农户的收入水平，这验证了城镇化可以通过提高本地农

户资源配置效率来促进本地农户收入水平提升的结论。假说 H2 得到有效验证。

六、进一步分析：城镇化的收入分配效应

不同人力资本水平的本地农户和位于不同初始资源禀赋地区的本地农户在城镇化过程中的获益程度可能存在差异，那么城镇化是否会对本地农户的收入分配状况产生不利影响？本地农户人力资本水平的差异会影响本地农户的要素配置决策（陈飞和翟伟娟，2015），因此人力资本水平会影响本地农户的城镇化获益程度。

地区初始资源禀赋差异也会影响本地农户在城镇化过程中的获益程度，本文主要研究两种地区初始资源禀赋差异：一种是初始农村居民人均可支配收入的差异；另一种是地区初始经济发展水平的差异。本部分重点关注城镇化对本地农户收入水平的影响是否存在基于农户人力资本水平和地区初始资源禀赋的异质性。

（一）基于农户人力资本水平的异质性分析

人力资本会影响本地农户资源再分配决策和本地农户收入水平。受教育水平和健康水平是衡量人力资本水平的重要变量，因此，本文选取户主受教育年限和户主健康水平作为衡量农户人力资本水平的变量。本文根据户主受教育年限的均值，将农户分为高教育水平组和低教育水平组；根据户主健康水平，将农户分为健康状况较好组和健康状况较差组，户主健康水平变量取值为 1 和 2 的农户属于健康状况较好组，户主健康水平变量取值为 3、4 和 5 的农户属于健康状况较差组。本文据此进行分组回归，具体估计结果如表 9。

城镇化对本地农户收入水平的受教育水平异质性影响的估计结果如表 9 回归 1、回归 2 所示。估计结果显示：城镇化水平对高教育水平组和低教育水平组本地农户收入水平均具有显著的正向影响，但对高教育水平组农户收入水平的影响更大。表 9 回归 3、回归 4 展示了城镇化对本地农户收入水平的健康水平异质性影响的估计结果。估计结果表明：健康状况较好组的本地农户和健康状况较差组的本地农户均能从城镇化中获益，但是相对健康状况较差组本地农户，健康状况较好组本地农户的城镇化获益程度更高。

其可能的原因在于：不同人力资本水平的本地农户在重新配置劳动力和土地资源时有着不同的决策（陈飞和翟伟娟，2015）。相较人力资本水平较低的本地农户，人力资本水平较高的本地农户在非农就业中具有竞争优势，获得高工资工作岗位的概率更高。对从事农业生产经营的本地农户来说，土地资源的重新配置推动了农业经营规模化和农业机械化，从而对本地农户的经营管理能力提出了更高的要求。较高的人力资本水平意味着更强的经营管理能力和技术水平，高人力资本水平农户更可能满足农业经营规模化和农业机械化的要求。城镇化提高了农村要素市场的活力，有助于劳动力要素和土地要素的重新优化配置，进而提高本地农户的收入水平。高人力资本水平本地农户可以在城镇化过程中快速实现自身要素的优化配置，进而提高自身收入水平。因此，城镇化拉大了不同人力资本水平本地农户的收入差距。

表 9 城镇化对本地农户收入水平的农户人力资本水平异质性影响的估计结果

变量	家庭人均纯收入			
	回归 1 高教育水平组	回归 2 低教育水平组	回归 3 健康状况较好组	回归 4 健康状况较差组
城镇化水平	0.678*** (0.176)	0.127 (0.291)	1.215*** (0.359)	0.672*** (0.186)
常数项	8.464*** (0.113)	8.054*** (0.159)	8.572*** (0.234)	8.286*** (0.129)
个体和家庭层面控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
区县层面控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
个体固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
组间系数差异 P 值	0.000		0.030	
观测值	24279	12974	8759	22724
R ²	0.606	0.599	0.642	0.639

注：①***表示 1% 的显著性水平；②括号内为聚类到个体层面的稳健标准误；③回归 1、回归 2 不控制户主受教育年限，回归 3、回归 4 不控制户主健康水平，其余控制变量同表 2 回归 2；④组间系数差异 P 值使用费舍尔组合检验得到。

