



# 经济理论与经济管理

工作论文系列

Working Paper Series

## 服务业发展与相对贫困改善： 劳动收入份额的视角

左丛民 章元 王玥

ETBMWP2025002

- \* 本刊编辑部推出工作论文项目，将“拟用稿”而尚未发表的稿件，以工作论文的方式在官网呈现，旨在及时传播学术成果，传递学术动态。  
本刊所展示的工作论文，与正式刊发版可能会存在差异。如若工作论文被发现存在问题，则仍有被退稿的可能。各位读者如有任何问题，请及时联系本刊编辑部，期待与您共同努力、改进完善。  
联系人：李老师；联系电话：010-62511022

# 服务业发展与相对贫困改善： 劳动收入份额的视角<sup>\*</sup>

左丛民 章元 王玥

**[摘要]** 实现共同富裕的远景目标须巩固已有脱贫成果，十九届四中全会进一步提出要建立解决相对贫困的长效机制。本文首先通过理论模型刻画服务业就业比重影响相对贫困的机制，认为服务业就业比重的提高通过初次分配中劳动收入份额的提升带来的“亲贫”效应，有助于降低相对贫困。基于1993—2017年省级面板数据展开实证研究发现：服务业就业比重的上升显著提高了劳动收入份额，该效应在中国经济越过刘易斯拐点之后更加明显；劳动收入份额的提高能显著降低相对贫困发生率和相对贫困深度。本文的结论有助于理解中国的就业结构演变对收入分配的影响机制，也为中国在高质量发展和实现第二个百年奋斗目标的征途中制定改善收入分配和推进共同富裕的政策提供了重要启示。

**[关键词]** 共同富裕；服务业；劳动收入份额；相对贫困

## 一、引言

实现共同富裕是中国特色社会主义的本质特征，中国共产党始终把带领全国人民实现共同富裕作为自己的历史使命。改革开放以后，中国快速增长为世界第二大经济体，并于2020年彻底消除了现行标准下的绝对贫困，成为率先完成联合国千年发展目标的发展中国家，为全球减贫事业做出了巨大贡献。习近平总书记在庆祝中国共产党成立一百周年大会上的讲话中指出，在新征程上要推动人的全面发展、全体人民共同富裕取得更为明显的实质性进展。如果十几亿人的中国能实现共同富裕，对人类进步将是一个重大贡献。然而在快速的经济增长和减贫过程中，中国的收入差距持续上升并保持在较高水平，国家统计局公布的基尼系数在2008年达到峰值0.491，2019年依然高达0.465。世界银行曾提醒，过高的收入差距可能会使中国经济陷入中等收入陷阱。因此，探讨中国在全面建成小康社会之后如何改善收入分配并更好推进共同富裕具有重要的

<sup>\*</sup> 左丛民，南京农业大学经济管理学院，邮政编码：210095，电子信箱：cmzuo@njau.edu.cn；章元（通讯作者），复旦大学中国社会主义市场经济研究中心，复旦—平安宏观经济研究中心，电子信箱：zhangyuanfd@fudan.edu.cn；王玥，复旦大学经济学院。本文得到国家自然科学基金面上项目“中国收入差距的演变与相对贫困治理：服务业驱动模式的视角”（72173026）、教育部哲学社会科学研究重大专项项目“迈向共同富裕的中国式精准扶贫研究”（2023JZDZ020）、江苏省高校哲学社会科学实验室—南京农业大学“大食物安全治理与政策智能实验室”及“农村现代化视阈下的中国农村经济管理理论创新研究”（2024JZDZ061）的资助。感谢匿名审稿专家的宝贵意见，本文文责自负。

理论和现实意义。

然而，目前官方尚未对共同富裕给出明确的标准，学术界对此问题也还在研究中。例如，李实认为共同富裕包含两个关键词：富裕和共享，共同富裕意味着要缩小现有的差距，实现共同富裕也是一个解决相对贫困问题的过程，需要强调“不让任何一个人掉队”<sup>①</sup>。此外，有学者认为当前中国推进共同富裕的难点在于提高低收入者收入（黄泰岩和韩梦茹，2023）。因此，在政策操作和实证研究层面，中国可以把实现共同富裕的标准确定为消灭绝对贫困、降低相对贫困、缩小收入差距这三个维度。由于中国已经消灭了现行标准下的绝对贫困，十九届四中全会提出要建立解决相对贫困的长效机制。不同于绝对贫困衡量基本生活需求是否被满足，相对贫困一般用中位数或均值收入的一定比例（40~60%）以下的人口比重测度，它更进一步地包含了以他人为参照进行比较的特征（陈宗胜等，2013），反映了收入分配的状况、特别是收入分布中处于末端的低收入群体的相对福利水平，是迈向共同富裕的更高标准。

与此同时，随着中国经济向第二个百年奋斗目标迈进，以服务业比重提升为特征之一的产业结构转型升级已成为新发展阶段的重要经济特征（林淑君等，2022）。自2015年起，服务业产值占GDP比重已超过50%，并持续攀升，对宏观经济增长的重要性日益增长，且成为吸纳就业的主力<sup>②</sup>。除了对经济增长和就业的贡献，服务业中劳动报酬的增长快于其他生产要素报酬的增长，从而被认为在长期内有助于收入分配的改善（于泽等，2015b）。事实上，劳动报酬相对其他生产要素所占比重，反映了国民收入经初次分配后在劳动、资本、政府税赋等利益主体中的分享比例，是判断劳动者收入分配状况的重要指标。因此，提高劳动收入所占份额对于我国实现共同富裕伟大事业至关重要。早在21世纪初，林毅夫、李稻葵等众多经济学家就呼吁并建议通过调整产业结构和就业结构、发展服务业来缩小中国的收入差距<sup>③</sup>。同时，已有研究表明中国的相对贫困问题与初次分配环节存在较大关联（李永友和沈坤荣，2007；秦建军和戎爱萍，2012）。因此一个自然而然的问题是：产业结构变化与相对贫困之间是否存在关联？同时，劳动收入份额是否在其中发挥了作用？不同于绝对贫困的主要决定因素是绝对收入水平的提高，相对贫困状况的决定机制更为复杂，它既受到绝对收入的影响，又势必会与收入分配问题，尤其是与收入分布底层群体的相对福利水平息息相关。为此，本文尝试构建数理模型刻画服务业就业比重如何通过影响初次分配中的劳动收入份额，进而对居民相对贫困状况产生影响，并利用省级面板数据进行实证检验。

本文的边际贡献在于：第一，学界对中国的相对贫困问题研究较少（汪晨等，2020），且集中于对基本事实的统计和描述性分析，对相对贫困影响因素的研究有所不足，且缺少严谨的理论和经验分析，本文能够丰富相对贫困领域的研究。第二，已有文献检验了产业结构对劳动收入份额的解释力，但发展服务业是否能通过提高劳动收入份额进而影响个人的贫困状况，特别是相对贫困指标所更加关注的收入分布底层群体的相对福利水平，则少有文献进行研究。本文则建立一般均衡理论框架刻画就业结构与劳动收入份额进而与相对贫困的关联，并提供了实证检验证据。

---

<sup>①</sup> 资料来源：《李实：实现共同富裕要进一步落实以人民为中心的发展理念》，[https://m.thepaper.cn/baijiahao\\_12073724](https://m.thepaper.cn/baijiahao_12073724)；《李实：共同富裕，不让任何一个人掉队》，<https://zj.zjol.com.cn/news.html?id=1671397>。

<sup>②</sup> 资料来源：《奋进强国路 阔步新征程 | 打造新动能 释放新活力——新中国成立75周年服务业发展成就综述》，<http://www.news.cn/fortune/20240912/5b01e141a77849708a8dbb2690dac1b2/c.html>。

