多部门视角下偏向性技术进步对中国收入分布的影响

徐少锋， 兰 森， 张紫洋， 于 泽

［摘要］ 中国收入分布在1995—2018年发生了阶段性演变：2007年之前，中、底层收入份额不断转移至顶层；2007年之后，底层收入份额转移至中层。本文认为偏向性技术进步在其中发挥了重要作用，为此构建了一个包含异质性个体的多部门一般均衡模型，通过理论分析与数值模拟系统考察了偏向性技术进步对中国收入分布的影响。研究发现，不同类型的偏向性技术进步对收入分布的作用机制存在明显差异，并且总体上可以较好地解释这段时期中国收入分布演变的阶段性特征。具体而言，2007年之前，资本、技能偏向性技术进步共同导致中、底层收入份额转移至顶层；2007年之后，技能偏向性技术进步导致底层收入份额转移至中顶层，劳动偏向性技术进步部分抵消了前者对底层和顶层的影响，二者共同作用最终导致底层收入份额转移至中层。本文进一步考察了这段时期中国经济高速增长背后收入分配格局的演变，发现1995—2007年经济增长所引致的收入上升掩盖了分配格局的失衡，顶层群体收入增幅最大；2007—2018年收入分配格局有所改善，中层群体从增长中获益最多。本文有助于增进对中国收入分布和不平等演变的理解，也为在高质量发展中实现共同富裕提供了政策启示。

［关键词］收入分布； 偏向性技术进步； 资本收入份额； 技能溢价； 基尼系数

［中图分类号］F124 ［文献标识码］A ［文章编号］1006-480X(2024)06-0023-19

一、引言

随着中国社会主要矛盾转变为人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾，如何协调分配与增长的关系成为实现高质量发展亟待解决的重要问题。党的二十大报告强调，坚持把实现人民对美好生活的向往作为现代化建设的出发点和落脚点，着力维护和促进社会公平正义，着力促进全体人民共同富裕，坚决防止两极分化。而实现共同富裕就要寻找中国收入不平等加剧的原因，揭示收入分配变化背后的机制，探索缩小贫富差距的现实路径。

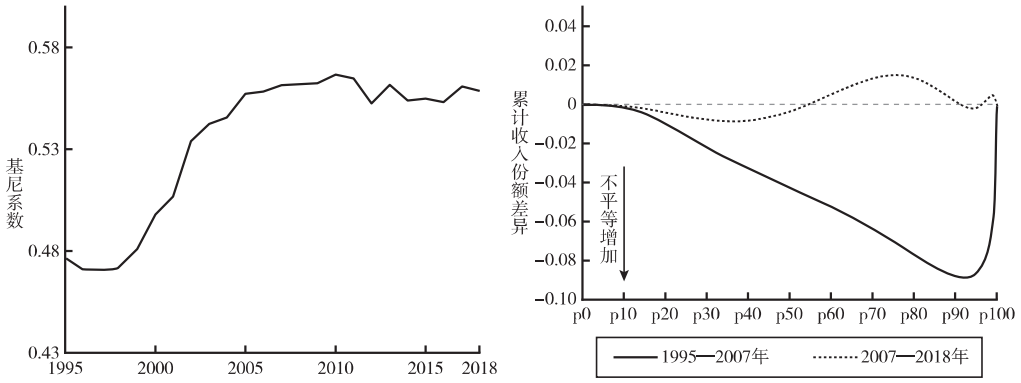
通过考察收入不平等的相关数据，本文发现，1995—2018年中国收入分布的演变呈现阶段性

［收稿日期］ 2023-11-20

［基金项目］ 教育部人文社会科学基地重大项目“中国经济学源流与自主知识体系建构研究”(批准号23JJD790012)。

［作者简介］ 徐少锋，中国人民大学经济学院副教授，经济学博士；兰森，中国人民大学经济学院博士研究生；张紫洋，中国人民大学经济学院博士研究生；于泽，中国人民大学经济学院教授，经济学博士。通讯作者：张紫洋，电子邮箱：ruc_zzy2015@ruc.edu.cn。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见，文责自负。

特征。如图1(b)所示,1995—2007年中、底层收入份额不断转移至顶层;但2007—2018年底层收入份额下降,而中层收入份额上升。①既有研究往往从基尼系数角度出发研究中国的收入不平等问题(吴万宗等,2018;林淑君等,2022;薛熠等,2023),但图1(a)表明,基尼系数并不能完全等价于收入分布。1995—2007年收入分布极化,并且基尼系数上升;2007—2018年底层收入份额下降、中层收入份额上升,基尼系数却保持相对稳定。单纯基于基尼系数研究不平等问题显然会忽视收入分布的变化,总量指标变化并不能揭露各群体的收入变化。基于此,本文主要研究如下问题:中国收入分布的演变为何会表现出阶段性特征?背后有哪些因素在发挥作用?其作用机制和对不同收入群体的影响是什么?



(a)中国税前收入基尼系数变化　　(b)洛伦兹曲线差异

图1　中国收入不平等变化

注:图(b)中,曲线下降表示该分位点的群体收入份额减小,曲线上升表示该分位点群体收入份额增大,且曲线在0刻度线以下的面积增加会导致基尼系数增大,在0刻度线以上的面积增加则会导致基尼系数减小。

资料来源:基于世界不平等数据库(World Inequality Database,WID)整理得到。

学术界普遍认为偏向性技术进步是导致收入分布变化的重要原因。一方面,已有文献指出资本—劳动偏向性技术进步会影响资本收入份额(Growiec et al.,2018;张军等,2022;何小钢等,2023),进而改变要素收入分配格局并对收入分布产生影响(Piketty,2014;Moll et al.,2022)。另一方面,大量研究表明技能偏向性技术进步会扩大工人间的工资收入差距,从而对劳动收入分配产生重要影响(Buera and Kaboski,2012;董直庆等,2013;陈勇和柏喆,2018;郭凯明和罗敏,2021;Buera et al.,2022)。然而,这些研究往往停留在总量不平等指标,基于分布层面的研究比较匮乏。综合以往文献,本文认为,发生在产业内部的偏向性技术进步会改变群体内和群体间的收入分布,从而对各群体收入份额产生异质性影响。为此,本文搭建了一个多部门的异质性个体一般均衡模型,基于偏向性技术进步视角,通过理论分析和反事实模拟探究了1995—2018年中国收入分布演变和总体收入不平等迅速加剧的原因。本文的边际贡献如下:

(1)从多部门视角拓展了偏向性技术进步对收入分布影响的研究,在理论层面上分析了偏向性技术进步对收入分布的影响机制。这是对现有文献的有益补充,为理解技术进步、产业结构变化和收入分布的演变提供了一个可行的理论研究框架。大量研究表明,偏向性技术进步会对收入分配

① 本文详细介绍了图1(b)的构造方法,具体内容参见《中国工业经济》网站(ciejournal.ajcass.com)附件。

产生重要影响,但这些研究仅仅停留在总量不平等指标层面,如资本或劳动收入份额(张军等,2022;何小钢等,2023)、技能溢价(郭凯明和罗敏,2021;Buera et al., 2022)和基尼系数(林淑君等,2022)。局限于总量不平等指标会忽视各群体收入份额的变化,因此,有必要将研究进一步延伸至收入分布层面。①

部分学者已经意识到这一理论延伸的重要性(周明海等,2010;张军等,2022),并且图1所展示的现实数据清楚地表明了总量不平等指标并不能完全反映居民收入差异性的变化。因此,将偏向性技术进步的研究拓展到探讨其对收入分布的影响,不仅是对现有理论研究的发展,更能加深对中国收入不平等演变的理解。本文认为,偏向性技术进步和产业结构变化会改变群体内和群体间的收入分布,从而对各群体收入份额产生异质性影响。其中,资本—劳动偏向性技术进步主要影响群体内部收入分布,而技能偏向性技术进步主要通过群体间收入分布产生影响,二者共同作用最终导致收入分布发生变化。与本文最相近的是刘凤良等(2022)、Moll et al.(2022),但这些研究只分析了资本偏向性技术进步的影响,忽视了其他类型技术进步的作用,并缺少对中国收入分布演变的量化分析。②

(2)从技术层面出发探寻中国收入分布阶段性演变的原因,丰富了有关中国收入分布的定量研究。当前文献主要从经济周期、行业垄断程度和再分配政策等角度研究不同因素对收入分布的影响(李建伟,2015;岳希明和蔡萌,2015;唐高洁等,2023),较少研究技术进步的作用。而对于收入分布演变的研究中,大多数文献只是基于现实收入分布的变动进行分解和估计(阮敬和王继田,2023),或者侧重于对比不同的收入分布函数对现实数据的拟合优劣(王艳明等,2014),缺乏影响机制分析。

(3)从增长和分配的视角分析了中国近二十年来经济高速增长背后收入分配格局的演变,有助于更好研究如何在新发展阶段实现共同富裕这个重要的新时代课题。大量文献研究增长和分配的关系,如孙巍等(2020)、樊增增和邹薇(2021),并且周明海等(2010)发现中国过去某一阶段的经济增长实质上是非均衡的增长,但这些研究并没有发掘出导致这种非均衡增长的原因。本文从技术进步的角度出发,分析了各类技术进步的增长和分配效应影响。研究结果表明,1995—2007年中国经济高速增长所引致的收入上升掩盖了收入分配格局的失衡,这种增长实质上是各类技术进步引发的非均衡的增长。而2007—2018年收入分配格局有所改善,中层群体从增长中获益最多。

二、理论模型

本文搭建了一个三部门模型,其中各部门生产由工作任务聚合完成。每类任务由资本或聚合劳动完成,其中,聚合劳动是高技能劳动和低技能劳动的复合加总(加总函数为常替代弹性函数,即

