

中国劳动力流动对城乡融合发展影响的异质性研究

樊士德, 黄天洲

(南京审计大学 经济学院, 江苏 南京 211815)

摘要:文章通过构建中国劳动力、城市部门与农村部门的演化博弈模型,探讨劳动力流动对城乡融合发展影响的内在机理,并基于2002—2020年中国31个省级面板数据,考察劳动力流动与城乡融合发展演进的特征事实,实证分析劳动力流动对城乡融合发展影响的效应及其时空异质性。研究发现:城乡融合发展水平与劳动力流动水平均稳步上升,且均存在地区差异;就全国层面而言,劳动力流动对城乡融合发展具有显著的促进作用;在时间维度上,劳动力流动对城乡融合发展的边际影响逐渐降低;在空间维度上,劳动力流动对城乡融合发展的影响在东部地区更为显著。因此,提高劳动力的区际流动水平,着重解决劳动力要素区域错配问题,是提高城乡融合发展水平的关键举措。

关键词:城乡融合发展;劳动力流动;演化博弈模型;异质性

[中图分类号]F323;F299.2 [文献标识码]A [文章编号]1672-934X(2024)05-0083-19

DOI:10.16573/j.cnki.1672-934x.2024.05.010

The Heterogeneity of Labor Mobility's Effect on Urban-Rural Integrated Development in China

Fan Shide, Huang Tianzhou

(School of Economics, Nanjing Audit University, Nanjing, Jiangsu 211815, China)

Abstract: This study constructs an evolutionary game model of labor force, and between urban sector and rural sector, to explore the internal mechanism of labor mobility's impact on urban-rural integrated development. Based on the panel data from 31 Chinese provinces and municipalities from 2002 to 2020, it examines the characteristics of labor mobility and urban-rural development evolution, and empirically analyzes the effects and spatio-temporal heterogeneity of labor mobility on its development. The research finds that both the level of urban-rural integration and labor mobility has steadily increased, but regional disparities persist in both; that at national level, labor mobility significantly promotes the integrated development; that in temporal dimension, the marginal impact of labor mobility on the development has gradually decreased; and that in spatial dimension, its impact on the development is more prominent in the eastern region. Therefore, enhancing inter-regional labor mobility and focusing on resolving the regional mismatch of labor factors are key measures to improve the urban-rural integrated development.

Keywords: urban-rural integrated development; labor mobility; evolutionary game model; heterogeneity

收稿日期:2024-05-17

基金项目:国家社会科学基金一般项目(22BJL076);江苏省社会科学基金重大项目(22ZDA001)

作者简介:樊士德(1979—),男,教授,博士,主要从事劳动力流动与城乡融合研究;

黄天洲(1999—),男,硕士研究生,研究方向为劳动力流动与城乡融合。

一、问题的提出

长期以来,中国的城乡发展存在“个体富裕”与“地区繁荣”的矛盾,即个体富裕并不一定能够促进地区繁荣和城乡协调发展。“个体富裕”,即劳动力在城乡间流动的过程中,更加关注自身的发展情况,追求个体富裕,不考虑其空间的优化布局;“地区繁荣”则强调通过扶贫、扶持欠发达地区发展,缩小城乡差距,实现地区发展均衡^[1]。从微观层面来看,劳动力流动是寻求自身利益最大化的过程。农民是否进城务工,是否选择在城市安家落户,主要源于个体对富足物质条件与美好生活的追求。改革开放以来,我国城市资本规模迅速扩张,城镇化与工业化的发展存在着巨大的劳动力缺口;同时,家庭联产承包责任制的实施使农民获得了农村土地的使用权和经营权,农业生产率得到极大提升,大量农村剩余劳动力得到释放。为获取更高的工资回报及更好的医疗、交通与教育等公共服务,农村劳动力开始由农村地区和欠发达地区大规模向城市和发达地区流动,农民平均纯收入由1978年的133.57元增加到1985年的397.60元,年均增长率达16.9%。^①在改革开放初期,劳动力流动既提高了外出务工农民的收入,又极大地推动了我国城镇化、工业化的进程,“个体富裕”与“地区繁荣”的矛盾并不突出。随着时间的推移,我国农民工数量从改革开放初期的不足200万人发展到2022年的2.96亿人,^②以“个体富裕”为导向的城乡发展体系使得经济和人口在少数城市聚集,这是城乡经济发展的一般规律^[2],但由此诞生的“城市中心主义”发展理念使得城乡差距愈发扩大,农村发展严重落后于城市,“个体富裕”与“地区繁荣”的矛盾加剧。“十三五”期间,中国易地扶贫搬迁人数达1000多万,使原本处于恶劣环境、缺乏基本生存条件的贫困人口摆脱了贫困,但经济落后地区的乡

村振兴工作滞后,“脱贫不返贫才是真脱贫”,确保“不发生规模性返贫”仍为城乡融合发展的头号难题。2019年,中共中央国务院颁布的《关于建立健全城乡融合发展体制机制和政策体系的意见》指出,要促进城乡要素自由流动、平等交换和公共资源合理配置,加快形成工农互促、城乡互补、全面融合、共同繁荣的新型工农城乡关系。2023年,中央一号文件进一步明确提出,要健全城乡融合发展体制机制和政策体系,畅通城乡要素流动。由此可以看出,实现兼顾效率与公平的城乡融合发展体系,关键在于劳动力在城乡间的自由流动。然而,从中国劳动力流动与城乡融合发展的总体历史进程来看,城乡间劳动力的大规模流动,既直接影响新型城镇化进程,又直接作用于乡村振兴。对前者而言,学界较为一致地认为劳动力流入加快了城镇化进程;对后者而言,有学者认为,劳动力外流虽然促进了农业和农村的快速发展,但也造成了农村人口结构的畸形化和产业的空心化,制约了农业发展与乡村振兴。劳动力流动究竟是否有助于城乡融合发展?其对城乡融合发展的影响机制如何?其影响在不同的时间与空间层面是否存在异质性?如何充分发挥劳动力流动在推进新型城镇化与乡村振兴二者有机协同,进而递归到城乡融合发展的潜在效应?上述一系列问题构成了本研究的逻辑出发点与落脚点。

截至目前,学界关于劳动力流动与城乡融合发展的直接研究较少,更多的是间接研究,且主要为定性研究。一是劳动力流动是城乡融合发展的前提。一方面,劳动力在城乡间自由流动是实现土地、资本和技术等要素自由流动以及构建全国统一大市场的必要条件,为城乡融合发展提供了保障^[3-4];另一方面,地方政府实施带有城市利好倾向的经济政策会持续扩大城乡收入差距^[5],而这种不断扩大的收入差距对投资、教育以及经济

增长有显著的负向作用,甚至形成“收入不均等—经济衰退—收入不均等”的恶性循环^[6]。有学者指出,只有劳动力在城乡间的自由流动,才能彻底改变“城市主导”的发展模式,实现城市与农村的平衡、充分发展,有序促进城乡融合^[7]。二是劳动力流动是城乡融合发展的动力。农村劳动力流向城市能够推动政府户籍制度改革,有效缓解城乡间劳动力流动的制度障碍,改变城乡经济发展模式,促使城乡二元经济结构转化,这是城乡关系从分割走向融合的内生机制^[8-9]。三是劳动力流动作为一种中介机制间接影响城乡融合的发展。有学者发现,新时期人力资本深化要求农村人口就近就地转移,而这种农民工本地化流动能够提高县域内城乡融合的发展^[10-11];同时,数字经济^[12]、数字普惠金融^[13]、城市更新^[14]、公共服务供给^[15]的发展也能够提高地区劳动力流动水平,进而对城乡融合发展有显著的正向作用。

中国城乡融合发展要求新型城镇化与乡村振兴战略协同推进。在新型城镇化层面,劳动力向城市流动使城市发展获得了高人力资本水平的比较优势,而人力资本存量较高的地区更容易产生新技术和新产业,这种城乡间的人力资本水平差距导致低技能劳动力与高技能劳动力市场产生分割^[16],进一步扩大了城乡收入差距。然而,简单地将人口引入人口密度较低的农村与小型城市反而会抑制城市服务业在GDP与就业中的占比,不利于经济高质量发展^[17]。因此,在劳动力向城市转移时,只有做好劳动力城市落户工作,才能够有效缓解城乡收入差距扩大的问题^[18-19]。此外,劳动力就近就地转移能够有效促进城乡的第二产业和第三产业融合,是实现新型城镇化的有效措施^[20]。在乡村振兴层面,随着农村青壮年劳动力的长期大规模流出,留守农村的大多是“老幼病残”群体,

导致农村老龄化程度高于城镇地区。第七次全国人口普查数据显示,城镇地区60岁及以上人口占比约为15.85%,而农村地区60岁及以上人口占比约为23.81%,两者相差约8个百分点。^③农村地区畸形的人口结构使得其人力资本始终处于较低水平,导致农村耕地抛荒、传统文化衰落以及出现大量“空心村”等一系列社会问题,极大地制约了乡村振兴的进程。尽管劳动力流动水平的上升能够在一定程度上缓解农户的绝对贫困,但也增加了农户陷入多维贫困的概率,阻碍了乡村振兴战略的实施^[21-22];农村劳动力的大规模外流也削弱了农村人力资本,抑制了乡村产业振兴^[23]。因此,合理引导劳动力向农村地区回流,促进劳动力在城乡间的双向流动是实现乡村振兴的关键。虽然农村剩余劳动力向城市地区转移仍为目前城乡劳动力流动的主基调,但劳动力返乡创业就业的数量不断增长,且增速明显高于外出人口的增长。这表明,中国农村剩余劳动力从大规模向城市转移转向就近就地转移^[24],而这种流动方向的转变既能够为农村带来更多的“城归”人力资本,激发农村生产活力^[25-26],也能够提高农户的非经济收益^[27],有助于新时期乡村振兴战略与新型城镇化的实施,进而促进城乡融合发展。

