

收入不平等、金融包容性与益贫式增长^{*}

赵锦春¹ 范从来²

内容提要 文章通过构建异质性消费者的跨期最优化模型,基于理论分析金融包容性通过影响资本增长率和收入不平等两个途径实现益贫式增长的具体机制,并使用1990~2017年142个国家的跨国面板数据检验理论命题。研究认为,提升金融包容性兼备经济增长与收入分配改善的双重功能。金融包容性提升对低收入国家的人力资本积累有较强促进作用,但对低收入国家资本积累则不存在显著影响。研究分析表明,提升金融包容性水平对于中国实现益贫式增长具有重要意义。大力开展普惠金融,放宽金融市场准入标准,增加金融服务的有效供给,加强信用体系建设,减少资金供需双方的信息不对称均有助于推动中国的益贫式增长。

关键词 收入不平等 金融包容性 益贫式增长 资本积累机制

作者单位 1. 南京大学商学院理论经济学博士后流动站; 2. 南京大学商学院经济学系

DOI:10.13516/j.cnki.wes.2020.08.008

一、引言

改革开放四十多年来,中国扶贫工作的实践取得显著成效。1978~2017年,全国农村贫困人口累计减少7.4亿人,年均减贫人口规模接近1900万人。2017年底全国贫困发生率仅为3.1%,国内17个省份贫困发生率降至3%以下^①。经济增长和收入不平等是影响益贫式增长的重要因素。Kakwani等(2000)认为,经济增长对减贫存在积极影响,但收入不平等加剧则会导致贫困人口增加。然而,经济增长往往伴随着收入不平等加剧的社会现象,这也是导致世界各国普遍出现“弱益贫式增长”的原因^②。中国的益贫式增长模式同样具有典型的“弱益贫式增长”特征(赵锦春和范从来,2018)。因此,如何找到兼备经济增长与收入改善的双赢政策并选择中国提升经济增长的益贫性模型,具有重大的理论与实践意义。

学界对于提升经济增长益贫性的政策选择可分为以下两种观点:一种观点认为只有在保持经济增长的前提下,通过政府再分配和社会福利改善才能实现益贫式增长(Ravallion等,2000);另一种观点则倾向于将增长与分配相统一,提出应选择合适的政策组合实现经济增长前提下的分配改善(Lopez等,2004)。Beck等(2004)认为,发展普惠金融,提升金融包容性是兼顾增长与分配双重功能的重要政策选择。在金融信贷规模较大和金融中介发展水平更好的国家和地区中,低收入群体收入增速高于平均收

^{*} 教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“长江三角洲全面建设小康社会中的共享发展研究”(项目批准号:16JJD790024);第63批中国博士后科学基金面上资助项目“低生育率背景下中国参与全球价值链分工的比较优势重构”(项目批准号:2018M630539);江苏省博士后科研资助计划“低生育率背景下要素收入分配与中国经常项目失衡的调整与演化”(项目批准号:1701123B);江苏省社会科学基金项目“江苏农民资金互助合作社可持续发展路径研究”(项目批准号:17EYB013);2020年江苏省社会科学院首批自组学科项目“城乡融合视角下益贫式增长实现路径研究”;2020年江苏省社会科学院首批重点学科项目“农村经济学”;2020年江苏省社会科学院院长应急课题“江苏建立健全返贫预警与动态帮扶机制研究”。

^① 国家统计局住户调查办公室. 中国农村贫困监测报告(2018)[M]. 中国统计出版社,2018.

^② Kakwani和Pernia(2000)使用同时包含收入分配改善和经济增长因素的减贫等值增长率(PEGR)测度益贫式增长水平,定义弱益贫式增长为经济增长伴随收入分配恶化的同时,增长的减贫效应超过收入分配恶化带来的贫困增加。

入增速,从而实现益贫式增长(Doumbia等,2018)。本文旨在分析金融包容性对益贫式增长的影响并使用跨国面板数据实证检验金融包容性提升对益贫式增长的积极作用,以期丰富金融包容性发展与益贫式增长的相关研究,为指导中国的益贫式增长实践提供政策参考。