① 尽管部分论文通过一些特定的分布推导出基尼系数,但这些研究存在一定局限。例如,薛熠等(2023)基于外生的收入分布设定表示基尼系数,但其收入分布决定性参数的变化缺乏内在经济学机制的支撑,而且其更关注基尼系数而不是收入分布的演变。此外,单纯使用基尼系数来研究收入不平等问题可能存在一些问题(魏杰和谭伟,2006;Jenkins,2009;Hesse,2016)。

② 本文与刘凤良等(2022)、Moll et al.(2022)的差异具体表现如下:首先,这些研究忽视了技能偏向性技术进步的重要性,而根据本文的发现,1995—2018年技能偏向性技术进步对中国收入分布的演变发挥了非常重要的作用。其次,其理论表明中性技术进步只能推动经济增长,而不会对收入分布和不平等产生影响。本文指出,中性技术进步可以诱发偏向性的产业结构转型进而影响收入分配,由此导致偏向性的产业结构转型和基尼系数上升同时发生。这一点也是林淑君等(2022)研究的特征事实。

CES函数)。[①]在此基础上,本文引入资本耗散冲击来刻画家庭积累和维持财富的动态过程,对应家庭内部成员出生死亡和投资风险的现实基础(Moll et al.,2022)。

1.模型设定

(1)家庭。本文假定存在两类家庭,分别是高技能家庭和低技能家庭,高技能家庭组为$\mathcal{H}$,低技能家庭组为$\mathcal{L}$。假设两类家庭都无弹性地向市场提供1单位劳动力,并将家庭数量标准化为1,假定高技能家庭数目为H_t,低技能家庭数目为L_t。

家庭在流动性预算约束条件下最大化其一生的效用函数($z \in \{\mathcal{H}, \mathcal{L}\}$):

$$\max_{c_{z,t},\, a_{z,t}} \int_b^{\infty} e^{-\rho t} \frac{c_{z,t}^{1-\sigma}}{1-\sigma} \mathrm{d}t$$
$$\text{s.t.} \quad \dot{a}_{z,t} = w_{z,t} + r_t a_{z,t} - e_{z,t}, \tag{1}$$
$$c_{z,t} = \left[\theta_a^{\frac{1}{\varepsilon}}\left(c_{z,a,t} - \bar{c}_a\right)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} + \theta_m^{\frac{1}{\varepsilon}} c_{z,m,t}^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} + \theta_s^{\frac{1}{\varepsilon}}\left(c_{z,s,t} + \bar{c}_s\right)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}}\right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}$$

其中,$a_{z,t}$表示家庭资产,$c_{z,t}$表示家庭消费,r_t是资产回报率,$w_{z,t}$表示t时期的工资。$e_{z,t} = p_{a,t}c_{z,a,t} + p_{m,t}c_{z,m,t} + p_{s,t}c_{z,s,t}$表示$t$时期的总消费,$\{p_{a,t}, p_{m,t}, p_{s,t}\}$分别表示第一产业、第二产业和第三产业产品的价格。$\bar{c}_a$和$\bar{c}_s$是传统Stone—Geary型效用函数的非位似项,参照Kongsamut et al.(2001),$\bar{c}_a$可以理解为家庭生存所必需的农产品支出,$\bar{c}_s$表示家庭自己生产的家庭服务。因此,$(p_{s,t}\bar{c}_s - p_{a,t}\bar{c}_a)$可以理解为家庭的隐性禀赋收入。[②]$\rho = \mathcal{P} + \varrho$,$\mathcal{P}$表示家庭主观效用贴现率,$\varrho$参照Moll et al.(2022),设定为家庭资产的耗散冲击速率,即家庭以$\varrho > 0$的速率受到耗散冲击。当家庭受到耗散冲击时,家庭消费所有财富,剩下的资产为0。[③]其中,$b(z)$表示家庭上一次资产耗散的时间,将其命名为资产重置点,即满足$a_{z,b} = 0$。[④]

(2)企业。假定存在三个生产部门:第一产业、第二产业和第三产业,分别用下标$i \in \{a, m, s\}$加以区分。参照Acemoglu and Restrepo(2018),假定部门最终产品$Y_{i,t}$生产由总测度为1的任务聚合生产完成,聚合生产函数为柯布—道格拉斯函数形式:

$$\ln Y_{i,t} = \int_{N_{i,t}-1}^{N_{i,t}} \ln y_{i,t}(u)\,\mathrm{d}u \tag{2}$$

部门生产的任务环节在$N_{i,t} - 1$到$N_{i,t}$之间,以此保证任务度量始终为1。$N_{i,t}$增加表示新的生产力更高的任务替代最低指数的任务,反映生产任务的质量升级。本文参考陈彦斌等(2019),假设各任务由资本或人类复合劳动进行。如果生产任务实现了自动化,那么该任务由资本进行生产;如果生产任务没有实现自动化,那么该任务由人类复合劳动进行生产。具体表示如下:

$$y_{i,t}(u) = \begin{cases} \mathcal{A}_{i,t} k_{i,t}(u), & u \in \left[N_{i,t} - 1, I_{i,t}\right] \\ \mathcal{A}_{i,t} v_{i,t}(u), & u \in \left(I_{i,t}, N_{i,t}\right] \end{cases} \tag{3}$$

① 生产函数的设定参照Acemoglu and Restrepo(2018),劳动的函数形式参照Burea et al.(2022)。

② 当$p_{s,t}\bar{c}_s - p_{a,t}\bar{c}_a < 0$时,可以认为这是家庭隐性禀赋支出(或隐性禀赋负收入)。在Kongsamut et al.(2001)的框架中,该值为0是平衡增长路径所必须满足的刀刃条件(Knife-edge Condition)。但由于本文分析的是非平衡增长模型,因此不要求该条件成立。

③ 资产耗散冲击的假设对应现实生活中家庭成员的出生死亡过程、贴现率冲击以及投资风险等,Moll et al.(2022)对此有详细的解释和说明。

④ 由于个体经历耗散冲击的时间点和频率不同,因此资产重置点b是特定家庭z有关的函数。经济体每时每刻都有ϱ的家庭经历资产耗散。

其中，$\mathcal{A}_{i,t}$反映各任务中性生产率水平，$I_{i,t}$表示i部门自动化任务的阈值。$v_{i,t}(u)$表示人类复合劳动，由人类高、低技能劳动组合而成，即：

$$v_{i,t}(u)=\left[\mu_i\mathcal{A}_{i,H,t}h_{i,t}(u)^{\frac{\gamma-1}{\gamma}}+\left(1-\mu_i\right)\mathcal{A}_{i,L,t}l_{i,t}(u)^{\frac{\gamma-1}{\gamma}}\right]^{\frac{\gamma}{\gamma-1}} \tag{4}$$

其中，$h_{i,t}(u)$和$l_{i,t}(u)$分别表示指数为u的中间品生产所使用的高、低技能劳动力。μ_i是介于0到1之间的常数，反映高技能劳动和低技能劳动在生产过程中的相对重要性。$\mathcal{A}_{i,H,t}$、$\mathcal{A}_{i,L,t}$分别表示高技能增进型技术、低技能增进型技术。同时，参考陈彦斌等(2019)的假设，自动化任务和非自动化任务内部间的生产率不存在差异。令$\alpha_{i,t}\equiv(I_{i,t}-N_{i,t}+1)$，$\lambda_{i,t}\equiv\dfrac{\mu_i\mathcal{A}_{i,H,t}}{\mu_i\mathcal{A}_{i,H,t}+\left(1-\mu_i\right)\mathcal{A}_{i,L,t}}$。①参照Buera et al.(2022)、柏培文和王亚文(2023)的研究，本文用$\alpha_{i,t}$的变化表示资本—劳动偏向性技术进步，用$\lambda_{i,t}$的变化表示技能—非技能偏向性技术进步。

参照于泽等(2015)、郭凯明和罗敏(2021)，假设三部门之间存在劳动力流通壁垒，引入劳动力市场摩擦因子，用第一产业或第三产业高、低技能工人工资与第二产业高、低技能工人工资的比例表示，即：

$$\xi_{a,t}^{H}\equiv\frac{w_{a,t}^{H}}{w_{m,t}^{H}},\ \xi_{a,t}^{L}\equiv\frac{w_{a,t}^{L}}{w_{m,t}^{L}},\ \xi_{s,t}^{H}\equiv\frac{w_{s,t}^{H}}{w_{m,t}^{H}},\ \xi_{s,t}^{L}\equiv\frac{w_{s,t}^{L}}{w_{m,t}^{L}} \tag{5}$$

(3)市场出清。当经济体达到均衡时，劳动力市场、资本市场和产品市场出清：

$$H_{a,t}+H_{m,t}+H_{s,t}=H_t,\ L_{a,t}+L_{m,t}+L_{s,t}=L_t \tag{6}$$

$$K_t=K_{a,t}+K_{m,t}+K_{s,t}=\int_{z\in H_t}\int_0^{\infty}a_{z,t}\varrho e^{-\varrho t}\mathrm{d}t\mathrm{d}z+\int_{z\in L_t}\int_0^{\infty}a_{z,t}\varrho e^{-\varrho t}\mathrm{d}t\mathrm{d}z \tag{7}$$

$$Y_{i,t}=C_{i,t},\qquad i=a,m,s \tag{8}$$

其中，式(7)的$\varrho e^{-\varrho t}$是z类家庭拥有资产数为$a_{z,t}$的条件概率。式(8)的$C_{i,t}$表示i部门的总量消费水平。

(4)均衡条件。求解企业利润最大化问题，可将部门生产函数转化为如下生产方程：②

$$Y_{i,t}=A_{i,t}K_{i,t}^{\alpha_{i,t}}\left[\lambda_{i,t}H_{i,t}^{\frac{\gamma-1}{\gamma}}+\left(1-\lambda_{i,t}\right)L_{i,t}^{\frac{\gamma-1}{\gamma}}\right]^{\frac{\gamma\left(1-\alpha_{i,t}\right)}{\gamma-1}} \tag{9}$$

