

# 共同富裕视角下经济金融化的收入分配效应及对策研究

安强身,牛岩

(济南大学 商学院,山东 济南 250002)

**摘要:**优化收入分配秩序与财富积累机制是实现中国式现代化和共同富裕的本质要求,明晰经济金融化对收入分配的效应成为科学制定相关政策的重要凭依。利用2013—2020年省级面板和2002—2020年时间序列数据,构建固定效应动态面板模型、中介效应模型和SVAR模型,实证分析经济金融化对收入分配的影响及作用路径。研究认为:从总体上看,经济金融化整体上会拉大居民的收入分配差距,不利于推进共同富裕,并且收入分配的动态变化表现出一定惯性;渠道检验结果显示,经济金融化可以通过促进产业结构的升级影响居民收入分配;城镇和农村内部的异质性检验显示,经济金融化会导致收入分配不均,且这一现象在城镇内部更为明显。研究表明,促进财富积累与收入分配制度完善,需要创新和协调相关金融制度与政策,避免经济金融化导致的收入分配不均。

**关键词:**经济金融化;收入分配;共同富裕;产业结构升级

中图分类号:F832; F124.7 文献标志码:A 文章编号:1671-6248(2023)05-0001-14

## Research on the income distribution effect and countermeasures of economic financialization from the perspective of common prosperity

AN Qiangshen, NIU Yan

(School of Business, Jinan University, Jinan 250002, Shandong, China)

收稿日期:2023-06-05

基金项目:国家社会科学基金重大项目(22&ZD117);国家社会科学基金重点项目(21AZD114)

作者简介:安强身(1972-),男,山东新泰人,教授,经济学博士。

**Abstract:** The quest for Chinese-style modernization and common prosperity necessitates the optimization of income distribution frameworks and mechanisms for wealth accumulation. Understanding the impact of economic financialization on income distribution has emerged as a crucial foundation for crafting informed policies. Using data from the provincial panel spanning 2013 to 2020 and a time series from 2002 to 2020, and by constructing a fixed effect dynamic panel model, an intermediary effect model, and an SVAR model, the study empirically examines the impact and working mechanism of economic financialization on income distribution. The study asserts that economic financialization, on the whole, widens the income disparity among residents, posing a challenge to the promotion of common prosperity. Moreover, shifts in income distribution exhibit a degree of inertia over time. Furthermore, the results of channel testing indicate that economic financialization drives the upgrade of industrial structures, thereby impacting the income distribution of residents. Additionally, the heterogeneity test conducted within urban and rural areas illustrates that economic financialization contributes to uneven income distribution, notably more pronounced within cities and towns. Consequently, the research underscores the necessity of innovating and coordinating relevant financial systems and policies to foster wealth accumulation and improve the income distribution system in order to counteract the uneven income distribution stemming from economic financialization.

**Key words:** economic financialization; income distribution; common prosperity; upgrade of industrial structure

党的二十大报告提到,中国式现代化是全体人民共同富裕的现代化。实现机会公平,规范收入分配秩序与财富积累机制,促进收入平等是实现共同富裕目标的重要支撑。考察中国 40 余年的改革开放历程,收入分配差距作为经济增长的产物,影响了消费对经济增长的拉动作用<sup>[1-2]</sup>。由此,深入研究和发掘居民收入分配不均现象的原因,进而在政策层面加以调整便显得重要且必要。在这其中,我们注意到,几乎与中国改革开放相伴相随的经济金融化,在与收入分配相关的已有研究中受到的关注却颇显不足。

自 20 世纪 80 年代以来,世界各国经济

均呈现典型的经济金融化趋势,随着金融向经济领域的逐步渗透,金融部门产出占比与非金融企业金融投资占比日趋上升,虚拟经济不断膨胀,资本积累重心从生产领域逐步转移到金融领域。从中国情况看,国家统计局公开数据显示,衡量金融化水平的主要指标——金融相关比率(金融行业资产/GDP)从 2001 年的 4.69% 攀升至 2020 年的 8.27%,这表明近年中国经济金融化趋势明显。经济金融化可以在一定程度上加快资金流通及转换速度,有效缓解金融错配现象,使融资主体更高效、便利地获取金融资源<sup>[3-4]</sup>,但过度的经济金融化会对消费信贷进行挤压,从而削

弱资本循环周转,也会抑制企业的创新动力和实物资本投资水平,损害实体企业的主业业绩,进而挤出实体经济的投资,弱化货币政策对实体经济的提振作用<sup>[5-9]</sup>。那么,经济金融化和居民收入分配间的关系究竟如何?厘清经济金融发展对收入分配秩序和财富积累的作用机理,探索两者间的因果联系及其传导路径,是本文在目前研究热点问题基础上的新拓展。

有部分学者的研究结果显示,经济金融化是扩大收入分配差距的主要驱动因素,它会在一定程度上降低劳动者的收入报酬,使收入分配不均扩大<sup>[10-12]</sup>。有学者将注意力集中在经济金融化对收入分配的影响机制上,发现其作用路径可能在于经济金融化会通过重塑劳动与资本的利益关系,推动股东价值模式蔓延来加剧收入不均<sup>[13-14]</sup>。另外,金融体系资产创造能力的强化必然会吸引大量从业人员进入金融行业,形成有利于金融部门却不利于普通劳动者的收入分配格局,扩大金融业与非金融业的收入差距<sup>[15-17]</sup>。不论从劳资双方还是从行业、企业角度,已有文献表明金融化是居民收入分配差距的重要原因<sup>[18-20]</sup>,但与此同时,也有部分学者的结论与上述认识存在差异,他们认为经济金融化可以缓解收入不均<sup>[21]</sup>。BECK et al. 使用 72 个国家数据进行研究,发现金融发展存在减贫效应,金融中介机构的出现有助于贫穷人口收入减少<sup>[22]</sup>。PRETE 的研究也认为金融发展有助于增加金融投资机会,促进居民增收<sup>[23]</sup>。国内亦有部分学者认为经济金融化可以提高劳动收入份额,推动收入平等<sup>[24-25]</sup>。

