

中国劳动力流动减贫效应的时空异质性研究

樊士德, 王思怡

(南京审计大学 经济学院, 江苏 南京 211815)

摘要: 基于中国 30 个省份 1995—2020 年的面板数据, 运用机理分析与实证检验相结合的方法, 从全国层面、时间层面和地区层面分别考察劳动力流动减贫效应的时空异质性。研究发现, 劳动力流动通过人力资本集聚、资源配置优化以及消费升级减缓了流入地贫困, 劳动力流动通过收入转移和回流效应缓解了流出地贫困。从全国层面看, 劳动力流动具有减贫效应; 从地区层面看, 中部地区的减贫效应优于东部和西部地区; 从时间层面看, 1995—2009 年(第一阶段)和 2010—2020 年(第二阶段)的劳动力流动都发挥了减贫效应, 且 2010 年以后的减贫效应更明显。本研究既为深入了解劳动力流动减贫效应的时空异质性提供了经验证据, 又为巩固拓展脱贫攻坚成果和深度推进乡村振兴提供了决策依据。

关键词: 劳动力流动; 减贫效应; 乡村振兴; 时空异质性; 流入地; 流出地

[中图分类号] F061.3 [文献标识码] A [文章编号] 1672-934X(2023)02-0116-13

DOI: 10.16573/j.cnki.1672-934x.2023.02.012

The Temporal and Spatial Heterogeneity in Poverty Reduction Effect of Labor Mobility in China

Fan Shide, Wang Siyi

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

Abstract: Based on panel data of 30 Chinese provinces from 1995 to 2020, a combination of mechanistic analysis and empirical testing was used to examine the spatial and temporal heterogeneity in the poverty reduction effect of labour mobility at the national, the time-stage and the regional levels respectively. The findings indicate that labor mobility brings positive effect to poverty alleviation in inflow areas through human capital agglomeration, resource allocation optimization and consumption upgrading, while it alleviates poverty in outflow areas through income transfer and return effects. At the national level, labour mobility has a poverty reduction effect. At the regional level, such an effect in central region is better than that in the eastern and western ones. At the temporal level, its effect has been reflected in the periods from 1995 to 2009 (first stage) and from 2010 to 2020 (second stage), and has been more pronounced after 2010. This paper provides both empirical evidence for an in-depth understanding on the spatial and temporal heterogeneity in the poverty reduction effect of labour mobility, and a basis for decision-making on the consolidating and expanding achievements of poverty elimination and the in-depth promotion of rural revitalization.

Key words: labor mobility; poverty reduction effect; rural revitalization; spatial and temporal heterogeneity; inflow areas; outflow areas

收稿日期: 2022-10-15

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、硕士生导师、学科带头人、润园书院院长, 主要从事劳动力流动、贫困与城乡融合研究;

王思怡(1997—), 女, 硕士研究生, 研究方向为劳动力流动、国际分工。

一、引言

20世纪90年代开始,随着工业化和城镇化的持续推进以及人口流动政策的逐步放松,劳动力外流规模持续扩大构成了中国经济社会发展过程中的典型特征事实。截至2021年,农村外出农民工总量约为1.7亿人。^①劳动力外流规模持续扩大无疑对我国经济社会发展产生了深远影响。与此同时,贫困人口尤其是农村贫困人口的持续下降构成了中国经济社会发展过程中的另一个典型特征事实。1995年至2010年间,我国农村贫困人口从6500万减少到2688万。2011年实施新的贫困线标准^②后,历经8年的持续扶贫,到2020年底,中国现行标准下9899万农村贫困人口全部脱贫。2021年,中国脱贫攻坚战圆满收官,在全国范围内消除了绝对贫困,创造了世界减贫史上的奇迹。为实现到2035年全体人民共同富裕取得更为明显的实质性进展目标,中国需要将战略重点由扶贫战略向防止贫困发展战略转变^[1]。近年来,国内学者开展了大量防止贫困发展的研究,但在诸多问题上未达成共识,所提方案操作性不强,仍有进一步探索的空间。

劳动力外流规模持续扩大和贫困人口持续下降构成了中国经济社会发展过程中的两大典型特征事实。基于这两大典型特征事实,劳动力流动对贫困的影响已成为学界关注的热点。目前,学界主要从理论分析和实证研究两个层面进行探究,存在三种不同观点:一是贫困减缓论,认为劳动力流动能有效缓解贫困程度^[2];二是贫困加剧论,认为劳动力流动不仅会带来巨大的社会成本^[3],还会导致农村劳动力供给短缺、智力外流及土地撂荒^[4],不利于贫困问题的解决;三是劳动力流动对贫困的作用效应存在不确定性^[5]。

在理论研究层面,学界主要从产业结构升级效应、人力资本累积效应和收入转移效应等

方面研究劳动力流动影响贫困的内在机理。从产业结构升级方面看,无论在发达的东部地区还是欠发达的中西部地区,劳动力流动都通过本地市场效应和人力资本积累机制促进产业结构升级^[6-7]和非农产业资源配置效率提升^[8-9],从而对经济发展起到积极作用,极大缓解了我国的贫困状况^[10]。从人力资本累积效应看,劳动力流动不仅有利于促进人力资本的形成与优化配置,而且有利于提高各地区对人力资本的重视程度^[11]。劳动力流动在很大程度上促进了经济增长^[12],有助于解决贫困问题。从收入转移效应角度看,劳动力的迁移可以提高收入^[13-14],其收入以汇款“回流”的形式实现转移,在短期内有助于提高留守家庭收入和生活水平^[15],从而摆脱经济贫困。在实证研究方面,学界主要基于微观调研数据和宏观数据进行探讨。在微观调研数据方面,有学者利用抽样调查数据证实劳动力流动能显著降低贫困程度^[16]。还有学者采用我国中部、西部省份的抽样调查数据分析后发现,劳动力外出打工是缓解家庭贫困的重要方式^[17]。而樊士德等选用东部878位农户微观调研为样本进行实证研究后发现,劳动力流动不仅增加了家庭收入、降低了绝对贫困发生率,还对主观感受下的相对贫困产生了显著的缓解作用^[18]。在宏观数据方面,何春等选取中国25个省份2000—2014年的数据进行实证分析,结果表明,农村劳动力转移有利于贫困的减少^[19]。张桂文等利用1998—2015年的宏观数据对中国农业劳动力转移的减贫效应进行了计量检验,得出中国农业劳动力非农转移显著降低了贫困发生率^[20]的结论。彭建交以我国1991—2017年的数据为基础,通过构建以农村劳动力转移程度和恩格尔系数为主要解释变量的VAR模型,实证分析后发现,劳动力转移对贫困减缓有逐渐增强的正向影响^[21]。