<sup>③</sup> 资料来源：《李稻葵：一个数字的下降需要引起重视》，<http://www.rmlt.com.cn/2014/0620/281886.shtml>；《林毅夫：收入分配结构合理是关键》，<https://finance.sina.cn/sa/2007-12-28/detail-ikftpnny1554442.d.html?from=wap>。

本文的研究结论和揭示的机制能为中国制定共同富裕政策提供启示。

## 二、文献综述

### （一）中国经济增长中的收入差距和相对贫困

中国改革开放以来，收入差距随着经济快速增长而持续上升，吸引了全球经济学者的注意。另一方面，随着中国消灭了现行标准下的绝对贫困，党的十九届四中全会提出“建立解决相对贫困的长效机制”，国内学者开始关注相对贫困问题。不同于绝对贫困衡量基本生活需求是否被满足，相对贫困更进一步地反映了收入分布中处于末端的低收入群体的福利水平，因而对实现共同富裕具有重要意义（樊增增和邹薇，2021）。经济学界对相对贫困问题的研究起步较晚（汪晨等，2020），近年来国内文献对相对贫困的演变趋势展开了多维度的测算和讨论。如李永友和沈坤荣（2007）基于中国自20世纪80年代以来的数据对中国的相对贫困问题进行了研究，发现相对贫困随经济增长呈逐步上升趋势，且农村的相对贫困问题较城镇更为严重。陈宗胜等（2013）有针对性地分析了农村的贫困问题，同样发现20世纪80年代以来农村相对贫困状况日趋恶化。汪晨等（2020）、万广华和胡晓珊（2021）、樊增增和邹薇（2021）将研究期间拓展到2018年前后，并采用不同的相对贫困线标准，发现相对贫困发生率仍徘徊在较高水平，但近年来增长的势头有所减缓。与此同时，少量文献研究了相对贫困的决定因素，发现相对贫困日趋严重的主要原因是财富初始分配环节中劳动力要素价格在不同行业之间存在较大差异（李永友和沈坤荣，2007；秦建军和戎爱萍，2012）。

基于中国的研究发现，尽管经济增长迅速、绝对贫困下降显著，但相对贫困却伴随收入差距扩大呈上升趋势。遗憾的是，已有研究集中在对基本事实的描述性分析上，对相对贫困的影响因素研究不足（章元和段文，2020）。此外，已有文献探讨了劳动收入份额对收入差距的影响（Daudey & García-Peñalosa, 2007；郭庆旺和吕冰洋，2012；王勇和沈仲凯，2018），但其对相对贫困的作用尚缺乏实证检验。这是由于相对贫困反映的是收入分布底层群体的福利水平，尽管与收入差距存在一定关联，但二者的变化并非总是同步。例如，当相对贫困线以上的高收入个体将部分收入转移给中等收入群体时，尽管总体收入差距缩小，但底层群体的福利并未直接改善，因而对相对贫困的衡量结果无实质影响。

### （二）就业结构与收入分配

劳动收入份额是初次分配的核心变量，它的决定机制在不同的经济学流派中有所不同，但无论在哪个流派中，产业和就业结构都被视为影响劳动收入份额的重要因素。早期文献大多集中于解释2008年前中国劳动收入份额下降的原因，并从理论和实证两个方面发现产业结构的变动具有重要解释力（白重恩和钱震杰，2009；罗长远和张军，2009；李稻葵等，2009）。在2008年之后，中国的要素收入分配格局发生了转变，劳动收入份额由降转升是这一时期的显著特征。近年来越来越多的文献从产业结构变动、偏向性技术进步、企业内劳动成本上升或金融化行为等多个角度对这一现象进行了解释。在众多的影响因素中，产业和就业结构变动的影响同样不容忽视（田野等，2024）。在理论层面，于泽等（2015a）、刘亚琳等（2018）、林淑君等（2022）、卢国军等（2023）论证了产业结构变迁对于劳动收入份额变动的解释力。在定量层面，柏培文和杨志才（2019）则发现在金融危机之后，经济发展速度、第三产业比重与劳动力议价能力是劳动收入份额增长的主要驱动力，三者平均贡献了约19.88个百分点。蓝嘉俊等（2019）基于1990—2016年的省级面板数据展开研究，发现农业劳动力比重有一个临界值，在这个临界值的左右两边，城镇私企就业比重的提高对劳动收入份额具有相反的影响，它的提高能够解释2007—2016年劳动

## 左丛民等：服务业发展与相对贫困改善：劳动收入份额的视角

收入份额上升的 29.37%。卢国军等（2023）采用数理模型量化考察了内生的自动化技术与产业结构转型对中国初次收入分配格局的影响，并发现自动化技术和产业结构转型分别主导了劳动收入份额下降和上升阶段。田野等（2024）研究发现在 2012—2020 年间，产业结构对劳动收入份额上升的贡献占 24.2%。

上述研究表明，就业结构的变化与劳动收入份额密切相关。事实上，已有文献发现，在经济增长过程中，不同产业结构对于减贫的影响具有异质性。并且，考虑到劳动收入是贫困人群的主要收入来源，这部分文献认为不同行业差异化的劳动要素密集度可能是这一异质性影响的关键机制。例如，Loayza & Raddatz（2010）通过理论和跨国实证研究发现，经济增长对减贫的影响因产业结构而异，劳动密集型部门的增长对贫困减少有着更大的影响。针对国内的研究则同样发现劳动力密集程度是影响一个产业减贫效应的重要因素，并且中国三次产业发展的减贫效应第一产业最大，第三产业次之，第二产业最小（张萃，2011；汪三贵和胡联，2014）。遗憾的是，虽然已有文献意识到中国的相对贫困问题与初次分配环节存在较大关联（李永友和沈坤荣，2007；秦建军和戎爱萍，2012），但尚未有研究揭示产业结构能否通过影响劳动收入份额进而影响个人的相对贫困状况。随着收入分配格局的深刻变化，以第三产业比重提升为特征之一的中国产业结构转型升级，已成为新发展阶段的重要经济特征（林淑君等，2022）。而且，相关研究（万广华和胡晓珊，2021）测算的相对贫困发生率 2008 年后增长势头减缓<sup>①</sup>，劳动收入份额 2008 年后开始由下降转为上升，这些转折点的时间上惊人的一致，因而值得对背后的影响因素进行研究。因此，有必要以劳动收入份额为切入视角，深入探究产业结构变动与相对贫困问题之间的关联。

### 三、理论模型：就业结构与收入分配

已有文献虽然也使用数理模型探讨了劳动收入份额与个体收入差距之间的联系，但这些文章所采用的收入差距指标往往是不同组群之间的基尼系数（Daudey & García-Peñalosa，2007；王勇和沈仲凯，2018）或方差（郭庆旺和吕冰洋，2012）。然而，相对贫困反映的是收入分布底层群体的相对福利水平，它与总体的收入差距之间既有联系又有区别，二者的运动方向可能并不一致。实际上，刻画相对贫困是较为困难的，一个重要的前提是需要刻画出异质性劳动者的收入分布情况。并且，在本文的研究中，同时还要考虑劳动者跨部门的迁移问题。Lagakos & Waugh（2013）一文的理论框架考虑了拥有不同劳动禀赋的劳动者在农业部门和非农业部门之间迁移的问题，为本文提供了解决思路。为了刻画理论机制，我们借鉴 Lagakos & Waugh（2013）的分析框架，同时引入符合中国国情的生产函数参数设定，在一个制造业和服务业两部门的模型中刻画了异质性劳动者的收入分布，并创新性地尝试构造了相对贫困指标，建立了相对贫困与劳动收入份额之间的联系。这个模型中有许多异质性的劳动者根据自身禀赋结构进入不同的部门就业，据此我们可以分析就业结构与要素收入分配之间的联系，以及劳动收入占比与个体收入分配的联系。<sup>②</sup>