（二）基于地区初始资源禀赋的异质性分析

地区的初始资源禀赋在城乡融合过程中发挥着重要作用。本文选择样本初期（2010 年）各地区的农村居民人均可支配收入和地区生产总值作为地区初始资源禀赋的代理变量，并根据这两个指标对样本农户进行分组。本文将样本初期农村居民人均可支配收入大于样本均值的地区定义为初始高收入水平地区，将小于样本均值的地区定义为初始低收入水平地区；将样本初期地区生产总值大于样本地区生产总值均值的地区定义为初始高经济发展水平地区，将小于样本地区生产总值均值的地区定义为初始低经济发展水平地区。初始高经济发展水平地区包括上海市、广东省、江苏省、山东省、浙江省、湖北省、四川省、河南省、湖南省、安徽省和福建省，其他省份则为初始低经济发展水平地区。

城镇化对本地农户收入水平的初始收入水平异质性影响的估计结果如表 10 回归 1、回归 2 所示。估计结果显示：城镇化水平的提高有助于提高初始高收入水平地区本地农户的收入水平，但对初始低收入水平地区本地农户收入水平的影响不显著。表 10 回归 3、回归 4 展示了城镇化对本地农户收入水平的初始经济发展水平异质性影响的估计结果。估计结果表明：城镇化水平提高仅对初始高经济发展水平地区的本地农户收入水平具有促进作用。

其原因可能是：劳动力在农业部门和非农部门之间的自由流动和重新配置，是本地农户享受城镇化红利和提高收入水平的重要前提，初始资源禀赋较好地区的劳动力跨部门流动的成本比初始资源禀赋较差地区要低，因而更有利于劳动力跨部门流动。可见，城镇化拉大了不同初始资源禀赋地区本地农户的收入差距。

表 10 城镇化对本地农户收入水平的地区初始资源禀赋异质性影响的估计结果

变量	家庭人均纯收入			
	回归 1 初始高收入 水平地区	回归 2 初始低收入 水平地区	回归 3 初始高经济发展 水平地区	回归 4 初始低经济发展 水平地区
城镇化水平	1.366*** (0.281)	0.178 (0.407)	0.657** (0.297)	0.271 (0.213)
常数项	8.780*** (0.199)	8.262*** (0.218)	7.838*** (0.164)	8.730*** (0.147)
个体和家庭层面控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
区县层面控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
个体固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
组间系数差异 P 值	0.000		0.090	
观测值	18541	16821	15685	21533
R ²	0.613	0.578	0.663	0.575

注：①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平；②括号内为聚类到个体层面的稳健标准误；③控制变量同表 2 回归 2；④组间系数差异 P 值使用费舍尔组合检验得到。

在个体层面，相较于受教育水平较低与健康状况较差的本地农户，受教育水平较高与健康状况较好的本地农户在城镇化过程中获益更多，可能会对农村内部收入分配状况产生负面影响；在区县层面，位于初始资源禀赋较好地区的本地农户，可以凭借区位优势在城镇化过程中获益。具体如图 2 所示。因此，城镇化促进了本地农户收入水平的提高，但从收入分配的角度来看，本地农户内部的收入不平等现象凸显。