虽然研究劳动力流动对贫困影响的成果很

多,但仍存在两方面不足:其一,已有研究分析了农村劳动力流动影响减贫的机理,但缺少劳动力流动对流入地与流出地贫困影响的比较研究。其二,鲜有学者从时间和空间两个维度对劳动力流动减贫效应的异质性进行比较分析。故考察劳动力流动的减贫效应及其时空异质性具有重要的理论价值和现实意义。

本文利用全国 30 个省份 1995—2020 年的面板数据研究了劳动力流动的减贫效应及其时空异质性。本文可能的边际贡献主要有三个方面:一是从劳动力流入地和流出地分别剖析劳动力流动减贫效应的内在机理。二是通过全国层面、时间层面和地区层面的实证检验,厘清了劳动力流动减贫效应的时空异质性。三是本文研究结论更具稳健性。考虑到劳动力流动与贫困程度之间可能存在内生性问题,本文特采用滞后一期的系统 GMM 估计方法进行内生性检验。

二、劳动力流动的减贫效应形成机理分析

劳动力流动对流入地而言,带来了大量劳

动力,集聚了人力资本,从而推动劳动密集型产业集聚并逐步向外转移,实现产业结构转型升级,同时加剧了区域间经济发展的不平衡,人力资本过度聚集还会对社会产生消极影响。对流出地而言,劳动力大量外流导致经济低迷、生产萎缩、人力资本缺乏等不良后果,同时劳动力流动带来了收入转移效应,外流劳动力获得的工资性收入通过汇款“回流”实现收入转移,短期内有助于提高留守家庭收入和生活水平,从而帮助其摆脱经济贫困。故劳动力流动对流入地和流出地贫困均存在一定影响,有必要进一步考察劳动力流动影响流入地和流出地贫困的内在机理。

(一)劳动力流动对流入地贫困影响的作用机制

劳动力流动可以通过人力资本集聚、资源配置优化、消费升级三个渠道提升流入地产业生产效率和技术水平,推动流入地产业结构升级和经济发展增速,增加劳动力收入水平,进而缓解流入地贫困问题。劳动力流动对流入地贫困影响的作用机制具体如图 1 所示。

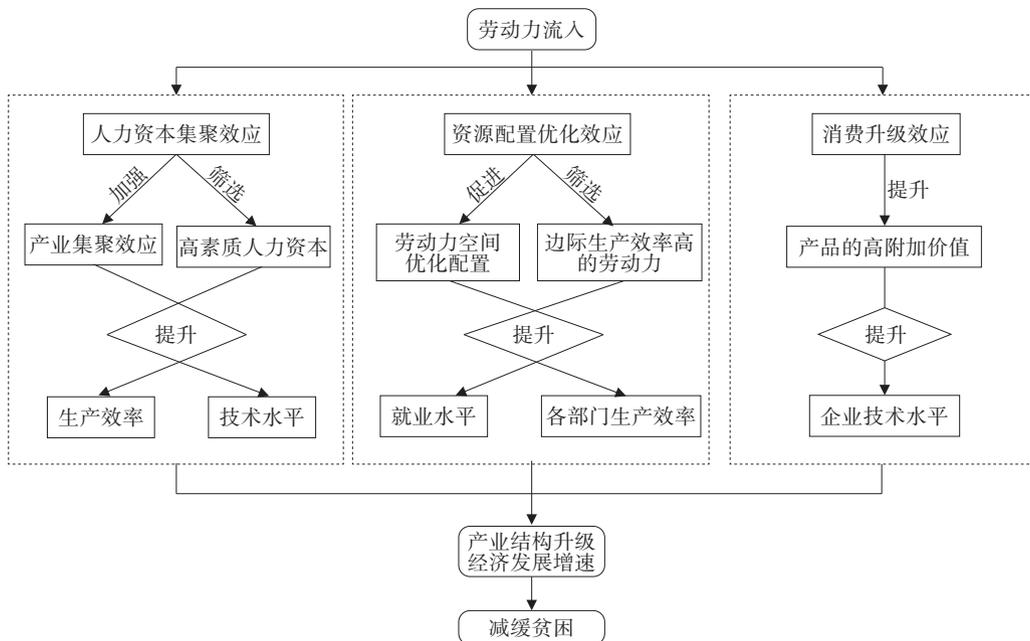


图 1 劳动力流动对流入地贫困影响的作用机制

1. 人力资本集聚效应

大量劳动力流入直接影响流入地劳动力资源的集聚程度,可以促进流入地技术水平和生产效率的提升,进而促进流入地产业结构升级、经济发展增速、劳动力收入增加,最终在流入地减贫上发挥关键作用。一方面,劳动力流入伴随着知识、技术等要素的流入与集中,提升了流入地的创新能力、技术水平和生产效率,进而产生规模经济效应,推动产业空间集聚。产业空间集聚所蕴含的规模经济通过劳动力共享、知识技术溢出、交易成本节约等效应,促进生产率提升和产业结构升级^[22]。另一方面,劳动力流入将选拔出边际生产率相对高的人力资本,这些高素质劳动力具有较强的学习能力和创新能力,不仅能提高生产率和技术水平,还能促进新兴产业发展,引发知识技术对传统要素的替代,进一步推动技术进步和经济增长,并在流入地减贫上发挥关键作用。