定义经济总产出$Y_t\equiv p_{a,t}Y_{a,t}+p_{m,t}Y_{m,t}+p_{s,t}Y_{s,t}$，经济体的资本收入份额为$\alpha_t$，总禀赋劳动收入比$\eta_t\equiv\dfrac{\sum_z\left(p_{s,t}\bar{c}_s-p_{a,t}\bar{c}_a\right)}{\sum_z w_{z,t}}$和相对资本财富$k_t\equiv\dfrac{K_t}{\sum_{i=a,m,s}\left(w_{i,t}^{H}H_{i,t}+w_{i,t}^{L}L_{i,t}\right)}$。根据消费者决策一阶方程和企业利润最大化一阶条件可得相对资本财富的供给和需求方程：

$$k_t^s=\frac{\left(1+\eta_t\right)\left(1-\rho/r_t\right)}{\varrho\sigma+\rho-r_t},\quad k_t^d=\frac{\alpha_t}{1-\alpha_t}\frac{1}{r_t} \tag{10}$$

根据式(10)，资本市场出清，可求得稳态利率：

① $\alpha_{i,t}$和$\lambda_{i,t}$的经济学意义参见《中国工业经济》网站(ciejournal.ajcass.com)附件。

② 其中，$A_{i,t}=\mathcal{A}_{i,t}\left(\dfrac{1}{\alpha_{i,t}}\right)^{\alpha_{i,t}}\left(\dfrac{1}{1-\alpha_{i,t}}\right)^{1-\alpha_{i,t}}\left(\mu_i\mathcal{A}_{i,H,t}+\left(1-\mu_i\right)\mathcal{A}_{i,L,t}\right)^{\frac{\gamma\left(1-\alpha_{i,t}\right)}{\gamma-1}}$。这部分推导参见《中国工业经济》网站(ciejournal.ajcass.com)附件。

$$r_t^* = \rho + \frac{\alpha_t \varrho \sigma}{1 + (1 - \alpha_t)\eta_t} \tag{11}$$

定义z家庭有效财富$x_{z,t} \equiv a_{z,t} + w_{z,t}/r_t + (p_{s,t}\bar{c}_s - p_{a,t}\bar{c}_a)/r_t$,有效财富的分布概率密度为$f_{z,t}(x)$。①根据Kolmogorov前向方程(KFE),可得稳态时的有效财富分布的概率密度:

$$f_{z,t}(x|z) = \left(\frac{\chi_{z,t}}{r_t}\right)^{\zeta_t} \zeta_t x^{-\zeta_t - 1}, \qquad \zeta_t = \frac{\varrho\sigma}{r_t - \rho} = \frac{(1 - \alpha_t)\eta_t + 1}{\alpha_t} \tag{12}$$

其中,$\chi_{z,t} = w_{z,t} + p_{s,t}\bar{c}_s - p_{a,t}\bar{c}_a$,并且$x$的定义域为$[\frac{w_{z,t} + p_{s,t}\bar{c}_s - p_{a,t}\bar{c}_a}{r_t}, +\infty)$。进一步根据有效财富和收入的关系对式(12)进行转换,求得z家庭收入分布的概率密度:

$$f_{z,t}(y|z) = (w_{z,t} + p_{s,t}\bar{c}_s - p_{a,t}\bar{c}_a)^{\zeta_t} \zeta_t (y + p_{s,t}\bar{c}_s - p_{a,t}\bar{c}_a)^{-\zeta_t - 1} \tag{13}$$

定义域为$[w_{z,t}, +\infty)$。假定所有家庭除了劳动力技能差异以外均无区别,高技能家庭工资为高技能的平均工资$w_{H,t}$,低技能家庭工资是低技能的平均工资$w_{L,t}$。将高、低技能收入分布进行加总,可得总体概率密度:

$$f_{z,t}(y) = \begin{cases} L_t \chi_{L,t}^{\zeta_t} \zeta_t (y + p_{s,t}\bar{c}_s - p_{a,t}\bar{c}_a)^{-\zeta_t - 1}, & w_{L,t} \leqslant y < w_{H,t} \\ (L_t \chi_{L,t}^{\zeta_t} + H_t \chi_{H,t}^{\zeta_t}) \zeta_t (y + p_{s,t}\bar{c}_s - p_{a,t}\bar{c}_a)^{-\zeta_t - 1}, & y \geqslant w_{H,t} \end{cases} \tag{14}$$

从式(14)不难看出,高、低技能家庭的收入分布都服从指数为ζ_t的帕累托分布,但分布的定义域存在差异。总体收入分布则是这两类技能家庭的联合分布。当$y \in [w_{L,t}, w_{H,t})$时,仅有低技能家庭;当$y \in [w_{H,t}, +\infty)$时,同时存在高技能家庭和低技能家庭。②定义q等收入分位点$y(q)$,即$q \equiv Pr(income \geqslant y(q))$。那么,可将两类家庭在总体收入分布的交汇点表示为$q_{0,t}$,同时参照郭凯明和罗敏(2021),用$\kappa_t \equiv \frac{w_{H,t}}{w_{L,t}}$表示技能溢价水平。③

2. 理论分析

本部分主要分析技术进步对收入分布和不平等的影响。根据式(14),总体收入分布是包含高、低技能家庭的联合分布。因此,本文首先分析技术进步对高、低技能群体内部和群体间收入分布的影响。在此基础上,本文进一步分析各类技术进步对总体收入分布的影响。最后,本文以基尼系数作为收入不平等的总量代理指标,补充分析了各类技术进步对基尼系数的影响。本文提出:

命题1(技术进步与群体内部的收入分布):群体内部收入分布可以用式(13)表示,其中,帕累托指数ζ_t可以衡量各群体内部收入分布的不平等程度。ζ_t越小,表示各群体的帕累托分布更加厚尾,收入不平等程度更加严重。将帕累托指数ζ_t对各类技术进步(表示为$TP_{i,t}$)求偏导,可得:

$$\frac{\partial \zeta_t}{\partial TP_{i,t}} = \underbrace{-\frac{\psi_t^y + 1}{\alpha_t^2}\frac{\partial \alpha_t}{\partial TP_{i,t}}}_{\text{资本收入份额渠道}} + \underbrace{\frac{1}{\alpha_t}\frac{\partial \psi_t^y}{\partial TP_{i,t}}}_{\text{禀赋效应渠道}} \tag{15}$$

其中,$TP_{i,t} \in \{\alpha_{i,t}, \lambda_{i,t}, A_{i,t}\}$,下同。并且$\psi_t^y \equiv \frac{p_{s,t}\bar{c}_s - p_{a,t}\bar{c}_a}{\sum_i p_{it} Y_{it}}$。从式(15)可知,各类技术进步对群体内部收入分布和不平等的影响取决于其对α_t和ψ_t^y的影响。根据Moll et al.(2022),如果技术进步

① 当经济处于稳态时,家庭有效财富实际相当于无限期收入流的贴现。

② 即低技能家庭的帕累托分布定义域为$[w_{L,t}, +\infty)$,高技能个体的帕累托分布定义域为$[w_{H,t}, +\infty)$。

③ 交汇点是指,当$q \geqslant q_{0,t}$时,只有低技能家庭;当$q < q_{0,t}$时,则有高、低技能两类家庭。

会导致资本收入份额α_t增大，那么利率上升，高、低技能家庭积累财富的速率加快，顶层群体收入和财富会进一步增加，顶层收入份额扩大，群体内部收入不平等和基尼系数增大。如果技术进步会降低ψ_t^y（即产业结构的收入效应越来越弱），那么家庭隐性禀赋收入（或效用函数非位似项）对收入分布的正向影响越来越弱，帕累托指数ζ_t减小，群体内部收入不平等程度上升。①反之，帕累托指数ζ_t增大，群体内部收入不平等程度下降。

综合以上分析，本文认为，各类技术进步通过资本收入份额渠道和禀赋效应渠道影响群体内部收入分布及不平等。如果技术进步导致资本收入份额α_t上升或ψ_t^y下降，那么群体内部收入分布会更加肥尾，内部收入不平等程度加深；反之，群体内部的收入分配会得到改善，群体内部不平等程度减小。本文提出：

命题2（技术进步与群体间的收入分布）：各类技术进步对群体间收入分布的影响主要体现为对高、低技能群体收入分布的交汇点$q_{0,t}$的影响。交汇点$q_{0,t}$减小，表明高技能群体处于总体收入分布的更顶端，高、低技能群体间收入分布的距离更大，二者的组间不平等程度提高。②将交汇点$q_{0,t}$分别对各类技术进步求偏导，可得：

$$\begin{aligned}\frac{\partial q_{0,t}}{\partial TP_{i,t}} = & \underbrace{\frac{L_t\left(\psi_t^y+1\right)}{\alpha_t^2}\Lambda_t^{-\zeta_t} ln\left(\Lambda_t\right)\frac{\partial \alpha_t}{\partial TP_{i,t}}}_{\text{资本收入份额渠道}} - \underbrace{\frac{\zeta_t L_t}{1+\psi_t^w}\Lambda_t^{-\zeta_t-1}\frac{\partial \kappa_t}{\partial TP_{i,t}}}_{\text{技能溢价渠道}} \\ & \underbrace{-\frac{L_t}{\alpha_t}\Lambda_t^{-\zeta_t}\ln\left(\Lambda_t\right)\frac{\partial \psi_t^y}{\partial TP_{i,t}} + \frac{\left(\kappa_t-1\right)\zeta_t L_t}{\left(1+\psi_t^w\right)^2}\Lambda_t^{-\zeta_t-1}\frac{\partial \psi_t^w}{\partial TP_{i,t}}}_{\text{禀赋效应渠道}}\end{aligned} \tag{16}$$