分析上述文献观点的差异可以看出,结

论的不同可能主要与对金融发展和经济金融化的界定有关,金融发展并不完全等同于经济金融化,只有当金融呈现过度发展时才能够被视为具有金融化的特征。

毫无疑问,由于经济增长和居民收入之间存在着一定的正向关系,因此,适度的金融发展可以通过促进经济增长对收入分配公平产生积极的正向影响;但过度的金融发展或者说经济金融化又会对收入分配产生怎样的影响?除了上述结论的线性扩大与减缓作用以外,两者的关系研究还存在一种观点,即一种复杂的非线性关系。GREENWOOD et al. 认为金融发展和收入差距之间存在着“倒 U 型”关系,在初期阶段,金融发展会加剧收入不均,但发展到一定程度之后,金融深化反而会促进收入公平,其主要机制是信贷可获得性的提高<sup>[26]</sup>。之后诸多学者的研究也支持了这一观点,认为随着金融发展,收入差距会沿着“倒 U 型”曲线演变<sup>[27-28]</sup>。由于居民收入分配差距更多体现在城乡之间,也有学者关注了经济金融化与城乡收入差距的关系,认为二者之间同样存在“倒 U 型”关系<sup>[29-31]</sup>。

综上所述,已有文献对经济金融化影响收入分配的观点分歧较大,目前尚未统一,是促进还是抑制了收入分配,抑或呈现出非线性关系?这其中的作用机制又是什么?中国特色社会主义进入新时代,规范收入分配秩序与财富积累机制成为共同富裕目标实现的基本要求。由此,检验经济金融化对中国收入分配的影响效应,为收入分配和财富积累的政策制定与制度安排提供经验证据,成为本文研究的边际贡献。有别于已有研究,本文创新点体现如下:第一,已有文献较少考虑

收入分配的持续性影响,本文采用动态面板模型,在探讨经济金融化与收入分配关系的同时,将收入分配差距的持续性影响也纳入研究框架,实证分析收入分配差距的动态变化特征;第二,已有文献对影响渠道的探讨仍不够全面,本文选取产业结构升级作为中介变量,深入分析产业结构变动在其中的作用;第三,已有研究在异质性分析上仍显不足,且普遍忽略经济金融化对收入分配影响的城乡差异,本文基于泰尔指数的可分解特性选取其作为代理指标,分别测算城乡收入分配差距进行异质性分析,为不同地区实施动态、差异化的政策提供经验证据。

## 一、理论分析与研究假设

### (一)经济金融化影响收入分配的机理分析

如前文所述,在中国经济金融化进程中,金融业资产占GDP比重不断上升,这也意味着金融化进程中某些主体或个人往往从中受益。由于制度安排,企业负责人往往会在收入分配秩序中处于优势地位,由此获取劳动收入以外的其他收入或财富,对收入公平产生不利影响<sup>[32]</sup>。但是,伴随经济金融化程度提高,社会金融资源配置效率也会得以提升,尤其是在金融科技加持下,包括第三方支付等新兴数字金融的出现,收入分配秩序以及财富积累机制相应发生变动,也使得缩小不同群体间的收入分配差距成为可能。

第一,金融市场天然存在准入门槛,低收入人群由于资金不足或金融知识素养不足等原因,难以借助金融市场获益,导致贫富差距

扩大。就宏观层面而言,金融市场越自由化,为资本所有者提供的投资获利机会就越多<sup>[33]</sup>。经济金融化往往导致金融资本过度积累,金融投机甚至金融掠夺行为可能会增多,国民收入分配中的资本收入份额增加,劳动收入份额减少,收入分配与财富积累呈现资本占优格局,收入分配差距随之拉大。可以认为,经济金融化形成了一种集流动性、增殖性、投机性于一体的新型资本形式,导致金融体系的资产创造能力增强,金融化资本取代产业资本成为主导,使企业获得了新的价值创造源泉,从而形成有利于金融部门的收入分配现象<sup>[15]</sup>。就微观层面而言,在经济金融化的背景下,诸多企业或公司可能更多考虑以股东利益安排生产或分配,加之实体投资收益率下滑,使得金融投资取代实体产品成为了“理性”决策,其中,在制度安排稍显优势的企业领导层无疑在这种分配格局中更具优势,而在实体生产萎缩的形势下,依靠劳动贡献获取收入的工人难以获利。此外,工人可能期望通过信贷市场进阶资本财富积累路径,但由于初始禀赋较低,不可避免受到信贷约束与行为限制,在现实中又往往可能存在“多级信贷约束”的制约。不同个体沿不同信贷路径进入金融领域会获得不同收益,在类似“贫困恶性循环”的机制作用下,收入分配在不同部门甚至行业间将呈现差异<sup>[34]</sup>。

第二,经济金融化也可能通过日臻完善的金融市场对收入分配格局产生积极影响。伴随信息化时代的到来,在云计算、大数据、区块链和人工智能等新兴信息技术支持下,各类数字金融模式不断出现,社会资本配置效率与金融服务可得性日渐提高;金融市场

不论从产品、规模、效率等各方面都得以完善,欠发达地区居民也可以通过快捷、便利的金融服务获得资金支持与利润回报,信息技术加持的经济金融化发展为低收入群体收入增加提供了可能。同时,经济金融化促进了融资渠道的多元化发展,新兴金融中介机构的发展使低收入人群也能从中获益,有助于改善收入分配格局。无论是家庭还是企业部门,受到融资限制的低收入人群或中小企业都可以借助愈加充分、全面的信贷市场获取资金,并将其用于生产性活动或金融投资。无论发达或欠发达地区,都可能打破原有的收入分配秩序与财富积累机制,为进一步缩小收入差距提供条件。从就业情况看,企业在获取资金投入主营业务后,也可能创造更多劳动岗位,不仅能为自身创造收益,也有助于提高普通工人的劳动报酬,为实现共同富裕提供可能。基于以上分析,本文同时提出如下两个对立假设