已有研究为劳动力流动对城乡融合发展的影响提供了理论基础,但仍存在以下不足:一是有关劳动力流动对城乡融合发展影响的直接研究较少。二是城乡融合发展水平测评体系的构建及其系统评价不足,有待进一步拓展和完善。三是劳动力流动对城乡融合发展在时间和空间上是否存在差异化影响尚不确定,相应的政策安排如何因时而异、因地制宜,需要提供进一步的现实证据。基于此,本文从城乡经济、社会、空间、环境和人口五个维度,系统建构城乡融合发展水平测评体系并进行

科学测评,在剖析中国劳动力流动与城乡融合发展二者演进特征的基础上,实证研究劳动力流动对城乡融合发展的影响及其在时间和空间上的异质性,最终提出有针对性的政策建议,以实现劳动力流动和城乡融合发展之间的有机协同。

二、劳动力流动对城乡融合发展影响的内在机制分析

基于对已有文献的梳理,本文发现劳动力流动不仅会影响流出地的乡村振兴进程,还会影响流入地的新型城镇化效率,进而最终影响城乡融合发展。本文借鉴陈浩等^[28]的研究方法,通过建立劳动力、城市部门与农村部门的三方演化博弈模型,探究劳动力流动对城乡融合发展影响的内在机制,为后续的实证分析奠定理论基础。

(一)模型假设

1. 模型主体假设

劳动力、城市部门与农村部门作为博弈模型的三方行为主体,且均为追求自身利益最大化的有限理性人,其行为选择会随时间而变化并最终稳定于最优策略。

2. 行为策略假设

劳动力的初始属地为农村,有两种策略选择,其策略集简称为(城市,农村),以 x 的概率选择向城市地区流动,以 $(1-x)$ 的概率选择留守农村。城市部门有两种策略选择,其策略集简称为(带动,限制),以 y 的概率选择带动农村地区发展,主要表现为吸引劳动力向城市地区转移,并为其流动提供制度保障,以 $(1-y)$ 的概率选择限制农村地区发展,通过制定以户籍制度为主的政策限制劳动力流入。城市部门作为政策的制定者,需承担有关劳动力流动政策的制定和交易成本。农村部门有两种策略选择,其策略集简称为(融入,维持),以 z 的概率选择融入城乡融合发展体系,积极与城市部门进行生产要素与资源的交换,以 $(1-z)$ 的概率选择维持现有的发展模式,依靠农村自身资源独立发展。 $x, y, z \in [0, 1]$,且均为时间 t 的函数。

(二)模型构建

基于上述模型假设,在城乡融合发展的背景下,劳动力、城市部门与农村部门存在多种情况的三方博弈关系。三方博弈模型的主要参数与说明如表1所示。

表1 三方博弈模型主要参数与说明

博弈行为主体	参数	参数含义说明
劳动力	L_U	城市部门选择带动农村地区发展时,劳动力进城务工的收益
	L'_U	城市部门选择限制农村地区发展时,劳动力进城务工的收益
	C_{L_U}	城市部门选择限制农村地区发展时,劳动力进城务工所支付的流动成本
	L_R	农村部门选择融入城乡融合发展体系时,劳动力留守农村的收益
	L'_R	农村部门选择维持现有的发展模式时,劳动力留守农村的收益
城市部门	U	城市部门选择带动农村地区发展时,劳动力选择流入城市,城市部门的吸纳收益
	U'	城市部门选择限制农村地区发展时,劳动力选择流入城市,城市部门的吸纳收益
	C_U	劳动力选择进城务工时,城市部门所支付的带动成本
	C_S	城市部门为消除劳动力在城乡流动的制度障碍所支付的政策制定成本
农村部门	R	城市部门选择带动农村地区发展时,农村部门选择融入城乡融合发展体系的融入收益
	C_R	劳动力选择进城务工时,农村部门所支付的融入成本
	C_E	农村部门选择融入城乡融合发展体系所支付的生产要素与资源交换成本

注:根据指标含义,所有参数的数值均非负。

其中,具体模型构建如下:

1. 当城市部门带动农村地区发展,农村部门积极融入城乡融合发展体系时

当劳动力选择流入城市部门时,城市部门选择带动农村地区发展,为劳动力在城乡间的流动提供制度保障。此时,假定劳动力在城乡间的流动壁垒被破除,劳动力向城市部门流动要支付的流动成本为0。同时,劳动力能够充分享受城市的较高工资收入以及相对完善的基础设施、医疗、教育等社会保障与福利,其进城务工的收益为 L_U 。对城市部门而言,劳动力流入为工业化、城市化建设提供了足够的要素支持,城市部门能够最大程度享受人口红利,城市部门的吸纳收益为 U 。从成本端来看,一方面,城市部门需要支付一笔费用以消除劳动力在城乡间流动的制度障碍,该部分政策制定成本为 C_S ;另一方面,城市部门需要扩大公共服务的覆盖面,缓解外来劳动力对当地就业市场、交通网络和居民社区的冲击,促进资源和服务的均等化,城市部门的带动成本为 C_U 。对农村部门而言,积极融入城乡融合发展体系,能够在最大程度上享受城市部门发展的辐射带动效应,农村部门的融入收益为 R 。从成本端来看,一方面,农村部门融入城乡发展体系之时,要和城市部门进行一定的生产要素与资源交换,该交换成本为 C_E ;另一方面,劳动力大规模向城市部门流动,造成农村人口结构失衡、农村人口老龄化程度加剧,农村部门的融入成本为 C_R 。

当劳动力选择留守农村时,其留守收益为 L_R ;城市部门的吸纳收益为0,带动成本为 C_U ,政策制定成本为 C_S ;农村部门的融入收益为 R ,交换成本为 C_E ,融入成本为0。

2. 当城市部门带动农村地区发展,农村部门维持现有的发展模式时

当劳动力选择流入城市部门时,劳动力的流动成本为0,进城务工的收益仍为 L_U ;城市部

门的吸纳收益为 U ,政策制定成本为 C_S ,带动成本为 C_U ;由于农村部门选择维持现有的发展模式,农村部门的融入收益与交换成本均为0,但由于劳动力的流失,农村部门的融入成本为 C_R 。

当劳动力选择留守农村,而农村部门选择维持现有的发展模式时,农村部门依靠自身资源独立发展,未能积极融入城乡融合发展体系,劳动力留守收益为 L'_R ,且 $L'_R < L_R$;城市部门的吸纳收益为0,带动成本为 C_U ,政策制定成本为 C_S ;农村部门的融入收益、交换成本与融入成本均为0。

3. 当城市部门限制农村地区发展,农村部门积极融入城乡融合发展体系时

当劳动力选择流入城市部门,而城市部门并不鼓励劳动力流入时,劳动力流动会受到来自城市部门的阻力,劳动力需要支付向城市部门转移的流动成本 C_{L_U} ,进城务工的收益为 L'_U ,且 $L'_U < L_U$;城市部门的吸纳收益为 U' ,且 $U' < U$,带动成本与政策制定成本均为0;农村部门的融入收益为0,交换成本为 C_E ,融入成本为 C_R 。

当劳动力选择留守农村时,其留守收益为 L_R ;城市部门的吸纳收益、带动成本与政策制定成本均为0;农村部门的融入收益为0,交换成本为 C_E ,融入成本为0。

4. 当城市部门限制农村地区发展,农村部门维持现有的发展模式时

当劳动力选择流入城市部门时,劳动力流动会受到来自城市部门的阻力,劳动力需要支付向城市部门转移的流动成本 C_{L_U} ,进城务工的收益为 L'_U ;城市部门的吸纳收益为 U' ,带动成本与政策制定成本均为0;农村部门的融入收益、交换成本为0,融入成本为 C_R 。

当劳动力选择留守农村时,其留守收益为 L'_R ;城市部门的吸纳收益、带动成本与政策制

定成本均为0;农村部门的融入收益、交换成本与融入成本均为0。

(三) 博弈分析

根据上述模型构建假设,本文劳动力、城市部门与农村部门的收益矩阵如表2所示。

表2 劳动力、城市部门与农村部门的混合策略收益矩阵

情形	博弈策略组合	劳动力	城市部门	农村部门
1	(城市,带动,融入)	L_U	$U - C_S - C_U$	$R - C_E - C_R$
2	(农村,带动,融入)	L_R	$-C_S - C_U$	$R - C_E$
3	(城市,带动,维持)	L_U	$U - C_S - C_U$	C_R
4	(农村,带动,维持)	L'_R	$-C_S - C_U$	0
5	(城市,限制,融入)	$L'_U - C_{L_U}$	U'	$-C_E - C_R$
6	(农村,限制,融入)	L_R	0	$-C_E$
7	(城市,限制,维持)	$L'_U - C_{L_U}$	U'	$-C_R$
8	(农村,限制,维持)	L'_R	0	0