其中，$\Lambda_t \equiv \frac{\kappa_t+\psi_t^w}{1+\psi_t^w} > 1$，$\psi_t^w \equiv \frac{p_{s,t}\bar{c}_s - p_{a,t}\bar{c}_a}{w_{L,t}}$。式（16）表明，技术进步通过资本收入份额渠道、技能溢价渠道和禀赋效应渠道对群体间收入分布产生影响。如果技术进步导致资本收入份额增大，那么交汇点$q_{0,t}$增大。这是因为，资本收入份额增大意味着高、低技能群体的收入分布更加厚尾，因此，收入大于$w_{H,t}$的群体比例更大，表现为$q_{0,t}$增大。而如果技术进步增大技能溢价κ_t，那么高技能群体处于总体收入分布的更顶端，因此，交汇点$q_{0,t}$减小，高、低技能间的收入分布差距增大。禀赋效应的符号难以判断。如果技术进步降低ψ_t^w，那么交汇点$q_{0,t}$减小。③但如果技术进步降低ψ_t^y，那么各群体内部收入分布更加肥尾，交汇点$q_{0,t}$增大。禀赋效应的符号取决于两种影响的相对大小。

基于上述分析可得，各类技术进步通过资本收入份额、技能溢价和禀赋效应渠道影响群体间收入分布。如果某类技术进步增大资本收入份额或降低技能溢价，那么高、低技能群体的交汇点$q_{0,t}$增大，表现为群体间收入分布差距的缓和；反之$q_{0,t}$减小，表现为群体间收入分布差距的拉大。禀赋效应影响的符号不确定。本文提出：

① 家庭必需生存支出和家庭服务构成的隐性禀赋收入会影响家庭的消费储蓄决策，进而对收入分布产生影响。可以理解为所有人都获得了一笔只能用于消费的收入，那么所有人都会增加储蓄，从而使财富分布和收入分布更加平等。之所以分析技术进步会降低ψ_t^y，是因为如果技术进步推动经济增长，那么收入效应的影响会越来越弱，因此ψ_t^y减小。后文分析技术进步降低ψ_t^w的影响同理。

② 注意，这里$q_{0,t}$衡量的是到1的距离。如果$q_{0,t}$减小，表明高技能群体占据了总体收入分布更顶端的位置，因此群体间的不平等程度会加深。

③ ψ_t^w下降会导致$q_{0,t}$减小，是因为低技能群体相比高技能群体对隐性禀赋收入的反应更敏感，因此其减小对低技能群体的影响更大，高技能群体会处于分布的更顶端，表现为$q_{0,t}$减小。

命题3(技术进步与总体收入分布):根据式(14)可推导出洛伦兹曲线,当不存在隐性禀赋收入($\bar{c}_a = \bar{c}_s = 0$)时,洛伦兹曲线与各类技术进步满足如下关系:

$$\frac{\partial G_t(g)}{\partial TP_{i,t}} = \underbrace{\frac{\partial G_t(g)}{\partial \alpha_t}\frac{\partial \alpha_t}{\partial TP_{i,t}}}_{\text{资本收入份额渠道}} + \underbrace{\frac{\partial G_t(g)}{\partial \kappa_t}\frac{\partial \kappa_t}{\partial TP_{i,t}}}_{\text{技能溢价渠道}} \tag{17}$$

易证明$\frac{\partial G_t(g)}{\partial \alpha_t}$、$\frac{\partial G_t(g)}{\partial \kappa_t} < 0$。①式(17)表明,各类技术进步通过资本收入份额和技能溢价渠道影响总体收入分布。如果某类技术进步增大资本收入份额或技能溢价,会使洛伦兹曲线向内移动,导致洛伦兹曲线变得更凹,从而增大总体收入不平等程度。

结合已有文献(郭凯明和罗敏,2021;林淑君等,2022;张军等,2022)和上述理论分析,本文做出如下理论推断:①资本偏向性技术进步主要影响资本收入份额,因此,其主要通过群体内部的收入分布产生影响,作用模式呈现随收入上升影响单调递增的特点。劳动偏向性技术进步的影响与之相反。②技能偏向性技术进步的作用主要表现为其会增加技能溢价,因此,其主要影响群体间的收入分布,影响模式表现出降低中底层群体收入份额,增加中顶层收入份额,在交汇点附近影响迅速增加的特点。非技能偏向性技术进步的影响与之相反。③中性技术进步主要通过产业结构转型产生影响。如果其导致偏向资本(技能)的产业结构转型,那么资本收入份额(技能溢价)上升,其影响模式取决于产业结构转型的偏向性。本文提出:

命题4(基尼系数的分解):以基尼系数作为收入不平等的总量代理指标,参照Dagum(1998)和Alvaredo(2011),基尼系数可被分解为组内不平等和组间不平等,即:②

$$Gini_t = \underbrace{Gini_{H,t}H_t s_{H,t} + Gini_{L,t}L_t s_{L,t}}_{\text{组内不平等}} + \underbrace{Gini_{between,t}\left(H_t s_{L,t} + L_t s_{H,t}\right)}_{\text{组间不平等}}$$

其中,高技能群体内部基尼系数$Gini_{H,t} = \frac{\kappa_t + \psi_t^w}{\zeta_t \kappa_t + \psi_t^w}\frac{\zeta_t}{2\zeta_t - 1}$,低技能群体内部基尼系数$Gini_L = \frac{1 + \psi_t^w}{\zeta_t + \psi_t^w}\frac{\zeta_t}{2\zeta_t - 1}$。且高技能收入份额$s_{H,t} = \frac{\zeta_t H_t \kappa_t + H_t \psi_t^w}{\zeta_t\left(H_t\kappa_t + L_t\right) + \psi_t^w}$,低技能收入份额$s_{L,t} = \frac{\zeta_t L_t + L_t \psi_t^w}{\zeta_t\left(H_t\kappa_t + L_t\right) + \psi_t^w}$。

此外,组间基尼系数$Gini_{between,t} = \frac{\zeta_t\left[\frac{2\kappa_t + 2\psi_t^w}{2\zeta_t - 1}\left(\frac{1 + \psi_t^w}{\kappa_t + \psi_t^w}\right)^{\zeta_t} + \kappa_t - 1\right]}{\zeta_t\kappa_t + \zeta_t + 2\psi_t^w}$。

当不存在隐性禀赋收入($\bar{c}_a = \bar{c}_s = 0$)时,基尼系数可表示为:

$$Gini_t = \underbrace{\frac{1}{2\zeta_t - 1}\frac{H_t^2\kappa_t + L_t^2}{H_t\kappa_t + L_t}}_{\text{组内不平等}} + \underbrace{\frac{H_t L_t}{H_t\kappa_t + L_t}\left(\frac{2}{2\zeta_t - 1}\kappa_t^{1-\zeta_t} + \kappa_t - 1\right)}_{\text{组间不平等}} \tag{18}$$

并且,资本收入份额、技能溢价与基尼系数满足如下关系:资本收入份额增大,组内不平等上升;但技能溢价增大,组内不平等减小;资本收入份额和技能溢价增大,均会导致组间不平等上升;资本收入份额和技能溢价增大,均会导致基尼系数增大。③

由此,本文提出,各类技术进步通过资本收入份额和技能溢价渠道影响基尼系数。如果某类技

① 具体证明参见《中国工业经济》网站(ciejournal.ajcass.com)附件。当$g = 0$或1时,$G(g)$对二者的偏导等于0。

② 具体定义和推导过程参见《中国工业经济》网站(ciejournal.ajcass.com)附件。

③ 推导过程参见《中国工业经济》网站(ciejournal.ajcass.com)附件。

术进步增大资本收入份额，那么基尼系数的组内不平等和组间不平等成分会扩大，进而基尼系数增大。如果某类技术进步提高技能溢价，那么组内不平等成分会缩小，组间不平等成分扩大，但总体上基尼系数增大。

三、参数校准

这里主要展示文章的参数校准，并对比了基准模型模拟结果与现实数据，以此来验证模型的可靠性。

1. 数据来源

本文校准使用的数据来自国家统计局、历年《中国人口和就业统计年鉴》、张红霞等（2021）编制的投入产出表数据、CHIP个人和家庭调查数据、CFPS微观调查数据以及世界投入产出数据库（World Input-Output Database，WIOD）社会经济账户。[①]WIOD只提供了1995—2009年中国各技能工人行业层面的就业和收入数据。对于2010年及以后的数据，本文参照WIOD数据的构造方法，使用国家统计局公布的就业数据、《中国人口和就业统计年鉴》和CHIP个人调查数据来构造。[②]

对于三大产业的资本收入份额数据，本文使用WIOD1995—2008年的资本收入份额和基于投入产出表计算的2009—2018年的资本收入份额。三大产业的名义增加值和价格指数来自国家统计局公布的数据。本文将第二产业价格标准化为1，构造相应的第一产业和第三产业价格$\{p_{a,t}、p_{s,t}\}$。最后，本文使用CHIP和CFPS的家庭调查数据，计算了1995—2018年零资产人群的比例用于后续的参数校准。考虑到2010年以后CHIP数据调查年份较少的问题，本文补充使用CFPS的个人调查数据计算了三大产业高、低技能工人的工资收入比。基于两种数据库来源计算的技能溢价较为接近。[③]由于WIOD使用的是CHIP数据，为了保证数据来源的一致性，本文主要使用基于CHIP数据得到的结果。[④]