H1a:经济金融化程度加深不利于居民收入分配差距缩小。

H1b:经济金融化的发展有利于居民收入分配差距缩小。

## (二) 经济金融化、产业结构升级与收入分配

党的二十大报告指出要“加快推动产业结构、能源结构、交通运输结构等调整优化”,这对推动经济高质量发展、建设现代化经济体系具有重要意义。已有研究认为,在人民群众物质生活需求逐步满足的情况下,第一、二产业逐渐向第三产业演进,产业结构由低级形态向高级形态转变,更大程度上代表了产业结构的升级<sup>[35]</sup>。以金融业资本总

量的积累为切入点,经济金融化会通过金融传导机制助推产业结构升级,进而对国民收入分配产生影响<sup>[36]</sup>。

已有学者认为,产业结构升级会扩大收入分配差距、降低劳动者工资份额<sup>[37-38]</sup>。由于低学历人群或经济欠发达地区的居民主要从事第一、二产业,相较发展迅速、获利更多的第三产业而言,实体企业员工在工资性或财产性收入分配上都处于相对不利地位。虽然劳动力流动有助于缩小收入分配差距,但现实中诸如金融业、计算机与软件等行业往往有较高的进入门槛,越来越多专业化水平和技术水平更高的人才涌入了这些产业,而专业水平和技术水平较低的劳动者难以匹配这些岗位需求,行业间劳动力的自由流动受到抑制,金融业等产业比重的上升与产业间劳动生产率的差异扩大了收入差异程度。产业高级化是当前产业结构转型的主流趋势,但若以金融业为代表的第三产业过度膨胀并赶超实体制造业,将会不利于实体经济发展,也会降低实体企业劳动收入份额。

同时,亦有诸多文献指出,产业结构升级有利于缩小收入分配差距,促进共同富裕<sup>[39]</sup>。这其中的作用机理在于,产业结构的转型推动了要素边际生产力的转变,从而提高社会的整体生产率水平,影响地区经济发展和收入水平<sup>[40]</sup>。产业结构服务化意味着第三产业就业岗位增多,相比传统产业,这为就业者提供了更多高薪岗位,一定程度上会促进收入平等。然而,由于欠发达地区第二、三产业发展不足,区域内居民主要从事农业生产,其收入增长较为缓慢,而在该区域内推动经济金融化发展,有助于加快产业结构升级进程,进而加快技

术、劳动等生产要素的流动和聚集,优化内部资源配置,推动要素流入生产率更高的部门,从而提高区域内居民收入水平。

由此可以看出,产业结构转型升级的确会影响收入分配,但影响方向尚不明晰,并且已有文献在研究经济金融化与收入分配关系时普遍缺乏对该作用机制的探讨,因此本文选取产业结构升级作为中介变量实证检验内在的作用关系。基于以上分析,本文提出假设

H2:经济金融化通过推动产业结构升级影响居民收入分配。

## 二、研究设计

### (一)模型设定

一是考虑变量遗漏问题,本文采用省级面板数据与双向固定效应模型;二是考虑个体当前行为可能取决于过去行为的事实,即可能存在序列自相关问题,本文将被解释变量的滞后一期与滞后两期数据均引入解释变量中建立动态面板模型,在分析收入分配演化特征的同时,也在一定程度上解决了缺失变量带来的内生性问题。同时,本文借鉴温忠麟等的做法,采用中介效应模型探究经济金融化影响收入分配的作用渠道<sup>[41]</sup>。在此基础上,构建计量模型如下

$$GAP_{i,t} = C_1 + \alpha_1 FIN_{i,t} + \alpha_2 GAP_{i,t-1} + \alpha_3 GAP_{i,t-2} + \alpha_0 CONTROLS_{i,t} + \lambda_t + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

式中: $i$ 为不同地区, $t$ 为不同时间; $GAP_{i,t}$ 表示被解释变量收入分配差距; $C_1$ 为截距项; $FIN_{i,t}$ 表示解释变量经济金融化水平; $\alpha_1$ 指代 $FIN_{i,t}$ 对 $GAP_{i,t}$ 的影响程度; $GAP_{i,t-x}$ 为被解释

变量 $GAP_{i,t}$ 的滞后 $x$ 期; $\alpha_2$ 为 $GAP_{i,t-1}$ 对 $GAP_{i,t}$ 的影响程度; $\alpha_3$ 为 $GAP_{i,t-2}$ 对 $GAP_{i,t}$ 的影响程度; $CONTROLS_{i,t}$ 指一系列控制变量; $\alpha_0$ 为控制变量对 $GAP_{i,t}$ 的影响程度; $\lambda_t$ 为年份固定效应, $\mu_i$ 为地区固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 是随机误差项。

$$ISA_{i,t} = C_2 + \beta_1 FIN_{i,t} + \beta_0 CONTROLS_{i,t} + \lambda_t + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

式中: $ISA_{i,t}$ 为中介变量产业结构升级; $C_2$ 为截距项; $\beta_1$ 为解释变量 $FIN_{i,t}$ 对中介变量 $ISA_{i,t}$ 的影响程度; $\beta_0$ 为控制变量对 $ISA_{i,t}$ 的影响程度,控制变量中包括被解释变量的滞后期数据。

$$GAP_{i,t} = C_3 + \gamma_1 FIN_{i,t} + \gamma_2 ISA_{i,t} + \gamma_0 CONTROLS_{i,t} + \lambda_t + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

式中: $C_3$ 为截距项; $\gamma_1$ 为解释变量 $FIN_{i,t}$ 对 $GAP_{i,t}$ 的影响程度; $\gamma_2$ 为 $ISA_{i,t}$ 对 $GAP_{i,t}$ 的影响程度; $\gamma_0$ 为控制变量对 $GAP_{i,t}$ 的影响程度,控制变量中包括被解释变量的滞后期数据。

