

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

张军涛^a 游斌^a 朱悦^{b1}

(东北财经大学:a. 公共管理学院;

b. 经济与社会发展研究院, 辽宁 大连 116025)

【摘要】: 立足于中国城乡融合发展的现实要求, 本文就农村劳动力流动对城乡二元经济结构转化的影响机制和传导路径进行系统考察。基于 1989~2018 年 31 个省(自治区、直辖市)面板数据, 运用空间面板杜宾模型(SDM)对农村劳动力流动影响城乡二元经济结构转化的效应进行回归分析; 运用中介效应模型检验农村劳动力流动影响城乡二元经济结构转化的具体渠道。研究发现: 城乡二元经济结构转化具有显著的空间相关性, 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; 全国及西部地区农村劳动力流动对城乡二元经济结构转化的影响为显著的抑制作用, 而东部、中部和东北地区则体现为显著的促进作用; 农村劳动力流动通过经济增长渠道对城乡二元经济结构转化的间接影响具有“先抑制后促进”的变化特征, 全国及中部、西部和东北地区的中介效应仍处于抑制阶段, 而东部地区的中介效应已经发挥促进作用。

【关键词】: 城乡二元经济结构 劳动力流动 经济增长 中介效应

【中图分类号】: F323.8 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1006—2912(2021)06—0125—13

一、引言

改革开放以来中国经济快速增长, 不仅显著提升了国家的经济实力和综合国力, 而且极大地改善了城乡居民的收入水平和生活状态。但是, 不可否认的是城乡二元经济结构特征依然突出。一方面, 城乡二元经济结构并没有随着经济增长不断转化, 呈现出持续性波动甚至阶段性强化的态势(高小明等, 2020)^[1]。另一方面, 城乡二元经济结构呈现空间上的非均衡状态, 不同区域的城乡二元经济结构并不是沿着同一条平滑的曲线持续转化(高帆, 2007)^[2]。在城乡融合发展形势下, 深入探讨城乡二元经济结构转化问题具有重要的理论意义和现实意义。

在现有城乡二元经济结构转化研究中, 农村劳动力流动对城乡二元经济结构转化的影响仍然存在争议。部分学者认为农村劳动力在传统部门和现代部门之间的流动是发展中国家城乡二元经济结构转化的重要特征(李勇, 2017)^[3]。农村劳动力流动不仅

¹**作者简介:** 张军涛(1963-), 男, 河北石家庄人, 东北财经大学公共管理学院教授、博士生导师, 研究方向: 区域经济发展;

游斌(1989-), 男, 湖南娄底人, 东北财经大学公共管理学院博士研究生, 研究方向: 城乡和区域经济发展;

朱悦(1994-), 女, 黑龙江齐齐哈尔人, 东北财经大学经济与社会发展研究院博士研究生, 研究方向: 城市经济。

基金项目: 国家自然科学基金项目“新型城镇化的空间效应与区域政策工具组合创新”(41571121), 项目负责人: 张军涛; 辽宁省教育厅人文社科研究项目“农业转移人口市民化政策绩效评价、时空影响效应及优化路径”(LN2019J02), 项目负责人: 曹煜玲

可以减少劳动力资源的浪费,提高传统部门的劳动生产率;而且通过劳动力流动带来的收入回流效应可以增加传统部门的资本积累,促进农业技术进步,有助于缩小城乡经济发展差距(秦海林等,2012)^[4]。但是,也有学者指出,农村劳动力是非均质的,由于户籍制度的限制,只有人力资本高的农村劳动力才有可能通过这种“制度筛选”实现稳定的职业转化,这种流动势必会造成农村人力资本和物质资本的同步流失,从而削弱其经济持续发展的基础,抑制城乡二元经济结构转化(李实,2003;蔡昉,2005;严浩坤等,2008)^[5-7]。

农村劳动力流动对经济增长的正向促进作用得到了多数学者的验证(徐建国等,2016;伍山林,2016)^[8-9]。王勇胜等(2008)运用时间序列方法进行实证研究后认为,农村劳动力流动与经济增长具有长期稳定的协整关系,且互为格兰杰因果关系^[10]。刘秀梅等(2005)通过建立生产函数,验证了农村劳动力从农业向非农产业转移改善了农村劳动力的边际生产力,促进了国民经济增长^[11]。杨晓军(2012)通过构建城乡三部门经济下的劳动力配置效应模型,发现农村劳动力的非农转移对于经济增长贡献较大^[12]。经济增长需要大量的劳动力要素投入,即经济增长本身离不开农村劳动力流动的支持。这又引出了另外一个重要问题,即农村劳动力流动除了对城乡二元经济结构转化具有直接的促进作用外,是否还会通过促进经济增长对城乡二元经济结构转化产生间接影响?即是否存在“要素流动→经济增长→城乡二元经济结构转化”的作用路径。

城乡二元经济结构是伴随经济发展的必然现象,而城乡二元经济结构转化实质上就是一个经济增长过程(孙致陆,2008)^[13]。城乡二元经济结构转化能够促进要素流动和市场拓展,是经济增长的重要驱动力;而经济增长能够通过极化效应和涓滴效应对城乡二元经济结构产生影响(张纯记,2010)^[14]。大多数研究都支持经济增长会抑制城乡二元经济结构转化的结论。例如,党艳(2010)研究发现,城乡二元经济结构与经济增长存在单向的格兰杰因果关系,即城乡二元经济结构转化可以促进经济增长,而经济增长在一定程度上导致城乡二元经济结构强化^[15]。王德文(2005)研究发现,1990~2003年的经济增长扩大了城乡收入差距,原因在于1990年以来的经济增长没有产生收入均等化效应,经济高速增长带来的成果并没有通过收入扩散机制使城乡居民平等分享^[16]。也有部分学者认为,经济增长与城乡二元经济结构转化存在非线性关系,具有一定程度的库兹涅茨曲线特征(尹恒等,2005;张继良等,2009)^[17,18]。

综上所述,学者们对农村劳动力流动、经济增长与城乡二元经济结构转化的关系进行了大量研究,为进一步的研究提供了有益启发和重要素材。但是,已有研究忽略了地区之间农村劳动力流动、经济增长与城乡二元经济结构转化可能存在的空间效应,且停留于两两之间相互关系的研究,难以透视农村劳动力流动影响城乡二元经济结构转化的具体路径和机制。本文基于城乡二元经济结构转化空间异质性的事实,利用中国大陆31个省(自治区、直辖市)1989~2018年的面板数据,通过构建空间面板杜宾模型(SDM)检验农村劳动力流动与城乡二元经济结构转化的关系,运用中介效应模型,从经济增长的视角检验农村劳动力流动影响城乡二元经济结构转化的传导机制。