二、文献综述

金融发展会推动经济增长,但学界对金融发展是否能够降低收入不平等仍存争议。一方面,有研究发现收入不平等与金融发展之间存在“倒U型”关系,随着金融发展水平提升,收入不平等会经历先提高后下降的变化(Greenwood等,1990)。Dimova等(2017)使用尼加拉瓜数据的实证分析同样表明,以正式金融服务获得性表示金融发展能够显著提升社会福利水平,但也会小幅加剧收入不平等。另一方面,更多的研究则认为,金融发展能够促进收入不平等改善。Clarke等(2003)使用1960~1995年的跨国面板数据实证分析表明,私人部门信贷和金融中介资产均与收入不平等呈显著的负相关关系。Beck等(2004)同样认为,金融中介发展有利于提高社会服务水平,在金融中介发展更好的国家和地区中,最低收入组收入比平均收入增长得更快。Beck等(2007)进一步研究表明,金融发展在消除贫困的过程中,40%得益于金融发展对收入不平等的缓解,60%得益于金融发展对增长的直接促进作用。范香梅等(2015)认为,中国金融包容性与收入不平等之间呈现“U型”关系。由于大多数省份金融包容性水平较低,导致难以形成金融包容性与收入分配改善的良性机制。Kim(2016)使用2004~2011年OECD国家的样本数据实证分析了金融包容性对收入不平等的影响。既有研究结论都认为,金融包容性能够促进收入不平等缓解,有助于提高贫困人口金融服务接入能力。

前人的研究更多关注了金融发展对收入不平等的影响,较少关注金融包容性对益贫式增长的影响。并且,在衡量金融发展时更多使用的是私人部门信贷规模和金融中介资产规模等指标,使用金融包容性指标进行分析的研究较少。本文在内生增长理论框架的基础上,阐述金融包容性影响益贫式增长的具体机制。使用1990~2017年142个国家的数据样本,测度各国益贫式增长绩效和金融包容性水平并对理论命题进行实证检验。本文可能的贡献如下:一是从理论上分析金融包容性对动态不平等的影响,阐明金融包容性影响益贫式增长的具体作用机制;二是以跨国面板数据为样本,测算各国金融包容性水平与益贫式增长绩效;三是实证检验金融包容性通过人力资本和实物资本积累对益贫式增长产生的影响。

三、理论分析框架

1. 基本假设

(1) 生产函数

假设 t 期国内生产函数为满足AK模型的生产函数形式:

$$Y_t^i = A_0 \cdot K_t \cdot f(K_t^i/K_t) = A_0 \cdot K_t \cdot f(\phi_t^i) = A_0 \cdot K_t \cdot (K_t^i/K_t)^\alpha \quad (1)$$

$$K_t = \int_t K_t^i = E(K_t^i), \phi_t^i \equiv K_t^i, E(\phi_t^i) = K_t/K_t = 1 \quad (2)$$

$$Y_t = E(Y_t^i) = A_t K_t = E[f(\phi_t^i)] \cdot K_t \quad (3)$$

其中, Y_t^i 和 K_t^i 表示企业的产出和资本存量。 Y_t 为总产出, K_t 是社会总资本, $\rho < \alpha < 1$ 表示家庭资本的边际报酬, A_0 表示初始技术条件。设定上述模型可知加总层面规模报酬不变,个体层面则存在资本投入的规模报酬递减。

(2) 效用函数

t 时期消费者 i 拥有 K_t^i 单位的初始资本禀赋和 1 单位无弹性劳动力供给, 家庭既是生产者也是消费者, 个体家庭的资本禀赋满足如下对数正态分布函数:

$$\ln K_t^i \sim N(\mu_{K_t}, \sigma_{K_t}^2) \quad (4)$$

其中 μ_{K_t} 是 t 期资本均值, $\sigma_{K_t}^2$ 为资本存量对数的方差, β 为效用贴现率, 消费者效用函数设定为如下形式:

$$U(C_t^i) = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \cdot \ln C_t^i \quad (5)$$

