

# 中国小农经济对二元经济结构转型的影响研究

付磊<sup>1</sup>, 赵利梅<sup>2\*</sup>

(1.西南科技大学 马克思主义学院, 四川 绵阳 621010; 2.四川省社会科学院, 四川 成都 610072)

**摘要:** 随着中国工业化的快速发展, 跨越“刘易斯转折点”后, 城乡收入差距依然持续扩大, 农业现代化严重滞后于工业化, 二元经济结构转型呈现出非典型特征。从理论机制分析, 当前小农经济下的生产资料所有制、农业生产经营方式和人地关系的异化, 阻滞农业现代化、农民职业化和农村工业化的发展, 成为制约二元经济结构转型的重要障碍。构建动态面板模型, 运用1978—2018年全国31个省(区、市)的面板数据, 通过实证检验证明, 小农经济对二元经济结构转型具有显著的负向影响。基于此, 立足新发展阶段, 应重塑农村集体产权结构, 通过农民集体发展适度农业规模经营, 改变人地捆绑的束缚关系, 以此改造小农经济推动二元经济结构顺利转型, 为实现中国式现代化清除障碍。

**关键词:** 小农经济; 二元经济结构转型; 非典型

中图分类号: F015

文献标志码: A

文章编号: 1009-2013(2023)06-0087-09

## Impact of China's small-scale farmer economy on the transformation of dual economic structure

FU Lei<sup>1</sup>, ZHAO Limei<sup>2\*</sup>

(1.School of Marxism, Southwest University of Science and Technology, Mianyang 621010, China;  
2.Sichuan Academy of Social Sciences, Chengdu 610072, China)

**Abstract:** With the rapid development of China's industrialization and the transition beyond the "Lewis turning point", the income gap between urban and rural areas has continued to widen. Agricultural modernization has lagged significantly behind industrialization, and the transformation of the dual economic structure has shown atypical characteristics. Analyzing from the theoretical mechanism, the study points out that crucial obstacles to the transformation of the dual economic structure lie in the alienation of the ownership system of the means of production, the agricultural production and management mode, and the relationship between people and land in the current small-scale farmer economy and the hinderance of developing agricultural modernization, farmers' professionalization and rural industrialization. By constructing a dynamic panel model and utilizing panel data from 1978 to 2018 across 31 provinces (autonomous regions, municipalities) in China, empirical tests confirm a significant negative impact of the small-scale farmer economy on the transformation of the dual economic structure. In light of this, during the new development stage, efforts should focus on restructuring rural collective property rights, developing moderate agricultural scale operations by farmers' collectives, and changing the binding relationship between people and land, so as to transform the small-scale farmer economy, facilitate the smooth transition of the dual economic structure and remove the obstacles to the realization of distinctive Chinese modernization.

**Keywords:** small-scale farmer economy; transformation of dual economic structure; atypical

收稿日期: 2023-08-12

基金项目: 四川循环经济研究中心课题(XHJJ-2010); 成都市哲学社会科学规划项目(YY0520230903); 西南科技大学博士基金项目(22sx7114); “中国特色‘三农’理论与实践”科研创新团队建设资助成果

作者简介: 付磊(1986—), 男, 河南项城人, 博士, 讲师, 主要研究方向为农村经济管理。\*为通信作者。

## 一、问题的提出

中国农村改革以来, 大量农村剩余劳动力向非农产业转移, “人口红利”得以充分释放, 推动工业化的迅猛发展, 三次产业产值占比从1978年的

27.7 : 47.7 : 24.6 优化为 2022 年的 7.3 : 39.4 : 53.3<sup>①</sup>, 经济发展已迈向工业化中后期阶段, 农村劳动力转移迎来“刘易斯转折点”。但是, 大量剩余劳动力的转移并未促进农业劳动生产率的大幅提升, 农业与非农业之间始终存在较为明显的劳动报酬差异, 并且这种差异仍在持续扩大。这表明中国农业现代化还远远滞后于工业化, 二元经济结构转型呈现出非典型特征, 发展经济学对此已难以作出科学合理的解释。习近平总书记在主持十九届中共中央政治局第八次集体学习时强调: “我国发展最大的不平衡是城乡发展不平衡, 最大的不充分是农村发展不充分。”党的二十大正式提出“以中国式现代化全面推进中华民族伟大复兴”, 立足新发展阶段, 研究中国二元经济结构的内在特征, 找准影响结构转型的关键因素, 着力解决好发展不平衡、不充分的二元经济结构矛盾, 已成为当前推进中国式现代化的重要命题。

刘易斯的二元经济模型, 对于研究发展中国家经济增长和结构转型问题具有较强适用性, 因而引起学界的广泛关注。康金莉、孙小雨、周健等<sup>[1-3]</sup>将二元经济理论与中国实践相结合, 研究二元经济结构转型的特征。随着经济结构转型的深化, 深层次矛盾日渐显现, 学者们开始将研究重点转向二元经济结构转型的影响因素上。一方面, 已有文献实证检验了金融发展与二元经济结构的关系。杨笋等通过检验证明金融整体规模与二元经济结构失衡存在“U”形关系<sup>[4]</sup>。王志强等实证发现城乡金融资源均衡配置与城乡经济协调发展互为格兰杰因果关系<sup>[5]</sup>。谷慎等从金融资产规模扩张和城乡金融资源优化配置的视角分析了金融发展对二元经济结构的影响机理<sup>[6]</sup>。另一方面, 已有研究探讨了资源错配与二元经济结构转型的关系。王颂吉等证实劳动力和资本要素在城乡之间的错配是导致中国城乡二元经济结构转化滞后的重要原因<sup>[7]</sup>。柏培文等通过要素错配的测度分析发现, 劳动力和资本的错配程度可以解释全国各省份间、产业间收入差距的 12.6%、51.9%<sup>[8]</sup>。林晨通过投入产出表, 证实农产品价格管制和城乡要素流动限制是二元经济结构形成的原因<sup>[9]</sup>。李勇实证检验了资本非农化对二