二、作用机制与研究假设

(一)农村劳动力流动对城乡二元经济结构转化的作用机制

在由Lewis(1954)提出并经费景汉和拉尼斯(1961)完善后形成的“刘—费—拉模型”中,发展中国家并存着以农业为代表的传统部门和以工业为代表的现代部门,而传统部门蕴含着近乎无限供给的剩余劳动力。由于两个部门之间存在劳动生产率和回报率的差距,现代部门能够以低工资从传统部门吸纳劳动力,从而在工资和生产率之间获得利润并扩大再生产,传统部门剩余劳动力则进一步流出。随着工业部门边际报酬递减,传统部门的边际生产率不断上升,两个部门的劳动生产率逐步收敛,最终实现从二元结构向一元结构的转化(朱天星等,2020)^[19]。

需要注意的是,“刘—费—拉模型”在强调通过农村劳动力跨部门流动实现城乡二元经济结构转化时实则隐含着一系列假设,如农村劳动力都是均质的,劳动力市场运行顺畅(或交易成本为零),农村劳动力流动能够实现“职业和身份”的同步转化(高帆,2012)^[20]。然而,这些假设与现阶段中国的实际情况存在一定的距离。农村劳动力是非均质的,存在人力资本和物质资本的

差异，考虑到一直以来较为严格的户籍管理制度，农村劳动力在流动过程中的自我选择性不应被忽视，应当将包括户籍制度在内的相关制度性障碍视为农村劳动力流动的“准入门槛”。只有人力资本较高，或者具备一定物质资本的农村劳动力才有可能克服制度性障碍实现跨部门流动，而且身份的转化显著滞后于职业的转化。当农村劳动力从传统部门向现代部门、从农村向城镇流动时，虽然通过劳动力的边际收益递减机制在一定程度上促进了地区经济收敛，但也造成了农村人力资本和物质资本流失，进一步扩大了两个地区物质资本和人力资本积累的差距；而后一种效应会促使城乡经济发展差距持续扩大。据此，提出以下假设：

H₁:农村劳动力流动抑制城乡二元经济结构转化。

(二)农村劳动力流动对经济增长的作用机制

新古典增长方程给出了经济增长因素分析的基本框架，在此框架内经济增长的主要源泉来自资本、劳动力和以技术进步为主体的综合要素的投入，以及生产效率的提高。农村劳动力流动能够激活由于农村产业就业吸纳能力有限而产生的“剩余劳动力”，有助于实现资源的有效配置，促进农村和城镇的经济发展。对于劳动力流入地而言，可以增加劳动力总量，缓解劳动力短缺问题，降低劳动力使用成本，产生集聚效应，使得生产扩大化。对于劳动力流出地而言，一方面，农村劳动力保有量的减少能够提高农村劳动力的收益率，通过资源优化配置提高人均收入水平；另一方面，农村劳动力的流动具有逐利性，农村劳动力通过流动能够获得更高的回报率，从而提高农村居民的收入水平，而收入水平提高又能够激励农村居民更加注重人力资本和物质资本投资，有利于农村经济的长远发展。总体而言，农村劳动力从低效率的农业部门转向高效率的非农业部门能够消除地区间的壁垒，提高资源配置效率和全社会的总体劳动生产率，进而推动经济增长。据此，提出以下假设：

H₂:农村劳动力流动促进经济增长。

(三)经济增长对城乡二元经济结构转化的作用机制

缪尔达尔(1957)在系统阐述区域经济不平衡发展时提出了循环累积理论，认为经济发展过程在空间上并不是同时产生和均匀扩散的，而是从一些条件较好的区域开始，一旦这些区域由于初始优势而比其他区域超前发展，将不断积累有利因素继续超前发展，进一步加剧区域间经济的不平衡。城乡经济发展非均衡是区域经济不平衡的主要形式，因此，循环累积理论对经济增长与城乡二元经济结构转化具有一定的解释力。城镇地区一方面容易形成集聚效应，降低交易成本，提高劳动生产率；另一方面，能够有更多的资本用于提高人力资本和物质资本，改善生产和生活条件，开展技术创新和研发活动，总体上表现为一种正反馈运动。农村地区乡镇企业由于缺乏竞争力发展缓慢，对高人力资本劳动力的需求降低，劳动力收入水平普遍较低；加之资本的“趋利性”，造成农村地区资本匮乏，缺乏经济增长动力，总体上表现出一种负反馈运动。基于此，本文认为在市场机制的作用下，城镇地区在正反馈效应作用下将获得更快增长；而农村地区则由于负反馈效应将逐步衰落，最终导致城乡经济差距扩大。据此，提出以下假设：

H₃:经济增长抑制城乡二元经济结构转化。

三、模型设定、变量定义与数据来源

(一)模型设定

1. 主效应研究——农村劳动力流动对城乡二元经济结构转化的影响。

为检验 H₁，构建农村劳动力流动与城乡二元经济结构转化的空间面板杜宾模型(SDM)，借以探究考虑空间异质性条件下农村劳

动力流动对城乡二元经济结构转化的影响。基准回归模型为：

$$Ures_{i,t} = c_0 + c_1 Urlm_{i,t} + c_2 X_{control_{i,t}} + c_3 WUres_{i,t} + c_4 WUrlm_{i,t} + c_5 WX_{control_{i,t}} + \varepsilon \quad (1)$$

其中， $Ures_{i,t}$ 为因变量，表示城乡之间劳动生产率的差异和劳动力配置结构的差异； $Urlm_{i,t}$ 表示劳动力流动； $X_{control_{i,t}}$ 表示其他控制变量； W 为所选取的空间权重矩阵。

2. 影响机制分析——经济增长的中介效应。

将规范的中介效应检验三步法与空间计量模型相结合，考察经济增长是否在农村劳动力流动影响城乡二元经济结构转化的过程中存在中介效应。在式(1)的基础上构建模型(2)，检验农村劳动力流动对经济增长的影响；构建模型(3)检验经济增长对城乡二元经济结构转化的影响。

$$\begin{aligned} Ecod_{i,t} &= a_0 + a_1 Urlm_{i,t} + a_2 X_{control_{i,t}} + a_3 WEcod_{i,t} + a_4 WUrlm_{i,t} + a_5 WX_{control_{i,t}} + \varepsilon \quad (2) \\ Ures_{i,t} &= c'_0 + c'_1 Urlm_{i,t} + b_1 Ecod_{i,t} + c'_2 X_{control_{i,t}} + c'_3 WUres_{i,t} + c'_4 WUrlm_{i,t} + b_2 WEcod_{i,t} + c'_5 WX_{control_{i,t}} + \varepsilon \quad (3) \end{aligned}$$