### (二)变量说明及数据来源

#### 1. 被解释变量

收入分配差距( $GAP$ )。本文采用各省市泰尔指数来衡量收入分配差距,取值范围是 $[0,1]$ 。泰尔指数的数值大小与其衡量的收入差距呈正相关关系。具体测算公式如下

$$GAP = \sum_i \left( \frac{Y_i}{Y} \right) \ln \left( \frac{Y_i/Y}{P_i/P} \right) \quad (4)$$

式中: $Y_i$ 为城镇地区( $i=1$ )或农村地区( $i=2$ )的收入总额; $Y$ 为各省市收入总额; $P_i$ 为城镇地区( $i=1$ )或农村地区( $i=2$ )的人口总额; $P$ 为各省市人口总额。具体数据由作者整理所得,计算过程中使用到的数据来源于2013—2020年的《中国统计年鉴》与各省市统计年鉴。

#### 2. 核心解释变量

经济金融化程度( $FIN$ )。本文参考

CLARKE et al. 的研究方法,选取社会融资规模/GDP 作为解释变量<sup>[42]</sup>。该指标指一定时期内实体经济从金融体系中获得的资金总额,可以较好地衡量金融部门发展程度。测算数据来源于中国人民银行和国家统计局。

3. 中介变量

产业结构升级(*ISA*)。本文参考徐德云的测度方法构建该指标<sup>[43]</sup>。计算公式如下

$$ISA = y_1 + 2y_2 + 3y_3 \quad (5)$$

式中: $y_i$  指第  $i$  产业在 GDP 中所占的比重。*ISA* 越高,代表产业结构高级化程度越高。使用数据均来源于国家统计局。

4. 控制变量

为考察经济金融化对收入分配的影响,本文控制部分可能影响收入分配的因素。控制变量包括经济发展水平(*lnGDP*)、城镇化水平(*URBAN*)、经济周期(*ECO*)、消费水平(*CONSUM*)和对外贸易依存度(*TRADE*)。数据为 2013—2020 年省级面板数据,均来源于国家统计局,变量描述性统计见表 1。

三、实证检验与分析

(一) 基准模型回归结果

与计量模型设定相对应,建立固定效应

动态面板模型进行实证分析,为避免数据波动带来的异方差影响,本文对经济金融化绝对量进行对数化处理,并将基准回归记入表 2。列(1)为仅控制时间效应,列(2)为仅控制地区效应,列(3)为同时控制时间和地区效应。

模型 1 结果显示,分别控制时间效应和地区效应后,经济金融化均会显著正向影响收入分配差距,并且在双向固定效应模型中,经济金融化水平系数在 1% 的显著性水平上为正值,说明经济金融化会扩大居民收入差距,前文假设 H1a 得证。从现实意义看,随着经济金融化推进,金融行业与非金融企业的金融部门地位日益提升,诸多企业由实体资本主导转向金融资本主导,金融部门谋利能力日渐增强,金融行业与非金融行业的收入分配不均现象逐渐显著。另外,前期收入分配差距会在 1% 显著性水平上正向影响当期,且回归系数较大,而滞后两期的收入分配差距会负向影响当期。这表明收入分配在短时间内的动态变化存在一定惯性,若上一期收入分配差距较大,那么下一期的差距也会随之扩大,但这种趋势不会持续下去,长期来看会回归到原本水平。

(二) 内生性问题处理

考虑到回归结果虽然能在一定程度上反

表 1 变量描述性统计

变量类别	变量名称	含义	个数	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	<i>GAP</i>	泰尔指数	248	0.089	0.039	0.018	0.210
解释变量	<i>FIN</i>	社会融资规模/GDP	248	0.254	0.136	0.014	0.948
中介变量	<i>ISA</i>	产业结构高级化	248	2.411	0.118	2.130	2.830
	<i>lnGDP</i>	人均 GDP 取对数	248	10.900	0.412	10.050	12.010
	<i>URBAN</i>	城镇人口/总人口	248	5.953	1.254	2.393	8.960
控制变量	<i>CONSUM</i>	社会消费品零售总额/GDP	248	0.390	0.070	0.222	0.538
	<i>ECO</i>	1/地区失业率	248	0.329	0.092	0.217	0.833
	<i>TRADE</i>	进出口贸易总额/GDP	248	0.247	0.266	0.008	1.342

表 2 基准回归结果

变量	GAP		
	(1)	(2)	(3)
<i>FIN</i>	0.001 *** (0.000)	0.001 ** (0.000)	0.001 *** (0.000)
<i>L. GAP</i>	1.101 *** (0.036)	1.006 *** (0.077)	0.889 *** (0.085)
<i>L2. GAP</i>	-0.144 *** (0.029)	-0.119 *** (0.028)	-0.105 ** (0.034)
<i>lnGDP</i>	0.002 ** (0.001)	0.023 *** (0.003)	0.012 *** (0.004)
<i>URBAN</i>	-0.001 *** (0.000)	-0.023 *** (0.002)	-0.016 *** (0.003)
<i>CONSUME</i>	-0.001 (0.002)	0.068 *** (0.011)	0.029 ** (0.012)
<i>ECO</i>	-0.002 (0.002)	-0.003 (0.005)	-0.008 * (0.004)
<i>TRADE</i>	0.001 (0.001)	0.011 * (0.006)	0.007 (0.006)
<i>_cons</i>	-0.008 (0.009)	-0.133 *** (0.035)	-0.030 (0.043)
时间效应	YES	NO	YES
省份效应	NO	YES	YES
样本个数	186	186	186
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.938	0.935	0.951