2. 资源配置优化效应

劳动力流动通过优化劳动力与其他要素资源配置,可以提高各部门生产效率,促进流入地产业结构升级和经济发展增速,从而增加劳动力收入,在流入地发挥减贫效应。一般而言,企业为了追求利润最大化,倾向选择以边际生产率高要素替代边际生产率低要素。城乡收入差距、效用偏好等因素的驱动与城市的虹吸效应,使得高素质劳动力由农村向城市、欠发达地区向发达地区流动,客观上促进了资源在空间上的优化配置,提高了就业水平。高素质劳动力由于边际生产效率高、学习与创造能力强,也更容易获得较多高层次的就业机会和更高的工资。比如,高素质劳动力流入新兴产业,既能实现个人价值,又能推动流入地产业升级和部门劳动生产率提高,最终促进经济发展和劳动力整体收入水平提高。劳动力更多的就业机会和更高的工资水平有利于缓解流入地贫困问题。

3. 消费升级效应

劳动力流动促进了流入地收入整体水平的增长,会推动流入地劳动力优化消费规模和消

费结构,进而促进流入地企业供给优化、产业结构升级、经济发展增速,最终提高劳动力收入水平,在流入地发挥减贫效应。外来劳动力收入的增长促进了流入地消费水平的提升,外来劳动力在消费时不仅需要产品的基础价值,还需要产品的高附加价值。一些购买欲强的外来劳动力在面临短期收入不变、预期未来收入改善时,会主动提升其消费规模和优化其消费结构,从而形成消费示范效应,这将倒逼企业扩大生产和提升技术水平。劳动力作为经济增长的基本生产要素,其消费需求的优化必然导致流入地企业生产供给的优化,进而促进流入地劳动力收入的增长。

据此,本文提出假说 H1:劳动力流动通过人力资本集聚、资源配置优化、消费升级促进流入地产业结构升级和经济发展增速,增加流入地劳动力收入水平,进而在流入地发挥减贫效应。

(二) 劳动力流动对流出地贫困影响的作用机制

与流入地相比,劳动力流动对流出地贫困影响的作用机制存在差异,具体如图 2 所示。

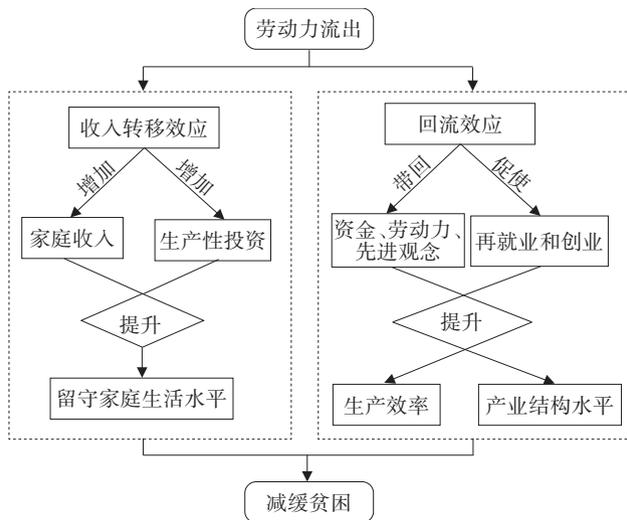


图 2 劳动力流动对流出地贫困影响的作用机制

1. 收入转移效应

劳动力为了寻求更高报酬选择外出务工,获得的工资性收入通过汇款“回流”实现收入转移,短期内有助于提高留守家庭收入和改善生活,从

而在流出地发挥减贫效应。收入“回流”至留守家庭后,一是直接用于生活消费,在食物、医疗等方面改善留守家庭生活;二是用于生产性投资,如增加化肥施用、购买农业生产机械,减少劳动力外流对农业生产活动的负面影响。随着劳动力外流规模越来越大,外出打工收入对流出地居民人均可支配收入的贡献越来越大,这已成为帮助留守家庭脱贫的一个关键因素。

2. 回流效应

劳动力从流入地回流至流出地,会对流出地生产效率提升和产业结构优化产生积极作用,进而提高劳动力收入水平,在流出地发挥减贫效应。发挥减贫效应有四条路径:一是可以缓解流出地劳动力不足,改善留守家庭人口结构。二是伴随劳动力回流,劳动力附载的资本、技术、经验等先进要素也回流至流出地,既可以促进流出地要素投入增加,又可以提升流出地劳动生产率。三是劳动力回流在客观上促进了城市文化、城市文明向流出地扩散,有利于加快流出地乡村振兴和城镇化进程。四是回流劳动力通过再就业和创业,可以加快流出地工业化进程,加速产业结构调整。回流效应能提高流出地家庭的收入,加快其脱贫速度。

据此,本文提出以下假说:

假说 H2:劳动力流动通过收入转移和回流效应,为流出地经济发展提供内生动力和发展支撑,增加流出地劳动力收入水平,进而在流出地发挥减贫效应。

假说 H3:劳动力流动通过流入地和流出地的减贫效应,能有效缓减全国贫困问题。

三、实证分析

(一) 变量选取、数据说明和模型设计

1. 变量选取

(1) 被解释变量

被解释变量为贫困程度(*pov*)。测度贫困程度的主要指标有贫困发生率、贫困深度、贫困指数以及恩格尔系数等。本文研究的时间跨度

较长,为保证数据的完整性,借鉴张兵等的做法^[23],选取恩格尔系数作为各省份贫困程度的测度指标。通常,恩格尔系数越大,该省份家庭食品支出比重越高,其贫困程度越高,故恩格尔系数的下降意味着贫困程度的下降。由于部分省份未直接提供恩格尔系数,故根据恩格尔系数的定义(即食品支出占总支出的比重)计算得到。具体而言,各省份恩格尔系数是城市恩格尔系数和农村恩格尔系数的加权平均数,具体公式为:各省份恩格尔系数=城市恩格尔系数×非农人口比重+农村恩格尔系数×农村人口比重。

(2) 核心解释变量

核心解释变量为劳动力流动(*lab*)。由于缺少各省份劳动力流动数据,本文采用樊士德等的做法^[24],将流动人口比率作为劳动力流动的替代变量,各省份劳动力流动比率=(各省份劳动力流动人口数÷各省份年末总人口数)×100%。需要注意的是,流动人口中可能包含非劳动力流动,但该数据不大,对结果并不构成实质性影响。