其中， $Ecod$ 为中介变量，表示经济增长。根据中介效应检验流程，首先，若式(1)中农村劳动力流动($Urlm$)对城乡二元经济结构($Ures$)存在显著性影响，即回归系数 c_1 显著，则证明中介效应可能存在；其次，若式(2)中农村劳动力流动($Urlm$)对经济增长($Ecod$)的回归系数 a_1 显著，且式(3)中经济增长($Ecod$)对城乡二元经济结构($Ures$)回归系数 b_1 显著，则证明中介效应显著存在；最后，若式(3)中农村劳动力流动($Urlm$)对城乡二元经济结构($Ures$)的回归系数 c'_1 显著，则证明存在部分中介效应，若 c'_1 不显著，则表明存在完全中介效应。

(二)变量定义及计算处理

被解释变量。参照既有研究，本文的被解释变量城乡二元经济结构($Ures$)表示城乡之间劳动生产率的差异和劳动力配置结构的差异，以综合二元反差指数表征(高帆，2007；党艳，2010；钟海燕等，2014)^[2,15,21]。综合二元反差指数越大，城乡二元经济结构的强度越大，城乡之间经济发展差距也就越大。

核心解释变量。本文的核心解释变量为农村劳动力流动($Urlm$)。农村劳动力流动是指农村剩余劳动力为了获得更多收益、追求报酬最大化，发生空间的流转或者职业的转化。现阶段的主要特点是这些流动的农村劳动力尚未完成身份的转化，以城镇就业人口与乡村就业人口比值来表征(秦海林等，2012)^[4]。

中介变量。考察经济增长在农村劳动力流动作用于城乡二元经济结构转化过程中是否具有中介效应是本文的重要内容。经济增长($Ecod$)从总量角度看，是指一个经济体所生产的物质产品和劳务在一定时期内持续增长；从人均或劳均角度看，则是指一定时期内人均或劳均产出在一定时期内的持续增加(陈芳，2011)^[22]。由于人均或劳均经济增长排除了人口数量差别的影响，更能反映经济发展以及人民的富足程度。本文以人均实际国内生产总值来衡量，利用国内生产总值指数对人均 GDP 进行平减，消除价格因素的影响(钞小静等，2014)^[23]。

控制变量。鉴于城镇化水平、物质资本投资、人力资本、贸易出口、产业结构合理化都会对城乡二元经济结构转化产生影响，故将上述变量作为控制变量。城镇化水平 (Urb1) 以城镇常住人口与常住人口总数的比值衡量；物质资本投资 (Phci) 以全社会固定资产投资占 GDP 的比值来表征(秦海林等，2012)^[4]；人力资本 (Educ) 以 6 岁以上人口平均受教育年数来衡量(盛斌等，2011)^[24]；贸易出口 (Open) 以各省(自治区、直辖市)按货物来源地的贸易出口额占地区 GDP 之比来衡量，贸易出口额按当年人民币对美元汇率的中间价折合成以人民币为单位(秦海林等，2012)^[4]；产业结构合理化 (Indr) 通过改进的泰尔指数衡量地区产业结构合理化程度，Indr 越小表明区域内产业结构耦合质量越高，经济发展越趋于均衡化；Indr 越大表明该区域产业结构越不合理(林春艳等，2016)^[25]。表 1 报告了主要变量的描述性统计结果。

表 1 主要变量描述性统计结果

变量	指标名称	平均值	标准偏差	最小值	最大值	样本量
Ures	城乡二元经济结构	0.68	0.51	-0.84	2.05	930
Urb1	城镇化水平	-0.93	0.45	-2.14	-0.11	930
Urb1m	劳动力流动	-0.54	0.80	-2.00	2.76	930
Ecod	经济增长	8.14	1.00	5.97	10.71	930
Educ	人力资本	2.02	0.24	-0.25	2.53	930
Open	贸易出口	-2.40	0.92	-4.77	-0.06	930
Phci	物质资本投资	-0.78	0.49	-1.88	0.45	930
Indr	产业结构合理化	-0.55	0.75	-3.61	1.15	930

(三)数据来源

本文所采用的数据主要来自《中国统计年鉴》和各省(自治区、直辖市)的统计年鉴，受教育年限数据来自《中国劳动统计年鉴》；考察期间为 1989~2018 年，考察样本为中国大陆 31 个省(自治区、直辖市)。为消除价格因素变动的影响，相关的经济指标数据均折合成 1978 年的可比价进行计算。将所有数据进行取对数运算，以提高数据的可对比性，降低数据空间异方差的影响。

(四)计量模型空间权重矩阵选择

地理距离权重矩阵不仅能够反映距离较近但地理不邻接省域之间的相互影响，而且根据空间距离赋值更契合地理学第一定律，即两个省域空间距离越近，经济社会发展联系越紧密，权重也就越大。因此，本文选择各个省份之间距离平方的倒数作为空间权重矩阵，即：

中国的省会城市绝大多数就是所在省份的首位城市，承担着政治、经济、文化和交通中心的职能。因此，选择省会城市作为所在省份的中心位置具有一定的合理性。其中， d_{ij} 为第 i 个省的省会城市与第 j 个省的省会城市之间的球面距离，以此来表征两个省域的空间距离。为验证空间距离权重矩阵选择结果的稳健性，进一步选择各个省份之间的邻接性确定空间权重矩阵 W_{ij} 作为对照，若 i 地区与 j 地区存在边界上的邻接关系，则赋予权重 W_{ij} 为 1，否则为 0。

四、实证结果分析

(一) 空间相关性检验

在采用空间计量模型进行实证检验之前，首先采用莫兰指数法对研究样本期内农村劳动力流动(Ur1m)、经济增长(Ecod)与城乡二元经济结构(Ures)进行空间相关性检验，结果如图 1 所示。1989~2018 年间，全局莫兰指数全部为正，除个别年份农村劳动力流动只能通过 10%显著性水平的检验，其余均通过 1%显著性水平的检验。这表明三个指标存在显著的空间正相关性，呈现出一定程度的空间集聚态势。其中，农村劳动力流动存在正的空间相关性，说明邻近省域劳动力流动能够促进本省域劳动力流动；经济增长存在正的空间相关性，意味着邻近省域的经济增长有利于促进本省域的经济增长；城乡二元经济结构存在正的空间相关性，表明邻近省域的城乡二元经济结构转化有助于促进本省域的城乡二元经济结构转化。

值得注意的是，图 1 中农村劳动力流动的正空间相关性从 2010 年开始快速减弱。可能的原因是，随着区域重大发展战略的提出和实施，劳动密集型产业和资源密集型产业加速向中西部地区转移，农村劳动力倾向于选择在本省域或邻近省域就业。王青(2020)通过对比 1990~2015 年中国人口跨省流动规模也有类似发现，即 2010 年以前人口跨省流动的规模呈现上升趋势，但是从 2010 年开始人口明显出现回流，跨省流动的人口规模显著下降^[26]。