注:括号内为*t*统计量;\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%的显著性水平上显著。

映经济金融化的收入分配效应,但是可能存在内生性问题导致检验结果有误,本文加入工具变量以解决内生性问题。模型内生性主要来源于两个方面:一是模型中可能存在既与收入分配相关,又对经济金融化有影响的遗漏变量;二是经济金融化程度与收入分配存在双向因果关系,其原因可能是由于当收入分配差距扩大时,高收入人群使用充足资金不断进行金融投资获利,而低收入者为维持生活不得不进行消费信贷,使得社会融资规模扩大,推动经济金融化。为解决内生性问题,本文选取融资结构与经济金融化的滞后一期作为工具变量进行检验,其中融资结

构采用直接融资占社会融资规模比重的对数来表示,直接融资包括企业债券、地方政府专项债券、非金融企业境内股票融资3个部分,数据来源于国家统计局和中国人民银行。为增强稳健性,本文分别采用两阶段最小二乘法与两步GMM进行检验,回归结果见表3。其中列(1)与列(3)为仅检验核心解释变量的结果,列(2)与列(4)为加入控制变量的结果。检验结果显示,当加入工具变量消除内生性后,核心解释变量仍然显著,且符号方向保持一致,说明基准回归结果基本可靠。另外,工具变量均通过过度识别检验与弱工具变量检验,工具变量有效。

(三) 稳健性检验

1. 更换被解释变量

参考卢文秀等的研究,使用城乡收入比替换原被解释变量进行稳健性检验<sup>[44]</sup>。城乡收入比数值越大,说明城镇居民相对于农村居民收入越高,收入分配差距越高。计算

表 3 加入工具变量的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	2SLS	2SLS	2S-GMM	2S-GMM
<i>FIN</i>	0.030 *** (0.010)	0.005 *** (0.002)	0.030 *** (0.010)	0.004 ** (0.002)
<i>L. GAP</i>		0.940 *** (0.048)		0.952 *** (0.038)
<i>L2. GAP</i>		-0.026 (0.042)		-0.036 (0.029)
控制变量	未控制	已控制	未控制	已控制
时间效应	YES	YES	YES	YES
省份效应	YES	YES	YES	YES
样本个数	206	175	206	175
<i>F</i> 统计量	39.942	16.796	11.128	5.010
<i>Sargan</i>	3.341	1.469	1.237	0.872
<i>R</i> <sup>2</sup>		0.988		0.988

注:括号内为*t*统计量;\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%的显著性水平上显著。



过程使用的原始数据均来源于国家统计局与各省市区统计局。由表4列(1)的回归结果可知,经济金融化会扩大居民收入分配差距,与前文基准回归结果的符号方向一致,证明了本文结论稳健性。此外,收入分配代理指标的动态演化特征显示,从短期看前期收入分配差距会同向当期,而从长期看收入分配存在回归趋势。

2. 更换核心解释变量

由于金融业的产值份额能够较好地反映出金融市场发展程度,故使用金融业增加值与GDP比值的对数(*ADDF*)替换解释变量进行稳健性检验,数据来源于国家统计局。从表4列(2)来看,回归结果显著,且符号方向与上文结果一致,进一步证实本文结论的稳健性。

3. 剔除直辖市

参考钱海章等的研究,剔除北京、天津、

上海、重庆4个直辖市进行回归检验稳健性<sup>[45]</sup>。如表4列(3)的结果所示,经济金融化的回归系数在1%的水平上显著,且与上文回归结果系数相差不大,也说明经济金融化扩大了居民收入分配差距,不利于共同富裕。

(四) 中介效应检验

与模型设定相对应,本文采用中介效应模型检验经济金融化影响收入分配的作用机制,结果见表5。列(1)为基准回归结果,列(2)为模型(2)回归结果,列(3)为模型(3)回归结果。从模型(2)、(3)结果看出,经济金融化对产业结构高级化有显著正向影响,且加入中介变量后,核心解释变量系数下降,说明中介变量有效,经济金融化可以通过推动产业结构升级来扩大收入分配差距,假设H2得证。为增强结论的稳健性,先将中介变量指标更换为第三产业产值与第二产业产值的比值(*STRU*)进行检验,结果见列(4)、列(5),再采用Sobel检验法,结果显示结论仍然稳健。从现实意义看,随着经济金融化进

表4 稳健性检验的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>URR</i>	<i>GAP</i>	<i>GAP</i>
<i>FIN</i>	0.011 ** (0.004)		0.001 *** (0.000)
<i>L. URR</i>	1.016 *** (0.093)		
<i>L2. URR</i>	-0.293 *** (0.094)		
<i>ADDF</i>		0.011 *** (0.003)	
<i>L. GAP</i>		0.832 *** (0.090)	0.867 *** (0.093)
<i>L2. GAP</i>		-0.120 *** (0.034)	-0.090 ** (0.038)
时间效应	YES	YES	YES
省份效应	YES	YES	YES
控制变量	已控制	已控制	已控制
样本个数	186	186	162
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.903	0.951	0.955

注:括号内为*t*统计量;\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%的显著性水平上显著。

表5 中介效应检验的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>GAP</i>	<i>ISA</i>	<i>GAP</i>	<i>STRU</i>	<i>GAP</i>
<i>FIN</i>	0.001 *** (0.000)	0.009 *** (0.003)	0.001 ** (0.000)	0.047 *** (0.016)	0.001 ** (0.000)
<i>ISA</i>			0.053 *** (0.011)		
<i>STRU</i>					0.006 *** (0.002)
时间效应	YES	YES	YES	YES	YES
省份效应	YES	YES	YES	YES	YES
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
样本个数	186	186	186	186	186
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.951	0.741	0.956	0.667	0.955
Sobel 检验	显著			显著	

注:括号内为*t*统计量;\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%的显著性水平上显著。

程加快,金融业从业人员的平均工资与金融投资回报率随之上升,高回报吸引了大量劳动力涌入相关行业,一定程度上促进了第三产业发展,经济重心转移加大了劳动生产率分化,不同行业间平均收入的差异拉大。