元经济结构转型的影响, 随着刘易斯拐点的到来, 其影响程度逐渐降低<sup>[10]</sup>。张军涛等通过实证检验发现农村劳动力流动对城乡二元经济结构转化具有显著的空间溢出效应, 间接影响呈现出“先抑后促进”的特征<sup>[11]</sup>。此外, 还有学者检验了交易效率、农村人口转型、非均衡制度、贸易开放、信息技术等对二元经济结构的影响<sup>[12-16]</sup>。

综上, 学者们对二元经济结构转型的研究取得了丰硕成果, 但现有研究依然局限于二元经济模型的“路径依赖”, 相对忽视了中国转型过程中体制政策引致的特殊路径, 对二元经济理论的拓展深化不足; 特别是从农村生产关系角度分析其对二元经济结构转型影响的文献较少, 且鲜有实证检验。中国作为一个体制转轨的大型经济体, 忽视社会生产关系和经济制度的影响, 特别是占有较大体量的农业农村对经济发展全局的影响, 就难以抓住制约二元经济结构转型的症结。基于此, 笔者在综合考察中国二元经济结构转型非典型特征的基础上, 从发展最不充分的农村入手, 分析小农经济影响二元经济结构转型的内在机理, 并通过实证检验论证小农经济给二元经济结构转型带来的障碍, 并提出相关的政策建议。

## 二、中国二元经济结构转型的非典型特征及小农经济异化分析

### (一) 二元经济结构转型的非典型特征

根据二元经济理论, 经济转型发展划分为两个阶段: 一是剩余劳动力无限供给的古典增长阶段; 二是剩余劳动力被吸收殆尽后两部门实际工资同步上升的新古典增长阶段, 两个阶段的交点称为“刘易斯转折点”。正如《人口与劳动绿皮书: 中国人口与劳动问题报告 NO.16》所指出的, 2004 年以来随着“用工荒”问题逐渐显现, 中国劳动力市场发生大的转变, 已经跨越“刘易斯转折点”, 但之后的二元经济结构转型出现了与原模型相悖的非典型特征。一方面, 两部门工资及城乡收入差异持续扩大。刘易斯认为, 在工业化发展的初期, 资本主义部门支付给从农村转移出来的非熟练工人的工资, 取决于农业劳动力所获取的实际收入水

平，这种工资属于维持生计的制度工资。本文用农业生产性纯收入表示农业部门工资，用城镇单位就业人员平均工资表示非农业部门工资。如图 1 所示，1978 年以来两部门工资水平一直保持较快增长态势，特别是 1997 年以后，两部门工资水平的差距呈指数级拉升态势，2019 年以后基本维持在 24 倍，说明农业部门的工资依然处在维持生计水平。此外，从城乡收入比来看，呈现出典型的“库兹涅茨曲线”，但到 2021 年依然保持在 2.5 的高位。另一方面，农业现代化严重滞后于工业化。根据二元经济模型，大量农村剩余劳动力的转移促进了工业化发展，农业就业在三次产业中的占比逐渐下降，农业部门和工业部门劳动生产率应实现同步发展。然

而，中国现实的情况是，农业劳动生产率一直在低位徘徊，至今看不到明显的上升态势。通过农业比较劳动生产率与非农业比较劳动生产率差异可以得到有力佐证。如图 2 所示，1978 年以来，农业与非农业比较劳动生产率之间的差距逐渐缩小，但截至 2021 年，依然在依靠 22.9% 的劳动力（第一产业劳动力）产出仅为 7.3% 的 GDP，农业劳动力生产率远低于非农业部门，也远远低于世界主要国家，呈现出就业份额和产值份额的严重非均衡锁定。这说明，第一产业劳动力流转依然存在较高的壁垒和摩擦成本，无法满足第二、第三产业日益增加的劳动力需求，造成了产业间劳动力配置效率的扭曲，降低了全要素生产率水平<sup>[17]</sup>。