2. 金融市场

(1) 金融包容性与预算约束

异质性消费者通过金融市场进行借贷, 金融包容性直接影响金融市场运行效率。假设消费者可获得的金融产品数量为 Q_t^i , 对应的外生使用成本或收益为 R_t , 家庭预算约束可写为:

$$C_t^i + K_{t+1}^i + Q_{t+1}^i = Y_t^i + Q_t^i \cdot R_t \quad (6)$$

$$Q_{t+1}^i \geq -\tau Y_{t+1}^i \quad (7)$$

其中 C_t^i 、 K_{t+1}^i 和 Y_t^i 分别表示家庭消费、滞后 1 期的资本存量和当期收入。在 (7) 式中, τ 衡量金融市场的金融包容度, K_{t+1}^i 和 Q_{t+1}^i 分别表示滞后 1 期家庭在资本和金融产品之间的资产配置。若 $\tau=0$, 则 $Q_{t+1}^i \geq 0$ 表明家庭存在不能借入资产的金融市场约束。若 $\tau \rightarrow \infty$ 则表示家庭在持有金融资产上没有约束。家庭跨期最优化决策的欧拉方程为:

$$\frac{U'(C_{t+1}^i)}{U'(C_t^i)} = \frac{1 - \tau \cdot (\partial Y_{t+1}^i / \partial K_{t+1}^i)}{\beta \cdot (1 - \tau \cdot R_{t+1}) \cdot (\partial Y_{t+1}^i / \partial K_{t+1}^i)} = \frac{1 - \tau \cdot R_{t+1}^i}{\beta \cdot (1 - \tau \cdot R_{t+1}) \cdot R_{t+1}^i} \quad (8)$$

其中 $\partial Y_{t+1}^i / \partial K_{t+1}^i = A_0 \cdot \alpha \cdot (Y_{t+1}^i / K_{t+1}^i) = R_{t+1}^i$ 表示家庭的资本生产率。

(2) 金融包容性的影响

简单变化后可将 (8) 式改写成如下形式:

$$C_{t+1}^i / C_t^i = \beta \cdot \hat{R}_{t+1}^i \quad (9)$$

定义 $R_{t+1}^i \cdot H_{t+1}^i = \hat{R}_{t+1}^i$ 衡量家庭有效生产率。权重 $H_{t+1}^i = (1 - \tau \cdot R_{t+1}) / (1 - \tau \cdot R_{t+1}^i) > 0$ 则取决于资本边际产出 R_{t+1}^i 和金融产品边际产出 R_{t+1} 的相对值以及金融包容性程度 τ 。

3. 金融包容性与益贫式增长的动态关系

(1) 加总经济中的动态不平等

由于家庭资本可表示为 $K_t^i = A_0 \cdot \alpha \cdot Y_t^i \cdot (\partial Y_t^i / \partial K_t^i)^{-1}$, 由跨期最优化条件可知:

$$\beta \cdot \hat{R}_{t+1}^i = C_{t+1}^i / C_t^i = Y_{t+1}^i / Y_t^i \quad (10)$$

因此 $t+1$ 期的家庭资本动态表示为:

$$K_{t+1}^i / K_t^i = \beta \cdot \alpha \cdot A_0 \cdot H_{t+1}^i \cdot (K_t^i)^{1-\alpha} \cdot (K_t^i)^{\alpha-1} \quad (11)$$

加总 (11) 式可知: $K_{t+1} = \beta \cdot \alpha \cdot A_0 \cdot (K_t)^{1-\alpha} \cdot \sum (K_t^i)^\alpha \cdot \sum H_{t+1}^i$ 。由于 $\sum H_{t+1}^i = R_{t+1} / \sum R_{t+1}^i$, 将 $t+1$ 家庭生产率与资本禀赋加总后可得边际生产率与资本总量, 表示为: $\sum R_{t+1}^i = A_0^2 \cdot \alpha \cdot \exp[(\alpha-1) \cdot (\alpha-2) \cdot 0.5 \cdot \sigma_{K_{t+1}}^2]$, $\sum (K_t^i)^\alpha = (K_t)^\alpha \cdot \exp[\alpha \cdot (\alpha-1) \cdot 0.5 \cdot \sigma_{K_t}^2]$ ^①。于是加总后的资本动态表示为:

① 等式两边取对数有: $\ln \sum (K_t^i)^\alpha = \sum \ln (K_t^i)^\alpha + 0.5 \cdot V[\ln \sum (K_t^i)^\alpha] = \alpha \cdot [\ln \sum (K_t^i) - 0.5 V \ln K_t^i] + 0.5 \cdot \alpha^2 \cdot V[\ln (K_t^i)]$, 上式右边等价于: $\alpha \cdot \ln (K_t) - 0.5 \cdot \alpha \cdot V \ln K_t^i + 0.5 \cdot \alpha^2 \cdot V[\ln (K_t)] = \ln (K_t) + \alpha \cdot (\alpha-1) \cdot \sigma_t^2$ 。再对等式两边取自然指数可得: $\sum (K_t^i)^\alpha = (K_t)^\alpha \cdot \exp[\alpha \cdot (\alpha-1) \cdot 0.5 \cdot \sigma_t^2]$ 。

$$\frac{K_{t+1}}{K_t} = \frac{\beta \cdot \exp[\alpha \cdot (\alpha - 1) \cdot 0.5 \cdot \sigma_{K_t}^2] \cdot R_{t+1}}{A_0 \cdot \exp[0.5(\alpha - 1)(\alpha - 2) \cdot \sigma_{K_{t+1}}^2]} \quad (12)$$

由家庭资本动态方程(11)式可知: $K_{t+1}^i = \beta \cdot \alpha \cdot A_0 \cdot H_{t+1}^i \cdot (K_t)^{1-\alpha} \cdot (K_t^i)^\alpha$ 。对其两边取对数后求方差,可得^①:

$$\sigma_{K_{t+1}}^2 = V[\ln H_{t+1}^i] + \alpha^2 \cdot \sigma_{K_t}^2 \quad (13)$$

将 $V[\ln H_{t+1}^i] = -\tau^2 \cdot V[\ln R_{t+1}^i]$ 和 $V[\ln R_{t+1}^i] = (\alpha - 1)^2 \cdot \sigma_{K_{t+1}}^2$ 代入(13)式可得 $t+1$ 期资本方差为:

$$\sigma_{K_{t+1}}^2 = \alpha^2 \cdot \sigma_{K_t}^2 / [1 + \tau^2 \cdot (\alpha - 1)^2] \quad (14)$$

(2) 金融包容性与益贫式增长

对(12)式两边取对数可得:

$$\Delta \ln K = \ln \beta - \ln A_0 + \ln R_{t+1} + \alpha \cdot (\alpha - 1) \cdot 0.5 \cdot \sigma_{K_t}^2 - 0.5(\alpha - 1)(\alpha - 2) \cdot \sigma_{K_{t+1}}^2 \quad (15)$$

其中 $\Delta \ln K = \ln K_{t+1} - \ln K_t$ 表示资本的增长率。对(15)式两边求 t 期初始资本方差和 $t+1$ 期资本方差的偏导可知:

$$\Delta \ln K / \partial \sigma_{K_t}^2 = \alpha \cdot (\alpha - 1) \cdot 0.5 < 0 \quad \partial \Delta \ln K / \partial \sigma_{K_{t+1}}^2 = -0.5(\alpha - 1)(\alpha - 2) < 0 \quad (16)$$

其中 $0 < \alpha < 1$ 是家庭个体资本的边际报酬。由(16)式可知 t 期或 $t+1$ 期的资本不平等程度越高,资本增长率越低。又由(14)式可知,当金融包容性提高,即 τ 越大时, $\sigma_{K_{t+1}}^2$ 越小。于是得出理论命题1。

命题1: 收入不平等加剧会降低总资本增长,金融包容性提升则能够降低加总层面的不平等程度,提高资本增长率。

加总个体生产函数(1)式可得: $Y_t = A_0 \cdot K_t \cdot \exp[\alpha \cdot (\alpha - 1) \cdot 0.5 \cdot \sigma_{t,k}^2]$ 。于是,总产出增长率表示为:

$$\frac{Y_{t+1}}{Y_t} = \frac{K_{t+1}}{K_t} \cdot \exp[\alpha \cdot (\alpha - 1) \cdot 0.5 \cdot (\sigma_{t+1,k}^2 - \sigma_{t,k}^2)] \quad (17)$$