#### （一）偏好和禀赋

假设经济体中有总量为 1 的劳动者，他们拥有不同的劳动生产率（或工作技能），用  $i$  表示。劳动者的效用函数如下：

---

① 参见万广华和胡晓珊（2021）论文中的图 2。

② 由于篇幅限制，此处省去详细推导过程，来信备索。

$$u(c_{m,i}, c_{s,i}) = [\eta^{\frac{1}{\epsilon}} c_{m,i}^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} + (1-\eta)^{\frac{1}{\epsilon}} c_{s,i}^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}}]^{\frac{\epsilon}{\epsilon-1}} \quad (1)$$

式中,  $c_{m,i}$ ,  $c_{s,i}$  分别表示劳动者消费的制造业和服务业产品;  $\eta$  衡量制造品消费的相对重要性;  $\epsilon$  是两部门产品的替代弹性, 假设  $0 < \epsilon < 1$ , 即制造品和服务品的消费是互补的。

劳动者拥有一单位的劳动时间, 将其无弹性地向劳动市场提供以获取报酬。但劳动者在劳动效率方面有不同的禀赋, 用  $z_i = (z_{m,i}, z_{s,i})$  表示,  $z_i$  服从二元分布  $F(z)$ 。 $z_{m,i}$  和  $z_{s,i}$  分别表示在制造业和服务业部门单位时间的工作效率, 二者独立地服从于 Fréchet 分布, 即  $G(z) = \exp(-z^{-\theta})$ ; 劳动者根据此禀赋选择一个部门进行工作。 $\theta$  反映个体工作效率的离散程度,  $\theta$  越小, 则离散程度越大, 一般假设  $\theta > 1$ 。另外, 经济体中存在总量为  $\bar{K}$  的资本, 资本在制造业和服务业部门之间投资以获得回报, 租金率为  $r$ , 由模型内生决定。然后进一步假设, 生产活动结束后, 资本回报在部门内部由劳动者平均分配<sup>①</sup>。因此, 劳动者的预算约束为  $c_{m,i} + p_s c_{s,i} \leq y_i$ , 其中  $y_i$  为个体获得的劳动报酬和资本收入之和,  $p_s$  为服务品相对制造品的价格。

### (二) 生产技术和职业选择

两部门的生产技术可以自由获取, 且都面临竞争性的市场环境。两部门加总的生产函数给定如下:

$$Y_m = A_m L_m^\alpha K_m^{1-\alpha}, Y_s = A_s L_s^\beta K_s^{1-\beta} \quad (2)$$

假设服务业的劳动产出弹性大于制造业, 即  $1 > \beta > \alpha > 0$ 。该假设意味着服务业相比制造业拥有更高的劳动要素密集度。罗长远和张军(2009)根据《中国国内生产总值核算历史资料: 1952—2004》测算发现在 1993—2004 年间该假设符合中国的现实。本文同样使用国家统计局提供的近年的投入产出表数据, 测算发现在 1997—2017 年间的各个年份, 第三产业的劳动收入份额始终大于第二产业或者狭义制造业<sup>②</sup>。 $A_j$  ( $j \in \{m, s\}$ ) 表示部门  $j$  的技术水平。 $L_j$ ,  $K_j$  分别表示部门  $j$  的总有效劳动投入和资本投入。令  $\Omega_j$ ,  $N_j$  分别表示进入部门  $j$  的劳动者  $i$  的集合和比重,  $k_{j,i}$  表示在部门  $j$  中与劳动者  $i$  共同参与生产的最优资本投入量, 所以有:

$$N_j = \int_{i \in \Omega_j} dF(z_i), L_j = \int_{i \in \Omega_j} z_{j,i} dF(z_i), K_j = \int_{i \in \Omega_j} k_{j,i} dF(z_i) \quad (3)$$

劳动者  $i$  在进入劳动市场之前有不同的劳动效率  $(z_{m,i}, z_{s,i})$ , 并且面临着竞争市场上的产品和资本价格  $\{p_s, r\}$ , 他将比较在两部门生产技术下的劳动收入, 即  $\max\{w_{m,i}, w_{s,i}\}$ , 来决定职业选择。因此, 当  $\frac{w_{s,i}}{w_{m,i}} > 1$  时, 劳动者选择进入服务业部门工作。

### (三) 产业结构与收入分配

劳动者基于自身的劳动效率预期自己在不同部门能够获取的劳动收入决定进入服务业或者制造业部门工作。不同的劳动者拥有不同的禀赋结构, 在市场机制下, 两个部门都将配置利润最大化的劳动和资本要素投入结构。此时, 我们可以求得在最优的要素投入结构下劳动报酬所得在总

<sup>①</sup> 该假设参考了 Lagakos & Waugh (2013) 一文的设定, 只是为了简化资本的回报在微观个体之间的分配, 然而对于本文所要研究的宏观层面资本和劳动要素在总收入中的分配比例(即劳动收入份额问题)并无影响。具体而言, 在生产活动结束后, 总的资本回报  $r\bar{K}$  已经给定, 总的收入  $Y_m + p_s Y_s$  也已经给定, 至于资本回报  $r\bar{K}$  如何在微观个体之间分配并不影响资本回报在总收入中所占比重。

<sup>②</sup> 由于篇幅限制, 此处省去测算结果, 来信备索; 狭义制造业指的是剔除第二产业中的建筑业, 采矿业以及电力、热力、燃气及水生产和供应业后的统计口径。

## 左丛民等：服务业发展与相对贫困改善：劳动收入份额的视角

产出中所占比重 (LS)：

$$LS = \frac{\alpha\beta}{\beta + (\alpha - \beta)N_s} \quad (4)$$

由于  $\beta > \alpha$ ，易知劳动收入份额 (LS) 是关于服务业就业比重 ( $N_s$ ) 的增函数。也就是说，由于服务业的劳动要素密集度相对更高，随着服务业就业比重的增加，经济体中整体的劳动收入份额将会提升。

式 (4) 建立了服务业比重与初次分配之间的联系，为进一步考察服务业比重提高带来的劳动收入份额上升是否有助于改善个体的收入分配，我们用相对贫困指标来反映个体的收入分配状况，它实际上度量了个体收入低于某条贫困线（一般以收入中位数的一定比例来设定）的概率。而由于获取收入中位数的解析解比较困难，此处我们以所有劳动者收入的均值作为相对贫困线，则进入服务业的劳动者陷入相对贫困的概率 (RP) 为：

$$RP = \exp\left\{-\Gamma\left(\frac{\theta-1}{\theta}\right)^{-\theta} \left(LS^{-1} + \frac{\beta-1}{\beta}\right)^{-\theta}\right\} \quad (5)$$

式中， $\Gamma(\cdot)$  表示伽马函数。将该指标对劳动收入份额 (LS) 求偏导可得：

$$\frac{\partial RP}{\partial LS} = -\frac{\theta \exp\left\{-\frac{1}{\Gamma\left(\frac{\theta-1}{\theta}\right)^{\theta} \left(LS^{-1} + \frac{\beta-1}{\beta}\right)^{\theta}}\right\}}{LS^2 \Gamma\left(\frac{\theta-1}{\theta}\right)^{\theta} \left(LS^{-1} + \frac{\beta-1}{\beta}\right)^{\theta+1}} \quad (6)$$

观察负号后面的分式，可以证明该分式整体大于 0，因此  $\frac{\partial RP}{\partial LS} < 0$ ，这意味着进入服务业的劳动者陷入相对贫困的概率 (RP) 是关于劳动收入份额 (LS) 的减函数，这一结果也符合 Daudey & García-Peñalosa (2007) 等的论断，即相比于资本报酬，劳动报酬具有更平等的收入分配特征。而同时通过式 (4) 可知，代表要素收入分配结构的变量——劳动收入份额 (LS) 又是代表投入结构的变量——服务业就业比重 ( $N_s$ ) 的增函数，由此我们可以得到如下两个命题：