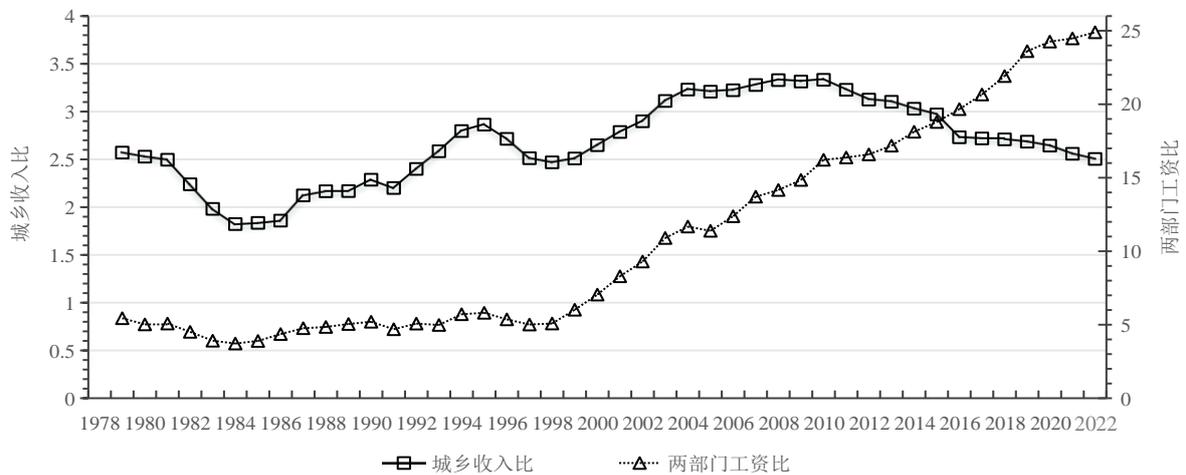


图 1 1978—2022 年两部门工资比与城乡收入比变化趋势

数据来源：各年《中国统计年鉴》《中国农村统计年鉴》与《新中国六十年资料汇编》

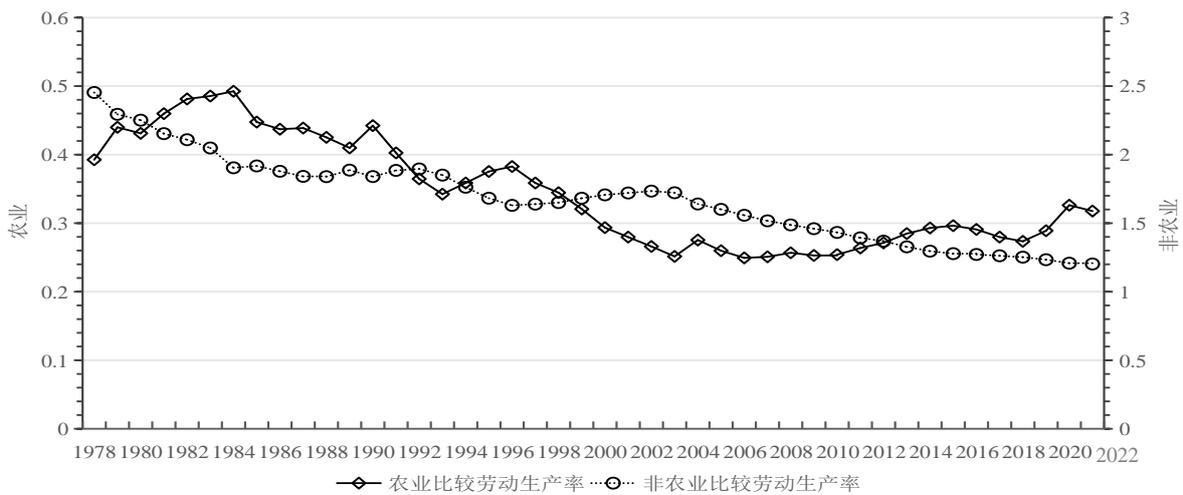


图 2 1978—2022 年农业与非农业比较劳动生产率变化趋势

数据来源：各年《中国统计年鉴》与《新中国六十年资料汇编》

### (二) 小农经济的异化表现

在中国历史文明进程中，家庭经营始终是农业

经营的主要形式，其奠定了小农经济的根基。新中国成立以后，在经历了“一大二公”集体化的挫败

后,家庭联产承包责任制改革再次回归了小农生产方式。第三次农业普查结果显示,规模农业经营户和农业经营单位的生产经营人员在整个农业农业生产中占比仅为7.58%。以家庭为单位的小规模、细碎化的小农经济依然占据农村生产关系的主导地位,随着农村改革的推进呈现出异化特征,成为农业农村现代化建设的桎梏。其一,集体所有权的异化。在集体所有制下,公有私营的产权设置和统分结合的双层经营体制设计,在具体实践中逐步走向了全面分散经营的极端,而改革不断向农民承包经营权赋能,农民的产权权益不断强化,但“统”的功能日渐衰退,集体所有权权能实现受到极大约束。其二,农业生产经营方式的异化。由于“一亩三分地”的农业收益极为有限,青壮年劳动力源源不断地向城市工业转移,使小农经营异化为半工半耕、代际分工、且以务工为主导的兼业方式<sup>[18]</sup>,衍生粗放经营、地力衰减一系列问题,减少整个社会农产品的有效供给,进而影响国家粮食安全战略。其三,人地关系的异化。农民的高度异质化及其与乡村的经济社会关系渐趋弱化,农民与土地的黏性逐渐降低,承包地异化为小农的社会保障、返乡农民工的生存保障和社会的“稳定器”“蓄水池”,背离了土地作为农业经营的核心要素功能。