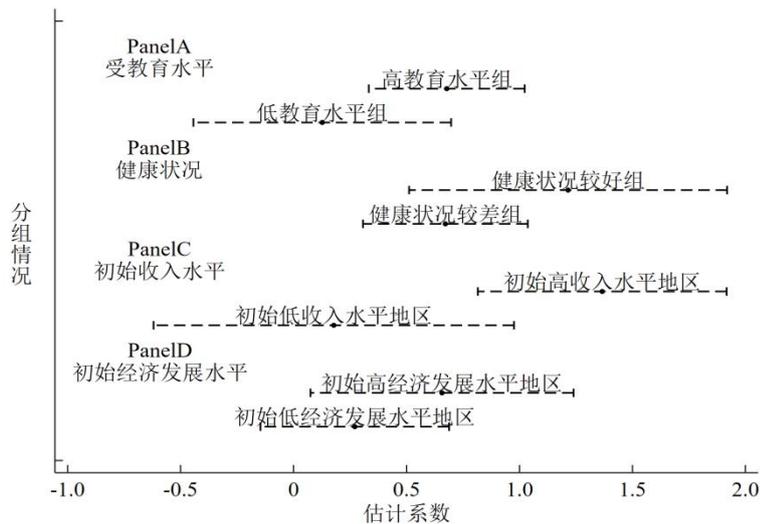


图 2 城镇化对本地农户收入水平异质性影响的估计结果

注：图中的点代表表 9 和表 10 中核心解释变量的估计系数，虚线表示估计系数的 95%置信区间。

七、研究结论与政策启示

城乡融合发展一直以来都是重要的研究主题，现有文献更多关注城镇化对城镇发展和城镇居民的影响，关于城镇化对本地农户收入影响的研究较少。本文基于2010—2020年县级层面数据与中国家庭追踪调查（CFPS）数据，从微观层面分析城镇化对本地农户收入水平的影响及其作用机制，并进一步考察城镇化对本地农户内部收入分配状况的影响。研究发现：城镇化有助于本地农户收入水平提高，该结论在经过一系列稳健性检验和内生性处理之后仍然成立。城镇化通过推动本地农户劳动力资源和土地资源在地区内部重新配置，影响本地农户收入水平。具体来说，一方面，城镇化促进企业集聚和非农产业发展，推动本地农户非农就业，从而提高非农就业的本地农户的收入水平；另一方面，城镇化推动土地流转，促进农业经营规模化和农业机械化，进而提高从事农业生产经营的本地农户的收入水平。城镇化对本地农户收入水平的作用受到本地农户人力资本水平和地区初始资源禀赋的影响。值得注意的是，在研究时期，城镇化虽然提高了本地农户的收入水平，但是本地农户内部的收入不平等现象凸显。

基于以上结论，本文得到以下政策启示。第一，进一步推动县域城镇化，使城乡居民共享城镇化福利，以促进本地农户收入水平提高。本文的研究结果表明，县域城镇化对本地农户收入水平提高具有积极作用，因此，要加快推进县域城镇化，增加农民非农就业机会，使经济发展惠及本地农户，真正实现农户“离土不离乡”。第二，本文的研究发现，城镇化通过促使本地农户的劳动力资源和土地资源在区域内重新配置，提高本地农户的收入水平。本地农户要素再配置是影响其收入水平的重要因素。因此，应进一步放松对农户要素流动的限制，加快农户要素再配置进程。第三，县域城镇化推动农村经济结构转型的同时，可能会对农村内部收入分配状况产生负面影响。本文研究发现，受教育水平较高、健康状况较好以及位于初始资源禀赋较好地区的本地农户在城镇化过程中获益更多。因此，应加大对弱势本地农户的扶持力度，特别是加大教育领域和医疗领域的扶持力度，提高弱势本地农户的人力资本水平和物质资本水平。政府应加大初始资源禀赋较低地区的基础设施建设力度，降低城乡之间的信息交流成本，以此来对冲县域城镇化可能导致的农村内部收入差距扩大的负面影响。

参考文献

- 1.陈飞、翟伟娟，2015：《农户行为视角下农地流转诱因及其福利效应研究》，《经济研究》第10期，第163-177页。
- 2.陈海山，2020：《历史的馈赠：城市历史时长与经济发展》，《世界经济》第12期，第3-26页。
- 3.陈海山、汪阳，2022：《超大型水利设施防洪与区域经济发展：以三峡工程为例》，《世界经济》第5期，第137-161页。
- 4.陈晋、卓莉、史培军、一之濑俊明，2003：《基于DMSP/OLS数据的中国城市化过程研究——反映区域城市化水平的灯光指数的构建》，《遥感学报》第3期，第168-175页。
- 5.陈沁、袁志刚，2013：《土地替代教育——城市化进程中农业家庭的教育选择》，《经济学（季刊）》第1期，第357-372页。