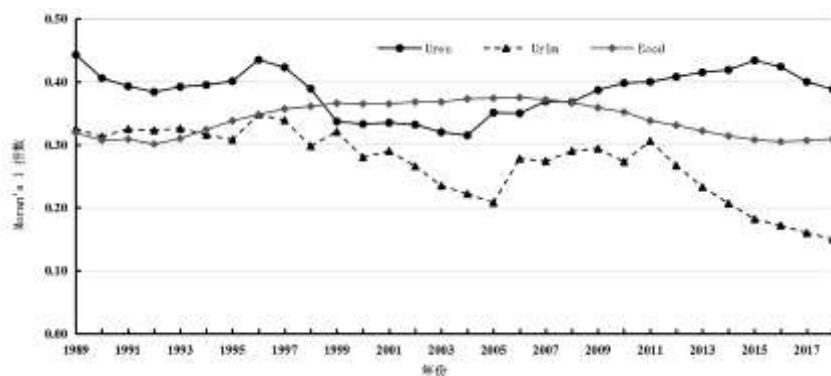


图 1 1989~2018 年劳动力流动、经济增长和城乡二元经济结构的全局 Moran' sI 指数

为了更直观地展现中国农村劳动力流动、经济增长和城乡二元经济结构转化的空间集聚性及其时空演变情况，以 1989 和 2018 年 2 个时间断面为节点绘制莫兰指数散点图。从图 2-a 中可以看出，1989 年农村劳动力流动的莫兰指数基本都集中在第一和第三象限，2018 年在第二和第四象限的散点明显增多，表明农村劳动力流动的正向空间相关性正在显著减弱。从图 2-b、图 2-c 中可以看出，无论是 1989 年还是 2018 年，经济增长和城乡二元经济结构的莫兰指数散点基本都集中在第一和第三象限，呈现出显著的 HH 和 LL 空间集聚特征，表明二者存在稳定的正空间相关性。

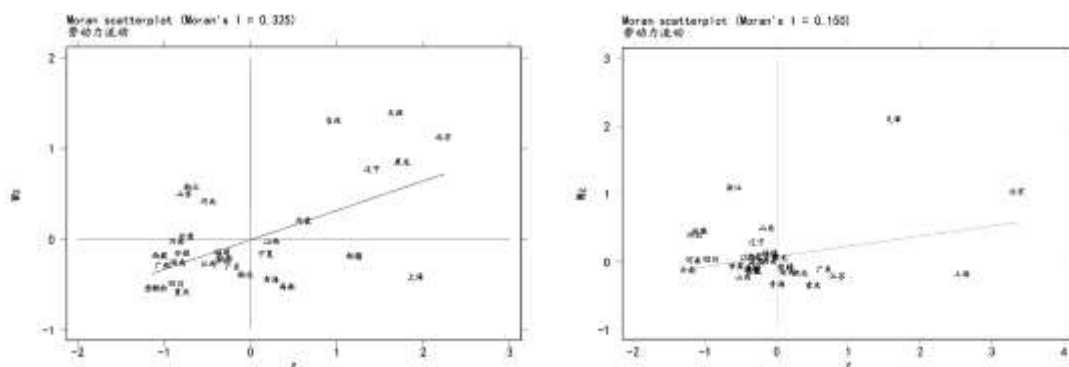


图 2-a1989 年和 2018 年劳动力流动莫兰指数散点图

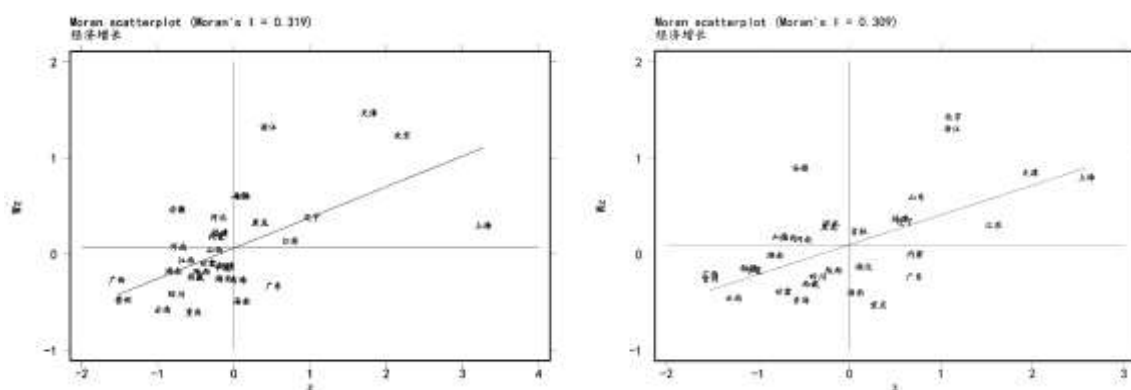


图 2-b1989 年和 2018 年经济增长莫兰指数散点图

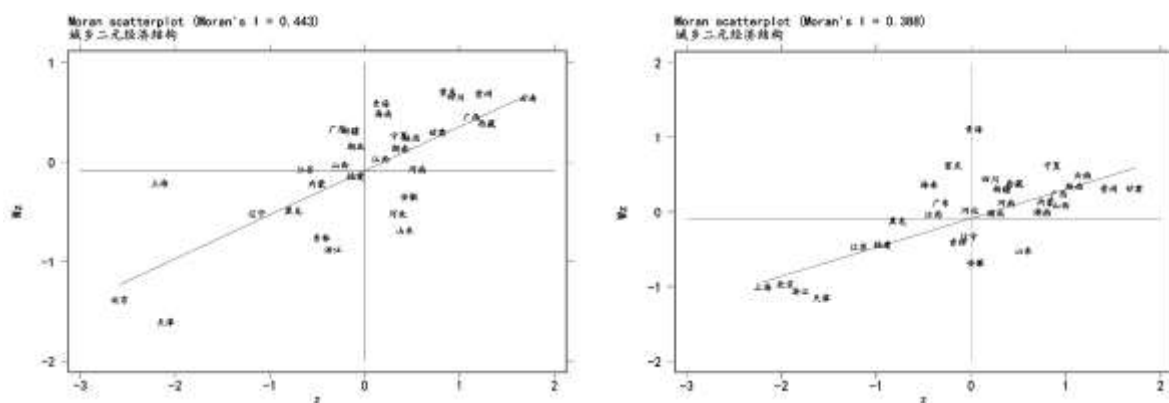


图 2-c1989 年和 2018 年城乡二元经济结构莫兰指数散点图

(二)空间计量分析

现有关于农村劳动力流动与城乡二元经济结构转化关系的研究往往忽略区域相关性，这类研究可能引致测算结果的估计偏误。为此，本文在考虑区域经济发展空间相关性的基础上，分别建立空间面板滞后模型(SAR)、空间面板误差模型(SEM)和空间面板杜宾模型(SDM)，探究农村劳动力流动对城乡二元经济结构转化的影响。基于普通空间面板杜宾模型的 Hausman 检验结果显示，相较于随机效应模型，所选用的空间面板杜宾模型更适合固定效应估计；并且为消除个体差异所导致的估计偏误，选用空间固定效应模型进行后续的参数估计。表 2 报告了农村劳动力流动(Ur1m)与城乡二元经济结构转化(Ures)之间关系的回归结果：如模型(1)、(2)、(5)和(6)所示，农村劳动力流动的系数均为正，且在(5)和(6)中分别满足 10%和 1%的显著性水平，这表明农村劳动力流动扩大了城乡经济发展差距，显著抑制了城乡二元经济结构转化。在全国层面基本验证了 H_1 ，同时也证明可能存在中介效应。