### 三、小农经济影响二元经济结构转型的理论机制

中国经济发展到达“刘易斯转折点”后,现代化建设走到了历史的“拐点”,呈现出严重的非典型特征,这与中国特殊的经济体制和政策环境不无关系,解读其中的“基因序列”,还要回到工业和农业现代化互动的视角。正如习近平总书记深刻指出的,“‘三农’仍然是一个薄弱环节,同新型工业化、信息化、城镇化相比,农业现代化明显滞后”<sup>[19]</sup>。农业农村现代化建设质量必然影响中国式现代化的整体成效。下面重点分析“异化小农”对二元经济转型的影响机制。

“异化小农”阻滞农业现代化发展。异化的小农生产经营方式致使农村生产要素分散,这与二元经济结构转型后城乡一体化呈现的要素集中利用要求相背离<sup>[20]</sup>。马克思认为小农经营排斥社会劳动生产力的发展、劳动的社会形式、资本的社会积累、

大规模的畜役和对科学的累进应用<sup>[21]</sup>,从根本上阻滞了农业社会分工和现代生产要素的融合,进而难以提供稳定优良的农产品,使农业长期处于低水平的供求均衡状态。从现代化发展角度来看,中国农业“人多地少”的特殊国情造就小农经济呈现弱质性、无组织分散性的特征,难以适应农业现代化发展所需的规模化与标准化要求,导致大宗农产品市场化程度低,农产品流通体制难以有效建立,小生产与大市场的矛盾不断升级<sup>[22]</sup>;兼业化的小农对农业生产资料的投入力度和意愿不足,更加缺乏对公共设施的投资动力,易于陷入“公共地悲剧”。总之,小农与市场交易方式、经营规模扩大、社会分工分化的深刻矛盾,切断了土地与资本、技术、人才等新的生产要素“市场联姻”,严重阻碍农村生产要素市场的发育,成为现代农业发展的桎梏。

“异化小农”阻滞农民职业化发展。农民的职业化不仅仅是农业劳动力的职业化,更应该是农民身份与市民身份并入同等权利待遇“轨道”后的职业化发展,满足农业劳动力生产和再生产的正当诉求。农业劳动力顺利转移被学界公认是农民职业化的先决条件<sup>[23]</sup>,而异化的人地关系将农民的身份与承包地“捆绑”在一起,在二元经济结构转型中阻碍了劳动力的自由发展。一方面,小农经营收入只能维持自身劳动力简单再生产与满足基本的生活需求,高素质农民很难有用武之地,伴随着农业兼业化扩大与社会化水平提高,农业人力资本投资缺乏内生动力<sup>[24]</sup>。另外,进城务工农民囿于身份和技能,工资长期被压低到劳动力价值之下,难以同等享受市民待遇,成为离乡不离土的特殊农民工群体。这种半工半耕的分工方式,受到时间禀赋在工农业部门之间的有限分割制约,对剩余劳动力的供给和转移形成强力约束,生成特殊二元体制下的“不彻底”的劳动力转移模式,阻滞了城乡统一的劳动力市场建设<sup>[25]</sup>,农民职业化发展道阻且长。

“异化小农”阻滞农村工业化发展。要素在产业和区域间的自由流动是产业结构升级的重要原因,也是驱动二元经济结构转型的重要动力。发展乡村工业是农村产业融合的关键,也是让农民共享城市化、工业化成果的主要路径。工业不举,农业剩余劳动力有序转移和劳动力价值提升犹如无根之木。然而,集体产权改革强化了农民对承包地等

集体资产的私权意识,集体“统”的功能弱化,个体农户丧失集体行动的荫蔽,需单独承受来自外部要素的各项风险,特别是资本、技术与分散的小农户对接的交易成本太高,阻碍城乡要素自由流动,造成要素的扭曲错配,使得广大农村地区工业化进程举步维艰<sup>[26]</sup>。“异化小农”驱使农业、农村、农民游离于市场经济的边缘,维持着“内卷化”的简单再生产,大量务农劳动力处于隐性失业状态<sup>[27]</sup>,制约了劳动力、资本等要素的双向流动和效率的提升,加剧了城市与农村、农民与市民、工业与农业的结构性矛盾,极大制约了二元经济结构转型的进程,成为当前推动中国式现代化、实现城乡融合发展的关键性障碍。

#### 四、实证检验及其结果分析

##### (一) 计量模型、指标选择与数据说明

基于上述理论分析,为考察小农经济对二元经济结构转型的影响,构建动态面板模型进行估计,即:

$$\ln BCC_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \ln Land_{i,t} + \beta_2 \ln BCC_{i,t-1} + \rho X_{i,t} + \lambda_i + \sigma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中,下标  $i$ 、 $t$  分别表示省份与年份,  $\ln BCC_{i,t}$  为二元反差系数的对数值,代表城乡二元结构;  $\ln BCC_{i,t-1}$  为被解释变量的一阶滞后项;  $\ln Land_{i,t}$  为本文的核心解释变量,参考黄宗智<sup>[27]</sup>对小农经济的界定,采取劳均耕地面积的对数值;  $X_{i,t}$  表示影响二元经济结构的其他控制变量;  $\lambda_i$  为不可观测的个体固定效应;  $\sigma_t$  为时间固定效应;  $\varepsilon_{i,t}$  为残差项。  $\beta_1$  是核心解释变量系数,反映了劳均耕地面积对二元经济结构的影响程度。

本文运用 1978—2018 年全国 31 个省(区、市)的面板数据,主要来源于《中国统计年鉴》《新中国六十年资料汇编》《中国农村统计年鉴》以及各省(区、市)统计年鉴。模型(1)中变量选取和衡量方法说明如下:

被解释变量为二元反差系数的对数值 ( $\ln BCC$ )。参照高帆<sup>[28]</sup>的研究成果,二元反差系数测算公式为  $BCC = \frac{|Y_U/Y - L_U/L|}{2} + \frac{|Y_R/Y - L_R/L|}{2}$ , 即二元经济中农业部门和非农业部门两部门产值(或收入)比重与劳动力比重之差的绝对数的平均值,二

元反差系数与二元经济结构强度正相关,二元反差系数越大,两部门差别越大,该经济体二元经济结构越明显。同时,进一步利用二元对比系数的对数值 ( $\ln DCC$ ) 衡量二元经济结构,作为稳健性检

验,二元对比系数  $DCC = \frac{Y_U/Y}{L_U/L} \div \frac{Y_R/Y}{L_R/L}$  表示两部门比较劳动生产率的比率,二元对比系数与二元经济结构反差程度负相关,二元对比系数越大,两部门差别越小。

核心解释变量为劳均耕地面积的对数值 ( $\ln Land$ ),用耕地面积与第一产业就业人员比值衡量。

控制变量组 ( $X$ ) 主要包括:一是劳均机械化程度 ( $\ln Mech$ ),利用年末农业劳动力人均拥有的机械动力取对数表示;二是农村人力资本 ( $\ln Human$ ),采用农村劳动力平均受教育年限法,以不同受教育水平劳动人口占农村劳动力总数的比重作为权数,加权求和计算出各地区农村劳动力的平均受教育年限,并取对数用以衡量各地区农村人力资本水平;三是农村居民人均消费支出 ( $\ln Cons$ ),用农村居民人均消费支出取对数表示,同时,农村居民人均消费支出以 1978 年为基期,采用各省份农村居民消费者价格指数进行平减;四是食品市场化率 ( $Food$ ),以农村居民现金食品消费支出占农村居民食品消费支出比例表示;五是城市化率 ( $Urban$ ),利用城市常住人口占总人口比例衡量;六是农民收入结构 ( $Instr$ ),为农民家庭经营性收入占总收入的比重;七是农业种植结构 ( $Farm$ ),采用粮食作物播种面积占所有农作物总播种面积的比重表示;八是财政支农力度 ( $Gov$ ),利用各省(区、市)财政农业支出占财政总收入的比重衡量;九是农业产业集聚度 ( $Aic$ ),参考李二玲等<sup>[29]</sup>的研究,采用 10 种农作物(粮食、棉类、油料、麻类、糖料、烟草、蚕茧、蔬菜、茶叶和水果)区位熵平均值指数来衡量;十是城乡收入比 ( $Indis$ ),使用城市居民人均可支配收入与农村居民人均可支配收入比值来表示;十一是受灾率 ( $Disa$ ),以受灾面积占农作物播种面积的比重来衡量。各指标描述性统计结果如表 1 所示。

表1 主要变量的描述性统计

变量	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值	变量	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>lnBCC</i>	1 271	-1.318	0.517	-3.620	1.683	<i>Urban</i>	1 271	0.391	0.190	0.063	0.896
<i>lnDCC</i>	1 271	-1.569	0.404	-5.399	-0.438	<i>Instr</i>	1 271	58.301	22.033	0.644	119.943
<i>lnLand</i>	1 271	-0.957	0.601	-2.084	0.766	<i>Farm</i>	1 271	71.352	12.447	33.156	108.806
<i>lnMech</i>	1 271	0.363	0.881	-2.061	2.112	<i>Gov</i>	1 271	9.842	30.352	0.028	1076.782
<i>lnHuman</i>	1 271	1.805	0.357	-0.277	2.474	<i>Aic</i>	1 271	0.952	0.700	0.196	15.883
<i>lnCons</i>	1 271	6.094	0.787	4.030	8.134	<i>Indis</i>	1 271	2.627	1.356	1.000	42.328
<i>Food</i>	1 271	0.586	0.271	0.156	6.862	<i>Disa</i>	1 271	32.029	41.717	0.000	514.729

## (二) 实证结果与分析

### 1. 基准回归结果

首先,运用个体固定效应模型分析小农经济对二元经济结构转型的影响,回归结果如表2列(1)

表2 小农经济对二元经济结构转型的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>lnBCC</i>	<i>lnBCC</i>	<i>lnBCC</i>	<i>lnBCC</i>
<i>lnLand</i>	-0.513*** (0.164)	-0.453*** (0.163)	-0.687*** (0.170)	-0.220** (0.092)
<i>lnMech</i>		0.219*** (0.069)	0.273*** (0.090)	0.062 2 (0.043)
<i>lnHuman</i>		0.140 (0.125)	0.031 (0.110)	0.033 (0.046)
<i>lnCons</i>		-0.289*** (0.077)	-0.259*** (0.091)	-0.059 (0.044)
<i>Food</i>		0.068 (0.067)	0.032 (0.036)	0.006 (0.012)
<i>Urban</i>		-0.481** (0.199)	-0.317 (0.247)	-0.107* (0.053)
<i>Instr</i>		-0.001 (0.000)	0.003* (0.002)	0.001 (0.001)
<i>Farm</i>		0.001 (0.002)	0.004* (0.003)	0.002*** (0.001)
<i>Gov</i>		-0.000** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000 (0.000)
<i>Aic</i>		0.017 (0.021)	0.020 (0.018)	0.004 (0.005)
<i>Indis</i>		0.020 (0.014)	0.016 (0.010)	0.005 (0.004)
<i>Disa</i>		-0.001** (0.000)	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
<i>L.lnBCC</i>				0.712*** (0.125)
<i>Constant</i>	-1.809*** (0.157)	-0.243 (0.515)	-0.750 (0.537)	-0.487* (0.279)
省份效应	YES	YES	YES	YES
时间效应	No	No	YES	YES
<i>R-squared</i>	0.191	0.414	0.526	0.767
观测值	1 271	1 271	1 271	1 240