命题 1 由于服务业劳动要素密集度相对较高，服务业就业比重的增加将促使整体的劳动收入份额提高。

命题 2 服务业就业比重的提高将通过劳动收入份额的提升带来“亲贫”效应，可以降低进入服务业的劳动者陷入相对贫困的概率。

## 四、数据来源和变量说明

### (一) 数据来源

本文所使用的数据主要为 1993—2017 年省级面板数据，部分省份早期年份的指标由于家庭分组原始数据的缺失而无法获得，但大多数省份在大多数年份的观察值都包括在内，且中国在 2008 年左右开始出现的劳动收入份额、产业结构等指标的变动都包括在该时间段内，因此这一数据能够很好地满足本文的研究需要。

### (二) 关键变量说明

1. 相对贫困指标。本文使用的省级相对贫困指标是根据 Shorrocks & Wan (2009) 创建的方法推算而来。该方法首先将各省统计年鉴的农户和城镇居民的收入分组数据（即每个收入段内

的人口比重)还原为个体层面的收入观察值,然后进行贫困的度量<sup>①</sup>。参考欧盟的实践和已有文献的做法(汪晨等,2020),本文分别采用全省城乡居民中位数收入的40%、50%和60%作为相对贫困线,并据此测算了各省的相对贫困发生率及相对贫困缺口比率指标。其中,相对贫困发生率是指在相对贫困线以下的人口占总人口的比例。相对贫困缺口比率则是先计算相对贫困人口离相对贫困线的距离占相对贫困线的比率,再对这些比率求算术平均值。相较发生率指标,缺口比率指标可以更进一步反映贫困的深度。如果两地的相对贫困发生率一样,显然相对贫困缺口率大的地区贫困程度更严重。此外,考虑到发展中国家的特殊国情,樊增增和邹薇(2021)等倡导在中国宜使用城乡差异化的弱相对贫困指标,以更加精准地识别出贫困人群。参考该文的方法,一地的弱相对贫困线= $\max(z^A, (1-\beta)z^A + \beta m^*)$ 。其中 $z^A$ 为国家设定的绝对贫困线标准, $\beta$ 是取值为(0,1)的参数;而 $m^* = (1-G)m$ , $G$ 表示基尼系数, $m$ 为一地的居民收入均值,故 $m^*$ 是采用基尼系数 $G$ 贴现的均值。根据该方法,本文亦测算了城乡差异化的弱相对贫困指标进行辅助论证。

2. 劳动收入份额。收入法GDP包括劳动者报酬、固定资产折旧、营业盈余和生产税净额四个项目,考虑到财税收支不直接参与生产活动,在计算劳动收入份额时,有的研究因此将生产税净额扣除。本文将剔除生产税净额得到的劳动收入份额作为基准回归的指标,记为“LS”;将不扣除生产税净额得到的指标用作稳健性检验,记为“LS\_2”。另外,收入法核算GDP的口径在2004年出现了两个调整:一是个体经济从业者收入从劳动收入变为营业盈余;二是对农业不再计营业盈余。而国内学者在对数据进行分析时推测,统计口径在2007年以后又调整了回来(张车伟,2012)。为使统计口径前后可比,我们利用陈宇峰等(2013)提出的滑动平均法对2004年以后的所有数据进行调整(记为LS\_a1),也考虑仅对2004—2007年的数据进行调整(记为LS\_a2)。在稳健性检验中将采用这两个调整后的指标。

3. 就业结构。不同于现有研究关心产出结构对劳动收入份额的影响,本文关心就业结构的影响,并用不同产业的就业人数占总就业人数的比重来度量就业结构。

4. 其他控制变量。根据理论和现有文献,实证研究中的其他控制变量包括:对数化的人均GDP、人均财政收入以及城镇常住人口规模、劳动力平均受教育年限、外商直接投资占GDP比重、进出口总额占GDP比重、人均全社会固定资产实际投资额、职工实际平均工资水平等,除了劳动力平均受教育年限以外,其他都来自Wind数据库或者历年《中国统计年鉴》以及各省市历年的统计年鉴。

## 五、就业结构对劳动收入份额的影响

### (一) 模型设置

为了检验就业结构对劳动收入份额的影响,建立如下双向固定效应模型:

$$LS_{it} = \beta_0 + \beta_1 * Ind3_{it} + \eta' x_{it} + \alpha_i + \lambda_t + u_{it} \quad (7)$$

<sup>①</sup> Shorrocks & Wan (2009) 方法的基本思路首先是利用分组数据估算收入分布的参数(如标准差),以便生成洛伦兹曲线上的初始观察值。接着根据分组数据各组的均值,通过迭代法对这些观察值进行调整,同时保证所得洛伦兹曲线的平滑性和单调性。最终生成的个体层面数据能够在样本参数上接近分组数据的实际情况。万广华(2013)使用该方法计算了中国的基尼系数,其结果与国家统计局公布的数值相当接近;利用该方法的还有汪晨等(2020),万广华和胡晓珊(2021)的研究。



## 左丛民等：服务业发展与相对贫困改善：劳动收入份额的视角

式中，下标  $i$  和  $t$  分别表示省份和年份； $LS_{it}$  为各省的劳动收入份额； $Ind3_{it}$  为各省的服务业就业占比； $x_{it}$  为控制变量，包括各省的一产或二产就业占比、对数化的人均 GDP、人均财政收入以及城镇常住人口，劳动力平均受教育年限，外商直接投资和进出口总额占 GDP 的比重，人均全社会固定资产实际投资额和职工实际平均工资水平； $\alpha_i$ 、 $\lambda_t$  分别为省份固定效应和年份固定效应； $u_{it}$  为扰动项。

### (二) 基准模型回归结果

表 1 首先报告了基于式 (7) 的回归结果，从中可以看出：仅控制服务业就业占比时，它的回归系数显著为正；再单独加入一产或二产的就业占比后，服务业的就业占比依然显著为正，但二产就业占比的系数为负，这意味着提高服务业的就业比重确实有助于提升劳动收入份额，但是提高二产就业比重却可能降低劳动收入份额，这一结果验证了我们在理论部分提出的命题 1，背后的一个重要原因在于资本密集型产业大多集中于制造业。在表 1 列 (4) 中，我们还在模型中加入了地区（包括东部、东北，中部和西部地区）和年份的交乘固定效应，以控制各地区随时间动态变化的因素（比如资本存量的调整、资本和劳动生产效率的变化）对估计结果的影响，上述结论依然成立，且其他控制变量的符号基本符合预期。另外，1993—2017 年期间第三产业的就业比重实际提升了 20.31 个百分点，根据表 1 列 (3) 的回归系数可以计算出，它的贡献是使得劳动收入份额提高 7.96%，相较于一产和二产的贡献（分别为 -1.61% 和 -0.33%），三产就业比重的提升是此期间劳动收入份额由降转升的主要驱动力。这与柏培文和杨志才（2019）的结论比较接近，他们基于 2007—2014 年数据的结论推测三产比重的上升使得这一期间劳动收入份额上升了 5.41 个百分点。

表 1 就业结构对劳动收入份额的影响

| 变量        | (1)              | (2)              | (3)               | (4)               |
|-----------|------------------|------------------|-------------------|-------------------|
|           | $LS$             | $LS$             | $LS$              | $LS$              |
| 服务业就业占比   | 420***<br>(5.15) | 455***<br>(5.46) | 392***<br>(4.67)  | 367***<br>(4.50)  |
| 二产就业占比    | —                | —                | -0.063<br>(-1.38) | -0.074<br>(-1.61) |
| 一产就业占比    | —                | 0.063<br>(1.38)  | —                 | —                 |
| 控制变量      | 是                | 是                | 是                 | 是                 |
| 省份固定效应    | 是                | 是                | 是                 | 是                 |
| 年份固定效应    | 是                | 是                | 是                 | 是                 |
| 地区×年份固定效应 | 否                | 否                | 否                 | 是                 |
| 观测值       | 753              | 753              | 753               | 753               |
| 调整 $R^2$  | 0.72             | 0.72             | 0.72              | 0.73              |