表 2 农村劳动力对城乡二元经济结构转化影响的回归结果

	SAR	SEM	SDM
--	-----	-----	-----

	W ₁	W ₂	W ₁	W ₂	W ₁	W ₂
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Ures	Ures	Ures	Ures	Ures	Ures
Ur1m	0.0155 (0.0159)	0.0112 (0.0163)	-0.0189 (0.0155)	-0.0138 (0.0160)	0.0290* (0.0167)	0.0522*** (0.0173)
Educ	0.0030 (0.0302)	0.00617 (0.0306)	-0.0315 (0.0336)	-0.0081 (0.0328)	-0.0899** (0.0361)	-0.0805** (0.0355)
Urbl	-0.0854*** (0.0164)	-0.0920*** (0.0165)	-0.1149*** (0.0179)	-0.1243*** (0.0192)	-0.1319*** (0.0179)	-0.1527*** (0.0174)

续表 2

	SAR		SEM		SDM	
	W ₁	W ₂	W ₁	W ₂	W ₁	W ₂
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Ures	Ures	Ures	Ures	Ures	Ures
Open	-0.0181** (0.0090)	-0.0168* (0.0091)	-0.0151 (0.0098)	-0.0140 (0.0099)	-0.0043 (0.0101)	-0.0026 (0.0097)
Phci	-0.0793*** (0.0127)	-0.0918*** (0.0125)	-0.1055*** (0.0135)	-0.1048*** (0.0135)	-0.0990*** (0.0167)	-0.1199*** (0.0165)
Indr	0.4233*** (0.0148)	0.4209*** (0.0152)	0.4203*** (0.0157)	0.4235*** (0.0161)	0.4046*** (0.0148)	0.3911*** (0.0146)
W*Ur1m					-0.0740** (0.0321)	-0.1343*** (0.0288)
W*Educ					0.0378 (0.0510)	-0.0486 (0.0477)
W*Urbl					0.2122*** (0.0399)	0.2511*** (0.0284)
W*Open					-0.0653*** (0.0182)	-0.0443*** (0.0148)
W*Phci					-0.0045	0.00741

					(0.0297)	(0.0250)
W*Indr					0.0886** (0.0378)	0.1018*** (0.0344)
Spa_rho	0.2397*** (0.0346)	0.1730*** (0.0310)			0.1946*** (0.0486)	0.0917** (0.0435)
sigma2_e	0.0120*** (0.0006)	0.0123*** (0.0006)	0.0124*** (0.0006)	0.0125*** (0.0006)	0.0112*** (0.0005)	0.0107*** (0.0005)
lambda			0.2453*** (0.0548)	0.1976*** (0.0521)		
N	930	930	930	930	930	930
R-sq	0.8846	0.8849	0.8813	0.8803	0.8833	0.8834

从空间面板模型回归的拟合优度来看，无论是距离平方矩阵 W_1 还是邻接矩阵 W_2 ，空间面板杜宾模型 (SDM) 的效果皆最优。为进一步验证空间面板模型选择的优劣，在三种空间模型的基础上分别进行 Wald 检验和 LR 检验，检验结果皆在 1% 的水平显著，表明采用空间面板杜宾模型 (SDM) 研究农村劳动力流动对城乡二元经济结构转化影响更具有合理性 (如表 3 所示)。

表 3 空间面板模型 Wald 检验和 LR 检验结果

Wald/LR 检验	Wald 空间滞后检验	LR 空间滞后检验	Wald 空间误差检验	LR 空间误差检验
统计值/P 值	chi2(6)=47.65	chi2(6)=83.02	chi2(6)=74.72	chi2(6)=105.36
	Prob>chi2=0.0000	Prob>chi2=0.0000	Prob>chi2=0.0000	Prob>chi2=0.0000

考虑到估计结果的一致性，在此仅以模型 (5) 的回归结果为例进行解释。被解释变量空间滞后项的回归系数在 1% 的水平显著为正，与空间相关性检验结果一致，表明区域间城乡二元经济结构强度存在正向相关关系，相邻地区的城乡二元经济结构转化能够显著促进本地的城乡二元经济结构转化。从控制变量来看，人力资本 (Educ) 和物质资本投资 (Phci) 的回归结果显著为负，表明在城乡二元经济结构转化过程中人力资本和物质资本上升有助于缩小城乡经济发展差距。城镇化水平 (Urb1) 回归结果显著为负，表明不断提高城镇化水平对城乡二元经济结构转化起到显著的促进作用。具体而言，城镇化水平提高一个单位，城乡二元经济结构强度将降低 13.19%。贸易出口 (Open) 回归结果为负，但并不显著。产业结构合理化 (Indr) 的回归结果显著为正，表明产业之间协调程度和劳动力等资源要素有效利用程度上升，将有效缩小城乡经济发展差距，从而弱化城乡经济结构的二元性。

进一步探究农村劳动力流动 (Urb1m) 和城镇化水平 (Urb1) 对城乡二元经济结构转化的差异化影响。模型 (5) 显示城镇化水平回归系数显著为负，且绝对值较大，说明现阶段提高以常住人口表征的城镇化水平对于城乡二元经济结构转化具有显著促进作用。结合农村劳动力流动对城乡二元经济结构转化的显著抑制作用，验证了只有人口结构转化意义的城镇化水平的提高，才会对城乡二元经济结构转化产生促进作用；“候鸟式”的农村劳动力流动只是完成了职业的转化，并没有带来户籍身份的同步转变，更没有带来家庭成员的同步流动，因此并不能改善城乡二元经济结构，反而会抑制其转化。由图 3 可以看到，常住人口城镇化率和户籍人口城镇化率之间不断扩大的差距，两条曲线中间的“缺口”就是城镇外来人口的比重，反映的正是农村劳动力流动

和农村人口身份转化的非同步性。滞后的户籍人口城镇化水平不仅限制了工业化的快速推进，而且也阻碍了农村劳动力的进一步流动，导致城乡二元经济结构固化。因此，只有农村人口在劳动力流动过程中实现同步（甚至超越式）迁移，才会促进城乡二元经济结构转化。