(3) 控制变量及其测度

参考相关文献,选取城镇化率(*urban*)、固定资产投资水平(*fix*)、产业结构水平(*ter*)、贸易开放程度(*trade*)、城乡居民收入差距(*gap*)、经济增长水平(*gdp*)等作为影响贫困程度的控制变量(*Control*)。①城镇化率(*urban*)。城镇化不仅对收入贫困有显著的正向效应,而且对教育、健康和住房贫困都有显著的正向效应^[25],城镇化率=(各省份非农业人口数÷各省份年末总人口数)×100%。②固定资产投资水平(*fix*)。无论对贫困人口中的高渴望群体还是低渴望群体进行投资,都有助于减少贫困^[26]。固定资产投资水平越高,总需求水平越高,经济增长越快,有利于缓解贫困,固定投资水平=(各省份固定资产投资÷各省份GDP)×100%。③产业结构水平(*ter*)。产业结构变迁有助于改善农民收入并降低相对贫困^[27],产业结构水平=(各省份第三产业GDP÷各省份GDP)×100%。④贸易开放程

度(*trade*)。贸易自由化可以提升贫困人口的平均绝对可支配收入,验证了贸易有助于减缓贫困^[28],贸易开放程度=(各省份进出口总额÷各省份GDP)×100%。⑤城乡居民收入差距(*gap*)。城乡收入差距与贫困程度具有关联性,缩小城乡收入差距需要与精准扶贫战略、城乡融合发展战略和乡村振兴战略相衔接^[29],城乡居民收入差距=(各省份城镇居民人均可支配收入÷各省份农民人均纯收入)×100%。⑥经济增长水平(*gdp*)。经济增长对减贫发挥了主导作用^[30],经济增长水平=(各省份本年GDP-各省份上年GDP)÷各省份上年GDP×100%。

为消除异方差,在计量模型中将所有变量进行对数化处理。

2. 数据来源及说明

本文数据源于国家统计局、第五次人口普查、第六次人口普查、第七次人口普查、《中国统计年鉴》《中国人口与就业统计年鉴》以及各省份统计年鉴。

3. 计量模型设定

Hausman 检验的 p 值小于 0.05,故本文选用固定效应模型实证分析劳动力流动的减贫效应,具体模型设计如下:

$$\ln pov_{i,t} = \alpha \ln lab_{i,t} + \sum \beta \ln Control_{i,t} + \mu_i + \gamma_t + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, i 和 t 分别表示省份和年份。 $\ln pov$ 代表贫困程度的对数, $\ln lab$ 代表劳动力流动的对数。 $\ln Control$ 是城镇化率(*urban*)、固定资产投资水平(*fix*)、产业结构水平(*ter*)、贸易开放程度(*trade*)、城乡居民收入差距(*gap*)、经济增长水平(*gdp*)的对数。 μ_i 表示省份固定效应, γ_t 表示年份固定效应, $\epsilon_{i,t}$ 是随机扰动项, α 、 β 为待估计参数。

(二)描述性统计分析

本文主要变量的描述性统计结果如表1所示。从表1可以看出,各省份贫困程度(*pov*)、城镇化率(*urban*)、产业结构水平(*ter*)的标准差较高,这表明样本数据离散程度较高。其中,各省份贫困程度(*pov*)的均值为40.9459,与最大值、最小值均有较大差异,这表明我国各省份的贫困程度在1995年至2020年间发生了巨大变化,呈现时空异质性。各省份劳动力流动(*lab*)的最大值与最小值相差0.6471,这意味着各省份间劳动力流动存在较大差距,各省份劳动力流动(*lab*)的标准差为0.1199,这表明在1995年至2020年间各省份劳动力流动规模存在差异,也呈现时空异质性。

表1 主要变量的描述性统计

变量	变量含义	均值	标准差	最小值	最大值	样本数
<i>Pov</i>	贫困程度	40.9459	9.9533	20.1147	73.0579	780
<i>Lab</i>	劳动力流动	0.1456	0.1199	0.0004	0.6475	780
<i>Urban</i>	城镇化率	12.6113	18.2728	0.1622	63.3700	780
<i>Fix</i>	固定资产投资水平	0.5833	0.2719	0.0892	1.5070	780
<i>Ter</i>	产业结构水平	14.3509	19.2687	0.2018	55.6000	780
<i>Trade</i>	贸易开放程度	0.2867	0.3399	0.0076	1.8757	780
<i>Gap</i>	城乡居民收入差距	2.8235	0.6590	1.5992	5.6048	780
<i>Gdp</i>	经济增长水平	0.1333	0.0845	-0.2502	0.6077	780

(三)我国劳动力流动与贫困程度的演进特征分析

从2000年开始,人口流动限制减少,劳动力流动逐渐增多。特别是从2010年开始,随着中国户籍制度改革的加快,外流劳动力的基本

公共服务需求逐步得到保障,劳动力流动总体呈现不断扩大态势。我国劳动力流动比率从1995年的4%上升到2020年的34.95%,期间总体趋势维持上升,但波动频繁和变动幅度大。2010年的劳动力流动比率呈现大幅增长,^④比

2009年增长一倍多,这使得我国劳动力流动以2010年为分界点,形成了差异化明显的两个阶段。第一阶段(1995—2009年),劳动力流动比率总体水平低且呈上升趋势。此阶段的中国劳动力流动比率水平普遍偏低,其中最高的2000年为11.44%,2001年至2002年间、2005年至2009年间均存在小幅度的逆增长。第二阶段(2010—2020年),劳动力流动比率总体水平较高且呈上升趋势。第二阶段的劳动力流动比率水平较高且最低劳动力流动比率也远超第一阶段的最大水平。从增长率看,2011年至2014年间劳动力流动比率虽有小幅下降但基本维持在18%—19%,但2015年至2016年间也有较为明显的负增长现象。

我国贫困程度整体上呈缓慢而稳定的下降趋势,恩格尔系数从1995年大于50%收敛至2020年的30%。特别是2013年后,在精准扶贫思想指导下,贫困缓减幅度增大。联合国根据恩格尔系数大小对世界各国生活水平有一个划分标准。^③根据此标准,我国在1995年至2010年间处于贫困及温饱的省份逐渐清零,自2010年以来,恩格尔系数小于30的最富裕省份开始出现并逐年增多,这意味着我国各省份贫困人口逐步减少,贫困程度大大缓解。