注：\*、\*\*、\*\*\* 分别代表在 10%、5%、1% 的水平上显著；括号中是根据稳健标准误计算的 t 值。下同。

上述结果表明服务业就业比重有利于提高劳动收入份额，而根据刘易斯的二元经济理论，在刘易斯拐点之前发展中国家存在着大量剩余劳动力，劳动力的供给曲线近乎水平，劳动者的工资难以提高。在拐点之后，大量剩余劳动力被消耗、吸纳进了城市部门，劳动力的稀缺性大大提高，相应的劳动力供给曲线开始向上倾斜，劳动力工资水平也开始不断提升（刘守英和章元，2014）。因此，在刘易斯拐点之后，由于劳动力稀缺性的提高，我们预计服务业就业比重的提升

推动劳动收入份额上升的效应也会更大。下面检验这种效应在刘易斯拐点前后是否有显著差异。学术界对中国刘易斯拐点的到来时间还有一定的争论。一些研究认为中国在 2004—2005 年到达刘易斯拐点（蔡昉，2007），但是 Minami & Ma（2010）在估计中国 1990—1995 年、1996—2000 年和 2001—2005 年三个时间段内农业劳动力的边际生产率后将其与日本的历史数据进行比较，认为即使是 2001—2005 年，中国依然还有剩余劳动力。刘守英和章元（2014）基于国家统计局 2003—2012 年的农户样本进行了检验，发现虽然不同区域存在发展差距，但全国层面的“刘易斯”拐点在 2010 年前后基本到来。基于这些研究，以及鉴于中国的劳动收入份额在 2008 年左右出现 U 型拐点，我们分别采用 2008 年、2009 年和 2010 年作为拐点对样本进行分段检验，结果报告在表 2 中。

表 2 就业结构对劳动收入份额的影响：刘易斯拐点前后的效应

| 变量                | 2008 年为拐点          |                    | 2009 年为拐点          |                    | 2010 年为拐点          |                    |
|-------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
|                   | 1993—2008          | 2009—2017          | 1993—2009          | 2010—2017          | 1993—2010          | 2011—2017          |
|                   | (1)                | (2)                | (3)                | (4)                | (5)                | (6)                |
| 服务业就业占比           | 0.479***<br>(3.94) | 0.518***<br>(5.34) | 0.451***<br>(3.99) | 0.506***<br>(4.58) | 0.401***<br>(3.72) | 0.483***<br>(4.12) |
| 控制变量              | 是                  | 是                  | 是                  | 是                  | 是                  | 是                  |
| 省份固定效应            | 是                  | 是                  | 是                  | 是                  | 是                  | 是                  |
| 年份固定效应            | 是                  | 是                  | 是                  | 是                  | 是                  | 是                  |
| 观测值               | 474                | 279                | 505                | 248                | 536                | 217                |
| 调整 R <sup>2</sup> | 0.79               | 0.88               | 0.77               | 0.89               | 0.76               | 0.92               |

注：\*、\*\*、\*\*\* 分别代表在 10%、5%、1% 的水平上显著；括号中是根据稳健标准误计算的 t 值。

从表 2 中的结果可以看出，服务业就业占比在所有模型中的系数都显著为正，但是在拐点后的系数要大于拐点前的系数，这表明中国经济越过了刘易斯拐点后，通过发展服务业来吸纳转移劳动力，推动劳动收入份额上升的效应更大。

### （三）稳健性检验

考虑到现有文献对劳动收入份额的度量指标不同，以及统计口径发生过变化，为了保证结果稳健，下面我们采用新的度量方法和调整后的口径。表 3 报告了检验结果，从中可以看出：对劳动收入份额采用不同的度量方法，以及采用不同的调整口径，服务业就业占比的系数始终显著为正，与前文的结果保持一致。

表 3 稳健性检验：劳动收入份额的不同度量和统计口径调整

| 变量                | (1)                | (2)                | (3)                |
|-------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
|                   | LS_2               | LS_a1              | LS_a2              |
| 服务业就业占比           | 0.317***<br>(4.14) | 0.392***<br>(4.67) | 0.392***<br>(4.67) |
| 控制变量              | 是                  | 是                  | 是                  |
| 省份固定效应            | 是                  | 是                  | 是                  |
| 年份固定效应            | 是                  | 是                  | 是                  |
| 观测值               | 753                | 753                | 753                |
| 调整 R <sup>2</sup> | 0.75               | 0.69               | 0.70               |

注：\*、\*\*、\*\*\* 分别代表在 10%、5%、1% 的水平上显著；括号中是根据稳健标准误计算的 t 值。

## 左丛民等：服务业发展与相对贫困改善：劳动收入份额的视角

由于本文使用的是省级面板数据，模型中的就业结构具有潜在内生性，为此我们首先借鉴现有文献的做法，采用差分 GMM 模型以及将自变量滞后的方法来缓解内生性。回归结果报告在表 4 中，从中可看出：将服务业就业占比滞后 1 年或 2 年，它的系数依然显著为正，系数的大小非常稳健；采用差分 GMM 并以 2008 年为刘易斯拐点分段进行回归<sup>①</sup>，服务业就业占比的系数在拐点后依然显著为正且比拐点前明显增大，而在前一阶段的回归系数不显著，这再次表明服务业就业占比在刘易斯拐点之后提升劳动收入份额的效应更加明显。

表 4 稳健性检验：考虑就业结构的内生性问题

| 变量                | FE                 |                    | DIF-GMM           |                    | 2SLS               |
|-------------------|--------------------|--------------------|-------------------|--------------------|--------------------|
|                   | 滞后 1 期             | 滞后 2 期             | 1993—2008         | 2009—2017          | 合成工具变量             |
|                   | (1)                | (2)                | (3)               | (4)                | (5)                |
| 服务业就业占比           | 0.380***<br>(4.66) | 0.370***<br>(4.53) | -0.257<br>(-0.91) | 0.785***<br>(2.97) | 0.531***<br>(3.46) |
| 控制变量              | 是                  | 是                  | 是                 | 是                  | 是                  |
| 省份固定效应            | 是                  | 是                  | 是                 | 是                  | 是                  |
| 年份固定效应            | 是                  | 是                  | 否                 | 否                  | 是                  |
| N                 | 722                | 691                | 415               | 217                | 753                |
| F 统计量             | —                  | —                  | —                 | —                  | 203.73             |
| 调整 R <sup>2</sup> | 0.72               | 0.71               | —                 | —                  | 0.75               |

注：\*、\*\*、\*\*\* 分别代表在 10%、5%、1% 的水平上显著；括号中是根据稳健标准误计算的 t 值；两个模型将自变量滞后 1、2 期；差分 GMM 回归的结果皆采用异方差和自相关稳健标准误，且都通过了二阶自相关检验和 Hansen 检验，说明扰动项无自相关性以及工具变量的有效性。

最后，我们还采用“Bartik instrument”的思路构造就业结构的合成工具变量。本文借鉴周茂等（2018）的研究，首先对每个省份  $i$ ，可计算全国层面（除省份  $i$  以外）产业  $j$  的就业人数增长率：

$$g_{j,-i,t_0,t} = \frac{N_{j,-i,t}}{N_{j,-i,t_0}} - 1 \quad (8)$$

式中， $-i$  表示该指标的计算过程剔除了省份  $i$  本身的信息， $t_0$  和  $t$  分别表示基期（1993 年）和计算期， $N$  则表示各产业的就业规模。