注:列(1)和列(2)括号中数字为稳健标准误,列(3)和列(4)中括号数字为省份聚类标准误;\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%水平上显著,下同。

所示,劳均耕地面积与二元反差系数对数值呈显著负相关关系,劳均耕地面积每增加1%,二元经济结构强度减少0.513%。其次,为进一步控制其他可能影响二元经济结构转型的因素,在列(2)中加入控制变量组,结果表明劳均耕地面积对二元反差系数有负向影响,且在1%水平上显著。紧接着,由于列(1)和列(2)控制了省份之间的差异和宏观层面的影响因素,但并未考虑随时间变化不可观测的影响因素对回归结果所造成的影响,因此,在列(3)中加入时间固定效应,结果显示劳均耕地面积与二元反差系数有显著的负向关系。最后,考虑到二元经济结构的动态变化,可能存在滞后效应,在列(4)中加入二元反差系数对数值的一阶滞后项,回归结果显著为负,这表明劳均耕地面积扩大一定程度上使两部门之间的差异变小,有利于二元经济结构的顺利转型。

### 2. 稳健性检验

为进一步验证上述基准回归结果和计量模型的稳健性,将被解释变量更换为二元对比系数的对数值来衡量,运用模型(1)的动态面板模型,考察劳均耕地面积对二元经济结构的影响,结果如表3列(1)所示,核心解释变量系数为0.176,表示劳均耕地对数值每提高1%,二元对比系数的对数值则提高0.176%。由于二元对比系数与二元反差系数成反比,因此,二元对比系数越大,两部门之间的差异越小,与上文实证结果保持一致,基准回归结果依然保持一定的稳健性。动态模型存在着动态数据结构引发的内生性问题,从而导致参数估计的偏差和非一致性,并且劳均耕地面积对二元经济结构转型产生影响的同时,两部门差异的变化也会影响农业发展和劳均耕地面积的变化,导致劳均耕地面积与二元经济结构存在双向因果关系,由此产生内生性问题。为解决部分内生性问题,表3列(2)

和列 (3) 分别使用差分 GMM 和系统 GMM 进行估计, 差分 GMM 不仅考虑了各省 (区、市) 之间的个体差异, 也避免了被解释变量滞后一

表 3 稳健性检验

	更换被解释变量	差分GMM	系统GMM
	衡量方式		
	(1)	(2)	(3)
	<i>lnDCC</i>	<i>lnBCC</i>	<i>lnBCC</i>
<i>lnLand</i>	0.176* (0.089)	-0.179* (0.091)	-0.794** (0.369)
<i>lnMech</i>	0.078** (0.036)	-0.040 (0.505)	-0.134 (0.091)
<i>lnHuman</i>	0.091 (0.073)	0.246 (0.471)	0.565** (0.238)
<i>lnCons</i>	0.033 (0.034)	-0.070 (0.252)	-0.048 (0.106)
<i>Food</i>	-0.028 (0.028)	-0.006 (0.051)	0.014 (0.051)
<i>Urban</i>	0.160 (0.122)	-0.005 (0.759)	-0.100 (0.358)
<i>Instr</i>	0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)	0.001 (0.001)
<i>Farm</i>	-0.001 (0.001)	-0.003 (0.024)	0.003 (0.004)
<i>Gov</i>	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
<i>Aic</i>	0.005 (0.006)	0.003 (0.039)	0.000 (0.020)
<i>Indis</i>	-0.004 (0.004)	0.001 (0.001)	0.001 (0.006)
<i>Disa</i>	-0.000*** (0.000)	0.000 (0.001)	0.001 (0.001)
<i>L.lnDCC</i>	0.619*** (0.174)		
<i>L.lnBCC</i>		0.410* (0.216)	0.627*** (0.149)
<i>Constant</i>	-1.058* (0.617)	-0.652 (1.031)	-1.648 (1.159)
省份效应	YES	-	-
时间效应	YES	-	-
<i>R-squared</i>	0.671	-	-
AR(2)检验 <i>p</i> 值	-	0.856	0.384
Sargan检验 <i>p</i> 值	-	1.000	1.000
观测值	1 240	1 178	1 178

注: 列(1)括号中数字为省份聚类标准误, 列(2)和列(3)括号中数字为稳健标准误; AR(2)统计量用于考察一次差分残差序列是否存在二阶自相关, 其原假设为不存在自相关; Sargan检验用来检验矩条件是否存在过度识别, 其零假设为过度识别检验是有效的, 也就是模型的工具变量设定是有效的。