总之,1995年至2020年间,我国劳动力流动与贫困程度均在2010年前后发生了较大的变化,这是中国经济社会发展过程中的又一特征事实。

(四)实证结果分析

前文的主要变量描述性统计结果和演进特征均显示,我国劳动力流动和贫困程度存在时空异质性。为了厘清劳动力流动的减贫效应及其时空异质性,本文分别从全国层面、时间层面和地区层面进行实证检验。

1. 劳动力流动的减贫效应:全国层面

基于全国层面数据验证了劳动力流动的减贫效应,表2列(1)—(7)是模型(1)的逐步回归结果。表2中列(1)—(7)结果显示,劳动力流动($Lnlab$)的估计参数均显著为负,说明我国劳动

力流动存在减贫效应,但随着控制变量的增加,劳动力流动($Lnlab$)估计参数的绝对值越来越小,意味着劳动力流动的减贫效应在减弱。控制所有变量后,劳动力流动($Lnlab$)每增加1个单位,贫困程度($Lnpov$)就会降低0.124个单位,这意味着劳动力流动的减贫效应较好。可能的原因是劳动力流动有助于劳动力在城乡间和区域间优化配置,有利于经济增长,进而缓减贫困。

控制变量方面,城镇化率($Lnurban$)、固定资产投资水平($Lnfix$)、产业结构水平($Lnter$)对贫困程度($Lnpov$)均有显著抑制作用。实施城镇化战略,可以加快贫困地区各项事业发展,是实现减贫的重要途径。城镇化已成为推进经济持续健康发展的主要动力之一。固定资产投资水平越高,对劳动力需求就越大,而劳动力流动促进了人力资本集聚,可以进一步推动经济发展,从而起到缓减贫困的作用。以服务业为主的第三产业对劳动力需求较大,为大量流动人口提供了就业机会,推动了当地经济总量增加、产业结构升级,为减贫提供了强有力的支撑。贸易开放程度($Lntrade$)的估计参数均显著为正,与理论预期不一致,这意味着贸易开放程度增加未能缓减贫困反而加剧了贫困。这可能是我国作为发展中国家,在国际贸易中面临着更多冲击和不确定性,阻碍了经济的发展,从而不利于解决贫困问题。城乡居民收入差距($Lngap$)的估计参数均显著为负。一般说来,城乡收入差距变大不利于减少贫困,实证结果恰恰相反。这可能是虽然城乡收入差距变大,但构成城乡收入差距的居民可支配收入和农民纯收入的总量都在逐年增长,收入的增长可能导致居民对非必要需求的增加,使得恩格尔系数降低,故计量结果偏离预期。

2. 劳动力流动减贫效应的空间异质性:地区层面

中国地域辽阔,各地区之间差异较大,劳动力流动情况也各有不同,故本文基于东部、中部、西部三大地区层面数据^⑤实证检验了劳动力流动减贫效应的空间异质性。空间异质性结果如表3所示。

表2 劳动力流动的减贫效应结果

	<i>Lnpo</i>						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>Lnlab</i>	-0.228*** (0.008)	-0.216*** (0.008)	-0.147*** (0.008)	-0.146*** (0.008)	-0.137*** (0.008)	-0.138*** (0.008)	-0.124*** (0.008)
<i>Lnurban</i>		-0.087*** (0.009)	-0.047*** (0.008)	-0.060*** (0.0179)	-0.081*** (0.018)	-0.079*** (0.018)	-0.106*** (0.017)
<i>Lnfix</i>			-0.211*** (0.013)	-0.206*** (0.014)	-0.202*** (0.014)	-0.205*** (0.014)	-0.189*** (0.014)
<i>Lnter</i>				-0.016*** (0.019)	-0.031*** (0.019)	-0.032*** (0.028)	-0.060*** (0.018)
<i>Lntrade</i>					0.076*** (0.012)	0.081*** (0.010)	0.055*** (0.012)
<i>Ln-gap</i>						-0.066* (0.038)	-0.114*** (0.037)
<i>Ln-gdp</i>							0.007 (0.007)
常数	3.168*** (0.019)	3.258*** (0.028)	3.249*** (0.017)	3.252*** (0.018)	3.412*** (0.031)	3.482*** (0.0483)	3.645*** (0.049)
R^2	0.522	0.581	0.689	0.689	0.705	0.706	0.732
样本数	780	780	780	780	780	780	768

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平,括号内为*t*值。下同。

表3 劳动力流动减贫效应的空间异质性结果

	<i>Lnpo</i>					
	东部		中部		西部	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Lnlab</i>	-0.275*** (0.013)	-0.034** (0.016)	-0.303*** (0.016)	-0.066*** (0.014)	-0.180*** (0.012)	-0.027*** (0.009)
<i>Lnurban</i>		-0.161*** (0.029)		-0.228*** (0.035)		-0.055*** (0.018)
<i>Lnfix</i>		-0.031** (0.019)		-0.120*** (0.024)		-0.358*** (0.020)
<i>Lnter</i>		-0.581*** (0.060)		-0.322*** (0.047)		-0.048** (0.019)
<i>Lntrade</i>		0.095*** (0.020)		0.074*** (0.022)		0.050 (0.013)
<i>Ln-gap</i>		-0.427*** (0.059)		-0.138** (0.051)		0.079* (0.046)
<i>Ln-gdp</i>		0.013 (0.010)		0.010 (0.008)		0.023 (0.009)
常数	3.138*** (0.025)	3.437*** (0.085)	2.930*** (0.041)	3.218*** (0.082)	3.276*** (0.033)	3.545*** (0.070)
R^2	0.613	0.836	0.633	0.903	0.447	0.838
样本数	286	281	208	204	286	283

表 3 列(1)一(6)结果显示,东部、中部、西部三大地区劳动力流动($Lnlab$)的估计参数均显著为负,说明我国东部、中部、西部三大地区劳动力流动均存在减贫效应。相比东部地区和西部地区,中部地区劳动力流动的减贫效应最好,中部地区劳动力流动($Lnlab$)增加 1%,贫困程度($Ln pov$)减轻 0.066%。而东部地区和西部地区的减贫效应与中部地区和全国水平相比,仍存在较大差距,说明中部地区劳动力流动对减贫的贡献最大,东部地区次之,西部地区最低。为何中部地区的劳动力流动减贫效应优于发达的东部地区和落后的西部地区?这可能是中部地区拥有独有优势,地处内陆,是传统农业区,本身拥有基数庞大的农业人口,劳动力资源丰富是中部地区的一大资源优势,有利于吸引劳动密集型产业集聚,而产业集聚带来的大量就业机会进一步吸引更多的劳动力流向中部地区,收入转移效应和回流效应的发挥有助于减贫。