注:资料由笔者计算得出。

博弈行为主体的演化策略稳定性分析如下:设劳动力选择流入城市策略的期望收益为 E_{11} ,选择留守农村策略的期望收益为 E_{12} ;城市部门选择带动农村地区发展的期望收益为 E_{21} ,选择限制农村地区发展的期望收益为 E_{22} ;农村部门选择融入城乡融合发展体系的期望收益为 E_{31} ,选择维持现有的发展模式的期望收益为 E_{32} ,则劳动力、城市部门与农村部门的平均期望收益 $\bar{E}_1, \bar{E}_2, \bar{E}_3$ 为:

$$\begin{aligned} \bar{E}_1 &= xE_{11} + (1-x)E_{12} = xy(L'_R + L_U - zL'_R + zL_R) + (x-1)(y-1)(L'_U - C_{L_U} + L_U + zL_R - zL'_R) \\ \bar{E}_2 &= yE_{21} + (1-y)E_{22} = xU' - y(C_U + C_S) - xy(U + U') \\ \bar{E}_3 &= zE_{31} + (1-z)E_{32} = z[xy(R - C_E - C_R) - y(1-x)(C_E - R) - xyC_R] + (1-z)[-(1-y)xC_R - C_E(1-y)(1-x) - (1-y)x(C_E + C_R)] \end{aligned} \tag{1}$$

根据式(1)得出劳动力、城市部门与农村部

门的复制动态方程 $Q(x), Q(y), Q(z)$ 为:

$$\begin{aligned} Q(x) &= \frac{dx}{dt} = x(E_{11} - \bar{E}_1) = x(x-1)(L'_R + L'_U - C_{L_U} + yC_{L_U} - 2yL'_R - yL_U - yL'_U + zL_R - zL'_R) \\ Q(y) &= \frac{dy}{dt} = y(E_{21} - \bar{E}_2) = y(y-1)[C_S + C_U - x(U - U')] \\ Q(z) &= \frac{dz}{dt} = z(E_{31} - \bar{E}_3) = z(z-1)(-C_E + 2yC_E - 2xC_R - yR + 4xyC_R) \end{aligned} \tag{2}$$

以劳动力为例,当劳动力达到演化的稳定点时,必须满足 $Q(x)=0$ 且 $\frac{dQ(x)}{dx} < 0$,则存在以下三种情况:

1. 当 $L'_R + L'_U - C_{L_U} + yC_{L_U} - 2yL'_R - yL_U - yL'_U + zL_R - zL'_R > 0$ 时, $\frac{dQ(x)}{dx}|_{x=0} < 0, \frac{dQ(x)}{dx}|_{x=1} > 0$,因此 $x=0$ 为稳定点,即劳动力选择留守农村。

2. 当 $L'_R + L'_U - C_{L_U} + yC_{L_U} - 2yL'_R - yL_U - yL'_U + zL_R - zL'_R < 0$ 时, $\frac{dQ(x)}{dx}|_{x=0} > 0, \frac{dQ(x)}{dx}|_{x=1} < 0$,因此 $x=1$ 为稳定点,即劳动力选择流入城市。

3. 当 $L'_R + L'_U - C_{L_U} + yC_{L_U} - 2yL'_R - yL_U - yL'_U + zL_R - zL'_R = 0$ 时,对任意 x ,均有 $Q(x)=0$,此时劳动力的策略选择比例不会随时间变化而变化。

同理,可得出城市部门与农村部门的稳定点。随后,令 $Q(x)=Q(y)=Q(z)=0$,可得出劳动力、城市部门与农村部门三方演化博弈模型的均衡解为: $X_1(0,0,0), X_2(0,0,1), X_3(0,1,0), X_4(0,1,1), X_5(1,0,0), X_6(1,0,1), X_7(1,1,0), X_8(1,1,1)$ 。将劳动力、城市部门与

农村部门三方演化博弈模型的均衡解代入模型的系统雅各比矩阵,若某一均衡解对应的特征值均有负的实部,则可以认为该均衡解为博弈模型的局部稳定点。模型系统雅各比矩阵为:

$$J = \begin{bmatrix} \frac{\partial Q(x)}{\partial x} & \frac{\partial Q(x)}{\partial y} & \frac{\partial Q(x)}{\partial z} \\ \frac{\partial Q(y)}{\partial x} & \frac{\partial Q(y)}{\partial y} & \frac{\partial Q(y)}{\partial z} \\ \frac{\partial Q(z)}{\partial x} & \frac{\partial Q(z)}{\partial y} & \frac{\partial Q(z)}{\partial z} \end{bmatrix} \quad (3)$$

将均衡解代入系统雅各比矩阵后,所得的特征值如表3所示。

表3 劳动力、城市部门与农村部门的三方演化博弈模型均衡解及特征值

均衡解	特征值1	特征值2	特征值3
$X_1(0,0,0)$	C_E	$-C_S - C_U$	$C_{L_U} - L'_R - L'_U$
$X_2(0,0,1)$	$-C_E$	$-C_S - C_U$	$C_{L_U} - L_R - L'_U$
$X_3(0,1,0)$	$C_S + C_U$	$L'_R + L_U$	$R - C_E$
$X_4(0,1,1)$	$C_S + C_U$	$L_R + L_U$	$C_E - R$
$X_5(1,0,0)$	$C_E + 2C_R$	$L'_R - C_{L_U} + L'_U$	$U - U' - C_S - C_U$
$X_6(1,0,1)$	$-C_E - 2C_R$	$L_R - C_{L_U} + L'_U$	$U - U' - C_S - C_U$
$X_7(1,1,0)$	$-L'_R - L_U$	$R - 2C_R - C_E$	$-U + U' + C_S + C_U$
$X_8(1,1,1)$	$-L_R - L_U$	$-R + 2C_R + C_E$	$-U + U' + C_S + C_U$

注:资料由笔者计算得出。

由于模型中所有参数的数值均非负,均衡解 X_1 、 X_3 、 X_4 、 X_5 中存在实部非负的特征值 C_E 、 $C_S + C_U$ 、 $C_E + 2C_R$ 为非稳定点,故予以排除。以劳动力流动为视角,存在以下两种情况:

1. 劳动力选择留守农村,对应的均衡解为 $X_2(0,0,1)$ 。若 $C_{L_U} < L_R + L'_U$,则劳动力、城市部门与农村部门的策略选择收敛(农村,限制,融入)。此时,如果农村部门选择融入城乡融合发展体系,但城市部门未能积极带动农村地区发展,那么城乡融合发展不完全。

2. 劳动力选择流入城市,对应的均衡解为

$X_6(1,0,1)$ 、 $X_7(1,1,0)$ 、 $X_8(1,1,1)$ 。若 $U' + C_S + C_U < U$ 且 $2C_R + C_E < R$,则劳动力、城市部门与农村部门的策略选择收敛(城市,带动,融入)。此时,如果农村部门选择融入城乡融合发展体系,城市部门选择积极带动农村地区发展,那么有利于推动城乡融合发展。

不难看出,劳动力流动是否促进城乡融合发展的关键在于劳动力在城乡间的流动成本。这种流动成本应该由城市和农村两个部门共同承担,原因在于劳动力在城乡间的流动,一方面,可能对城市现有的福利体系带来冲击;另一方面,作为生产要素之一的劳动力从农村流向城市,增加了农村发展的要素交换成本,从而影响城乡融合发展。一般而言,流入城市的劳动力能够为当地城镇化发展提供充足动力,其正效益往往大于外来劳动力对当地社会福利体系冲击所带来的负效益,即有 $U' + C_S + C_U < U$ 。但只要城市部门始终处于“领导者”地位,部分初始资源较少的农村部门融入城乡融合发展体系的总效益可能为负,即有 $2C_R + C_E > R$ 。鉴于此,提出如下假说:

假说H1:在宏观层面,劳动力流动能够促进城乡融合发展。

假说H2:对不同地区而言,劳动力流动对城乡融合发展的影响存在异质性。

假说H3:在不同时期,劳动力流动对城乡融合发展的影响存在异质性。

三、中国劳动力流动与城乡融合发展演进的特征事实

在理论分析的基础上,本文构建城乡融合发展水平测算体系并对其进行测度,分析得出中国劳动力流动与城乡融合发展二者演进的特征事实,为后续实证分析和政策研究提供有效的现实依据。

(一) 指标测度

1. 城乡融合发展

城乡融合发展的内涵包括经济、社会、空间、人口和环境等多个层面,需要对城市和乡村发展中的各个层面进行统筹分析。因此,本文选取 2002—2020 年我国 31 个省级(剔除香港、澳门和台湾地区,下同)面板数据,借鉴周佳宁等^[29]的分析方法,将城乡融合发展水平分解为城乡经济、空间、社会、环境与人口的融合发展水平 5 个二级指标,每个二级指标分别采用 4 个具有代表性的三级指标进行系统衡量。本文采用王军等^[30]改进后的熵权法对指标的权重进行赋值,具体过程如下:

首先,在权重分析之前,需要对指标进行标准化处理,其计算方法如下:

$$\chi_{ij} = \begin{cases} \frac{X_{ij} - \min \{X_j\}}{\max \{X_j\} - \min \{X_j\}}, & \text{当指标属性为正时;} \\ \frac{\max \{X_j\} - X_{ij}}{\max \{X_j\} - \min \{X_j\}}, & \text{当指标属性为负时。} \end{cases} \quad (4)$$

其中,下标 i 为年份, j 为对应的三级指标, $\max \{X_j\}$ 为所有地区、所有年份中指标的最大值, $\min \{X_j\}$ 为所有地区、所有年份中指标的最小值。

其次,计算第 i 年的第 j 项指标的比重,得出每个三级指标对应的比重 γ_{ij} :

$$\gamma_{ij} = \frac{\chi_{ij}}{\sum_{i=1}^t \chi_{ij}} \quad (5)$$

利用三级指标的比重 γ_{ij} 计算对应的信息熵 e_j 和冗余度 d_j ,^④ 其计算过程如下:

$$e_j = -\frac{1}{\ln k} \sum_{i=1}^t (\gamma_{ij} \times \ln \gamma_{ij}), 0 \leq e_j \leq 1 \quad (6)$$

$$d_j = 1 - e_j \quad (7)$$

通过冗余度得出指标的权重 ω_j :

$$\omega_j = \frac{d_j}{\sum_{j=1}^k d_j} \quad (8)$$

最后,将所得的权重与对应指标的标准化值相乘,得到 j 指标在 i 年的得分 $S_{ij} = \omega_j \chi_{ij}$ 。通过求和的方式,将所有三级指标的得分求和,得到一级指标的总分 $S_i = \sum_j S_{ij}$,该总分即为各个地区在不同年份的城乡融合发展水平。其结果如表 4 所示。

表 4 城乡融合发展水平体系

一级指标	二级指标	三级指标	指标属性	指标权重/%
城乡融合发展水平	城乡经济融合发展水平	人均 GDP	正	5.040 5
		第三产业增加值占 GDP 比重	正	5.279 8
		城乡人均可支配收入之比	逆	5.490 9
		城乡人均消费支出之比	逆	5.510 7
	城乡社会融合发展水平	城乡交通通信支出之比	逆	5.519 8
		城乡文教娱乐支出之比	逆	5.512 3
		城乡医疗保健支出之比	逆	5.511 5
		失业保险覆盖率	正	5.028 7
	城乡空间融合发展水平	土地城镇化水平	正	4.116 0
		交通网密度	正	5.116 3
		物流量密度	正	1.702 5
		长途光缆密度	正	5.112 1
	城乡人口融合发展水平	人口城镇化水平	正	5.440 9
		人口密度	正	4.496 3
		非农业与农业就业比	正	4.250 7
		大专以上学历人数占比	正	5.259 2
城乡环境融合发展水平	单位 GDP 能耗	逆	5.484 4	
	单位 GDP 固体废物产生量	逆	5.505 7	
	生活垃圾无害化处理率	正	5.416 3	
	人均公园绿地面积	正	5.205 5	

注:各指标严格按照本文设定的框架体系选取,并根据 2002—2020 年《中国统计年鉴》《中国人口和就业统计年鉴》《中国城市统计年鉴》《中国农村统计年鉴》和样本省份统计年鉴数据计算得出。

2. 劳动力流动

目前,国内外尚未形成统一的指标体系来衡量劳动力流动对城乡融合发展的影响,学者们所采用的量化指标各有不同。李晓阳等使用

各省人口增长率减去人口自然增长率作为劳动力流动的替代变量^[31]。张志新等通过计算地区常住人口与户籍人口的差值与户籍人口之比衡量劳动力流动^[32]。许清清等利用各省劳动力净迁移率作为衡量劳动力流动的相对指标^[33]。樊士德等利用人户分离人口减去市区人户分离人口比上总人口数衡量劳动力流动^[34]。通过对比相关数据的准确性和可获得性,避免因数据缺失而影响实证结果,本文参考伍山林的研究方法^[35],选择拥有农村户籍人口但从事非农业生产的农业从业人数与农村人数之比衡量劳动力流动,其计算公式为:劳动力流动=(农村从业人数-农林牧渔业从业人数)/农村从业人数。

(二)特征事实分析

经过上述方法测算,得到全国平均城乡融合发展水平与全国平均劳动力流动水平,结果如表5所示。

表5 劳动力流动与城乡融合发展的总体演进

年份	全国平均城乡融合发展水平	全国平均劳动力流动水平
2002	0.403	0.333
2003	0.409	0.355
2004	0.418	0.375
2005	0.433	0.393
2006	0.449	0.412
2007	0.462	0.427
2008	0.475	0.439
2009	0.484	0.450
2010	0.497	0.463
2011	0.507	0.474
2012	0.518	0.480
2013	0.528	0.487
2014	0.545	0.494
2015	0.555	0.500
2016	0.564	0.505
2017	0.574	0.511
2018	0.582	0.516
2019	0.590	0.521
2020	0.601	0.526

注:数据由笔者测算整理得出。

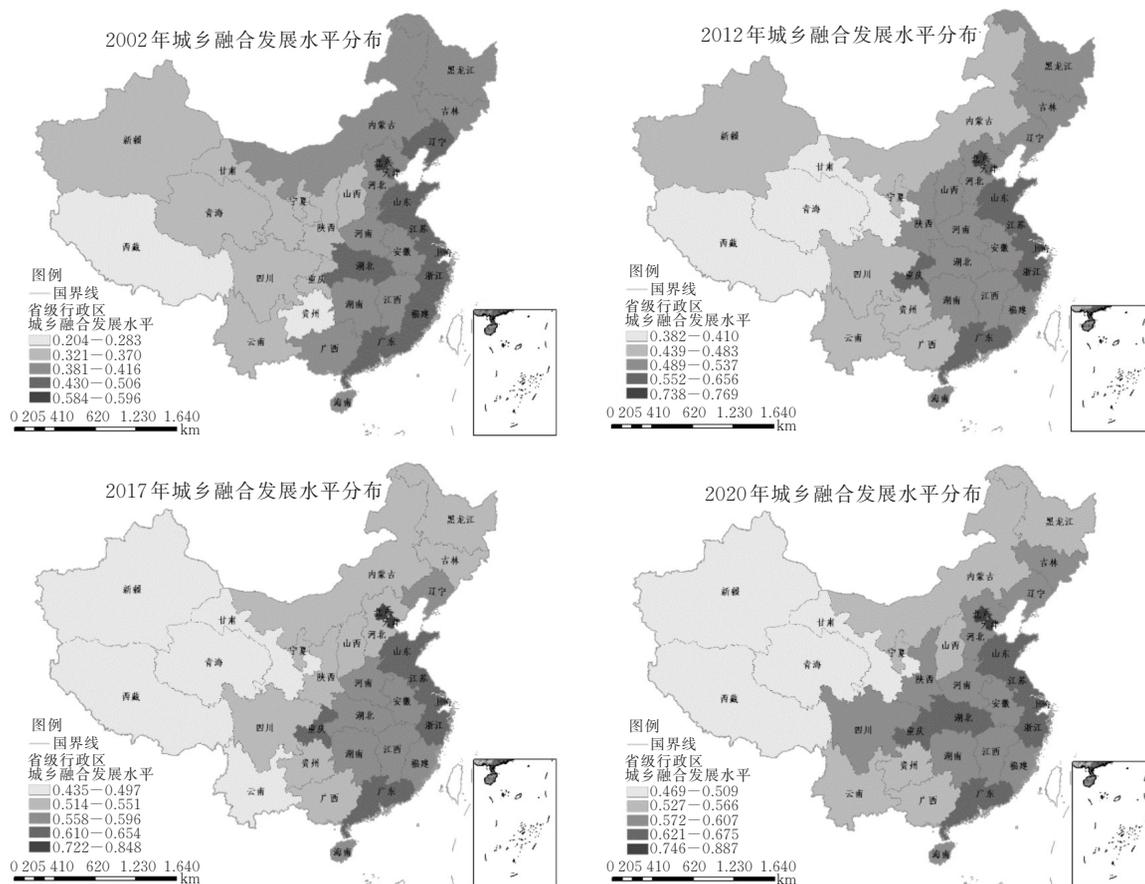
从宏观层面来看,城乡融合与劳动力流动的总演进趋势基本一致。2002—2020年,全国城乡融合发展水平总体呈稳步上升趋势,全国城乡融合发展水平均值从2002年的0.403增长至2020年的0.601,年均增长率约为2.245%。全国劳动力流动水平均值逐年上升,但随着时间的推移,其增长率逐年放缓,从农村迁移至城市工作生活的人口比例增速逐年下降。这种现象在一定程度上说明,农民工的劳务输出能力开始下降,人口红利式微,传统发展理论中“劳动力无限供给”的时代或将消失。

为直观呈现我国劳动力流动与城乡融合发展的空间布局变化,本文绘制了我国省级层面劳动力流动水平与城乡融合发展水平分布图,并截取了2002年、2012年、2017年与2020年东中西部地区的城乡融合发展水平与劳动力流动数据,^⑤结果如图1与图2所示。

在时空层面,本文结合城乡融合与劳动力流动的现实特征与政策演进脉络,将我国城乡关系演进划分为“城乡统筹”时期(2002—2012年)、“城乡一体化”时期(2013—2017年)与“城乡融合发展”时期(2018年至今)三个阶段。需要说明的是,本文对上述三个阶段劳动力流动水平与城乡融合发展水平进行了测算,故对每一阶段均进行劳动力流动与城乡融合发展的特征分析。