在此基础上，进一步计算省份  $i$  在两期之间总就业规模的增长率预测值为：

$$g_{-i,t_0,t} = \sum_j (S_{j,i,t_0} \times g_{j,-i,t_0,t}) \quad (9)$$

式中， $S_{j,i,t_0}$  表示在基期，省份  $i$  内产业  $j$  的就业占比。

进而可以得到省份在计算期就业结构的外生预测值：

<sup>①</sup> GMM 模型加入了因变量的一阶滞后项，并用其滞后阶的水平值作为差分方程的工具变量，而由于有效样本不足，加入时间固定效应会造成工具变量过多，产生过度拟合问题，虽然此时 Sargan 检验不会拒绝工具变量的有效性，但会使得 Hansen 检验的 P 值为 1。因此，我们去掉回归方程中的时间固定效应项，仅考虑单向固定效应模型。下文的 GMM 模型也做类似处理。

$$S_{j,i,t}^b = S_{j,i,t_0} \times \frac{1 + g_{j,-i,t_0,t}}{1 + g_{-i,t_0,t}} \quad (10)$$

式中，最终将  $S_{j,i,t}^b$  作为省份某产业实际就业占比的工具变量，其合理性体现在以下两方面：

一方面， $S_{j,i,t_0}$  代表省份  $i$  的初始就业结构，是一个历史变量，其取值固定于基期，不受后续年份计算期内省份未观测因素（如经济冲击或政策干预）的影响。另一方面，工具变量中的  $\frac{1 + g_{j,-i,t_0,t}}{1 + g_{-i,t_0,t}}$  表示全国（不包含省份  $i$ ）产业  $j$  就业规模相对总就业规模的预测增长率，反映了特定产业就业规模的全国增长趋势。该趋势的计算剔除了省份  $i$  自身的信息，避免了省份特定的经济结构或政策因素对全国趋势的影响，从而保证了工具变量的外生性。

具体而言，尽管省份  $i$  的相关产业和社保政策可能既影响该省劳动收入份额，又与该省就业变动相关，但剔除省份  $i$  信息后，全国增长趋势与省份  $i$  的误差项无直接关联。因此，这一构造方法确保了工具变量在外生性方面的合理性，并且避免了省份特定因素对工具变量的干扰。采用合成工具变量的结果可见表 4 的最后一列，可以看出服务业就业比重在 2SLS 模型中依然显著为正，且系数大小与表 2 中基准回归中的系数相比变化不大，说明基准结果是稳健性的。另外，工具变量回归的 F 统计量显著大于 10，说明不存在弱工具变量问题。

上述实证研究表明，提高服务业的就业占比对于增加劳动收入份额具有显著作用，这一结果对于十九届五中全会提出的“提高劳动报酬在初次分配中的比重”具有重要启示：由于中国人口规模巨大，拥有大量收入水平较低的低技能劳动力，发展服务业尤其是劳动力密集型的服务业可以吸纳这一部分人群就业，更有助于提升劳动者收入和改善收入分配，因此本文的结论也为中国制定改善收入分配的产业政策提供了有益启示；另一方面，刘易斯拐点的到来，以及拐点后的服务业比重上升对提升劳动收入份额的效果的上升，意味着中国劳动力市场在发生有利于收入分配改善的积极力量，这种积极力量的积累将有助于中国走向共同富裕。

## 六、劳动收入份额对相对贫困的影响

### （一）模型设置

下面继续检验劳动收入份额对相对贫困的影响，为此建立如下双向固定效应模型：

$$RP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 * LS_{it} + \alpha'_{3} x_{it} + c_i + \delta_t + \epsilon_{it} \quad (11)$$

式中， $RP_{it}$  为各省的相对贫困，相对贫困采用发生率以及缺口比率两个维度来度量； $x_{it}$  为控制变量，与前文类似，同样包括对数化的人均 GDP、人均财政收入和城镇常住人口规模、劳动力平均受教育年限、外商直接投资和进出口总额占 GDP 的比重、人均全社会固定资产实际投资额、职工实际平均工资水平； $c_i$ 、 $\delta_t$  分别为省份固定效应和年份固定效应； $\epsilon_{it}$  为扰动项。

### （二）基准模型回归结果

表 5 报告了基于式（11）的回归结果，从中可以看出，如果采用中位数收入的 40% 为相对贫困线，则无论是对于贫困发生率还是贫困缺口指标，劳动收入份额的回归系数都显著为负，这表明提高劳动收入份额不仅有助于降低相对贫困发生率，而且还可以降低相对贫困深度。即使采用不同的相对贫困线度量相对贫困发生率和相对贫困缺口比率，劳动收入份额的系数依然显著为负；另外，随着相对贫困线由 40% 提高到 60%，劳动收入份额对相对贫困缺口比率的回归系数的绝对值逐渐变大且显著性提高，也进一步印证了劳动收入份额的提升能显著降低相对贫困深度。

## 左丛民等：服务业发展与相对贫困改善：劳动收入份额的视角

表 5 劳动收入份额对相对贫困的影响

| 变量       | (1)                  | (2)                  | (3)                  | (4)                  | (5)                  | (6)                  |
|----------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
|          | $RP$ (40%)           | $RP_g$ (40%)         | $RP$ (50%)           | $RP_g$ (50%)         | $RP$ (60%)           | $RP_g$ (60%)         |
| $LS$     | -0.147***<br>(-4.31) | -0.048***<br>(-2.92) | -0.167***<br>(-4.55) | -0.070***<br>(-3.62) | -0.157***<br>(-4.57) | -0.086***<br>(-4.01) |
| 控制变量     | 是                    | 是                    | 是                    | 是                    | 是                    | 是                    |
| 省份固定效应   | 是                    | 是                    | 是                    | 是                    | 是                    | 是                    |
| 年份固定效应   | 是                    | 是                    | 是                    | 是                    | 是                    | 是                    |
| N        | 562                  | 562                  | 562                  | 562                  | 562                  | 562                  |
| 调整 $R^2$ | 0.62                 | 0.48                 | 0.66                 | 0.55                 | 0.70                 | 0.60                 |

注：\*、\*\*、\*\*\* 分别代表在 10%、5%、1% 的水平上显著；括号中是根据稳健标准误计算的 t 值； $RP$  为相对贫困发生率， $RP_g$  为相对贫困缺口比率，百分比表示相对贫困线，下同。

### (三) 稳健性检验

考虑到发展中国家特殊的国情，樊增增和邹薇（2021）等倡导在中国宜使用城乡差异化的弱相对贫困指标，以更加精准地识别出贫困人群。参考该文的方法，本文首先测算了省际差异化的弱相对贫困线，接着测算了各省城乡差异化的弱相对贫困线。根据这些贫困线，本文分别构造了各省全体居民、农村居民、城市居民的弱相对贫困发生率  $WRP\_prov$ 、 $WRP\_rural$ 、 $WRP\_urban$ 。使用弱相对贫困指标的回归结果如表 6 所示。我们发现，提高劳动收入份额有利于降低各省整体的弱相对贫困发生率，这验证了本文结论的稳健性。进一步分析发现，上述效应在农村居民群体中尤其显著，对于城镇居民则不明显。本文对此结果的解释是：尽管服务业等非农就业机会主要集中在城市，但农村外出务工人员的收入可以通过多种途径回流至农村家庭<sup>①</sup>。同时，由于绝大多数低收入人口集中在农村，农村居民对收入水平的边际提升更加敏感，并且农村居民的农业经营利润较薄（例如种植粮食的亩均净利润只有几百元，甚至有些年份为负<sup>②</sup>），因此劳动收入份额的提高对他们的相对贫困状况影响更加直接。

此外，我们以未剔除生产税净额的劳动收入份额以及调整了统计口径后的劳动收入份额为解释变量，以中位数收入 40% 度量的相对贫困发生率以及贫困缺口比率为被解释变量进行回归<sup>③</sup>，回归结果显示，这三个劳动收入份额指标在所有模型中都显著为负，这说明统计口径的变化以及度量方法的不同没有改变本文的结论。为了克服潜在的内生性问题，我们首先继续采用将自变量滞后和差分 GMM 的方法进行回归<sup>④</sup>，可以看出：滞后 1 年或 2 年，或者采用差分 GMM 模型，劳动收入份额对于相对贫困发生率和相对贫困缺口比率都显著为负，表明前面的结论是稳健的。其次，我们延续前文的方法继续使用“Bartik IV”的思路构造劳动收入份额的合成工具变量进行估计，结果发现无论是以相对贫困发生率还是以相对贫困缺口率为因变量，劳动收入份额的系数