2. 校准

本文需要校准的参数共有25个，分别为8个偏好参数$\{\theta_a, \theta_m, \theta_s, \bar{c}_a, \bar{c}_s, \varepsilon, \sigma, \mathcal{P}\}$、9个时变技术参数$\{A_{at}, A_{mt}, A_{st}, \alpha_{at}, \alpha_{mt}, \alpha_{st}, \lambda_{at}, \lambda_{mt}, \lambda_{st}\}$、2个劳动供给参数$\{H_t, L_t\}$、劳动替代弹性$\gamma$、资产耗散冲击速率$\varrho$和4个劳动力流动摩擦因子$\{\xi_{at}^H, \xi_{at}^L, \xi_{st}^H, \xi_{st}^L\}$。本文首先估计效用跨期弹性$\sigma$、效用贴现率$\mathcal{P}$和资产耗散冲击速率$\varrho$。参考吴立元等（2023），设定消费替代弹性$\sigma = 2$。参考刘凤良等（2022），设定主观效用贴现率$\mathcal{P} = 2\%$。至于资产耗散冲击速率$\varrho$，本文通过锚准1995—2018年零资产人群的比例进行校准，得到$\varrho = 2.3\%$。[⑤]$\{\theta_a, \theta_m, \theta_s, \bar{c}_a, \bar{c}_s, \varepsilon\}$是有关期内消费决策的参数。根据于泽和吴珂（2024），设定$\varepsilon = 0.15$。参照Herrendorf et al.（2013），本文使用非线性广义最小二乘法对其余5个参数进行校准，如表1所示。

① WIOD包括27个欧盟国家和13个世界其他主要国家行业层面的就业、劳动报酬、资本存量、总产出和增加值等宏观总量数据。

② WIOD的数据构造方法，参见其技术手册《WIOD Socio-Economic Accounts（SEA）：Sources and Methods》。

③ 本文还展示了两种数据来源下三大产业高技能劳动收入占比的对比结果，参见《中国工业经济》网站（ciejournal.ajcass.com）附件。

④ 各类数据详细的构建方法参见《中国工业经济》网站（ciejournal.ajcass.com）附件。

⑤ 具体校准结果参见《中国工业经济》网站（ciejournal.ajcass.com）附件。

表 1　　参数校准

ε	θ_a	θ_m	θ_s	$\bar{c}_a$	$\bar{c}_s$
0.15	0.0418	0.5427	0.4155	−0.1476	0.0266

接着估计供给侧方面的各类参数。首先是关于高、低技能劳动替代弹性γ的校准,本文选定Buera et al.(2022)的取值,设定$\gamma = 1.42$。①至于各类技术的时变参数,本文选择锚准文章关键矩的方法进行校准。每期共有$\{A_{at}, A_{mt}, A_{st}, \alpha_{at}, \alpha_{mt}, \alpha_{st}, \lambda_{at}, \lambda_{mt}, \lambda_{st}\}$9个参数,本文选定各部门高技能劳动收入占总劳动收入的份额、资本收入份额和实际产出作为关键矩进行校准。②

校准的各期技术参数值见表2。结果表明,1995—2007年,第一产业发生了劳动、技能偏向性技术进步,第二、第三产业发生了资本、技能偏向性技术进步。2007—2018年,第一产业发生了资本、技能偏向性技术进步,第二、第三产业发生了劳动、技能偏向性技术进步。整体技术结构呈现先资本偏向性后劳动偏向性的特征,但技能偏向性技术进步始终存在。这一特征与已有文献结论基本一致(郑江淮和荆晶,2021;张军等,2022;柏培文和王亚文,2023)。

表 2　　校准的关键时间节点技术参数值

年份	A_{at}	A_{mt}	A_{st}	α_{at}	α_{mt}	α_{st}	λ_{at}	λ_{mt}	λ_{st}
1995	0.3367	0.4927	0.4743	0.2440	0.5303	0.5164	0.0187	0.0783	0.1847
2007	0.6582	0.5489	0.5523	0.1100	0.6206	0.5732	0.0387	0.1635	0.3814
2018	1.2297	1.0361	1.0360	0.2088	0.5763	0.4758	0.1033	0.2961	0.5460

在表现为资本偏向性技术进步的1995—2007年,正值中国加入世界贸易组织、快速融入全球化的时期,国内技术进步主要依靠进口发达国家资本密集型生产设备引进其先进技术,整体技术进步表现出明显的资本偏向性特征(郑江淮和荆晶,2021;张军等,2022)。2007年之后,伴随着国际金融危机的爆发和新贸易保护主义的影响,发达国家技术壁垒大幅提升,技术引进成本显著增加(张军等,2022)。同时,国内与发达国家技术差距缩小,自主技术研发逐渐成为技术进步的主要来源(郑江淮和荆晶,2021)。二者推动中国利用相对更为充裕的劳动力资源,提高劳动边际产出,使得2007—2018年表现为劳动偏向性的技术进步。而无论是引进发达国家先进技术,还是国内自主技术研发,前沿技术的发展均会对高技能劳动力提出更多的需求(董直庆等,2013)。因此,整个阶段都存在技能偏向性的技术进步。

最后是高低劳动力供给参数$\{H_t, L_t\}$和劳动力流动摩擦因子$\{\xi^H_{a,t}, \xi^L_{a,t}, \xi^H_{s,t}, \xi^L_{s,t}\}$。由于本文将高、低劳动力数量之和标准化为1,因此,高技能劳动力比例即为H_t,低技能劳动力比例即为L_t。参照郭凯明和罗敏(2021),先计算各产业高、低技能劳动工资,再代入式(5),即可求得劳动力流动摩擦因子。

① 根据邓明(2017)对各产业高、低技能的替代弹性的核算,中国各行业替代弹性的取值范围为[1.250, 1.889]。本文进一步根据替代弹性的上下界做了相关稳健性检验,参见《中国工业经济》网站(ciejournal.ajcass.com)附件。

② 具体校准方法参见《中国工业经济》网站(ciejournal.ajcass.com)附件。

3. 基准模型拟合结果

本部分主要检验基准模型对现实的拟合程度，以此判断模型是否可靠。表3展示了1995年、2007年、2018年基准模型模拟结果与现实数据的对比情况。[①]结果表明，基准模型对各产业份额、资本收入份额和技能溢价的拟合值与现实值接近，展现出良好的拟合效果。虽然模型计算出的基尼系数要比真实数据低0.13—0.19，但是较好地捕捉了中国总体收入不平等水平的变化趋势：1995—2007年WID的基尼系数上升0.0846，基准模型拟合的结果为0.0863，两者的变化值相近；2007—2018年WID的基尼系数基本保持不变，仅下降0.0028，基准模型拟合的结果下降0.0311。[②]出于模型简洁性的考量，本文简化了对现实某些方面（如资产收益率差距、家庭劳动人口差异）的刻画，因此，模型低估了基尼系数。这个缺陷是可以接受的，相关主流文献也存在类似低估的问题（刘凤良等，2022；Moll et al.，2022）。

表3　　基准模型拟合结果与现实数据对比

	第一产业份额	第二产业份额	第三产业份额	资本收入份额	技能溢价	基尼系数
1995年现实数据	0.1960	0.4675	0.3365	0.4695	1.7896	0.4774
1995年模型数据	0.2009	0.4693	0.3297	0.4682	1.7727	0.3170
2007年现实数据	0.1025	0.4688	0.4287	0.5480	2.5127	0.5620
2007年模型数据	0.1029	0.4657	0.4314	0.5476	2.5197	0.4033
2018年现实数据	0.0704	0.3969	0.5327	0.4969	2.0858	0.5592
2018年模型数据	0.0725	0.4145	0.5131	0.4981	2.0430	0.3722

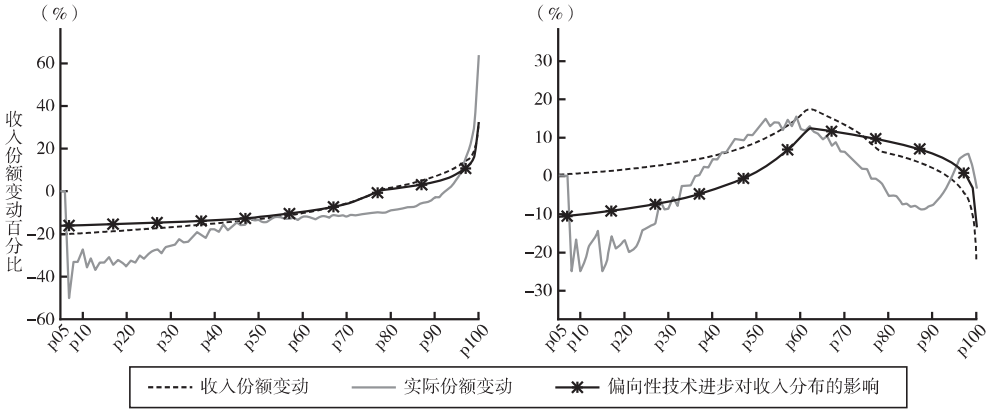
资料来源：根据国家统计局、张红霞等（2021）编制的投入产出表和WID的数据整理。

图2展示了本文对两个阶段各群体收入份额变化的拟合结果，虚线表示模型拟合的各群体收入份额变化，实线表示WID数据统计的各群体收入份额的变化。从图2可以看出，本文模型较好地捕捉到1995—2018年收入份额的变动趋势。1995—2007年模型结果和现实数据都表现为底层收入份额下降、顶层收入份额上升，并且收入份额变动随着收入增加呈现单调递增的变化趋势。2007—2018年模型则很好地捕捉到了收入份额变动随着收入先上升后下降的变化趋势，特别是对于中层收入群体的拟合效果较好。[③]如图1所示，2007—2018年中等收入群体收入份额的上升是这个阶段基尼系数下行的主要动力，模型拟合的基尼系数下降0.0311。

① 本文将1995年、2007年和2018年作为三个稳态时间点比较时间段内偏向性技术变动对于收入分布的影响，稳态分析的方式在产业结构转型研究领域较为常见，如Ngai and Petrongolo（2017）、郭凯明和罗敏（2021）、Buera et al.（2022）。考虑到本文的时点之间的年限均超过10年，将其视为稳态是合理的。