1.“城乡统筹”时期(2002—2012年)

“城乡统筹”时期,样本省份的城乡融合发展水平增速较低,且地区差距较大。2002年作为“城乡统筹”的起步之年,城乡融合发展总体处于较低水平。其中,东部地区省区市多处于城乡融合发展水平的第一、二档,中部地区省区市多处于第三档,西部地区省区市多处于第四、五档,表明我国城乡融合发展水平由东向西逐渐递减,并呈现“东高西低,中部为中”的发展格



注:图1中,本文采取 Jenks 自然断点法,对省级行政区当年的城乡融合发展水平进行分级划分,共分为五档,并根据灰度降序排列;鉴于数据的可获得性,本文赋港澳台地区图像为空白;底图来源于自然资源部,审图号为GS(2019)1822。下同。

图1 城乡融合发展水平时空分布

局;各地区城乡融合发展水平最高值为北京,最低值为西藏,二者最值差为0.302。同时,第一档与第五档城乡融合发展水平数值区间差为0.301,城乡融合发展存在“两极分化”现象。此外,由2002年劳动力流动水平分布图可知,我国省级层面劳动力流动水平较高的省区市主要分布在江苏以南的沿海地区和环京津冀地区;以劳动力流动水平相对排名来看,第三、四档省区市分别为9个和10个,约占全国省区市总数的61.290%,劳动力流动水平处于中游的地区较多;劳动力流动水平最高的省区市为上海,其数值为0.679,最低的省区市为新疆,其数值仅为0.127。我国整体劳动力流动水平较低,城乡融合发展水平与劳动力流动水平均呈现“东高

西低”的发展态势。

与2002年相比,2012年城乡融合发展水平全国平均值由0.403增至0.518,年均增长率约为2.542%。与此同时,各地区城乡融合发展水平均有较大幅度的提升,但地区间城乡融合发展仍存在明显差异,其中,城乡融合发展水平最高值为上海,最低值为西藏,二者最值差为0.387,较2002年扩大了约28.146%;第一档与第五档城乡融合发展水平数值区间差为0.328,较2002年扩大了约8.971%,这表明城乡融合发展两极分化程度加深。同时,2012年全国劳动力流动水平平均值有所上升,其中,中部地区部分省区市与东北三省劳动力流动水平有明显上升,从原先第三、四档上升至第二、三档,第一档与第五

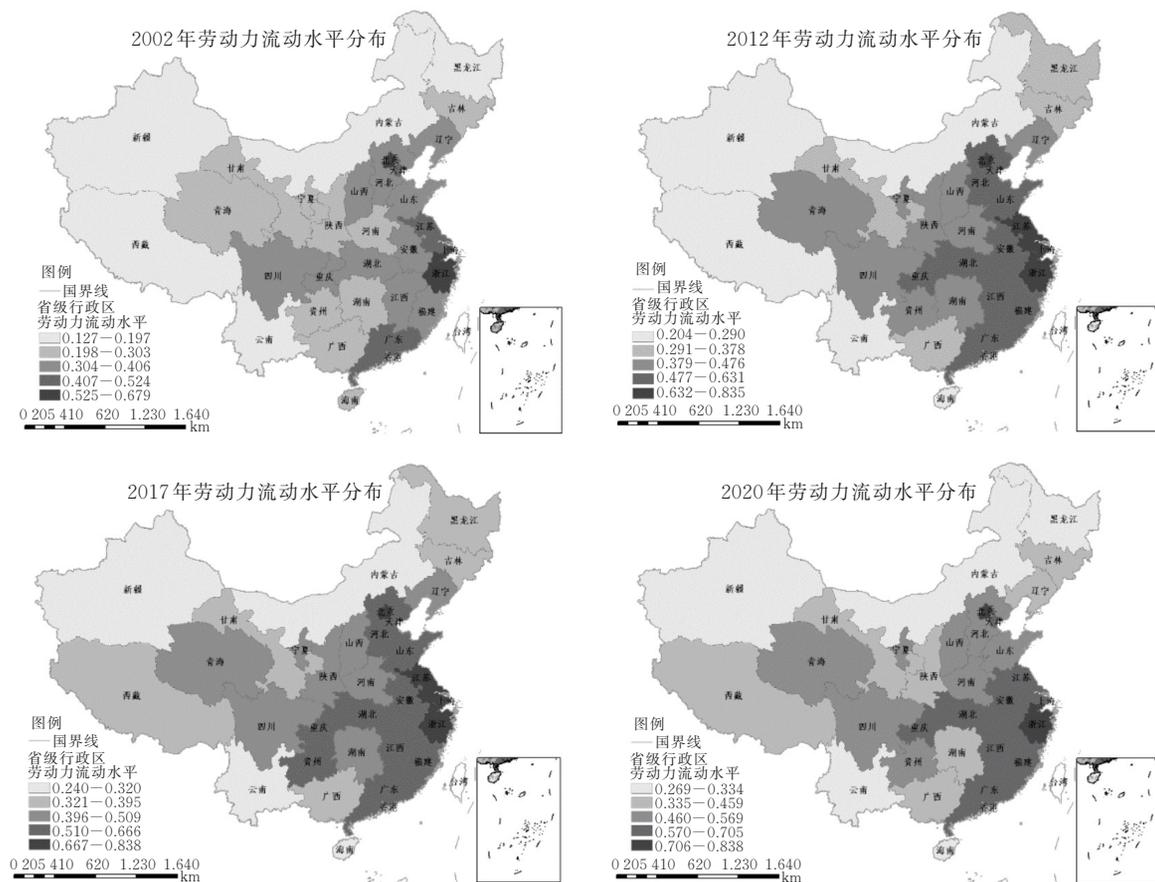


图2 劳动力流动时空分布

档劳动力流动水平数值区间差为0.342,与2002年劳动力流动水平第一档与第五档数值区间差相似,地区间劳动力流动水平差异依旧显著。

2.“城乡一体化”时期(2013—2017年)

“城乡一体化”时期,样本省份城乡融合发展水平有所提高,但地区差距进一步扩大。与2013年相比,2017年第三档省区市数量明显下降,陕西、河北、吉林和黑龙江均从第三档降至第四档,而第四、五档省区市的数量有所上升,“东高西低”的发展格局依旧存在;除天津外,处于第一、二档的其他省区市未发生变动,城乡融合发展水平头部的省区市相对排名开始“固化”。在劳动力流动层面,西藏与贵州劳动力流动水平有明显的上升,但其他省区市劳动力流动水平的相对排名基本没变,第一档与第五档劳动力流动水平数值区间差为

0.347。从整体上来看,样本省份劳动力流动水平均有所上升,但样本省份劳动力流动水平增速明显下降,且地区间劳动力流动水平差距依旧存在。

3.“城乡融合发展”时期(2018年至今)

“城乡融合发展”时期,样本省份城乡融合发展水平稳步提高,地区差距开始缩小。2020年,我国各省区市城乡融合发展水平继续上升,河北、湖北、四川、陕西等中、西部省区市城乡融合发展水平相对排名开始提高,第二、三档省区市的数量大幅增加,城乡融合发展水平组间差距明显缩小,但新疆、甘肃、青海和西藏4省区市相对排名依旧处于末尾,城乡融合发展水平尾部的省区市相对排名变化较小。从整体上来看,2020年样本省份劳动力流动水平有所上升,但劳动力流动水平相对排名变化较

大,往年处于第一、第二梯队的省区市相对排名均有所下降,且多集中在东北、华东地区,该现象可能与2019年底出现的新冠疫情有关;同时,处于第四、第五档省区市劳动力流动水平相对排名基本没有变动,表明这一阶段的城乡融合发展水平与劳动力流动水平空间格局逐渐“固化”。

综上,2002—2020年我国城乡融合发展水平与劳动力流动水平存在时空异质性。在空间维度上,城乡融合发展水平由东向西、由沿海向内陆依次递减,以“胡焕庸线”为界,呈现“东高西低”的发展态势。同时,直辖市城乡融合发展水平普遍高于周边省份。与此同时,我国劳动力流动水平较高的省区市主要集中在东部沿海地区与直辖市地区,显著高于全国平均值;随着时间的推移,样本省份劳动力流动水平增速开始放缓,处于第一档的省区市尤为明显。同时,劳动力流动空间布局始终处于“东高西低、中部居中”的发展态势。在时间维度上,各地区城乡融合发展水平逐年上升,但地区间城乡融合发展水平增速存在差异,东部地区城乡融合发展“趋同”,城乡融合发展水平相对排名较高;而中西部地区城乡融合发展“分异”,以北京、上海为代表的省区市始终处于城乡融合发展的高水平首位,而以西藏、青海为代表的城乡融合发展水平低的省区市则难以摆脱发展缓慢的窘境。与此同时,劳动力流动水平表现为倒“U”型增长态势;东部地区各年份的劳动力流动水平平均值最高,中部地区次之,西部地区最低。中部地区和西部地区的平均劳动力流动水平均低于全国平均值,城乡融合发展水平与劳动力流动水平从“两极分化”向“两极固化”转变。