① 首先，相当比例的农村向城镇人口流动是短期的就近流动，这部分农民工会被纳入农村常住人口。统计局的数据也显示，农民工就近就业的比例较高，2009 年全国的农民工总量约为 2.3 亿人，其中有 36.75% 就在本乡镇范围内从事非农工作，在 2018 年的 2.88 亿农民工当中，乡内就地就近就业的农民工增至 40.12%。其次，即使是长期外出务工人员，其收入大多被汇回农村家庭，这部分收入在统计上会被记录为农村调查户的转移性收入。

② 根据国家发改委编纂的《全国农产品成本收益资料汇编 2020》，三种主要粮食作物（稻谷、小麦、玉米）亩均净利润在有数据统计的 2014 年和 2015 年分别为 124.78 元和 19.55 元，在 2016—2019 年则为负值。

③ 由于篇幅限制，此处省去这部分结果，来信备索。

④ 由于篇幅限制，此处省去这部分结果，来信备索。

在 2SLS 模型中依然显著为正，且系数大小与表 5 中的基准回归相比变化不大，说明基准结果非常稳健。另外，工具变量回归的 F 统计量显著大于 10，表明不存在弱工具变量问题。

表 6 稳健性检验：考虑弱相对贫困指标

| 变量                | (1)                 | (2)                 | (3)              |
|-------------------|---------------------|---------------------|------------------|
|                   | <i>WRP_prov</i>     | <i>WRP_rural</i>    | <i>WRP_urban</i> |
| LS                | -0.141**<br>(-2.12) | -0.168**<br>(-2.55) | 0.026<br>(1.08)  |
| 控制变量              | 是                   | 是                   | 是                |
| 省份固定效应            | 是                   | 是                   | 是                |
| 年份固定效应            | 是                   | 是                   | 是                |
| N                 | 562                 | 562                 | 562              |
| 调整 R <sup>2</sup> | 0.73                | 0.70                | 0.36             |

注：*WRP\_prov*、*WRP\_rural*、*WRP\_urban* 分别表示各省全体居民、农村居民、城市居民的弱相对贫困发生率；\*、\*\*、\*\*\* 分别代表在 10%、5%、1% 的水平上显著；括号中是根据稳健标准误计算的 t 值；各列控制变量与正文中的模型 (11) 保持一致。

上述实证检验表明提高劳动收入份额有助于降低相对贫困，与命题 2 保持一致。本节的研究结论对中央文件提出的“高质量发展”以及共同富裕目标有重要启示：提高劳动者份额是改善中国收入分配、实现高质量发展和共同富裕的重要途径。缩小相对贫困意味着中等收入群体的扩大，将有助于刺激内需和促进“双循环”发展新格局的建立；要推进共同富裕，劳动收入份额可以作为宏观政策的一个中间目标变量。制定既有利于增长又有助于提升劳动收入份额的经济政策，是中国推进共同富裕应该坚持的方向。

#### (四) 进一步讨论

前面两小节实证检验了就业结构与劳动收入份额之间的关系，并建立了劳动收入份额与相对贫困二者的关联。然而，关于就业结构是否可以通过劳动收入份额来影响收入分配，虽然在理论部分给出了数学公式的刻画，但是实证上还需要进一步的检验。为此，我们进行如下机制分析：

在表 7 中，我们加入了与前文相同的控制变量，列 (1) 的回归结果显示：服务业的就业比重显著降低相对贫困发生率，服务业就业比重上升 1 个百分点，相对贫困发生率将下降 0.157 个百分点。借鉴 Alesina & Zhuravskaya (2011) 的方法，若要验证劳动收入份额是否可以作为二者的一个影响渠道，可以将劳动收入份额变量加入到服务业就业比重对相对贫困的回归方程中，然后观察服务业就业比重的系数显著性和绝对值变化。从列 (2) 的回归结果可以看出，新加入的劳动收入份额变量的系数显著为负，而原本显著的服务业就业比重不再显著，且系数从 -0.157 变成 -0.097，绝对值锐减。对于列 (3) 和列 (4) 展示的以相对贫困缺口为因变量的结果，上述结论仍然成立。这些结果可以说明劳动收入份额是联结就业结构与相对贫困率的一个重要渠道。

## 七、结论和政策建议

近年来，中国对改善收入分配的重视程度越来越高。十八大报告提出要缩小收入差距，最终实现公平正义和共同富裕。十九大报告提出了本世纪中叶要基本实现全体人民的共同富裕。十九届四中全会提出要建立解决相对贫困的长效机制，十九届五中全会提出“全体人民共同富裕取得

## 左丛民等：服务业发展与相对贫困改善：劳动收入份额的视角

更为明显的实质性进展”的2035年远景目标，继续提出要提高劳动报酬在初次分配中的比重。目前，中国经济步入了向第二个百年奋斗目标进军的新发展阶段，需要经济学界从理论上阐述推进共同富裕的路径以及共同富裕的影响机制。为此，本文首先建立理论模型刻画出就业结构对劳动收入份额的影响，进而劳动收入份额对相对贫困的影响，然后利用中国1993—2017年的省级面板数据进行了检验。结果发现：第一，服务业就业占比会显著提升劳动收入份额，但制造业就业占比并不能显著提高劳动收入份额；第二，服务业就业占比提高劳动收入份额的效应在中国经济越过了刘易斯拐点之后更加显著；第三，劳动收入份额能显著降低相对贫困发生率以及相对贫困深度；第四，进一步的机制分析表明，劳动收入份额是联系就业结构与相对贫困水平的一个重要渠道。

表7 就业结构、劳动收入份额与相对贫困

| 变量                | (1)                 | (2)                  | (3)                   | (4)                   |
|-------------------|---------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|
|                   | RP (40%)            | RP (40%)             | RP <sub>g</sub> (40%) | RP <sub>g</sub> (40%) |
| 服务业就业占比           | -0.157**<br>(-2.15) | -0.097<br>(-1.29)    | -0.117***<br>(-2.60)  | -0.098**<br>(-2.13)   |
| 劳动收入占比            | —                   | -0.139***<br>(-3.89) | —                     | -0.043**<br>(-2.47)   |
| 控制变量              | 是                   | 是                    | 是                     | 是                     |
| 省份固定效应            | 是                   | 是                    | 是                     | 是                     |
| 年份固定效应            | 是                   | 是                    | 是                     | 是                     |
| N                 | 562                 | 562                  | 562                   | 562                   |
| 调整 R <sup>2</sup> | 0.61                | 0.62                 | 0.48                  | 0.49                  |

注：\*、\*\*、\*\*\*分别代表在10%、5%、1%的水平上显著；括号中是根据稳健标准误计算的t值。

共同富裕是中国特色社会主义的本质特征，在中国基本消灭了现行标准下的绝对贫困之际，党带领全国各族人民迈向第二个百年奋斗目标，本文的研究结论为中国制定共同富裕行动纲要有如下启示：首先，考虑到中国是世界上人口最多的国家，农业人口仍占较大比例，且中低收入阶层劳动力的平均教育年限较低，在经济增长过程中，发展服务业或劳动力密集型产业以吸纳就业并提升这些产业中劳动者的工资水平，是减少相对贫困的重要政策选择。尤其在当前全球经济低迷的背景下，鼓励服务业发展对“保就业”也具有现实意义。此外，在推动共同富裕的进程中，劳动收入份额可以作为宏观政策的中间目标变量。制定既能促进经济增长，又有助于提高劳动收入份额的政策，将是中国推进共同富裕的关键。