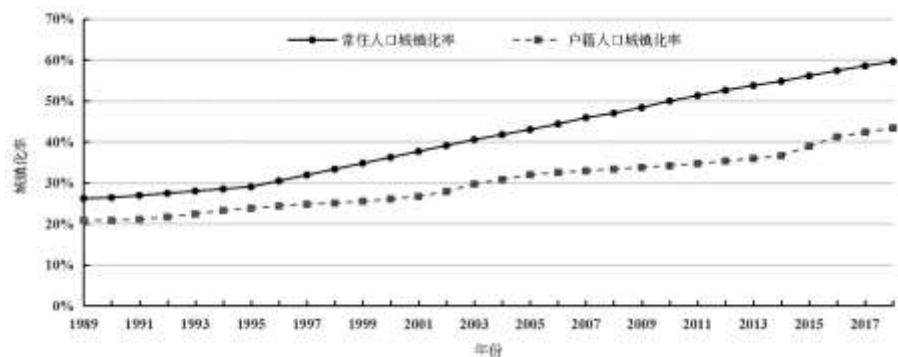


图 3 1989~2018 年中国常住人口城镇化率和户籍人口城镇化率变化曲线

(三)空间溢出效应检验

由于空间相关性的存在，各个变量对城乡二元经济结构转化的影响可以分解为直接效应、间接效应和总效应。直接效应是指本省域内某种因素变动对本省域城乡二元经济结构转化的影响；间接效应是指本省域内某种因素变动对邻近省域城乡二元经济结构转化的影响。

表 4 列示了农村劳动力流动对城乡二元经济结构转化的直接效应、空间溢出效应和总效应。由总效应分解结果可知：在距离平方矩阵 W_1 和邻接矩阵 W_2 下，农村劳动力流动对城乡二元经济结构转化的间接效应(空间溢出效应)均为负，且分别满足 5%和 1%的显著性水平。这表明，对于农村劳动力流出省域，农村劳动力的适度流出不仅可以提高未流动农民人均资源拥有量，促进农村劳动生产率和收入水平提升；还能够通过返回工资收入的方式改善传统部门资本的有机构成，推动农村经济持续发展。

(四)经济增长的中介效应检验

表 5 报告了经济增长中介效应影响机制的实证结果。模型(7)和模型(8)的回归结果显示，农村劳动力流动与经济增长显著正相关，即农村劳动力流动能够促进经济增长，支持了 H_2 。农村劳动力在产业、城乡和部门间流动，通过优化劳动力配置结构和提升劳动生产率能够显著推动区域经济增长。模型(9)和模型(10)的回归结果均显示经济增长具有正向影响，抑制城乡二元经济结构转化，且在邻接矩阵 W_2 下满足 5%的显著性水平，基本支持了 H_3 。

农村劳动力流动对经济增长的回归系数、经济增长对城乡二元经济结构的回归系数均显著为正，证明经济增长的中介效应显著存在。农村劳动力流动对城乡二元经济结构的回归系数在距离平方矩阵 W_1 和邻接矩阵 W_2 下并不是都显著，说明仅存在部分中介效应。农村劳动力流动通过促进经济增长间接地对城乡二元经济结构转化产生抑制作用。这其中可能的原因是中国经济目前仍处于工业化进程中，经济增长所带来的极化效应占主导地位，不断吸引农村劳动力、资本、土地等要素向城镇流动，由于规模收益递增现象的存在，要素流动往往出现聚集趋势，这种聚集趋势因其产生了市场规模扩大效应而进一步得到自我强化，使经济增长过程出现内生的非均衡发展趋势，城乡经济发展差距被持续扩大。

表 4 各个影响因素对城乡二元经济结构转化的影响效应

	直接效应		间接效应		总效应	
	W ₁	W ₂	W ₁	W ₂	W ₁	W ₂
Ur1m	0.0274 (0.0171)	0.0502*** (0.0176)	-0.0818** (0.0384)	-0.139*** (0.0309)	-0.0543 (0.0413)	-0.0893*** (0.0327)
Educ	-0.0909*** (0.0345)	-0.0834** (0.0340)	0.0234 (0.0563)	-0.0609 (0.0482)	-0.0675 (0.0549)	-0.144*** (0.0442)
Urb1	-0.124*** (0.0167)	-0.146*** (0.0163)	0.228*** (0.0465)	0.258*** (0.0297)	0.104** (0.0456)	0.112*** (0.0295)
Open	-0.00659 (0.00958)	-0.00372 (0.00922)	-0.0793*** (0.0218)	-0.0475*** (0.0159)	-0.0859*** (0.0203)	-0.0512*** (0.0146)
Phci	-0.0999*** (0.0156)	-0.120*** (0.0156)	-0.0305 (0.0324)	-0.00489 (0.0258)	-0.130*** (0.0292)	-0.125*** (0.0221)
Indr	0.411*** (0.0149)	0.395*** (0.0145)	0.204*** (0.0410)	0.150*** (0.0321)	0.615*** (0.0460)	0.545*** (0.0348)

表 5 经济增长的中介效应检验

	W ₁	W ₂	W ₁	W ₂
	(7)	(8)	(9)	(10)
	Ecod	Ecod	Ures	Ures
Ur1m	0.0871*** (0.0140)	0.1323*** (0.0152)	0.0212 (0.0170)	0.0426** (0.0180)
Ecod			0.0897** (0.0398)	0.0747** (0.0380)
W*Ur1m	-0.0409 (0.0272)	-0.1099*** (0.0254)	-0.0887*** (0.0328)	-0.1150*** (0.0296)
W*Ecod			-0.0070 (0.0458)	-0.1046*** (0.0402)
Spa_rho	0.8190*** (0.0179)	0.7308*** (0.0179)	0.1591*** (0.0497)	0.0956** (0.0434)
sigma2_e	0.00788*** (0.0004)	0.0082*** (0.0004)	0.0111*** (0.0005)	0.0106*** (0.0005)
控制变量	控制	控制	控制	控制

N	930	930	930	930
R-sq	0.7862	0.8122	0.8720	0.8749

(五)区域异质性检验

考虑到中国东部、中部、西部和东北地区的发展阶段和农村劳动力流动存在较大差异，单纯以中国 31 个省(自治区、直辖市)作为整体展开分析难以得出农村劳动力流动影响城乡二元经济结构转化的准确结论。为此，有必要进一步采用空间面板杜宾模型(SDM)对中国四大区域分样本回归分析，检验不同区域农村劳动力流动对城乡二元经济结构转化的影响，以及是否存在区域异质性。其中，四大区域的划分参考 2011 年国家统计局发布的《东西中部和东北地区划分方法》。回归结果如表 6 所示。