将总资本增长率(12)式代入总产出增长率(17)式,可得:

$$Y_{t+1}/Y_t = \exp[(\alpha - 1) \cdot \sigma_{t+1,k}^2] \cdot \beta R_{t+1}/A_0 \quad (18)$$

对总产出增长率(18)式两边取对数:

$$\Delta \ln Y = \ln Y_{t+1} - \ln Y_t = \ln \beta R_{t+1} - \ln A_0 + (\alpha - 1) \cdot \sigma_{t+1,k}^2 \quad (19)$$

由(19)式可知 $\partial \Delta \ln Y / \partial \sigma_{t+1,k}^2 = (\alpha - 1) < 0$, 即 $t+1$ 期的资本不平等加剧不利于总产出增长率。考虑(14)式金融包容性提升会降低 $t+1$ 期的资本不平等水平,于是我们得出理论命题2。

命题2: 不平等加剧会降低总产出增长率,对益贫式增长产生负面影响。金融包容性提升则能够降低不平等程度,提高全社会的总产出增长率。

将家庭跨期最优化条件(10)式在 $R_{t+1} = \bar{R}$ 稳态附近对数线性化。于是家庭收入增长率可改写为:

$$\Delta \ln Y^i = \ln Y_0^i - \ln Y_t^i = \ln \beta \bar{R} + (\ln R_{t+1}^i - \ln \bar{R}) / (1 - \tau \cdot \bar{R}) \quad (20)$$

由(20)式可知 $\partial \Delta \ln Y^i / \partial \tau = \bar{R}(\ln R_{t+1}^i - \ln \bar{R}) / (1 - \tau \bar{R})^2$ 。若 $\ln R_{t+1}^i > \ln \bar{R}$ 则家庭倾向于通过资本市场获得贷款。金融包容性水平越高,家庭收入增速越快。若 $\ln R_{t+1}^i < \ln \bar{R}$ 则金融包容性水平越高,家庭收入增长率下降。在家庭资本边际报酬递减的假定下,家庭资本存量较少对应着更高的资本边际生产率水平。因此,金融包容性提高能够促进家庭资本存量较少的家庭获得更快的收入增长。继续对(20)式两边求方差可得:

$$V[\ln Y_{t+1}^i / Y_t^i] = \sigma_{Y_{t+1}}^2 - \sigma_{Y_t}^2 = (\alpha - 1)^2 \cdot \sigma_{K_{t+1}}^2 / (1 - \tau \cdot \bar{R})^2 \quad (21)$$

① 其中 $V[\ln X]$ 表示变量 X 的对数方差。

其中 $\sigma_{Y,t+1}^2$ 和 $\sigma_{Y,t}^2$ 分别表示 $t+1$ 期和 t 期的收入不平等水平。将(14)式的跨期资本方差带入(21)式后可得收入不平等变化率为:

$$\Delta\sigma_{Y,t}^2 = (\alpha - 1)^2 \cdot \sigma_{K,t}^2 / [(1 - \tau \cdot \bar{R})^2 \cdot (1 + \tau^2(\alpha - 1)^2)] \quad (22)$$

由(22)式分母可得: $\partial(1 - \tau \cdot \bar{R})^2 / \partial\tau = 2\bar{R}(\tau\bar{R} - 1)$ 且 $\partial(1 + \tau^2(\alpha - 1)^2) / \partial\tau = 2\tau(\alpha - 1)^2$ 。当金融包容性水平 τ 提高时,(22)式分母变大,于是有 $\partial\Delta\sigma_{Y,t}^2 / \partial\tau < 0$ 。因此,金融包容性提高会降低家庭收入增长率的方差,降低收入不平等。于是可得理论命题3。