### 参考文献

- 白重恩、钱震杰，2009：《国民收入的要素分配：统计数据背后的故事》，《经济研究》第3期。
- 柏培文、杨志才，2019：《劳动力议价能力与劳动收入占比——兼析金融危机后的影响》，《管理世界》第5期。
- 蔡昉，2007：《中国经济面临的转折及其对发展和改革的挑战》，《中国社会科学》第3期。
- 陈宇峰、贵斌威、陈启清，2013：《技术偏向与中国劳动收入份额的再考察》，《经济研究》第6期。
- 陈宗胜、沈扬扬、周云波，2013：《中国农村贫困状况的绝对与相对变动——兼论相对贫困线的设定》，《管理世界》第1期。
- 樊增增、邹薇，2021：《从脱贫攻坚走向共同富裕：中国相对贫困的动态识别与贫困变化的量化分解》，《中国工业经济》第10期。

- 郭庆旺、吕冰洋, 2012:《论要素收入分配对居民收入分配的影响》,《中国社会科学》第12期。
- 黄泰岩、韩梦茹, 2023:《共同富裕的中国式现代化目标、重点和途径》,《经济理论与经济管理》第4期。
- 蓝嘉俊、方颖、马天平, 2019:《就业结构、刘易斯转折点与劳动收入份额:理论与经验研究》,《世界经济》第6期。
- 李稻葵、刘霖林、王红领, 2009:《GDP中劳动份额演变的U型规律》,《经济研究》第1期。
- 李永友、沈坤荣, 2007:《财政支出结构、相对贫困与经济增长》,《管理世界》第11期。
- 林淑君、郭凯明、龚六堂, 2022:《产业结构调整、要素收入分配与共同富裕》,《经济研究》第7期。
- 刘守英、章元, 2014:《“刘易斯转折点”的区域测度与战略选择:国家统计局7万户抽样农户证据》,《改革》第5期。
- 刘亚琳、茅锐、姚洋, 2018:《结构转型、金融危机与中国劳动收入份额的变化》,《经济学(季刊)》第2期。
- 卢国军、崔小勇、王弟海, 2023:《自动化技术、结构转型与中国收入分配格局的演化》,《金融研究》第4期。
- 罗长远、张军, 2009:《经济发展中的劳动收入占比:基于中国产业数据的实证研究》,《中国社会科学》第4期。
- 秦建军、戎爱萍, 2012:《财政支出结构对农村相对贫困的影响分析》,《经济问题》第11期。
- 田野、倪红福、夏杰长, 2024:《国内国际经济循环、产业结构与劳动收入份额变动》,《世界经济》第2期。
- 万广华, 2013:《城镇化与不均等:分析方法和中国案例》,《经济研究》第5期。
- 万广华、胡晓珊, 2021:《中国相对贫困线的设计:转移性支出的视角》,《财政研究》第6期。
- 汪晨、万广华、吴万宗, 2020:《中国减贫战略转型及其面临的挑战》,《中国工业经济》第1期。
- 汪三贵、胡联, 2014:《产业劳动密集度、产业发展与减贫效应研究》,《财贸研究》第3期。
- 王勇、沈仲凯, 2018:《禀赋结构、收入不平等与产业升级》,《经济学(季刊)》第2期。
- 于泽、章潇萌、刘凤良, 2015a:《我国产业结构变迁与劳动收入占比的演化》,《中国人民大学学报》第4期。
- 于泽、章潇萌、刘凤良, 2015b:《储蓄倾向差异、要素收入分配和我国产业结构升级》,《经济理论与经济管理》第7期。
- 张车伟, 2012:《中国劳动报酬份额变动与总体工资水平估算及分析》,《经济学动态》第9期。
- 张革, 2011:《中国经济增长与贫困减少——基于产业构成视角的分析》,《数量经济技术经济研究》第5期。
- 章元、段文, 2020:《相对贫困研究与治理面临的挑战及其对中国的启示》,《国外社会科学》第6期。
- 周茂、陆毅、李雨浓, 2018:《地区产业升级与劳动收入份额:基于合成工具变量的估计》,《经济研究》第11期。
- Alesina, A., and E. Zhuravskaya, 2011. “Segregation and the Quality of Government in A Cross Section of Countries”, *American Economic Review*, 101 (5): 1872 - 1911.
- Daudey, E., and C. García-Peñalosa, 2007. “The Personal and the Factor Distributions of Income in A Cross-Section of Countries”, *The Journal of Development Studies*, 43 (5): 812 - 829.
- Lagakos, D., and M. E. Waugh, 2013, “Selection, Agriculture, and Cross-Country Productivity Differences”, *American Economic Review*, 103 (2): 948 - 980.
- Loayza, N. V., and C. Raddatz, 2010. “The Composition of Growth Matters for Poverty Alleviation”, *Journal of Development Economics*, 93 (1): 137 - 151.
- Minami, R., and X. Ma, 2010, “The Lewis Turning Point of Chinese Economy: Comparison with Japanese Experience”, *China Economic Journal*, 3 (2): 163 - 179.
- Shorrocks, A., and G. Wan, 2009, “Ungrouping Income Distributions: Synthesising Samples for Inequality and Poverty Analysis”, in *Arguments for A Better World: Essays in Honor of Amartya Sen*, edited by K. Basu and R. Kanbur, Oxford: Oxford University Press.

(责任编辑:刘彻)



## **Development of Tertiary Industry and Relative Poverty Alleviation: Perspective from Labor Share in GDP**

ZUO Congmin<sup>1</sup> ZHANG Yuan<sup>2</sup> WANG Yue<sup>2</sup>

- (1. College of Economics and Management, Nanjing Agricultural University;
2. School of Economics, Fudan University)

**Summary:** Achieving shared prosperity is a historic mission of the Chinese Communist Party. While China has eradicated absolute poverty by today's standards and become the world's second largest economy, it faces persistent challenges in addressing income inequality and relative poverty. Over the past few decades, income inequality in China has remained high. Relative poverty, characterised by the wealth gap between low-income groups and the rest of society, has emerged as a critical issue in China's pursuit of inclusive development. Against the backdrop of industrial transformation and the growing importance of the service sector, this study examines how changes in the employment structure, especially the rising share of service sector employment, affect relative poverty through the labour income share channel.

This study develops a theoretical model to illustrate the mechanism by which the share of employment in the service sector affects the share of labour income and, consequently, relative poverty. The theoretical framework posits that a higher share of employment in the service sector contributes to an increase in the labour income share, which leads to a pro-poor effect by reducing relative poverty. Using provincial panel data from 1993 to 2017, the study empirically tests these hypotheses and finds several key findings. First, an increase in the employment share of the service sector significantly raises the labour income share, while the employment share of the manufacturing sector shows no such effect. Second, the positive effect of service employment on the labour income share becomes more pronounced after China passes the Lewis tipping point, reflecting a shift in labour market dynamics. Third, an increase in the labour income share significantly reduces both the incidence and depth of relative poverty, confirming its role as a critical factor in reducing income inequality. Finally, further mechanism analysis shows that the labour income share serves as an important intermediary linking the employment structure to the reduction of relative poverty.

The contribution of this study is twofold. First, it enriches the literature on relative poverty in China by filling a research gap in the theoretical and empirical analysis of its determinants. While previous studies have mainly focused on descriptive statistics, this study constructs a rigorous general equilibrium model to capture the dynamic relationship between employment structure, labour income share and relative poverty. Second, it extends the understanding of how the development of the service sector affects income distribution, in particular its impact on the welfare of low-income groups.

Our findings can help to understand the role of employment structure in determining income distribution and shed light on policy-making to reduce inequality and relative poverty as China

moves towards shared prosperity. Given China's large agricultural population and relatively low levels of education among middle and low income groups, promoting the growth of the service sector and labour-intensive industries is essential to absorb employment and raise wages for vulnerable groups.

**Key words:** common prosperity; tertiary industry; labor share in GDP; relative poverty