② 较世界收入不平等标准数据库（Standardized World Income Inequality Database，SWIID）的基尼系数低0.05—0.12。1995—2007年SWIID基尼系数上升0.079，同模型拟合值接近。2007—2018年SWIID基尼系数上升0.023。

③ 本文模型对于2007—2018年底层收入份额变动水平下降程度的低估一方面来自忽略了个体特征，另一方面来自忽略了个体面对宏观金融风险冲击的异质性。本文对于收入分布变动的刻画未充分考虑微观人口特征，即个体的家庭背景、出生地、性别以及种族等。一些文献指出，机会不平等对低收入特征人群的影响更大，且越来越难以克服（杨碧云等，2024）；相较于中高收入群体，2008年的国际金融危机对于底层群体来说冲击更为严重（朱玲和金成武，2009）。这两个因素造成的底层群体收入份额的下滑并没有被本文刻画，导致了模型高估了底层群体的收入份额的变动。



(a) 1995—2007年收入份额变动　　(b) 2007—2018年收入份额变动

图2　1995—2018年收入分布各群体收入份额变动拟合

四、数值模拟

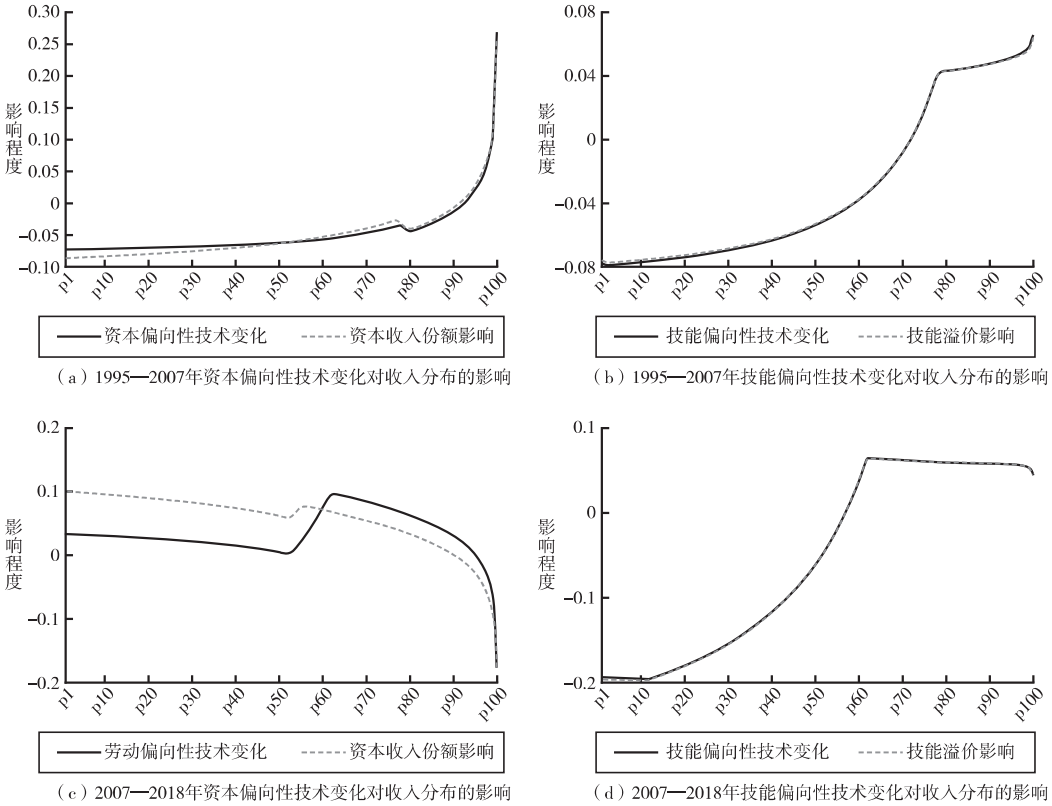
本部分聚焦中国收入分布的阶段性演变,主要研究以下四个问题:一是单纯偏向性技术的变化是否可以很好地刻画两个阶段收入分布的演变特征?二是其影响模式呈现什么样的特点?三是以基尼系数作为不平等的总量代理指标,各类偏向性技术进步对基尼系数有什么影响?四是其他因素如高技能劳动相对供给增加和中性技术进步会发挥什么作用?为此,本文使用反事实模拟的方法进行量化分析。反事实操作参照郭凯明和罗敏(2021)、Buera et al.(2022),比较基准模型结果与关闭某类作用机制结果,用二者之差反映该类作用机制的影响。

1. 偏向性技术进步对收入分布的影响

从图2(a)可以看出,偏向性技术进步可以很好地解释1995—2007年中国收入分布的演变特征:中、底层群体的收入份额转移至顶层群体,且各群体的收入份额变化随收入上升逐渐由负转正。图2(b)的拟合效果欠佳,但是也捕捉到2007—2018年中国收入分布演变的关键特征:底层群体收入份额下降而中层群体收入份额上升,中层群体成为该阶段最大的获益者。

图2表明偏向性技术进步在中国收入分布的演变过程中(尤其是1995—2007年)发挥着重要的作用。为了加深对各类偏向性技术进步作用机制的理解,本文进一步分解了偏向性技术进步及中间渠道对收入分布的影响,结果如图3。图3(a)、(b)表明,1995—2007年中国收入分布的变化主要受资本偏向性技术进步的影响,而技能偏向性技术进步进一步降低了底层收入份额并增加了顶层收入份额。图3(c)、(d)表明,2007—2018年中国收入分布的演变由技能偏向性技术进步主导,其降低了底层收入份额,并且增加了中、高层收入份额。劳动偏向性技术进步减轻了技能偏向性技术进步对底层和顶层的影响。上述结果表明,偏向性技术进步对于中国收入分布的演变发挥着极其重要的作用。

从影响机制看,资本—劳动偏向性技术进步对收入分布的影响与资本收入份额渠道的影响一致,整体呈现单调变化的特点。而技能偏向性技术进步的影响与技能溢价渠道一致,表现为在中层迅速上升,在顶层变化不明显。结合反事实分析,之所以这样是因为资本—劳动



（a）1995—2007年资本偏向性技术变化对收入分布的影响

（b）1995—2007年技能偏向性技术变化对收入分布的影响

（c）2007—2018年资本偏向性技术变化对收入分布的影响

（d）2007—2018年技能偏向性技术变化对收入分布的影响

图3　偏向性技术进步对收入分布的影响

偏向性技术进步主要影响资本收入份额，对技能溢价的影响较低。[①]而技能偏向性技术进步主要影响技能溢价，对资本收入份额影响较小。因此，资本—劳动偏向性技术进步主要通过资本收入份额渠道影响收入分布，而技能偏向性技术进步主要通过技能溢价渠道影响收入分布。

2. 偏向性技术进步对基尼系数的影响

以基尼系数作为收入不平等程度的总量代理指标进一步分析，表4展示了偏向性技术进步对基尼系数的影响。结果表明，1995—2007年基准模型拟合的基尼系数上升0.0863，同两个数据库的变化值相近。2007—2018年基准模型拟合的基尼系数下降0.0311，拟合效果相对较差。控制两类偏向性技术进步后，1995—2007年中国基尼系数的增加值仅为0.0459、0.0543，2007—2018年变化值分别为−0.0109和−0.0794。上述结果表明，第一个阶段资本偏向性技术进步和技能偏向性技术进步对中国收入不平等的上升发挥着重要影响，分别可以解释46.82%和37.04%的基尼系数变化。第二个阶段劳动偏向性技术进步缓解了收入不平等，但技能偏向性技术进步使收入不平等上升，且影响占据主导地位。劳动、技能偏向性技术进步分别可以解释64.92%和−155.39%的基尼系数变化。

① 本文还对偏向性技术进步的影响进行了其他数值模拟。反事实分析和其他数值模拟结果参见《中国工业经济》网站（ciejournal.ajcass.com）附件。

表4　偏向性技术进步对基尼系数的影响

	时间	SWIID数据	WID数据	基准模型	控制资本—劳动偏向性技术	控制技能—非技能偏向性技术
基尼系数变化值	1995—2007	0.079	0.0846	0.0863	0.0459 (46.82)	0.0543 (37.04)
	2007—2018	0.023	−0.0028	−0.0311	−0.0109 (64.92)	−0.0794 (−155.39)

注:括号里表示各类效应对总效应的贡献率,单位为%。下表同。

令 $Gini_t$ 表示基准模型计算的基尼系数,$Gini'_t$ 表示进行反事实操作的基尼系数。组内不平等简化表示为 $G_{within}(t)$,组间不平等简化表示为 $G_{bewteen}(t)$。那么,某类技术导致的基尼系数变化可以分解为:

$$\Delta Gini_t = Gini_t - Gini'_t = \underbrace{G_{within}(t) - G'_{within}(t)}_{\text{组内不平等变化}} + \underbrace{G_{bewteen}(t) - G'_{bewteen}(t)}_{\text{组间不平等变化}} \tag{19}$$

根据式(19),本文按组内不平等变化和组间不平等变化分解偏向性技术进步对基尼系数的影响,结果如表5。①从表中可知,资本—劳动偏向性技术进步主要通过组内不平等对收入不平等产生影响,技能偏向性技术进步主要通过组间不平等发挥作用。这是因为资本—劳动偏向性技术进步主要通过资本收入份额影响高、低技能的帕累托分布指数,从而影响高、低技能群体内部的基尼系数。而技能偏向性技术进步主要通过技能溢价影响高、低技能群体在总体收入分布的交汇点,这主要表现为基尼系数的组间不平等,因此技能偏向性技术进步主要通过组间不平等产生影响。

表5　偏向性技术进步影响分解

时间	指标	总影响	组内不平等变化	组间不平等变化
1995—2007	资本偏向性技术进步	0.0404	0.0326 (80.76)	0.0078 (19.24)
	技能偏向性技术进步	0.0320	−0.0279 (−87.23)	0.0598 (187.23)
2007—2018	劳动偏向性技术进步	−0.0202	−0.0319 (157.75)	0.0117 (−57.75)
	技能偏向性技术进步	0.0483	−0.0261 (−53.93)	0.0744 (153.93)