四、实证分析

(一)模型建构

基于上述中国劳动力流动与城乡融合发展

演进的特征事实,本文构建如下面板模型实证分析劳动力流动对城乡融合发展的影响。模型的基本表达式为:

$$UR_{it} = \alpha + \beta_1 labor_{it} + \beta_2 frd_{it} + \beta_3 fin_{it} + \beta_4 tech_{it} + \beta_5 farm_{it} + \mu_i + year_t + \epsilon_{it} \quad (9)$$

式中,下标*i*表示地区,*t*表示时间。 UR_{it} 为城乡融合发展水平,为被解释变量。 $labor_{it}$ 为劳动力流动水平,为核心解释变量。 frd_{it} 、 fin_{it} 、 $tech_{it}$ 、 $farm_{it}$ 分别为财政分权、金融发展水平、技术进步和农业机械化水平,为控制变量。 μ_i 为地区效应, $year_t$ 为时间效应, ϵ_{it} 为随机误差项。

(二)数据说明、变量选择与描述性统计

本文的被解释变量为前文使用熵权法测算得出的城乡融合发展水平(UR),核心解释变量为前文计算得到的劳动力流动($labor$)。考虑到其他因素可能对城乡融合发展产生影响,本文设置了如下控制变量。

1. 财政分权(frd)

财政分权有利于推动地方产业和经济的发展,为居民提供更多就业机会和更好的公共产品和服务,从而缩小城乡差距,促进城乡融合^[36]。因此,本文使用财政收入分权水平衡量财政分权,其计算公式为:财政分权=各地区人均一般公共预算收入/(各地区人均一般公共预算收入+中央人均一般公共预算收入)。

2. 金融发展水平(fin)

金融业的发展促进了数字经济的建设,为居民提供了更好的金融服务,提高了社会的整体消费水平,对城乡融合发展的影响较为显著^[37]。本文选择样本省份金融产业增加值占GDP比重衡量金融发展水平。

3. 技术进步($tech$)

科技是发展的内生动力,更高的科技水平能够显著促进经济社会的发展,消除城乡壁垒,是城乡融合发展的关键因素^[38]。本文选择发

明、实用新型和外观设计三种专利的授权数之和占GDP的比重来衡量技术进步。

4. 农业机械化水平(*farm*)

实现农业生产机械化是促进农业生产力发展的关键一环,而农业生产力的提高能够主动释放更多的剩余劳动力向城市转移,加快新型城镇化的建设,推动城乡融合发展^[39]。本文选择样本省份单位面积农业机械总动力衡量农业机械化水平,其计算公式为:农业机械化水平=农业机械总动力/有效灌溉面积。

本文选取2002—2020年中国31个省级面板数据作为实证研究样本。数据主要源于《中国统计年鉴》《中国人口和就业统计年鉴》《中国城市统计年鉴》《中国农村统计年鉴》和样本省份统计年鉴,同时借助国家统计局、EPS数据库、中经数据库和Wind数据库进行数据采集。由于部分省区市相关指标的年度数据存在一定缺失,故本文使用插值法进行填补。主要变量的描述性统计由表6所示。

表6 主要变量描述性统计

变量名称	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
<i>UR</i>	589	0.505	0.104	0.185	0.887
<i>labor</i>	589	0.456	0.160	0.127	0.838
<i>frd</i>	589	0.031	0.025	0.001	0.135
<i>fin</i>	589	0.057	0.031	0.007	0.200
<i>tech</i>	589	0.230	0.179	0.009	0.928
<i>farm</i>	589	0.146	0.049	0.030	0.269

注:数据由笔者整理所得。

由表6可知,2002—2020年我国城乡融合发展水平(*UR*)的均值为0.505,最大值为0.887,最小值为0.185,极差约9倍,各地区城乡融合发展水平差异显著;劳动力流动(*labor*)的均值为0.456,最大值为0.838,而最小值为0.127,极差较大,各地区劳动力流动存在明显的时空异质性;其他控制变量在最值之间也存在较大差距,这表明在2002年至2020年期间,全国城乡融合发展的经济社会环境存在较大差异。

(三) 基准分析

考虑到面板数据可能存在异方差、时序相关和截面相依三大问题,使用常规的面板数据统计方法会导致模型估计结果出现偏差。为保证标准误的一致性、无偏性和有效性,本文采用Driscoll-Kraay标准误进行基准分析,结果如表7所示。

表7 基准分析

变量	固定效应模型				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>labor</i>	0.052*** (0.017)	0.031** (0.014)	0.063*** (0.020)	0.055*** (0.018)	0.048** (0.018)
<i>frd</i>		0.648*** (0.068)	0.725*** (0.090)	0.587*** (0.098)	0.569*** (0.103)
<i>fin</i>			0.315*** (0.097)	0.286*** (0.093)	0.302*** (0.093)
<i>tech</i>				0.017** (0.006)	0.023*** (0.007)
<i>farm</i>					0.075** (0.027)
地区效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制
F检验	8.95***	68.07***	37.84***	38.19***	31.98***
<i>R</i> ²	0.945	0.946	0.948	0.949	0.949
样本量	589	589	589	589	589

注:***、**、*分别表示通过显著性水平为1%、5%、10%的统计检验;括号内为Driscoll-Kraay标准误。

表7模型(1)—模型(4)为不断加入控制变量的固定效应回归结果,模型(5)为包含所有解释变量的固定效应回归结果。模型(1)—模型(4)的结果显示,随着控制变量的不断加入,劳动力流动对城乡融合发展水平的影响均显著为正。模型(5)的结果显示,劳动力流动(*labor*)系数为0.048,并在5%的水平上显著为正,且劳动力流动每上升1%,城乡融合发展水平则提高0.048%。这说明就全国层面而言,劳动力流动对城乡融合发展有显著的促进作用,假说H1得到验证。

具体而言:一方面,劳动力流动影响了城乡间的要素布局,劳动力流动水平的提高使与之相随的资本和技术等要素和资源在城乡间的配置更为合理,为城乡融合发展提供了充足的动力;另一方面,随着劳动力流动水平的提高,城市外来人口的数量增多,城市和农村户籍人口间公共服务福利水平的差距扩大,可能导致资本的损耗,并加剧社会矛盾。因此,政府会出台一系列政策措施,促使公共福利更加均衡,消除对外来人口公共服务的歧视,使劳动力能够真正融入当地的产业发展和社会发展中,形成稳固的城乡融合社会网络,缓解城市内部“二元社会”现象,在空间和社会等层面促进城乡融合发展。

就控制变量而言,表7模型(5)中财政分权(*frd*)系数显著为正,说明财政分权程度的提高削弱了户籍制度与土地制度的羁绊,相应的宏观调控措施不仅能够加快要素流动,优化资源配置,促进地方优势产业的发展,而且能够为城乡居民提供更好的公共服务,缓解城乡基层治理二元化现象,从而提升居民福利水平,缩小城乡差距,推动城乡融合发展。金融发展水平(*fin*)系数显著为正,说明金融业的发展能够提高地区经济水平,为城乡居民提供更好的数字服务。同时,金融水平的提升能够吸引更多知识密集型产业进驻,优化地区产业结构,提供更多的就业岗位,加速地区经济发展,进而推动城乡融合发展。技术进步(*tech*)系数显著为正,说明科技的发展能够催生新技术、新产品和新服务,从而提高城乡融合发展中的产业链、供应链的现代化水平,为城乡融合发展注入新的动力。农业机械化水平(*farm*)系数显著为正,说明农业机械化的发展能够提高农村生产力,加快传统农业的现代化转型,缩小农村与城市的发展差距,促进城乡融合发展。

(四)异质性分析

在前文的特征事实分析中,本文发现不同

地区、不同时间的城乡融合发展存在显著的差异性。因此,本文从异质性视角出发,利用分样本回归,进一步探究劳动力流动对城乡融合发展水平的时空异质性影响。

1. 空间异质性

为进一步考察中国城乡融合发展在地区间的分化现象,本文按照劳动力流动与城乡融合的特征事实将全样本从地区上划分为东部、中部、西部三个区域进行相应的回归分析,^⑥结果如表8所示。

表8 空间异质性分析

变量	东部地区 (1)	中部地区 (2)	西部地区 (3)
<i>labor</i>	0.084*** (0.020)	0.040** (0.020)	0.070*** (0.018)
<i>frd</i>	0.336*** (0.068)	0.681*** (0.151)	0.864*** (0.153)
<i>fin</i>	0.265*** (0.041)	0.258*** (0.070)	-0.090* (0.050)
<i>tech</i>	-0.007* (0.004)	0.002 (0.008)	0.011** (0.007)
<i>farm</i>	0.015 (0.015)	0.032 (0.020)	0.061*** (0.023)
地区效应	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制
Wald 检验	10 368.94***	5 462.75***	5 573.19***
样本量	209	152	228

注:***、**、*分别表示通过显著性水平为1%、5%、10%的统计检验;括号内为稳健标准误。

由表8可知,劳动力流动(*labor*)系数在东部、中部、西部地区对城乡融合发展水平(*UR*)作用的系数分别为0.084、0.040、0.070,且东部地区、西部地区劳动力流动在1%水平上显著为正;中部地区劳动力流动在5%水平上显著为正,且东部地区劳动力流动系数最高,西部地区次之,中部地区最低,初步表明劳动力流动对城乡融合发展在空间维度上存在异质性,假说H2得到验证。在控制变量方面,东部地区除农