期的内生性所产生的偏误。然而, 相比差分 GMM, 系统 GMM 模型在一阶差分方程的基础上引入原始水平方程, 将水平变量作为其一阶差分滞后项的工具变量, 从而较好地解决了弱工具变量的问题, 且系统 GMM 通过构造水平值的滞后项和差分变量的滞后项增加了工具变量的个数, 具有更好的有限样本性质, 也能较好地解决数据序列相关问题<sup>[30,31]</sup>。两种广义矩估计模型的估计结果表明, 在克服了一部分内生性问题后, 劳均耕地面积对二元经济结构转型依然具有显著正向影响。

### 3. 地区异质性分析

由于中国不同区域地形地貌、气候、产业结构、经济社会及城乡发展水平等方面存在一定差异, 因此有必要讨论劳均耕地面积对二元经济结构转型的区域差异性影响。具体地, 考察东部、中部以及西部地区劳均耕地面积与二元反差系数对数值之间的关系。从表 4 列 (1) 可以看出, 劳均耕地面积对东部地区的二元经济结构有显著负向影响, 劳均耕地面积对数值每提高 1%, 东部地区二元反差系数对数值便降低 0.259%, 劳均耕地面积的提高使得两部门差距变小; 表 4 列 (2) 表明, 中部地区的劳均耕地面积与二元经济结构呈负相关关系, 劳均耕地面积对数值每增加 1%, 二元反差系数对数值则降低 0.079%, 劳均耕地面积的提高使得两部门差距有所缩小; 表 4 列 (3) 为西部地区劳均耕地面积对二元经济结构的影响, 结果显示劳均耕地面积对二元反差系数对数值有负向作用, 但统计学意义上并不显著。

表 4 区域异质性分析

	东部	中部	西部
	(1)	(2)	(3)
<i>lnLand</i>	-0.259*** (0.069)	-0.079** (0.024)	-0.166 (0.102)
控制变量	YES	YES	YES
省份效应	YES	YES	YES
时间效应	YES	YES	YES
<i>R-squared</i>	0.947	0.915	0.384
观测值	400	240	480

注: 列(1)至列(3)括号中数字为省份聚类标准误。

## 五、结论及政策建议

本文从刘易斯的二元经济模型出发, 在剖析中

国二元经济结构转型的非典型特征基础上,研究小农经济对二元经济结构转型的阻滞作用,并进行实证检验,主要得出以下结论:

(1) 中国跨越“刘易斯转折点”后,城乡收入差异持续扩大,剩余劳动力无限供给和劳动力结构性短缺并存,农业现代化严重滞后于工业化,工业与农业、城市与乡村的差距日渐拉大,凸显出与刘易斯二元经济模型相悖的非典型特征。

(2) 从当前农村生产关系来看,生产资料所有制以公有私营为主导,生产经营以半封闭式的家庭经营为主体,交换方式以半自足半商品化为特征,分配方式以工资性收入为主要来源,始终未逃脱小农经济“窠臼”。在当前生产力高度发展的条件下,小农表现出生产资料所有制、农业生产经营方式、人地关系的三重异化,阻滞农业现代化、农民职业化和农村工业化的发展,成为制约二元经济结构转型的重要障碍。

(3) 构建动态面板模型,选取劳均耕地面积和二元反差系数等指标数据,实证检验小农经济对二元经济结构转型的影响。基准回归结果显示,劳均耕地面积与二元反差系数有显著的负向关系;通过稳健性检验,在克服了一部分内生性问题后,劳均耕地面积与二元对比系数有显著的正向关系;考虑区域差异因素,东部、中部地区的劳均耕地面积与二元反差系数呈现明显的负相关关系。

在推进中国式现代化的新征程中,实现二元经济结构顺利转型,必须加快改造小农经济。为此,提出以下政策建议:

一是重构农村集体产权结构。深化农地“三权分置”改革,在法律法规中明确集体所有权构造体系的立法表达,做实集体所有权功能,资本化或股份制改造承包权,将经营权优先流转至农民集体,或通过农民集体建立土地银行等方式进行统筹,改变经营权直接由小农承包派生路径,从根本上变革分户承包经营的小农经济格局。二是通过农民集体发展适度农业规模经营。立足当地农情民情,通过农地产权改革,发挥农村集体经济组织或村委会作用,有序引导农地向种植大户、家庭农场、农民合作社等新型农业经营主体流转,实现小农生产向规模化、集约化生产经营方式转型,帮助小农户融入现代农业社会分工体系并分享外部规模经济效益;

着力破除阻滞城乡要素自由流动的藩篱,加快培育农业社会化服务组织,加快建立互联互通的农村产权交易市场,在强化农地用途管制基础上有序引导工商资本下乡,为农业规模化经营提供市场和资源要素支撑。三是改变人地捆绑的束缚关系。逐步健全农民承包地退出机制,做好分阶段、分层次实施的政策方案,完善相关的配套保障制度,如养老保险制度、医疗保险制度、最低生活保障制度等。持续推进城乡基本公共服务均等化,加强对农村公共资源供给,引导优质的医疗、卫生、教育等资源向农村基层下沉,不断弱化承包地的社会保障功能。加强对农村转移人口的职业技能培训,切实提高农村转移人口市民化的质量,为加快推进中国式现代化进程积势蓄能。