注:括号外的数字表示各类效应可以解释的基尼系数的变化值。

3. 高技能劳动相对供给增加和中性技术进步的影响

已有文献表明,高技能劳动相对供给增加和中性技术进步都会对收入分配产生影响(郭凯明和罗敏,2021;Buera et al.,2022)。因此,本文进一步分析了高技能劳动相对供给增加和中性技术进步的影响。②数值模拟结果表明,1995—2018年高技能相对供给增加通过提升中、底层群体的收入份额,降低顶层群体的收入份额,有效缓解了中国的收入不平等。并且,2007—2018年高技能相对供给增加的影响显著高于1995—2007年,这是导致该阶段中层群体收入份额上升的重要原因。中性

① 表5各类偏向性技术进步的总影响等于表4基准模型和反事实结果之差,如0.0404=0.0863−0.0459。

② 模拟结果参见《中国工业经济》网站(ciejournal.ajcass.com)附件。

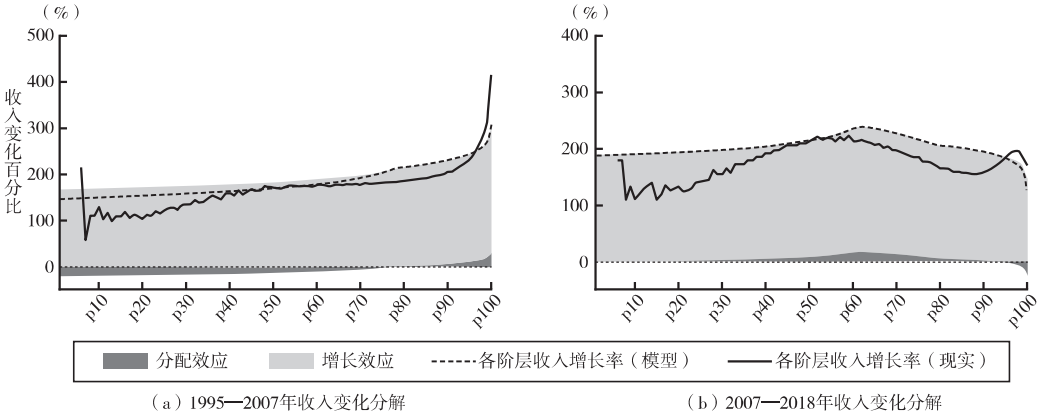
技术进步的影响表现出阶段性差异：1995—2007年中性技术进步会进一步加深中国的收入不平等状况，降低（增加）底层（顶层）群体的收入份额，并且影响随群体收入增加而增大。2007—2018年中性技术进步对收入分布的影响较小。

五、拓展分析

本质上讲，各类技术进步会改变生产结构和各类生产要素的利用效率，进而影响经济增长。因此，技术进步不仅对收入分配产生影响，还对经济增长产生影响。上述分析已经阐明了技术进步对收入分配的影响，但如果同时考虑其对经济增长的影响，那么技术进步对底层人群收入的影响则存在增长和分配的权衡。定义 $Y_t(q)$、$\hat{S}_t(q)$ 分别表示 t 期 q 等分位点群体的收入和收入份额，参照式（20）可将收入分布各群体收入的变动分解为分配效应和增长效应，如图4所示。

$$\frac{Y_T(q)-Y_0(q)}{Y_0(q)}=\underbrace{\frac{\hat{S}_T(q)-\hat{S}_0(q)}{\hat{S}_0(q)}}_{\text{分配效应}}+\underbrace{\frac{\hat{S}_T(q)}{\hat{S}_0(q)}\frac{Y_T-Y_0}{Y_0}}_{\text{增长效应}} \tag{20}$$

从图4看，各收入分位群体收入的增长几乎都来自经济增长效应，这是符合现实的。根据国家统计局数据，1995—2007年、2007—2018年中国劳动人均名义GDP分别增长297.90%、238.29%，劳动人均实际GDP增长179.07%、134.31%。本文认为，1995—2018年中国经济的高速增长使底层收入群体的收入也得以提升。总体看，底层50%群体的收入在两个阶段分别增长157.27%、198.66%，其中，增长效应分别为174.34%、195.39%，分配效应为-17.06%、3.28%，增长效应是分配效应的10倍以上。①



（a）1995—2007年收入变化分解　　（b）2007—2018年收入变化分解

图4　各收入分位群体收入变动分解

另外，1995—2007年顶层收入群体在中国经济的高速增长中获取了更多的利益（前1%的收入增长是底层50%群体收入增长的1.97倍）。这一时期中国经济的高速增长掩盖了底层收入群体收入分布地位的下降，遮蔽了收入分配格局的失衡。这种增长实质上是非均衡的增长：物质资本和人力资本高速增长，但底层群体的生活并没有在经济增长中得到显著改善（周明海等，2010）。但

① 现实数据两个阶段底层群体的收入增长分别为142.42%、173.57%。

2007—2018年,中层收入群体反而是中国经济高速增长最大的获益方,p50—p80群体的收入增长是底层50%群体收入增长的1.13倍。相比于1995—2007年,2007—2018年中国的收入分配格局有显著改善。

本文通过同样的分解方式分解了技术进步对各群体收入的影响。[①]分解结果表明,偏向性技术进步的分配效应与增长效应的对比并没有表现得像图4那样悬殊,对于底层群体而言,分配效应的影响明显加强。底层50%群体增长效应与分配效应的比值下降到5.13倍以下,并且技能偏向性技术进步的比值更是小于0.79。因此,当推动经济增长的技术进步越来越表现出资本或技能偏向特征时(尤其是技能偏向性),那么经济增长会以底层在收入分布地位的加速下降为代价,这种经济增长模式将进一步呈现出明显的非均衡增长的特点。

六、结论与政策启示

为了更好地解释中国收入分布和不平等的演变,本文从偏向性技术进步的视角出发,搭建了一个包含异质性个体的多部门一般均衡模型,并基于此定量评估了各类偏向性技术进步对中国收入分布和不平等的影响及其作用机制。理论分析和数值模拟结果表明:①各类偏向性技术进步对收入分布的影响机制和模式存在明显差异。其中,资本—劳动偏向性技术进步主要通过资本收入份额渠道产生影响,对各群体收入份额的影响总体表现为单调变化的特点。技能偏向性技术进步主要通过技能溢价渠道产生影响,影响在中层迅速上升,在顶层变化不明显。②偏向性技术进步能够较好地解释中国收入分布的演变特征。其中,1995—2007年资本、技能偏向性技术进步共同导致了中、底层收入份额转移至顶层。2007—2018年,技能偏向性技术进步导致底层收入份额转移至中顶层,而劳动偏向性技术进步削弱了前者对底层和顶层的影响。二者共同作用,导致底层收入份额转移至中层。③资本—劳动偏向性技术进步主要通过组内不平等影响基尼系数,而技能偏向性技术进步主要通过组间不平等产生影响。1995—2007年,资本和技能偏向性技术进步提高了基尼系数;2007—2018年,技能偏向性技术进步提高了基尼系数,而劳动偏向性技术进步降低了基尼系数。④高技能劳动相对供给的增加显著改善了中国的收入分配格局,是2007—2018年中层群体收入份额增加的重要原因。⑤1995—2007年,中国经济的高速增长掩盖了收入分配模式的失衡,这种增长本质上是非均衡的;2007—2018年,中层收入群体反而获取了最多的增长红利。

基于研究结论,为实现在高质量发展中促进共同富裕,协调经济增长和收入分配结构的内在矛盾,本文提出如下政策启示:

(1)从技术进步、要素投入和制度设计等多角度出发,持续推进劳动偏向性技术变革,不断提高劳动收入份额,保障底层群体也能切实享受到“经济增长红利”。本文研究表明,劳动偏向性技术进步会提高劳动收入份额,改善收入分配格局和底层收入人群状况。因此,要在高质量发展中推进共同富裕,就必须重视劳动要素在经济生产活动中的重要性,持续推进劳动偏向性的技术变革,扩大劳动报酬在初次分配中的占比。而在促进人工智能、自动化等明显带有资本偏向特征的技术研发和使用时,需要慎重考虑其对收入分配造成的负面影响。例如,在鼓励企业进行相应技术研发的基础上,通过机制设计保护并提升劳动所得,适当加大再分配力度,优化要素间的分配机制。

① 分解结果和详细的经济学解释参见《中国工业经济》网站(ciejournal.ajcass.com)附件。

(2)充分发挥好就业保障功能,加大专业技能教育培训力度,稳步提高总体劳动力的技能水平。本文研究发现,技能偏向性技术进步会增大高技能劳动力与低技能劳动力之间的工资收入差距,拉大劳动收入分配差距,提高收入不平等程度。相比于资本偏向性技术进步,技能偏向性技术进步的分配效应更加明显。高技能劳动供给增加能够有效抑制技能溢价的上升从而改善收入不平等。近年来,以数智技术为代表,带有明显技能偏向特征的技术快速发展,对劳动力提出了更高的要求。政府应考虑这类技术的负面影响,充分发挥就业保障作用,密切关注低技能个体在技术更迭期间的就业状态,加大就业培训的力度,提高总体技能水平,优化劳动力结构,缩小劳动收入差距。

(3)随着中国步入高质量发展阶段,在利用新兴技术推动经济增长时,需要警惕技术偏向性质的分配效应影响,适当加大收入再分配调节力度、优化分配机制,通过多维度的政策设计协调好增长与分配的关系,形成政策一致性。一方面,中国经济增速逐渐放缓,增长效应逐渐减弱。另一方面,目前的前沿技术普遍具有明显的偏向性特征,如广泛使用的机器人技术、人工智能技术、大语言模型和数字经济等。这些技术容易导致资本替代人类劳动、高技能劳动替代低技能劳动,进而使得分配效应的影响凸显。技术的增长效应逐渐减弱,而分配效应逐渐增强,底层收入个体将切实感受到自身收入增长的放缓以及其收入分布地位的明显下降,经济增长的非均衡性质会进一步凸显。这会给中国在高质量发展中实现共同富裕带来较大挑战。因此,在新发展阶段要注重技术研发使用和政策设计的有机结合,推进生产力功能系统的协调全面发展。可通过二次分配和三次分配等调节手段,在充分发挥技术推动经济增长作用的同时,尽可能减小技术偏向性的分配效应影响。

〔参考文献〕

〔1〕柏培文,王亚文.中国细分行业技能资本替代弹性与技术偏向性[J].经济研究,2023,(3):135-153.