业机械化水平(*farm*)外,其余变量均至少在5%的水平下显著,但技术进步(*tech*)系数为负。中部地区除技术进步(*tech*)外,其余变量均至少在5%的水平下显著为正。西部地区除金融发展水平(*fin*)外,其余变量均至少在5%的水平下显著,但金融发展水平(*fin*)系数为负。具体分析如下:

一是劳动力流动在一定程度上能够促进东部地区城乡融合发展,但对中西部地区城乡融合发展的推动作用有限,说明劳动力流动对城乡融合发展存在空间异质性。从劳动力流动的特征事实可以看出,2002—2020年东部地区的劳动力流动水平始终高于中西部地区,东部地区城乡融合发展形成了人力资本的比较优势,能够更好地享受人口红利。而中西部地区劳动力流动水平相对较低,人力资本对城乡融合发展的影响力较弱。尽管劳动力回流和农民工市民化等提高了中西部地区的劳动力流动水平,但由于劳动力的知识技能专用性、社会网络关系的固化和地区间户籍制度改革的差异性等因素的影响,长期外流的劳动力往往难以适应流出地的工作环境和生活方式,劳动力流动水平的提高反而可能会影响流出地的社会福利和公共服务的发展,从而产生“就业破坏”效应,影响当地城乡融合发展。

二是在控制变量方面,财政分权(*frd*)系数大小按地区从东向西依次递增,说明政府在城乡融合发展水平较低的地区扮演着更重要的角色,分权程度的提高能够为城乡融合发展创造更有利的条件,这种促进效应在经济发展水平较低以及城乡分割程度较深的中西部地区更为显著。金融发展水平(*fin*)系数在西部地区显著为负,说明城市和发达地区的知识密集型产业相比农村和欠发达地区的劳动密集型产业更能吸引资本的投入,从而加大了城乡差距,削弱了城乡融合发展水平。技术进步(*tech*)系

数在东部地区和西部地区显著,但系数较小。可能的原因在于,科学技术的进步对城乡融合发展的促进作用存在一定的滞后效应,科技水平的提高对当期地区城乡融合发展的影响力较低。农业机械化水平(*farm*)系数在中西部地区显著,说明农业在中西部地区的产业中仍占重要地位,农业机械化水平的发展能够有效提高农村生产力,推动地区农业产业结构转型,有助于释放更多的剩余劳动力向城市转移,从而推动城乡融合发展。

2. 时间异质性

上文的特征事实分析表明,我国城乡融合发展水平与劳动力流动水平在时间维度存在异质性。为了厘清不同年份劳动力流动对城乡融合发展水平影响的异质性,本文依照劳动力流动与城乡融合发展的特征事实,以党的十八大召开时间为节点,将全样本从时间上划分为2002—2012年与2013—2020年两个阶段进行回归分析,结果如表9所示。

表9 时间异质性分析

变量	2002—2012年	2013—2020年
	(1)	(2)
<i>labor</i>	0.123*** (0.022)	0.067 (0.040)
<i>frd</i>	0.116 (0.110)	0.334*** (0.055)
<i>fin</i>	0.625*** (0.181)	0.266** (0.089)
<i>tech</i>	0.034*** (0.010)	0.002 (0.003)
<i>farm</i>	0.171*** (0.043)	0.035** (0.011)
地区效应	控制	控制
时间效应	控制	控制
F 检验	66.62***	8.66***
R^2	0.883	0.952
样本量	341	248

注:***、**、*分别表示通过显著性水平为1%、5%、10%的统计检验;括号内为Driscoll-Kraay标准误。

由表9可知,劳动力流动(*labor*)系数在2002—2012年与2013—2020年对城乡融合发展水平(*UR*)的作用系数分别为0.123与0.067,且2002—2012年劳动力流动在1%的水平上显著为正,且系数显著大于基准分析模型(5)中的数值。2013—2020年劳动力流动系数较小且不显著,初步表明劳动力流动对城乡融合发展在时间维度上存在异质性,假说H3成立。在控制变量方面,2002—2012年所有控制变量均至少在5%的水平上显著为正,且金融发展水平(*fin*)、技术进步(*tech*)与农业机械化水平(*farm*)系数明显大于基准回归,而2013—2020年金融业发展水平和农业机械化水平系数较低,同时技术进步的系数不显著。具体分析如下:

一是劳动力流动对城乡融合发展的影响逐渐减弱。2002—2012年劳动力流动能够显著促进城乡融合发展,而2013—2020年劳动力流动对城乡融合发展的推动作用有限,说明劳动力流动对城乡融合发展存在时间异质性。这种结果可能与劳动力流动波动增长的特征事实有关,城乡间劳动力并未呈现平稳、有序的流动,劳动力流动对城乡融合发展的边际影响力逐渐减弱。

二是在控制变量方面,除财政分权(*frd*)外,2002—2012年各控制变量对城乡融合发展影响的系数与显著性均大于2013—2020年,说明随着时间的推移,各控制变量对城乡融合发展的推动作用开始下降,城乡融合发展或将遇到“瓶颈”期,需要寻求新的发展路径。

(五)稳健性检验

为使回归结果更加稳健可靠,本文采用替换及增加变量、更换回归样本、工具变量法等方法进行相关检验。

1. 替换及增加变量

首先,替换被解释变量,本文选择使用两步

熵权法重新测度被解释变量,以代替基准回归中的城乡融合发展水平;^⑦其次,替换核心解释变量,本文选择样本省份劳动力净迁移率代替基准回归中的劳动力流动;^⑧最后,增加控制变量,对外贸易水平是影响我国城乡收入差距的重要因素,对外贸易带来的就业数量扩大效应与就业质量偏移效应在一定程度上能影响城乡融合发展^[40]。因此,本文选择样本省份进出口贸易总额占GDP比重衡量对外贸易水平。

2. 改变回归样本

新冠疫情作为21世纪以来最大的“黑天鹅”事件,不仅严重影响了全球经济发展,而且改变了人们的日常生活规律,构成了我国城乡融合发展进程上极大的不确定因素。因此,本文选择剔除2020年的数据,以检验新冠疫情对模型稳定性的影响。

3. 工具变量法

本文通过固定地区效应与时间效应缓解因遗漏变量而导致的内生性问题,但考虑到城乡融合发展与劳动力流动可能互为因果,本文选择劳动力流动的滞后一期作为工具变量。劳动力流动的滞后一期与地区本期劳动力流动的水平相关,但与本期的城乡融合发展水平关联性较弱^[41]。稳健性检验结果如表10所示。

由表10可知,模型(1)—模型(4)无论是替换被解释变量和核心解释变量、增加控制变量还是改变回归样本,劳动力流动系数符号的正负性与显著性均未发生明显变化。其中,由表10模型(5)可知,当劳动力流动的滞后一期作为工具变量时,回归通过了弱工具变量检验,且系数符号的正负性与显著性均未发生明显改变。上述稳健性检验表明本文的实证结果具有较高的可信度。

五、主要结论与政策建议

本文选用2002—2020年中国31个省级

表10 稳健性检验

变量	替换城乡融合发展水平	替换劳动力流动	增加控制变量	剔除新冠疫情年份	工具变量法
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>labor</i>	0.001*** (0.000)	0.134** (0.056)	0.029* (0.016)	0.001** (0.000)	0.061** (0.028)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
地区效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制
弱工具变量检验					<10% maximal IV size
F 检验	1 906.84***	28.19***	26.96***	2 342.81***	448.48***
R ²	0.948	0.949	0.950	0.945	0.951
样本量	589	589	589	558	558

注:***、**、*分别表示通过显著性水平为1%、5%、10%的统计检验;模型(1)–模型(4)括号内为Driscoll-Kraay标准误。

面板数据,通过熵权法测算各地区城乡融合发展水平,并对劳动力流动地的城乡融合发展效应进行实证分析,结果表明:在全国层面,劳动力流动水平的提高能显著促进城乡融合发展,这一结果在替换及增加变量、改变回归样本与工具变量法的稳健性检验中依旧成立。在不同时间、不同地区的样本分析中,各地区劳动力流动与城乡融合发展水平存在明显差异,同时劳动力流动对城乡融合发展的影响表现出了异质性,具体表现为:在空间维度上,劳动力流动系数大小在东中西部地区存在显著差异;在时间维度上,2002—2012年劳动力流动对城乡融合发展有显著的促进作用,而2013—2020年劳动力流动对城乡融合发展的影响不显著。

基于上述结论,本文提出如下政策建议:

首先,在全国层面,进一步提高劳动力的区际流动水平。一方面,加快缩小常住人口城镇化率与户籍人口城镇化率水平的差距,实现“两率”并轨协同发展。2021年,中国常住人口城镇化率约为64.72%,而户籍人口城镇化率约为46.70%,差值约为18.02%,涉及约2.55亿人,^⑨这部分劳动力虽然工作生活在城市,但未能享受到当地的社会保障与公共服务。因此,要深入推进户籍制度背后所附载的教育、医疗、住房、就业等诸多福利和公共服务改革,进

一步促进农村农业转移人口的市民化,使劳动力真正融入城市。另一方面,统筹落实劳动力就近就地流动,推进县域城乡融合发展。以县域作为基本地域单元和重要切入点,尤其是做好“乡—县”流动,增强县域的中心功能,提高县域的综合服务能力,辐射带动县域周围的农村发展。