## (五) 城乡异质性分析

### 1. 变量选取与模型设定

在上文研究基础上,进一步探究经济金融化在城乡内部对收入分配影响的异质性。传统的向量自回归模型(VAR)经常被用来分析变量之间的动态关系,但由于VAR模型不能对当期变量之间的相互关系进行有效测算。因此,本文引入SVAR模型,该模型中加入了变量的当期影响,可以弥补以上缺陷。与模型设定相对应,本文截取2002—2020年的全国时间序列数据进行分析,经济金融化水平仍采用社会融资规模/GDP的对数来衡量,收入分配差距指标分别选取城镇内部泰尔指数及乡村内部泰尔指数,测算公式如下所示,使用的数据均来源于《中国统计年鉴》与各省市统计年鉴。

$$GAP_i = \sum_j \left( \frac{Y_{ji}}{Y} \right) \ln \left( \frac{Y_{ji}/Y_i}{P_{ji}/P_i} \right) \quad (6)$$

式中: $GAP_i$ 为城镇地区( $i=1$ )或农村地区( $i=2$ )内部的收入差距; $Y_{ji}$ 为*i*地区*j*省市的收入总额; $Y$ 为各省市收入总额; $Y_i$ 为城镇地区( $i=1$ )或农村地区( $i=2$ )的收入总额;

$P_{ji}$ 指代*i*地区*j*省市的人口总额; $P_i$ 为城镇地区( $i=1$ )或农村地区( $i=2$ )的人口总额。由于泰尔指数的可分解特性,上式可分别计算城镇及农村内部泰尔指数。

在进行模型设定之前首先检验数据平稳性,结果如表6所示,变量均为一阶单整,因此本文采用各变量的一阶差分构建SVAR模型。其次确定最优滞后阶数,如表7所示,最优滞后阶数为3。

$k$ 元 $p$ 阶的SVAR模型的表达式为

$$C_0 y_t = \Gamma_1 y_{t-1} + \cdots + \Gamma_p y_{t-p} + \mu_t, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (7)$$

式中: $C_0$ 是主对角线元素均为1的 $k \times k$ 阶矩阵,反映变量间的当期互动; $y_t$ 是 $k$ 维内生变量构成的列向量; $\Gamma_1, \Gamma_2, \dots, \Gamma_p$ 是 $k \times k$ 阶待估系数矩阵; $\mu_t$ 是 $k$ 维随机扰动项列向量; $T$ 为样本容量。本文采用AB型SVAR模型,形式为

$$A\varepsilon_t = B\mu_t, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (8)$$

由于AB型SVAR模型需要施加 $2k^2 - k(k-1)/2$ 个约束条件才能识别,因此本文借

表6 平稳性检验

变量	ADF 统计量	P 值	结论
经济金融化	-2.535	0.107	非平稳
城镇泰尔指数	-1.218	0.666	非平稳
乡村泰尔指数	-1.443	0.562	非平稳
经济金融化一阶差分	-5.183	0.000	平稳
城镇泰尔指数一阶差分	-3.867	0.002	平稳
乡村泰尔指数一阶差分	-5.027	0.000	平稳

表7 最优滞后阶数检验

滞后期数	似然估计值	LR	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	185.796	NA	$5.2 \times 10^{-15}$	-24.373	-24.374	-24.231 *
1	191.607	11.623	$8.3 \times 10^{-15}$	-23.948	-23.954	-23.381
2	205.991	28.768	$4.9 \times 10^{-15}$	-24.666	-24.676	-23.674
3	219.460	26.938 *	$4.9 \times 10^{-15} *$	-25.261 *	-25.276 *	-23.845

鉴乔利斯基分解思路,将  $A$ 、 $B$  矩阵设为如下形式

$$A = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 0 \end{pmatrix} \quad (9)$$

$$B = \begin{pmatrix} b_{11} & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} \end{pmatrix} \quad (10)$$

从经济学意义上看,由于城镇地区是经济重心,经济金融化的发展更充分,可能会通过贸易往来、知识传播、要素流动等方式对乡村地区产生经济溢出效应,进而影响乡村居民的收入。在此基础上,本文采用格兰杰检验验证变量间的因果关系,检验结果拒绝“城镇收入分配差距不是乡村收入分配差距的格兰杰原因”的原假设。因此,在后续建立 SVAR 模型时,选取的变量次序依次为经济金融化、城镇收入分配差距和乡村收入分配差距。

## 2. 脉冲响应图

本文基于 SVAR 模型分析的结果构建正交化脉冲响应函数,并将模型中响应函数的追踪期数设为 10 期,脉冲响应图如图 1 所示,第一幅图为城镇内部收入分配差距对经济金融化的脉冲响应函数图,第二幅图为农村内部收入分配差距对经济金融化的脉冲响应函数图。如图 1 所示,在城镇与农村地区,给经济金融化一单位正向的信息冲击后,城镇内部差距与农村内部差距均会呈现正向效应,随后逐渐下降,并在波动中趋于平缓。总体来看,城镇和农村内部收入分配差距对经济金融化的正向响应较强,说明经济金融化对收入分配差距的扩大作用在不同地区内均

占主导地位,并且在城镇区域内这种扩大作用更加显著,影响了共同富裕目标的实现。这可能是由于城镇区域金融化程度更高,受其影响更强,因而对收入分配差距的扩大作用也更为显著。