〔2〕陈勇,柏喆.技能偏向型技术进步、劳动者集聚效应与地区工资差距扩大[J].中国工业经济,2018,(9):79-97.

〔3〕陈彦斌,林晨,陈小亮.人工智能、老龄化与经济增长[J].经济研究,2019,(7):47-63.

〔4〕邓明.基于嵌套CES生产函数的多要素Morishima替代弹性估计[J].数量经济技术经济研究,2017,(7):145-161.

〔5〕董直庆,王芳玲,高庆昆.技能溢价源于技术进步偏向性吗[J].统计研究,2013,(6):37-44.

〔6〕樊增增,邹薇.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[J].中国工业经济,2021,(10):59-77.

〔7〕郭凯明,罗敏.有偏技术进步、产业结构转型与工资收入差距[J].中国工业经济,2021,(3):24-41.

〔8〕何小钢,朱国悦,冯大威.工业机器人应用与劳动收入份额——来自中国工业企业的证据[J].中国工业经济,2023,(4):98-116.

〔9〕李建伟.居民收入分布与经济增长周期的内生机制[J].经济研究,2015,(1):111-123.

〔10〕林淑君,郭凯明,龚六堂.产业结构调整、要素收入分配与共同富裕[J].经济研究,2022,(7):84-100.

〔11〕刘凤良,吴孟非,徐少锋.人工智能的财富分配效应研究[J].经济理论与经济管理,2022,(6):64-78.

〔12〕阮敬,王继田.收入分布尾部参数表示与不平等估计——共同富裕进程中合理调节过高收入的依据[J].统计研究,2023,(4):46-59.

〔13〕孙巍,冯星,徐彬.异质性视角下中国农村居民减贫效应研究——基于FGT贫困指数的分解新方法[J].统计研究,2020,(9):44-55.

〔14〕唐高洁,闫东艺,冯帅章.走向共同富裕:再分配政策对收入分布的影响分析[J].经济研究,2023,(3):23-39.

〔15〕王艳明,许启发,徐金菊.中等收入人口规模统计测度新方法及应用[J].统计研究,2014,(10):9-15.
〔16〕魏杰,谭伟.我国收入分配不公的内涵和现状[J].财政研究,2006,(1):27-30.
〔17〕吴立元,王忏,傅春杨,龚六堂.人工智能、就业与货币政策目标[J].经济研究,2023,(1):56-72.
〔18〕吴万宗,刘玉博,徐琳.产业结构变迁与收入不平等——来自中国的微观证据[J].管理世界,2018,(2):22-33.
〔19〕薛熠,王韡,徐朝阳.构建扩大内需的长效机制:收入不平等及其宏观经济效应[J].经济研究,2023,(7):52-68.
〔20〕杨碧云,梁子昊,易行健,李家山.机会不平等影响居民消费的机制与效应——基于CFPS数据的经验研究[J].南开经济研究,2024,(3):20-40.
〔21〕于泽,吴珂.中国居民消费结构转型驱动力:收入效应还是相对价格效应[J].经济理论与经济管理,2024,(2):31-48.
〔22〕于泽,章潇萌,刘凤良.我国产业结构变迁与劳动收入占比的演化[J].中国人民大学学报,2015,(4):80-91.
〔23〕岳希明,蔡萌.垄断行业高收入不合理程度研究[J].中国工业经济,2015,(5):5-17.
〔24〕张红霞,夏明,苏汝劼,林晨.中国时间序列投入产出表的编制:1981—2018[J].统计研究,2021,(11):3-23.
〔25〕张军,张席斌,张丽娜.中国劳动报酬份额变化的动态一般均衡分析[J].经济研究,2022,(7):26-44.
〔26〕郑江淮,荆晶.技术差距与中国工业技术进步方向的变迁[J].经济研究,2021,(7):24-40.
〔27〕周明海,肖文,姚先国.中国经济非均衡增长和国民收入分配失衡[J].中国工业经济,2010,(6):35-45.
〔28〕朱玲,金成武.中国居民收入分配格局与金融危机应对[J].管理世界,2009,(3):63-71.
〔29〕Acemoglu, D., and P. Restrepo. The Race between Man and Machine: Implications of Technology for Growth, Factor Shares, and Employment[J]. American Economic Review, 2018, 108(6): 1488-1542.
〔30〕Alvaredo, F. A Note on the Relationship between Top Income Shares and the Gini Coefficient[J]. Economics Letters, 2011, 110(3): 274-277.
〔31〕Buera, F. J., and J. P. Kaboski. The Rise of the Service Economy[J]. American Economic Review, 2012, 102(6): 2540-2569.
〔32〕Buera, F. J., J. P. Kaboski, R. Rogerson, and J. I. Vizcaino. Skill-biased Structural Change[J]. Review of Economic Studies, 2022, 89(2): 592-625.
〔33〕Dagum, C. A New Approach to the Decomposition of the Gini Income Inequality Ratio[A]. Slottje, D. J., and B. Raj. Income Inequality, Poverty, and Economic Welfare [C]. Heidelberg: Physica-Verlag HD, 1998.
〔34〕Growiec, J., P. McAdam, and J. Muck. Endogenous Labor Share Cycles: Theory and Evidence[J]. Journal of Economic Dynamics and Control, 2018, 87: 74-93.
〔35〕Herrendorf, B., R. Rogerson, and A. Valentinyi. Two Perspectives on Preferences and Structural Transformation[J]. American Economic Review, 2013, 103(7): 2752-2789.
〔36〕Hesse, J. O. Fact or Fiction? Complexities of Economic Inequality in Twentieth Century Germany[A]. Hudson P., and K. Tribe. The Contradictions of Capital in the Twenty-first Century[C]. UK: Agenda Publishing Limited, 2016.
〔37〕Jenkins, S. P. Distributionally-sensitive Inequality Indices and the GB2 Income Distribution[J]. Review of Income and Wealth, 2009, 55(2): 392-398.
〔38〕Kongsamut, P., S. Rebelo, and D. Xie. Beyond Balanced Growth[J]. Review of Economic Studies, 2001, 68(4): 869-882.
〔39〕Moll, B., L. Rachel, and P. Restrepo. Uneven Growth: Automation's Impact on Income and Wealth Inequality[J]. Econometrica, 2022, 90(6): 2645-2683.
〔40〕Ngai, L. R., and B. Petrongolo. Gender Gaps and the Rise of the Service Economy[J]. American Economic Journal: Macroeconomics, 2017, 9(4): 1-44.
〔41〕Piketty, T. Capital in the Twenty-first Century[M]. Cambridge: Harvard University Press, 2014.

The Impact of Biased Technological Progress on Income Distribution in China from a Multi-Sector Perspective

XU Shao-feng, LAN Sen, ZHANG Zi-yang, YU Ze

(School of Economics, Renmin University of China)

Abstract: This paper documents that between 1995 and 2018 the evolution of income distribution in China exhibits an interesting phased pattern. For 1995–2007, shares of income held by high-income households increased at the expense of their low- and middle-income counterparts. By contrast, for 2007–2019, changes in the income distribution were largely characterized by a shift in shares from the left to the middle. Existing measures for income inequality in China have been primarily based on aggregate statistics, such as the Gini coefficient, but they are far from sufficient for gaining insight into the inequality dynamics. The current paper fills part of this gap by addressing the following set of questions. What factors account for the observed fluctuations in China's income distribution? What are their operating channels? How do they affect different income groups?

This study highlights one plausible factor by focusing on the role of industry-specific biased technological progress (BTP). To this end, a multi-sector heterogeneous-agent general equilibrium model is developed to evaluate qualitatively and quantitatively the distributional implications of BTP. The takeaways are threefold. First, there is a notable heterogeneity in the way different types of BTP shape the income distribution. Second, the parameterized model well reproduces the observed phased changes in China's income distribution. More precisely, from 1995 to 2007, capital- and skill-biased technological progress jointly drove the observed income concentration. In comparison, from 2007 to 2018, skill-biased technological progress shifted income shares from the bottom to the middle and top, but the distributional consequences were partly offset by labor-biased technological progress. Third, an explicit exercise is proposed to decompose the growth of household income into components driven by aggregate expansion and distributional shift, respectively. It shows that from 1995 to 2007 household income increased significantly thanks to the rapid economic expansion, but the growth is uneven with households from the top of the income spectrum being the primary beneficiaries. Income inequality improved during the period 2007–2018, with the middle group benefiting the most from growth.

The results suggest that as China enters the new normal of economic development, it is crucial to remain vigilant about the associated distributional ramifications when leveraging emerging technologies to drive growth. Policymakers need to carefully balance the relationship between growth and inequality, and constantly optimize distribution mechanisms. This paper enriches the existing literature by quantifying the contribution of BTP to the evolution of income distribution in China, and provides policy lessons for achieving common prosperity.

Keywords: income distribution; biased technological progress; share of capital income; skill premium; Gini coefficient

JEL Classification: E24 E25 O15

〔责任编辑:李鹏〕