表 6 显示，四个区域农村劳动力流动的回归系数基本都能满足显著性水平，证明可能都存在一定程度的中介效应。东部地区的回归系数符号相反，但是只在邻接矩阵 W_2 下满足 10%的显著性水平；中部地区的回归系数皆为负，且在距离平方矩阵 W_1 满足 10%的显著性水平；东北地区的回归系数皆为负，且都满足 1%的显著性水平。表明农村劳动力流动对城乡二元经济结构转化在一定程度上发挥着促进作用，不支持 H_0 。在这三个区域农村劳动力跨部门流动有助于提高这些区域的资源配置效率，在促进经济总量不断增长的同时，两大部门的劳动生产率和收入水平也将逐步趋同。

西部地区的回归系数都为正，且在邻接矩阵 W_2 下满足 10%的显著性水平，表明农村劳动力流动对城乡二元经济结构转化具有显著的抑制作用，支持了 H_0 。一个可能的解释是，西部地区农村劳动力数量与质量“双重外溢”侵蚀了乡村振兴的主体，影响了农村经济和农业现代化的发展进程，与城镇的经济发展差距被拉大，导致其落入“增长陷阱”。流出的农村劳动力相对于留守人员而言具有年轻化、高技能、高素质特征，不仅导致人力资本外流，而且造成教育收益、物质资本同步流失，形成“成本在内，收益在外”的倒置格局，这将使得教育投入和物质资本短缺的西部地区发展更加陷入困境。

表 6 分区域农村劳动力流动对城乡二元经济结构转化影响的回归结果

	东部地区		中部地区		西部地区		东北地区	
	W_1	W_2	W_1	W_2	W_1	W_2	W_1	W_2
	Ures	Ures	Ures	Ures	Ures	Ures	Ures	Ures
Ur1m	0.0052 (0.0279)	-0.0203* (0.0272)	-0.0817* (0.0441)	-0.0699 (0.0476)	0.0381 (0.0232)	0.0429* (0.0231)	-0.4345*** (0.0679)	-0.4605*** (0.0745)
W^*Ur1m	-0.1450*** (0.0404)	-0.2062*** (0.0371)	0.1855*** (0.0675)	0.1378** (0.0616)	-0.1491*** (0.0454)	-0.0763* (0.0392)	-0.1409 (0.0952)	-0.0856 (0.0970)
Spa_rho	0.3753*** (0.0491)	0.2175*** (0.0513)	0.3628*** (0.0777)	0.3925*** (0.0734)	-0.0743 (0.0876)	0.0309 (0.0730)	0.1589* (0.0901)	0.1440* (0.0866)
sigma2_e	0.0102*** (0.0008)	0.0092*** (0.0008)	0.0050*** (0.0005)	0.0052*** (0.0006)	0.0067*** (0.0005)	0.0067*** (0.0005)	0.0032*** (0.0005)	0.0032*** (0.0005)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制

N	300	300	180	180	360	360	90	90
R-sq	0.8093	0.8911	0.3297	0.3418	0.8033	0.8185	0.9379	0.9303

进一步检验农村劳动力流动对经济增长的影响,以及经济增长对城乡二元经济结构转化的影响。表7第(1)部分显示,四大区域的回归结果与全样本一致,回归系数全部为正,且满足5%的显著性水平,都支持了 H_0 。即农村劳动力流动能够优化资源配置,提高劳动生产率,从而促进经济增长。表7第(2)部分的回归结果显示,四个区域经济增长对城乡二元经济结构转化的影响出现差异。中部、西部地区经济增长回归系数为正,但是并不显著,表明这两个区域经济增长的中介效应不显著。

东北地区经济增长的回归系数为正,通过1%的显著性水平检验,与全样本回归结果一致,支持了 H_0 。根据中介效应检验流程,认为经济增长存在正向的中介效应。对比表6和表7,东北地区农村劳动力流动的回归系数在两个空间权重矩阵下分别从-0.4345、-0.4605下降至-0.5253、-0.5564,证明经济增长所产生的正向中介效应会抵消一部分由农村劳动力流动所产生的负向影响。可能的原因是,东北地区的城镇化是建立在重化工业的基础上,城乡产业关联度低,而且正处于工业化推进阶段和城镇化加速发展阶段,工业反哺农业的能力有限,城镇带动农村发展的动力不足,城市经济增长显现出的极化效应大于带动农村发展的涓滴效应,因此抑制了城乡二元经济结构转化。

东部地区经济增长的回归系数为负,通过1%的显著性水平检验,不支持 H_0 。根据中介效应检验流程,认为经济增长存在负向的中介效应。对比表6和表7,东部地区劳动力回归系数在邻接矩阵 W_2 下回归系数从-0.0203增加至-0.0005,证明东部地区农村劳动力流动主要是通过经济增长产生中介效应,促进城乡二元经济结构转化。一个可能的解释是,东部地区的经济增长已经具有较强的包容性,涓滴效应强于极化效应,通过农村劳动力的流动能够使城乡居民共同分享经济增长成果,促进城乡劳动生产率收敛,有效缩小了城乡经济发展差距,从而推动城乡二元经济结构持续转化。

表7分区域经济增长中介效应检验

	东部地区		中部地区		西部地区		东北地区	
	W_1	W_2	W_1	W_2	W_1	W_2	W_1	W_2
(1)	Ecod	Ecod	Ecod	Ecod	Ecod	Ecod	Ecod	Ecod
Ur1m	0.0744*** (0.0228)	0.0971*** (0.0218)	0.0796** (0.0319)	0.1034*** (0.0303)	0.1501*** (0.0251)	0.1154*** (0.0274)	0.1379*** (0.0473)	0.1337** (0.0533)
W*Ur1m	0.0322 (0.0344)	-0.0149 (0.0306)	-0.0397 (0.0485)	-0.0707* (0.0394)	-0.1052** (0.0523)	0.0553 (0.0482)	-0.4160*** (0.0623)	-0.4182*** (0.0668)
(2)	Ures	Ures	Ures	Ures	Ures	Ures	Ures	Ures
Ur1m	-0.0058 (0.0281)	-0.0005 (0.0278)	-0.0873* (0.0449)	-0.0794 (0.0491)	0.0271 (0.0243)	0.0480** (0.0236)	-0.5253*** (0.0748)	-0.5564*** (0.0802)
Ecod	-0.1579** (0.0731)	-0.2018*** (0.0743)	0.0764 (0.1093)	0.0843 (0.1259)	0.0588 (0.0493)	-0.0263 (0.0452)	0.4697*** (0.1722)	0.5097*** (0.1722)
W*Ur1m	-0.2326***	-0.2433***	0.2025***	0.1417**	-0.1005**	-0.0466	0.0112	0.0825