控制变量方面,城镇化率($Lnurban$)、固定资产投资水平($Lnfix$)、产业结构水平($Ln ter$)对东部、中部、西部三大地区贫困程度($Ln pov$)均有显著抑制作用。中部地区城镇化率的减贫效应最好。这可能是中部地区新型城镇化水平不高,在发展上表现出低水平、快增长的特征。近年来,随着新型城镇化战略的深入推进,各级政府加大了城镇化建设的扶持力度。同时,中部崛起战略为中部地区经济社会的发展增添了强劲动力,通过承接东部地区转移的产业,大大提高了非农产业占比,不断优化的产业结构使中部地区经济得以快速发展,进而有助于减贫脱贫。西部地区固定资产投资水平的减贫效应最好。这可能是西部大开发战略有力推动了西部地区基础设施建设。这些基础设施建设在推动地方 GDP 增长的同时,也缓减了贫困程度。东部地区产业结构水平的减贫效应最好。东部地区依托区位优势、政策优势和雄厚的经济基础,其第三产业发展水平明显高于全国平均水平。当经济发展达到一定程度,第三产业的发展会快于第一产业、第二产业的发展,可以带动

经济快速发展。东部地区和中部地区的贸易开放程度反而加剧了贫困。这可能是东部处于沿海地区,是我国对外贸易最发达地区,对外贸易会增加不确定性和机会成本,同时挤压一些传统行业,导致失业加剧,进一步加深了贫困。中部地区属于内陆地区,不便的地理位置会增加对外贸易运输成本,使之难以在国际竞争中取得优势。西部地区的城乡居民收入差距越大,越不利于贫困的减少,而东部、中部地区的城乡居民收入差距越大,越有利于贫困的减少。这是因为城乡居民收入差距过大,农民收入水平明显比城市居民收入水平低,可能无法满足农民基本生活需求,致使贫困程度严重。

3. 劳动力流动减贫效应的时点异质性:时间层面

为检验劳动力流动减贫效应的时点异质性,本文以 2010 年为界点,将样本划分为 1995—2009 年和 2010—2020 年两组进行实证检验,劳动力流动减贫效应的时点异质性结果如表 4 所示。

表 4 劳动力流动减贫效应的时点异质性结果

	$Ln pov$			
	1995—2009		2010—2020	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Lnlab$	-0.097*** (0.012)	-0.029*** (0.008)	-0.098* (0.016)	-0.036* (0.018)
$Lnurban$		-0.068** (0.061)		-0.146*** (0.040)
$Lnfix$		-0.162*** (0.015)		0.119** (0.029)
$Ln ter$		-0.129*** (0.037)		-0.373*** (0.037)
$Lntrade$		-0.014 (0.014)		0.076*** (0.012)
$Ln gap$		-0.263*** (0.038)		0.463*** (0.079)
$Ln gdp$		0.001 (0.008)		0.060*** (0.010)
常数	3.565*** (0.033)	4.159*** (0.066)	3.324*** (0.028)	3.347*** (0.089)
R^2	0.135	0.731	0.103	0.621
样本数	450	449	330	319

表4列(2)和列(4)结果表明,1995—2009年(第一阶段)和2010—2020年(第二阶段)劳动力流动($Lnlab$)的估计参数均显著为负,说明我国历年的劳动力流动均存在减贫效应,但第二阶段的减贫效果优于第一阶段,减负效应系数分别为 -0.029 和 -0.036 。也就是说,2010年以后,劳动力流动的减贫效应更为突出。这是因为2010年以后,尤其是党的十八大以来,习近平总书记对精准扶贫作了重要指示,其中就业扶贫成为脱贫的重要措施,也是精准扶贫的重要手段。各级政府创新思路、制定了一系列超常规政策,鼓励劳动力外出务工,积极推进就业扶贫,使2010年以后的整体减贫速度和减贫效果均大大提升。基于政策支持,劳动力流动为贫困家庭脱贫奠定了坚实的经济基础。

表4结果显示,城镇化率和产业结构水平发挥了减贫效应,且第二阶段的减贫效应均大于第一阶段。我国加快转变经济发展方式,持续推动城镇化进程,减贫路径和方式与时俱进,即贫困人口收入来源、扶贫重点以及就业方式均有所转

变,大大提升了减贫效率^[25]。第一阶段,城乡收入差距越大,越能缓解贫困程度,而第二阶段则出现了完全相反的结果。这是因为,前期我国发展水平总体不高,尽管存在城乡收入差距,但城市居民收入和农民收入均逐年增长,收入增长导致对非必需消费的增加,使得食品支出占总支出的比重下降,恩格尔系数降低,贫困程度得到缓解。但随着我国整体经济水平的提高,城市居民收入的增长速度远远超过农民,扩大了城乡收入差距,加深了贫困程度。

(四)稳健性检验

1. 变换核心解释变量指标

为检验劳动力流动的减贫效应是否依赖劳动力流动指标的选取,本文参考何春等的思路^[19],选择各省份劳动力转移程度($Lntra$)作为劳动力流动的测度指标进行稳健性检验。各省份劳动力转移程度=(各省份从业人员总数-各省份第一产业人员总数)÷各省份从业人员总数 $\times 100\%$ 。变换核心解释变量指标的稳健性检验结果如表5所示。