其次,基于劳动力流动对城乡融合发展的异质性,为缓解地区间城乡融合发展水平的失衡,需着重解决区域劳动力错配问题。从流出地(农村)来看,一方面,改变农村地区和欠发达地区单一的劳务输出思路,转向促进自身内生式发展和进一步实施乡村振兴。例如,学习美国“大学镇”“公司镇”及德国“城乡等值化”的发展模式,引导资本、技术有序下乡,促使公共资源不断向农村倾斜,使乡村小镇的居民可以享受与城市居民相同的公共服务,实现乡村超常规发展。另一方面,重视农民工返乡创业、投身乡村振兴的政策扶持和引导,加大西部地区对东部产业转移的承接力度,缓解欠发达地区“用工荒”和“劳动力转移刚性”的结构性问题,实现产业布局与人口分布相匹配。从流入地(城市)来看,农村劳动力向城市的流动势必导致生产资料在城市的集聚,从而形成以特大城市为核心的都市圈发展模式。一是不断深化城市的体

制机制改革,优化城市的居住环境,增强特大城市的人口承载力,从而吸纳更多的劳动力。二是根据各城市的资源禀赋和发展需求,制定差异化的落户政策。试点取消大中小城市尤其是常住人口较少城市的落户限制,在部分特大型城市实行积分落户制,全方位打通劳动力进城渠道。三是充分发挥都市圈城市发展的引领机制,加强长三角、粤港澳、京津冀、成渝等特大城市群对周边小村镇的辐射带动作用,避免欠发达地区出现“人口外流—经济下滑—人口外流”的恶性循环。从外流劳动力个体来看,提高外流劳动力的文化素质和技能水平,追求人力资本“质”的提升,逐步实现其在不同城乡和地区间的自由流动,以增强劳动力流动对城乡融合发展的边际影响力。

[注释]

- ① 资料来源:《中国统计年鉴1999》。
- ② 资料来源:《中国农民工现状及其发展趋势总报告》与《2022年农民工监测调查报告》。
- ③ 依据国家统计局“七普”第三卷 年龄:3-3a至3-3c,作者计算得出。<https://www.stats.gov.cn/sj/pcsj/rkpc/7rp/zk/indexch.htm>。
- ④ 计算三级指标信息熵时需要对其比重进行对数处理,故将指标比重值正向偏移,以避免出现真数非正的情况。
- ⑤ 依据参照国家统计局的划分标准,东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南,中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北和湖南,西部地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆。
- ⑥ 对全样本按地区划分后,数据类型从短面板转换为长面板,故采用稳健标准误进行FGLS回归分析。
- ⑦ 第一步计算各三级指标在二级指标中的权重,得出二级指标中不同维度城乡融合发展的得分;第二步计算各二级指标在一级指标中的权重,得出城乡融合发展水平的得分。
- ⑧ 劳动力净迁移率=(年末人口数-上年末人口数-上年末人口数×人口自然增长率)/上年末人口数×100%。
- ⑨ 资料来源:《2022年新型城镇化和城乡融合发展重点任务》。

[参考文献]

- [1] Bolton R. 'Place prosperity vs people prosperity revisited': an old issue with a new angle[J]. *Urban Studies*, 1992, 29(02):185-203.
- [2] Scott A J. World development report 2009: reshaping economic geography[J]. *Journal of Economic Geography*, 2009, 09(04):583-586.
- [3] 杜启平. 城乡融合发展中的农村人口流动[J]. *宏观经济管理*, 2020(4):64-70.
- [4] 姚毓春, 张嘉实. 构建基于全国统一大市场的城乡融合发展路径研究[J]. *求是学刊*, 2022(6):51-63.
- [5] 陆铭, 陈钊. 城市化、城市倾向的经济政策与城乡收入差距[J]. *经济研究*, 2004(6):50-58.
- [6] 陆铭, 陈钊, 万广华. 因患寡, 而患不均: 中国的收入差距、投资、教育和增长的相互影响[J]. *经济研究*, 2005(12):4-14, 101.
- [7] 钱文荣, 郑淋议. 构建城乡人口双向流动与融合的制度保障体系: 从权利开放理论到村庄开放实践的分析线索[J]. *南方经济*, 2021(8):24-34.
- [8] 陈钊. 中国城乡发展的政治经济学[J]. *南方经济*, 2011(8):3-17.
- [9] 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.
- [10] 黄小明. 收入差距、农村人力资本深化与城乡融合[J]. *经济学家*, 2014(1):84-91.
- [11] 张琛, 孔祥智. 农村劳动力流动的演变历程、趋势与政策建议[J]. *中国特色社会主义研究*, 2022(3):31-38.
- [12] 黄永春, 宫尚俊, 邹晨, 等. 数字经济、要素配置效率与城乡融合发展[J]. *中国人口·资源与环境*, 2022(10):77-87.
- [13] 李红锦, 张丁山. 数字普惠金融对城乡融合的影响研究[J]. *金融经济研究*, 2022(3):146-160.
- [14] 丁焕峰, 张蕊, 周锐波. 城市更新是否有利于城乡融合发展?: 基于资源配置的视角[J]. *中国土地科学*, 2021(9):84-93.
- [15] 高春亮, 王业强, 魏后凯. 公共服务供给与地区收入差距: 基于人力资本视角的分析[J]. *中国人口科学*, 2022(4):44-59, 127.
- [16] Sequeira T N. Inflation, economic growth and education

- expenditure[J].Economic Modelling,2021,99:105475.
- [17] 钟粤俊,陆铭,奚锡灿.集聚与服务业发展:基于人口空间分布的视角[J].管理世界,2020(11):35-49.
- [18] 杜宇,刘俊昌.农民工市民化难点与新型城镇化战略[J].当代经济管理,2014(12):42-46.
- [19] 孙三百.城市移民的收入增长效应有多大:兼论新型城镇化与户籍制度改革[J].财贸经济,2015(9):135-147.
- [20] 艾文卫,王家庭.三次产业间劳动力流动对城乡收入差距的影响:基于1978-2011年时间序列的实证研究[J].当代经济管理,2016(3):62-68.
- [21] 王恒,王征兵,朱玉春.乡村振兴战略下连片特困地区劳动力流动减贫效应研究:基于收入贫困与多维贫困的双重视角[J].农村经济,2020(4):43-50.
- [22] 樊士德.减贫:中国劳动力流动的多重效应[M].北京:社会科学文献出版社,2023:249-251.
- [23] 张文武.农业人口转移、投入要素替代与乡村产业振兴[J].审计与经济研究,2019(5):96-106.
- [24] 雷鹏飞,赵凡.基于博弈论的视角分析农村劳动力转移的“钟摆”现象[J].东岳论丛,2020(7):120-127.
- [25] 刘祖云,姜姝.“城归”:乡村振兴中“人的回归”[J].农业经济问题,2019(2):43-52.
- [26] 文丰安.乡村振兴战略背景下农村劳动力回流与治理[J].农村经济,2021(5):1-10.
- [27] 李芳华,姬晨阳.乡村振兴视角下的农村劳动力回流弹性估计:基于空间断点回归的研究[J].中国农村经济,2022(2):36-55.
- [28] 陈浩,王皓月.农村公共服务高质量发展的内涵阐释与策略演化[J].中国人口·资源与环境,2022(10):183-196.
- [29] 周佳宁,秦富仓,刘佳,等.多维视域下中国城乡融合水平测度、时空演变与影响机制[J].中国人口·资源与环境,2019(9):166-176.
- [30] 王军,邹广平,石先进.制度变迁对中国经济增长的影响:基于VAR模型的实证研究[J].中国工业经济,2013(6):70-82.
- [31] 李晓阳,黄毅祥.中国劳动力流动与区域经济增长的空间联动研究[J].中国人口科学,2014(1):55-65,127.
- [32] 张志新,杨琬琨,何双良.农村劳动力流动对城乡收入差距的影响:基于山东省17地市的面板数据分析[J].华东经济管理,2018(5):27-31.
- [33] 许清清,范甜甜,袁祺.我国人口迁移政策对产业结构升级的影响研究:基于2000-2016年我国31个省的面板数据的实证检验[J].宏观质量研究,2019(4):48-63.
- [34] 樊士德,金童谣.中国劳动力流动对城乡贫困影响的异质性研究[J].中国人口科学,2021(4):98-113,128.
- [35] 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(2):97-110.
- [36] 苏春红,李真.财政分权、支出偏向与城乡融合发展[J].经济问题探索,2022(6):107-123.
- [37] 张勋,杨桐,汪晨,等.数字金融发展与居民消费增长:理论与中国实践[J].管理世界,2020(11):48-63.
- [38] 高莺,田秋丽.人力资本溢出、技术进步与收入分配:城乡区域对比的视角[J].统计与决策,2013(10):99-102.
- [39] 睦海霞.城乡融合高质量发展视域下都市型现代农业科技支撑提升研究[J].农村经济,2022(7):122-128.
- [40] 魏浩,赵春明.对外贸易对我国城乡收入差距影响的实证分析[J].财贸经济,2012(1):78-86.
- [41] 曹芳芳,程杰,武拉平,等.劳动力流动推进了中国产业升级吗?:来自地级市的经验证据[J].产业经济研究,2020(1):57-70,127.