- 6.陈训波、武康平、贺炎林, 2011: 《农地流转对农户生产率的影响——基于 DEA 方法的实证分析》, 《农业技术经济》第 8 期, 第 65-71 页。
- 7.杜鑫、张贵友, 2022: 《土地流转对农村居民收入分配的影响——基于 2020 年 10 省份农户调查数据的实证分析》, 《中国农村经济》第 5 期, 第 107-126 页。
- 8.黄亮雄、王贤彬、刘淑琳, 2021: 《经济增长目标与激进城镇化——来自夜间灯光数据的证据》, 《世界经济》第 6 期, 第 97-122 页。
- 9.黄祖辉、宋文豪、叶春辉、胡伟斌, 2022: 《政府支持农民工返乡创业的县域经济增长效应——基于返乡创业试点政策的考察》, 《中国农村经济》第 1 期, 第 24-43 页。
- 10.李雪峰、高远卓、卢海阳, 2023: 《外出务工经历对返乡农民工参与农村公共事务治理的影响》, 《中国农村观察》第 4 期, 第 70-88 页。
- 11.李永友, 2021: 《省以下多样化放权策略与经济增长》, 《经济研究》第 2 期, 第 39-53 页。
- 12.林嵩、谷承应、斯晓夫、严雨珊, 2023: 《县域创业活动、农民增收与共同富裕——基于中国县级数据的实证研究》, 《经济研究》第 3 期, 第 40-58 页。
- 13.刘修岩、李松林、陈子扬, 2017: 《多中心空间发展模式与地区收入差距》, 《中国工业经济》第 10 期, 第 25-43 页。
- 14.刘修岩、秦蒙、李松林, 2019: 《城市空间结构与劳动者工资收入》, 《世界经济》第 4 期, 第 123-148 页。
- 15.陆铭、陈钊, 2004: 《城市化、城市倾向的经济政策与城乡收入差距》, 《经济研究》第 6 期, 第 50-58 页。
- 16.陆铭、张航、梁文泉, 2015: 《偏向中西部的土地供应如何推升了东部的工资》, 《中国社会科学》第 5 期, 第 59-83 页。
- 17.宁光杰, 2014: 《中国大城市的工资高吗? ——来自农村外出劳动力的收入证据》, 《经济学(季刊)》第 3 期, 第 1021-1046 页。
- 18.钱陈、史晋川, 2007: 《城市化、结构变动与农业发展——基于城乡两部门的动态一般均衡分析》, 《经济学(季刊)》第 1 期, 第 57-74 页。
- 19.秦蒙、刘修岩、李松林, 2016: 《中国的“城市蔓延之谜”——来自政府行为视角的空间面板数据分析》, 《经济动态》第 7 期, 第 21-33 页。
- 20.秦蒙、刘修岩、李松林, 2019: 《城市蔓延如何影响地区经济增长? ——基于夜间灯光数据的研究》, 《经济学(季刊)》第 2 期, 第 527-550 页。
- 21.邵帅、李欣、曹建华, 2019: 《中国的城市化推进与雾霾治理》, 《经济研究》第 2 期, 第 148-165 页。
- 22.石智雷、杨云彦, 2011: 《外出务工对农村劳动力能力发展的影响及政策含义》, 《管理世界》第 12 期, 第 40-54 页。
- 23.孙永强、巫和懋, 2012: 《出口结构、城市化与城乡居民收入差距》, 《世界经济》第 9 期, 第 105-120 页。
- 24.陶然、徐志刚, 2005: 《城市化、农地制度与迁移人口社会保障——一个转轨中发展的大国视角与政策选择》, 《经济研究》第 12 期, 第 45-56 页。
- 25.万广华, 2013: 《城镇化与不平等: 分析方法和中国案例》, 《经济研究》第 5 期, 第 73-86 页。
- 26.王春超, 2011: 《农村土地流转、劳动力资源配置与农民收入增长: 基于中国 17 省份农户调查的实证研究》, 《农业技术经济》第 1 期, 第 93-101 页。