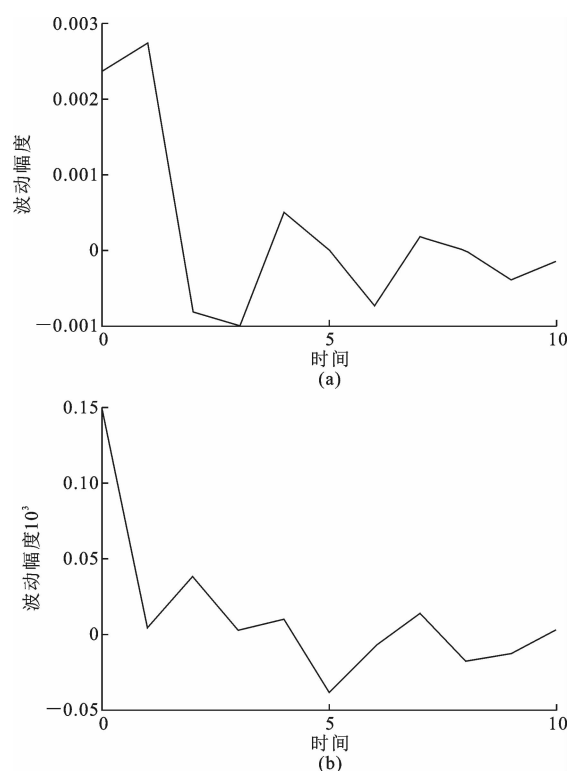


图 1 收入分配差距对经济金融化水平的响应

## 四、结语

金融发展因素在一国居民收入分配格局的构建中具有重要作用,随着中国经济金融化的不断推进,其对国内居民收入分配不均程度产生了显著影响,有效廓清二者关系对促进财富积累与完善现有收入分配制度,从而对推进共同富裕目标的实现具有重要的理论价值和现实意义。由此,本文聚焦于经济金融化与收入分配的关系,在理论分析基础上,利用 2013—2020 年省际面板数据及

2002—2020 年城乡时序数据,综合固定效应动态面板模型、中介效应检验、SVAR 等方法,对此问题进行了较为全面的探讨。结果表明,经济金融化会扩大收入分配差距,不利于共同富裕目标实现,且收入分配差距的动态变化存在一定惯性;另外,产业结构升级在两者间发挥了重要的中介作用,且经济金融化对收入分配的影响在金融化程度更高的城镇地区更为显著。

本文研究具有重要的政策含义:第一,实现共同富裕,要落实“金融服务实体经济”的定位,避免金融资本“脱实向虚”。一方面,要不断出台相关财税政策,引导和鼓励企业加大对实体经济的投入,强化金融对实体经济的支持,降低企业金融化水平,这也是党的二十大报告“把经济的着力点放在实体经济上”的直接要求;另一方面,要适当降低杠杆率,降低中小企业与中低收入阶层的信贷成本。同时,推行金融风险与理财教育,深入推广普惠金融发展,提高居民金融素养,减少居民在进行信贷、投资等活动时的冲动性与盲目性,在推动财产性收入增长的同时,降低财产收入分配的不平等。

第二,强化和协调金融制度安排,统筹金融监管与金融安全。尤其是在经济发达地区,更要加大金融市场监管力度,避免诸如农产品或大宗商品金融化、房地产金融化、金融高杠杆率等金融活动,时刻警惕过度金融化对收入分配的负面影响。同时,加快金融基础设施建设,扩大金融产品服务范围,降低资本市场准入门槛,推进金融市场、制度建设与经济金融化程度相匹配。在城乡间金融市场发展不平等的背景下,促进金融资源合理流

动与配置,为劳动者与中小企业提供便利,推动金融市场健康发展。

第三,促进产业结构合理化,处理好“公平”与“效率”的关系。产业高级化进程会导致部分低技术劳动力失业,且难以匹配高级行业的技能需求,这种情况下政府应提高行业间劳动力自由流动的效率,打破进入高级产业的壁垒障碍,避免产业结构升级间接导致收入分配的不均。一方面,第一产业相较于其他产业发展相对落后,劳动生产率也较低,应积极探索农业科技创新,引导农业布局优化发展,鼓励高技术人才进入第一产业,提高劳动生产率,促进各行业平衡发展,推动产业结构合理化演进<sup>[46]</sup>;另一方面,要推动人力资本投资,通过在职教育或技术学校培训帮助低技能劳动力适应产业转型需求,提高失业人员的转型再就业几率,创造合理的就业环境,实现共同富裕。

#### 参考文献:

- [1] 易行健,李家山,张凌霜. 财富不平等问题研究新进展[J]. 经济学动态,2021(12):124-140.
- [2] 李金昌,任志远,陈宜治. 扩大中等收入群体的内在逻辑与路径选择——基于国际经验与中国实践的定量分析[J]. 统计研究,2023,40(7):3-16.
- [3] 于斌斌,孙波约,郭东. 企业金融化与产能过剩治理:“雪中送炭”还是“雪上加霜”[J]. 经济学家,2022(10):84-95.
- [4] 龙云安,张健,冯果. 区域发展视角下金融深化、金融集聚与产业结构升级研究——以成渝城市群为例[J]. 金融理论与实践,2019(11):46-53.
- [5] 黎贵才,赵峰,卢获. 金融化对经济增长的影