	(0.0444)	(0.0384)	(0.0719)	(0.0649)	(0.0507)	(0.0417)	(0.1142)	(0.112)
W*Ecod	0.3127*** (0.0796)	0.2635*** (0.0759)	-0.1121 (0.1408)	-0.0478 (0.1479)	-0.1436** (0.0679)	-0.0668 (0.0554)	-0.4825*** (0.1838)	-0.5157*** (0.1839)
Spa_rho	0.3147*** (0.0529)	0.2168*** (0.0514)	0.3567*** (0.0793)	0.3949*** (0.0736)	-0.0949 (0.0883)	0.0057 (0.0742)	0.1897** (0.0891)	0.1646* (0.0852)
sigma2_e	0.0097*** (0.0008)	0.0089*** (0.0008)	0.0050*** (0.0006)	0.0052*** (0.0006)	0.0066*** (0.0005)	0.0066*** (0.0005)	0.0029*** (0.0004)	0.0029*** (0.0004)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	300	300	180	180	360	360	90	90
R-sq	0.7950	0.9031	0.3332	0.3576	0.7942	0.8201	0.6741	0.6767

五、结论与政策建议

本文基于中国大陆 31 个省(自治区、直辖市)1989~2018 年的面板数据,运用空间面板杜宾模型(SDM)和中介效应模型等考察了农村劳动力流动作用于城乡二元经济结构转化的空间效应,以及经济增长的中介效应。具体结论如下:一是农村劳动力流动和城乡二元经济结构转化的空间相关性显著,中国省际之间具有显著的正向空间溢出效应。因此,在推动城乡二元经济结构转化过程中应完善区域联动机制、优化区域资源配置。二是西部地区农村劳动力流动对城乡二元经济结构转化的影响与中国整体的特征保持一致,体现为显著的抑制作用;而东部、中部和东北地区通过农村劳动力流动能够促进城乡二元经济结构转化。三是农村劳动力流动通过经济增长渠道对城乡二元经济结构转化的间接影响具有“先抑制后促进”的变化特征。全国、中部、西部和东北地区的中介效应体现为抑制城乡二元经济结构转化;东部地区的中介效应则体现为促进城乡二元经济结构转化。

本文以上研究结论不仅为促进城乡融合发展提供参考,还有助于揭示农村劳动力流动影响城乡二元经济结构转化的内在逻辑,因而有效促进城乡二元经济结构转化,可基于以下两个方面:一是加快户籍制度、土地制度和社会保障制度改革步伐,引导农业转移人口向市民的有序转化,提高户籍人口城镇化水平,促进农村劳动力、人口、土地的同步转移,形成新的经济增长点。进一步降低农民在城市的落户门槛,完善超大型和特大型城市积分落户政策;探索农村宅基地“三权分置”的实现形式,加快农村人地分离;促进城乡之间和城市内部基本公共服务均等化。二是加大对农村、农业和农民的财政转移支付力度,提高农村人力资本和物质资本,赋予经济增长应有的包容性和共享性。加大对农村教育设施的资金投入,提高农村劳动力的综合素质和就业能力,增加其分享经济增长红利的机会;提高固定资产投资中农业和农村所占比重,缩小城乡基本公共服务差距,持续改善农村人居环境。

参考文献:

- [1]高小明,郭剑雄.城乡经济结构转型的国际经验及启示[J].经济纵横,2020,(1):123-132.
- [2]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.
- [3]李勇.剩余劳动力、资本非农化倾向和城乡二元结构转化[J].中国经济问题,2017,(5):58-69.

-
- [4]秦海林, 门明. 投资结构、对外开放与劳动力流动影响二元经济结构的实证研究[J]. 财贸研究, 2012, 23(2):15-24.
- [5]李实. 中国个人收入分配研究回顾与展望[J]. 经济学, 2003, (2):379-404.
- [6]蔡昉. 农村剩余劳动力流动的制度化障碍分析——解释流动与差距同时扩大的悖论[J]. 经济学动态, 2005, (1):35-39.
- [7]严浩坤, 徐朝晖. 农村劳动力流动与地区经济差距[J]. 农业经济问题, 2008, (6):52-58.
- [8]徐建国, 张勋. 农业生产率进步、劳动力转移与工农业联动发展[J]. 管理世界, 2016(7):76-87.
- [9]伍山林. 农业劳动力流动对中国经济增长的贡献[J]. 经济研究, 2016, 51(2):97-110.
- [10]王勇胜, 薛继亮. 农村劳动力转移和经济增长之间的协整分析[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版), 2008, (4):27-29.
- [11]刘秀梅, 田维明. 我国农村劳动力转移对经济增长的贡献分析[J]. 管理世界, 2005, (1):91-95.
- [12]杨晓军. 农民工对经济增长贡献与成果分享[J]. 中国人口科学, 2012, (6):66-74.
- [13]孙致陆. 城乡二元经济结构与经济增长关系的实证研究[J]. 内蒙古农业大学学报(社会科学版), 2008, (3):106-109.
- [14]张纯记. 中国区域经济增长趋同中的二元经济结构因素分析[J]. 当代经济, 2010, (7):112-115.
- [15]党艳. 中国二元经济结构的转换对区域经济差异的影响研究[D]. 西安: 西北大学, 2010.
- [16]王德文. 中国经济增长能消除城乡收入差距吗?[J]. 经济社会体制比较, 2005, (4):13-21.
- [17]尹恒, 龚六堂, 邹恒甫. 收入分配不平等与经济增长: 回到库兹涅茨假说[J]. 经济研究, 2005, (4):17-22.
- [18]张继良, 徐荣华, 关冰, 等. 城乡收入差距变动趋势及影响因素——江苏样本分析[J]. 中国农村经济, 2009, (12):32-43.
- [19]朱天星, 汪剑清, 杨晓彤. 产业结构变迁、经济增长与城乡收入差距[J]. 沈阳工业大学学报(社会科学版), 2020, 13(3):234-239.
- [20]高帆. 中国城乡二元经济结构转化: 理论阐述与实证分析[M]. 上海: 上海三联书店, 2012.
- [21]钟海燕, 徐宝亮. 二元经济结构与包容性增长互动效应研究[J]. 工业技术经济, 2014, 33, (12):49-58.
- [22]陈芳. 中国区域经济增长收敛的空间经济计量研究[D]. 广州: 华南理工大学, 2011.
- [23]钞小静, 沈坤荣. 城乡收入差距、劳动力质量与中国经济增长[J]. 经济研究, 2014, 49(6):30-43.
- [24]盛斌, 毛其淋. 贸易开放、国内市场一体化与中国省际经济增长: 1985~2008年[J]. 世界经济, 2011, (11):44-66.

[25]林春艳,孔凡超.技术创新、模仿创新及技术引进与产业结构转型升级——基于动态空间 Durbin 模型的研究[J].宏观经济研究,2016,(5):106-118.

[26]王青.劳动力流动对区域经济增长的作用研究[D].长春:吉林大学,2020.