#### 注释:

① 数据来源:2022年《中国统计年鉴》。

#### 参考文献

- [1] 康金莉. 20世纪中国二元经济模式变迁与比较研究——基于三农视角[J]. 财经研究, 2017, 43(9): 98-109.
- [2] 孙小雨. 对刘易斯理论的两可可能的解释——兼评关于中国经济转型的争论[J]. 政治经济学评论, 2017, 8(1): 109-146.
- [3] 周健, 张桂文. 中国二元经济结构转型的特殊性及其评估指标体系构建[J]. 经济问题探索, 2018(4): 1-8, 53.
- [4] 杨笋, 刘贯春, 刘放. 金融发展与二元经济结构失衡: 基于要素配置的新视角[J]. 管理评论, 2020, 32(11): 48-65.
- [5] 王志强, 孟丽莎. 我国城乡二元金融与二元经济关系的实证研究[J]. 中南财经政法大学学报, 2014(4): 58-64, 159.
- [6] 谷慎, 马湛宸. 金融发展与城乡二元经济结构转换——基于动态面板数据模型的实证分析[J]. 统计与信息论坛, 2019(9): 61-69.
- [7] 王颂吉, 白永秀. 城乡要素错配与中国二元经济结构转化滞后: 理论与实证研究[J]. 中国工业经济, 2013(7): 31-43.
- [8] 柏培文, 杨志才. 中国二元经济的要素错配与收入分配格局[J]. 经济学(季刊), 2019, 18(2): 639-660.
- [9] 林晨. 价格管制、要素流动限制与城乡二元经济——基于历史投入产出表的理论和实证研究[J]. 农业经济问题, 2018(5): 70-79.

- [10] 李勇. 刘易斯拐点、资本非农化倾向和二元经济结构转化[J]. 当代经济科学, 2016(4): 98-106, 127.
- [11] 张军涛, 游斌, 朱悦. 农村劳动力流动对城乡二元经济结构转化的影响——基于经济增长中介效应的分析[J]. 经济问题探索, 2021(6): 125-137.
- [12] 高小明, 郭剑雄. 农村人口转型对二元经济结构收敛的影响——基于引入劳动力供给数量与质量因素的二元经济收敛模型的分析[J]. 商业研究, 2019(6): 129-138.
- [13] 任燕妮, 李录堂. 信息技术对我国城乡二元经济结构的影响机理探析[J]. 湖北社会科学, 2016(4): 99-105.
- [14] 陈慧女. 农民合作经济组织发展与城乡二元经济结构转换[J]. 求索, 2014(9): 35-39.
- [15] 刘守英, 王一鸽. 从乡土中国到城乡中国——中国转型的乡村变迁视角[J]. 管理世界, 2018, 34(10): 128-146, 232.
- [16] 张海鹏. 中国城乡关系演变70年: 从分割到融合[J]. 中国农村经济, 2019(3): 2-18.
- [17] 干春晖, 王强. 改革开放以来中国产业结构变迁: 回顾与展望[J]. 经济与管理研究, 2018, 39(8): 3-14.
- [18] 贺雪峰. 关于“中国式小农经济”的几点认识[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2013, 13(6): 1-6.
- [19] 习近平. 加快建设农业强国 推进农业农村现代化[J]. 求是, 2023(6): 4-17.
- [20] 白永秀. 城乡二元结构的“中国视角”: 形成、拓展、路径[J]. 学术月刊, 2012, 44(5): 67-76.
- [21] 中共中央马克思恩格斯列宁斯大林著作编译局. 马克思资本论: 第三卷[M]. 北京: 人民出版社, 1975: 910.
- [22] 杜鹰. 小农生产与农业现代化[J]. 中国农村经济, 2018(10): 2-6.
- [23] 洪仁彪, 张忠明. 农民职业化的国际经验与启示[J]. 农业经济问题, 2013, 34(5): 88-92, 112.
- [24] 免平清, 何钧力. 中国农民职业化现状及其影响因素——基于中国综合社会调查(CGSS2010)的分析[J]. 武汉大学学报(哲学社会科学版), 2015, 68(4): 120-128.
- [25] 马晓河, 杨祥雪. 城乡二元结构转换过程中的农业劳动力转移——基于刘易斯第二转折点的验证[J]. 农业经济问题, 2023(1): 4-17.
- [26] 冯道杰, 程恩富. 从“塘约经验”看乡村振兴战略的内生实施路径[J]. 中国社会科学院研究生院学报, 2018(1): 22-32.
- [27] 黄宗智. 中国小农经济的过去和现在——舒尔茨理论的对错[J]. 中国乡村研究, 2008(1): 267-287.
- [28] 高帆. 中国各省区二元经济结构转化的同步性: 一个实证研究——兼论地区经济结构转变与经济增长差距的关联性[J]. 管理世界, 2007(9): 27-36, 47.
- [29] 李二玲, 庞安超, 朱纪广. 中国农业地理集聚格局演化及其机制[J]. 地理研究, 2012, 31(5): 885-898.
- [30] 雷根强, 蔡翔. 初次分配扭曲、财政支出城市偏向与城乡收入差距——来自中国省级面板数据的经验证据[J]. 数量经济技术经济研究, 2012, 29(3): 76-89.
- [31] 李德山, 张郑秋. 环境规制对城市绿色全要素生产率的影响[J]. 北京理工大学学报(社会科学版), 2020, 22(4): 39-48.

责任编辑: 曾凡盛