表5 变换核心解释变量指标的稳健性检验结果

	$Ln pov$						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
$Lntra$	-0.985^{***} (0.030)	-0.930^{***} (0.030)	-0.655^{***} (0.039)	-0.696^{***} (0.042)	-0.649^{***} (0.042)	-0.721^{***} (0.042)	-0.670^{***} (0.040)
$Lnurban$		-0.061^{***} (0.008)	-0.040^{***} (0.0080)	-0.006^{***} (0.019)	-0.020 (0.019)	-0.003 (0.019)	-0.038^{**} (0.018)
$Lnfix$			-0.160^{***} (0.016)	-0.168^{***} (0.016)	-0.167^{***} (0.016)	-0.166^{***} (0.016)	-0.143^{***} (0.015)
$Lntr$				-0.054^{***} (0.021)	-0.034^{***} (0.021)	-0.045^{***} (0.021)	-0.086^{***} (0.020)
$Lntrade$					0.076^{***} (0.013)	0.089^{***} (0.013)	0.055^{***} (0.012)
$Ln gap$						-0.225^{***} (0.050)	-0.272^{***} (0.038)
$Ln gdp$							0.062^* (0.006)
常数	3.117^{***} (0.018)	3.192^{***} (0.020)	3.232^{***} (0.019)	3.210^{***} (0.021)	3.374^{***} (0.034)	3.580^{***} (0.050)	3.751^{***} (0.050)
R^2	0.598	0.626	0.670	0.673	0.688	0.701	0.737
样本数	780	780	780	780	780	780	768

表 5 中结果显示,变换核心解释变量指标的稳健性检验结果与前文表 2 结果基本保持一致,说明劳动力流动存在减贫效应的结论可靠。分析表 5 列(7)回归结果后发现, $Lntra$ 的估计参数为 -0.670 ,且在 1% 水平上显著,这表明若 $Lntra$ 增加 1 个百分点, $Lnpov$ 就减少 0.670 个百分点。因此,前文结论较稳健。

2. 内生性检验

内生性是实证分析中需要考虑的问题。劳动力流动与贫困程度之间可能存在互为因果关系。以往研究和前文实证均发现,劳动力流动带来了减贫效应。同时,为了增加收入和缓解家庭贫困,劳动力选择外出流动。因此,本文选用系统 GMM 估计方法,将滞后一期的自变量和相关控制变量作为工具变量纳入计量模型,以期解决内生性问题。为了考察结果的稳健性,同时选取各省份劳动力流动比率($Lnlab$)和各省份劳动力转移程度($Lntra$)作为解释变量测度指标,分别进行回归检验。系统 GMM 估计结果如表 6 所示。表 6 列(1)–(2)是各省份劳动力流动比率为解释变量测度指标的回归结果;表 6 列(3)–(4)是各省份劳动力转移程度为解释变量测度指标的回归结果。

由表 6 结果可知,列(1)–(4)均通过了 AR(2)检验,表明扰动项的差分不存在二阶自相关性。Sargan 检验结果也表明,模型通过了过度识别检验,说明计量模型设定较为合理。从表 6 结果可以看出,劳动力流动两个测度指标对贫困程度均产生负向影响,且在 1% 水平上的显著性,这表明劳动力流动有助于减少贫困且效果较为显著。

四、主要结论与政策建议

基于中国 30 个省份 1995–2020 年的面板数据,运用机理分析与实证检验相结合的方法,从全国层面、时间层面和地区层面分别考察了劳动力流动减贫效应的时空异质性。研究结果发现,劳动力流动通过人力资本集聚、资源配置优化以及消费升级减缓了流入地贫困;劳动力

表 6 劳动力流动减贫效应的估计结果(系统 GMM)

	$Lnpov$			
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Lnpov$	0.929*** (0.027)	0.838*** (0.046)	0.991*** (0.014)	0.914*** (0.051)
$Lnlab$	-0.034^{***} (0.012)	-0.081^{***} (0.017)		
$Lntra$			-0.035^{***} (0.010)	-0.331^{***} (0.111)
$Lnurban$		$-0.059(0.040)$		-0.077^* (0.039)
$Lnfix$		0.051 (0.033)		0.117^{***} (0.029)
$Lnter$		0.050 (0.042)		0.054 (0.035)
$Lntrade$		0.015 (0.014)		0.041^* (0.023)
$Lngap$		-0.138^{**} (0.066)		-0.184^{***} (0.059)
$Lngdp$		0.027^{***} (0.005)		0.021^{***} (0.007)
常数	0.159^{**} (0.073)	0.652^{***} (0.137)	-0.017 (0.048)	0.500^{**} (0.202)
AR(1)	0.000	0.001	0.000	0.000
AR(2)	0.115	0.448	0.091	0.101
Sargan	0.647	0.366	0.743	0.780

流动通过收入转移和回流效应缓解了流出地贫困。从全国层面看,劳动力流动具有减贫效应。从地区层面看,中部地区的减贫效应优于东部和西部地区。从时间层面看,1995–2009 年(第一阶段)和 2010–2020 年(第二阶段)的劳动力流动都发挥了减贫效应,且 2010 年以后的减贫效应更明显。

2020 年,我国如期完成了全面建成小康社会和消除社会绝对贫困的重要阶段性目标,但经济发展的不平衡性和不充分性依然是我国促进经济协调发展和实现共同富裕道路上的重要难题^[31]。基于本文研究结论,可以得到以下政策启示。

第一,进一步消除劳动力流动障碍,助推劳动力城乡间和地区间双向自由流动格局的形成,充分发挥劳动力流动的减贫效应和增收效应。一要深入推进户籍制度改革,为劳动力城乡间和地区间双向自由流动提供制度保障,通过加快市民化实现高质量的城市化,通过双向流动加速乡村振兴。二要为外流劳动力提供子女教育、就业、住房、医疗、养老等基本公共服务,利用大数据、区块链、数字技术等现代化信息技术手段,逐步实现基本公共服务与社会福利在全范围内的转移与接续,提升劳动力流动收益,同时降低劳动力流动成本,最终提升劳动力流动的增收效应。

第二,不同地区要实行差异化的人口流动政策,充分发挥劳动力流动的减贫效应和增收效应。中部地区要在如何保持劳动力流动的高减贫效应上做文章,培育自身优势产业,发挥产业集群优势,适度吸引劳动力回流,实现内涵式发展。东部地区可以率先大幅度试点户籍制度改革,在外流劳动力的子女教育、就业、住房、医疗、养老等基本公共服务供给上进行改革,实现劳动力流动、新型城镇化、乡村振兴与城乡融合间有机协同。西部地区要在劳务输出上创新工作方式和优化路径选择,推进劳动力有序外流并重点关注劳动力外流方向与空间^[32]。西部地区要加强与东部地区和中部地区政府、企事业单位之间的有效对接,降低劳动力外流成本,提高劳动力外流收益,进一步提升西部劳动力流动在减贫中的边际效应。

第三,要提升城镇化规模和质量,缩小常住人口城镇化率与户籍人口城镇化率之间的差距,优化产业结构,为外流劳动力提供更多层次和更高质量的就业岗位,进一步发挥劳动力流动在减贫中的作用。

[注释]

① 数据源于国家统计局发布的《中华人民共和国2021年国民经济和社会发展统计公报》,2022年2月28日, http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/202202/t20220227_

1827960.html.