- 27.王湘红、孙文凯、任继球, 2012: 《相对收入对外出务工的影响: 来自中国农村的证据》, 《世界经济》第5期, 第121-141页。
- 28.王震、辛贤, 2022: 《土地跨村流转能否实现粮食生产率增长? ——基于15省农户调查数据的实证分析》, 《中国农村观察》第2期, 第2-18页。
- 29.王邹、孙久文, 2023: 《以高质量的县城建设推进县域现代化: 事实与路径》, 《中国农村观察》第6期, 第2-23页。
- 30.温涛、朱炯、王小华, 2016: 《中国农贷的“精英俘获”机制: 贫困县与非贫困县的分层比较》, 《经济研究》第2期, 第111-125页。
- 31.文洪星、韩青, 2018: 《非农就业如何影响农村居民家庭消费——基于总量与结构视角》, 《中国农村观察》第3期, 第91-109页。
- 32.夏柱智、贺雪峰, 2017: 《半工半耕与中国渐进城镇化模式》, 《中国社会科学》第12期, 第117-137页。
- 33.杨子、马贤磊、诸培新、马东, 2017: 《土地流转与农民收入变化研究》, 《中国人口·资源与环境》第5期, 第111-120页。
- 34.尹志超、刘泰星、王晓全, 2020: 《农村收入差距抑制了农户创业吗? ——基于流动性约束与人力资本投资视角的实证分析》, 《中国农村经济》第5期, 第76-95页。
- 35.周力、沈坤荣, 2022: 《中国农村土地制度改革的本地农户增收效应——来自“三权分置”的经验证据》, 《经济研究》第5期, 第141-157页。
- 36.朱纪广、许家伟、李小建、娄帆、陈玉蓉, 2020: 《中国土地城镇化和人口城镇化对经济增长影响效应分析》, 《地理科学》第10期, 第1654-1662页。
- 37.Bosker, M., and E. Buringh, 2017, “City Seeds: Geography and The Origins of The European City System”, *Journal of Urban Economics*, Vol.98:139-157.
- 38.Burchfield, M., H. G. Overman, D. Puga, and M. A. Turner, 2006, “Causes of Sprawl: A Portrait from Space”, *The Quarterly Journal of Economics*, 121(2): 587-633.
- 39.Ch, R., D. A. Martin, and J. F. Vargas, 2021, “Measuring the Size and Growth of Cities Using Nighttime Light”, *Journal of Urban Economics*, Vol.125, 103254.
- 40.Chen, Z., B. Yu, C. Yang, Y. Zhou, S. Yao, X. Qian, C. Wang, B. Wu, and J. Wu, 2021, “An Extended Time-series (2000-2018) of Global NPP-VIIRS-like Nighttime Light Data from a Cross-Sensor Calibration”, *Earth System Science*, 13(3): 889-906.
- 41.Glaeser, E., and J. V. Henderson, 2017, “Urban Economics for the Developing World: An Introduction”, *Journal of Urban Economics*, Vol.98: 1-5.
- 42.Jedwab, R., L. Christiaensen, and M. Gindelsky, 2017, “Demography, Urbanization and Development: Rural Push, Urban Pull and urban push?”, *Journal of Urban Economics*, Vol.98: 6-11.
- 43.Krugman, P., 1991, “Increasing Returns and Economic Geography”, *Journal of Political Economy*, 99(3): 483-499.

- 44.Krugman, P., and R. L. Elizondo, 1996, "Trade Policy and The Third World Metropolis", *Journal of Development Economics*, 49(1): 137-150.
- 45.Li, P., Y. Lu, and J. Wang., 2016, "Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China", *Journal of Development Economics*, Vol.123: 18-37.
- 46.Popkin, S., 1980, "The Rational Peasant: The Political Economy of Peasant Society", *Theory and Society*, Vol.9: 411-471.
- 47.Schultz, T. W., 1966, "Transforming Traditional Agriculture: Reply", *Journal of Farm Economics*, 48(4): 1015-1018.
- 48.Wagner, A., 1891, "Marshall's Principles of Economics", *The Quarterly Journal of Economics*, 5(3): 319-338.

(作者单位: ¹东北财经大学经济学院;

²东北财经大学东北全面振兴研究院)

(责任编辑: 光明)

The Impact of Urbanization on the Income of Local Farmers: From the Perspective of Factor Reallocation

LV Wei FAN Panlai

Abstract: Promoting the sustained and rapid growth of local farmers' income is conducive to the implementation of the rural revitalization strategy. Based on county-level data from 2010 to 2020, as well as data from the China Family Panel Survey (CFPS) in 2010, 2012, 2014, 2016, 2018, and 2020, this paper explores the impact of urbanization on the income level of local farmers from a dual perspective of growth and distribution effects. The results indicate that urbanization significantly improves the income level of local farmers, and this conclusion still holds after a series of robustness tests and endogeneity treatments. Mechanism analysis shows that urbanization relaxes the constraints on the flow of factors, accelerates the flow of economic factors, and promotes the reallocation of labor and land factors to local farmers, thereby improving their income level. In addition, from the perspective of income distribution, local farmers with a higher level of human capital and those located in areas with more initial resource endowments benefit more from urbanization. The development of urbanization has increased the income gap within local farmers to a certain extent, highlighting the phenomenon of income inequality within local farmers. This study provides implications for promoting the integrated development of urban and rural areas during the new urbanization.

Keywords: Urbanization; Resource Allocation; Local Farmer Income; Income Gap