- 响:作用机理与中国经验[J]. 中国人民大学学报,2021,35(4):60-73.
- [6] 胡奕明,王雪婷,张瑾. 金融资产配置动机:“蓄水池”或“替代”?——来自中国上市公司的证据[J]. 经济研究,2017,52(1):181-194.
- [7] 张成思,张步昙. 中国实业投资率下降之谜:经济金融化视角[J]. 经济研究,2016,51(12):32-46.
- [8] 杜勇,张欢,陈建英. 金融化对实体企业未来主业发展的影响:促进还是抑制[J]. 中国工业经济,2017(12):113-131.
- [9] 刘亚琳,申广军,姚洋. 我国劳动收入份额:新变化与再考察[J]. 经济学(季刊),2022,22(5):1467-1488.
- [10] KHATATBEH I N, MOOSA I A. Financialization and income inequality: an extreme bounds analysis[J]. The Journal of international trade & economic development,2022,31(5):692-707.
- [11] 郝芮琳,陈享光. 存量-流量一致框架下金融化的经济增长效应研究[J]. 国际金融研究,2021(10):3-13.
- [12] KALDOR Y. Financialization and income inequality: bringing class struggle back in[J]. Critical sociology,2022,48(3):381-396.
- [13] 陈波. 经济金融化与劳资利益关系的变化[J]. 社会科学,2012(6):52-56.
- [14] HUBER E, PETROVA B, STEPHENS J D. Financialization, labor market institutions and inequality[J]. Review of international political economy,2022,29(2):425-452.
- [15] 陈享光. 金融化及其对收入分配的影响[J]. 社会科学战线,2020(8):36-43.
- [16] 张甜迪. 金融化影响金融、非金融行业收入差距的区域异质性研究——基于中国省际面板的实证分析[J]. 南方经济,2017(4):96-108.
- [17] AVIRAL K T, MUHAMMAD S, FARIDUL I. Does financial development increase rural-urban income inequality? [J]. International journal of social economics,2013,40(2):151-168.
- [18] 徐畅,毛志宏. 金融化对实体企业内部收入差距的影响研究[J]. 华东经济管理,2022,36(2):98-108.
- [19] 杨俊,李晓羽,张宗益. 中国金融发展水平与居民收入分配的实证分析[J]. 经济科学,2006(2):23-33.
- [20] 余玲铮,魏下海. 金融发展扩大了中国收入不平等吗?——基于门槛回归模型的证据[J]. 财经研究,2012,38(3):105-114.
- [21] 冯涛,吴茂光,张美莎. 金融发展、产业结构与城乡收入差距——基于金融“脱实向虚”视角的分析[J]. 经济问题探索,2020(10):170-181.
- [22] BECK T, DEMIRGUE K A, LEVINE R. Finance, inequality and the poor[J]. Journal of economy growth,2007,12(1):27-49.
- [23] PRETE A L. Economic literacy, inequality, and financial development[J]. Economics letters,2013,118(1):74-76.
- [24] 鲁春义. 基于 VAR 模型的中国金融化、垄断与收入分配关系研究[J]. 经济经纬,2014,31(1):142-148.
- [25] RAN M S, CHEN L, LI W L. Financial deepening, spatial spillover, and urban-rural income disparity: evidence from China [J]. Sustainability,2020,12(4):1450-1465.
- [26] GREENWOOD J, JOVANOVIC B. Financial development, growth, and the distribution of income[J]. Journal of political economy,1990,98(5):1076-1107.
- [27] ROBERT M, TOWNSEND, KENICHI U. Financial deepening, inequality, and growth: model-

- based quantitative evaluation[J]. The review of economic studies, 2006, 73(1): 251-280.
- [28] 惠新华. 金融发展与收入不平等关系检验——基于美国宏观时间序列数据[J]. 河北经贸大学学报, 2017, 38(4): 41-50.
- [29] 刘亦文, 胡宗义. 农村金融发展对城乡收入差距影响的实证研究[J]. 山西财经大学学报, 2010, 32(2): 45-52.
- [30] 高明, 李德龙, 施雨水. 金融发展与收入差距: 二元体制是一个决定性的因素吗? [J]. 经济学报, 2018, 5(3): 114-141.
- [31] WANG Y F, LIU S L. Fiscal behavior volatility, economic growth, and urban-rural income disparity [J]. Journal of systems science and information, 2014, 2(3): 217-225.
- [32] 武文静, 周晓唯. 过度金融化对我国实体经济的影响及例证分析[J]. 理论月刊, 2017(5): 120-124.
- [33] 陈享光. 金融化与现代金融资本的积累[J]. 当代经济研究, 2016(1): 5-15.
- [34] 张昭, 王爱萍. 金融发展对收入不平等影响的再考察——理论分析与经验数据解释[J]. 经济科学, 2016(5): 31-44.
- [35] 马晓君, 李艺婵, 傅治, 等. 空间效应视角下数字经济对产业结构升级的影响[J]. 统计与信息论坛, 2022, 37(11): 14-25.
- [36] 徐云松, 齐兰. 区域金融化、地方政府行为与产业结构升级——基于中国四大经济区域面板数据的实证研究[J]. 贵州财经大学学报, 2017(6): 19-31.
- [37] 肖维泽, 王景景, 赵昕东. 产业结构、就业结构与城乡收入差距[J]. 宏观经济研究, 2022(9): 78-86.
- [38] ELTON B, LUCREZIA F, LUCA Z. Sectoral composition of output and the wage share: the role of the service sector[J]. Structural change and economic dynamics, 2019, 51: 1-10.
- [39] 张玉昌, 陈保启. 产业结构、空间溢出与城乡收入差距——基于空间 Durbin 模型偏微分效应分解[J]. 经济问题探索, 2018(9): 62-71.
- [40] 李玉姣, 王晓洁. 京津冀地区产业结构转型对城乡居民收入差距的影响[J]. 北京社会科学, 2023(3): 45-55.
- [41] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 等. 中介效应检验程序及其应用[J]. 心理学报, 2004(5): 614-620.
- [42] CLARKE G R G, XU L C, ZOU H F. Finance and income inequality: what do the data tell us? [J]. Southern economic journal, 2006, 72(3): 578-596.
- [43] 徐德云. 产业结构升级形态决定、测度的一个理论解释及验证[J]. 财政研究, 2008(1): 46-49.
- [44] 卢文秀, 吴方卫. 生态补偿横向转移支付能缩小城乡收入差距吗? ——基于 2000—2019 年中国典型流域生态补偿的经验证据[J]. 财政研究, 2022(7): 35-51.
- [45] 钱海章, 陶云清, 曹松威, 等. 中国数字金融发展与经济增长的理论与实证[J]. 数量经济技术经济研究, 2020, 37(6): 26-46.
- [46] 王刚贞, 韩蓉. 数字普惠金融、金融素养与农户创业[J]. 重庆邮电大学学报(社会科学版), 2022, 34(4): 118-128.

(责任编辑: 王佳)