- ② 2011年,我国将贫困线标准从年人均纯收入1196元上调至2300元(按2010年不变价)。
- ③ 一个国家平均恩格尔系数在59%以上为贫困,50%—59%为温饱,40%—50%为小康,30%—40%为富裕,低于30%为最富裕。
- ④ 本文所得2010年数据与其他年份数据均通过各省数据计算所得,并不排除部分省份采用了第六次人口普查数据可能导致该年度出现大幅度增长的情况。
- ⑤ 东部地区包括河北省、北京市、天津市、山东省、江苏省、上海市、浙江省、福建省、广东省、海南省;西部地区包括陕西省、四川省、重庆市、云南省、贵州省、广西壮族自治区、甘肃省、青海省、宁夏回族自治区、西藏自治区、新疆维吾尔自治区、内蒙古自治区。中部地区包括山西省、河南省、安徽省、湖北省、江西省、湖南省。其中台湾地区、香港特别行政区、澳门特别行政区本文并未考察。

[参考文献]

- [1] 檀学文,谭清香.面向2035年的中国反贫困战略研究[J].农业经济问题,2021(12):126-136.
- [2] Adams R H. International remittances and the household: analysis and review of global evidence[J]. Journal of African Economies,2006,15(02):396-425.
- [3] Maddox J G. Private and social costs of the movement of people out of agriculture [J]. American Economic Review,1960,50(02):392-402.
- [4] Wouterse F S. Migration and technical efficiency in cereal production: evidence from burkina faso [J]. Agricultural Economics,2010,41(05):385-395.
- [5] 樊士德,朱克朋.劳动力外流对中国农村和欠发达地区的福利效应研究:基于微观调研数据的视角[J].农业经济问题,2016(11):31-41,110.
- [6] 陈磊,胡立君,何芳.要素流动、产业集聚与经济发达的实证检验[J].统计与决策,2021(6):104-108.
- [7] 赵楠.劳动力流动与产业结构调整的空间效应研究[J].统计研究,2016(2):68-74.
- [8] 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.
- [9] 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.
- [10] 徐充.治理我国城镇贫困的问题探讨[J].生产力研究,2009(1):102-103,120.
- [11] 侯力.劳动力流动对人力资本形成与配置的影响[J].

- 人口学刊,2003(6):34-39.
- [12] 谭永生. 农村劳动力流动与中国经济增长:基于人力资本角度的实证研究[J]. 经济问题探索,2007(4):80-85.
- [13] 蔡昉,都阳. 迁移的双重动因及其政策含义:检验相对贫困假说[J]. 中国人口科学,2002(4):3-9.
- [14] 蔡昉,王德文. 经济增长成分变化与农民收入源泉[J]. 管理世界,2005(5):77-83.
- [15] Taylor J E, Martin P L. Human capital, migration and rural population change[J]. Handbook of Agricultural Economics, 2001, 1(01):457-511.
- [16] 岳希明,罗楚亮. 农村劳动力外出打工与缓解贫困[J]. 世界经济,2010(11):84-98.
- [17] 柳建平,张永丽. 劳动力流动对贫困地区农村经济的影响:基于甘肃 10 个贫困村调查资料的分析[J]. 中国农村观察,2009(3):63-74,96.
- [18] 樊士德,朱克朋. 农村劳动力流动、务工收入与家庭贫困:基于东部欠发达县域 878 户农户的实证研究[J]. 南京社会科学,2019(6):26-33,58.
- [19] 何春,崔万田. 农村劳动力转移减贫的作用机制:基于中国省级面板数据的分析[J]. 城市问题,2018(3):27-33.
- [20] 张桂文,王青,张荣. 中国农业劳动力转移的减贫效应研究[J]. 中国人口科学,2018(4):18-29,126.
- [21] 彭建交. 基于 VAR 模型的旅游业发展、劳动力转移与贫困减缓关系研究[J]. 生态经济,2020(4):139-144.
- [22] 周启良,范红忠. 异质性劳动力流入对产业结构升级的影响研究:基于中国 278 个地级及以上城市面板数据的实证检验[J]. 西北人口,2021(2):1-14.
- [23] 张兵,翁辰. 农村金融发展的减贫效应:空间溢出和门槛特征[J]. 农业技术经济,2015(9):37-47.
- [24] 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.
- [25] 张毓雄,范雅静,杨沐寒. 中国城镇化进程对多维贫困的影响效应研究:基于 Multinomial Logit 模型[J]. 宏观经济研究,2020(8):118-130,175.
- [26] 尤亮,刘军弟,霍学喜. 渴望、投资与贫困:一个理论分析框架[J]. 中国农村观察,2018(5):29-44.
- [27] 张士云,苏世兴,佟大建. 产业结构变迁、财政支出与减贫:贫困县与非贫困县的比较分析[J]. 江淮论坛,2021(6):28-34.
- [28] 陈怡,王洪亮,姜德波. 贸易自由化、劳动要素流动与贫困[J]. 国际贸易问题,2013(4):27-39.
- [29] 杨子生,杨人懿,刘凤莲. 基于贫困分级的云南省城乡收入差距时空演化与影响因素研究[J]. 地理研究,2021(8):2252-2271.
- [30] 汪晨,万广华,林黎. 经济增长与不均等对贫困的影响:以金砖五国为例[J]. 农业技术经济,2021(10):22-37.
- [31] 王洪标,潘顺照. 习近平扶贫思想探析:以《摆脱贫困》为考察对象[J]. 长沙理工大学学报(社会科学版),2017(4):64-70.
- [32] 韩峰,黄敏. 数字普惠金融发展对城乡收入差距的影响研究[J]. 长沙理工大学学报(社会科学版),2022(4):98-110.