命题3: 金融包容性提升能够促使初期资本较少的低收入家庭获得更高的收入增长率,降低家庭收入不平等,有助于实现益贫式增长。

四、指标设定与数据来源

1. 益贫式增长的测度

假设 t 时期 i 国个体收入 x_{it} 是满足分布函数为 $F(x_{it})$ 的随机变量, p 表示贫困人口对应的人口比重, $x_{it}(p) = F_{it}^{-1}(p)$ 表示分组收入水平,贫困人口收入分布洛伦兹曲线定义为:

$$L_{it}(p) = \frac{1}{\omega_{it}} \int_0^p x_{it}(q) dq \quad (23)$$

其中 $\omega_{it} = \int_0^1 x_{it}(q) dq$ 表示 t 期全社会的平均收入水平。贫困人口收入分布又可以表示为相对收入与贫困人口比重的乘积,即:

$$L_{it}(p) = (\omega_{it}^p / \omega_{it}) \cdot p \quad (24)$$

其中,对(24)式两边取对数差分,可得贫困人口收入增长率为:

$$g_{it}(\omega_{it}^p) = \frac{\ln\omega_{it}^p - \ln\omega_{it-1}^p}{\omega_{it}^p - \omega_{it-1}^p} = \underbrace{\frac{\ln\omega_{it} - \ln\omega_{it-1}}{\omega_{it} - \omega_{it-1}}}_{\text{贫困人口人均收入增长率}} + \underbrace{\frac{\ln L_{it}(p) - \ln L_{it-1}(p)}{\omega_{it} - \omega_{it-1}}}_{\text{贫困人口收入分布变化率}} \quad (25)$$

根据(24)式和(25)式以及广义洛伦兹曲线的定义,设定全局益贫式增长率如下:

$$PROG_{it} = \int_0^1 g_{it}(\omega_{it}^p) dp = \underbrace{\frac{\ln\omega_{it} - \ln\omega_{it-1}}{\omega_{it} - \omega_{it-1}}}_{\text{全局平均收入增长率}} + \underbrace{\int_0^1 \frac{[\ln L_{it}(p) - \ln L_{it-1}(p)] dp}{\omega_{it} - \omega_{it-1}}}_{\text{全社会收入分布变化率}} \quad (26)$$

定义 t 时期的社会不平等指数为:

$$\ln D_{it} = 2 \int_0^1 [\ln p - \ln L_{it}(p)] dp \quad (27)$$

将(27)式代入(26)式可得全局益贫式增长率为:

$$PROG_{it} = \underbrace{\frac{\ln\omega_{it} - \ln\omega_{it-1}}{\omega_{it} - \omega_{it-1}}}_{\text{全局平均收入增长率}} - (\ln D_{it} - \ln D_{it-1}) = g_{it} - (\ln D_{it} - \ln D_{it-1}) = g_{it} - \Delta \ln D_{it} \quad (28)$$

由(28)式可知,益贫式增长率等于全社会平均收入水平增长率 g_{it} 与全局收入不平等变化率 $\Delta \ln D_{it}$ 之和。根据 Son 等(2008)的定义,当收入不平等变化率 $\Delta \ln D_{it} < 0$ 且 $g_{it} > 0$ 时,益贫式增长率高于可观察的平均收入增长率,此时可以定义为益贫式增长;当 $\Delta \ln D_{it} > 0$ 且 $g_{it} > 0$,即不平等造成了益贫式增长率低于实际平均收入增长率时,此时为反贫式增长。本文使用人均 GDP 表示社会平均收入。社会收入不平等指数 $\ln D_{it}$ 按照(27)式测算,利用(27)式的一阶差分得到益贫式增长率 $PROG_{it}$ 。将五等分收入组居民收入占总收入的比重 $SINC_{it}^q$ ($q=1, 2, 3, 4, 5$) 引入分析^①,同时按照 1.9 美元/天收入标准测度的各国贫困发生率 PVI_{it} 作为益贫式增长的指标进行补充说明。

2. 收入不平等与金融包容性

① 五等分收入组别分别对应最低 20% 收入组、中低 20% 收入组、中等 20% 收入组、中高 20% 收入组和最高 20% 收入组。

(1) 收入不平等

参考 Deininger 等(1998)以及 Beck 等(2004)对收入不平等的衡量方法。本文使用 t 时期 i 国的基尼系数 $GINI_{it}$ 表示收入不平等。

(2) 金融包容性指数

使用 Sarma 和 Pais(2011)所提出的 IFI 指数计算方法测度各国金融服务的包容性水平 IFI_{it} 。假设 i 国 t 期各国存贷款规模占 GDP 比重为 FIN_{ijt} , 其中 $j = D, L$ 分别表示存款和贷款规模。定义金融包容度为:

$$IFI_{ijt} = \lambda_{jt} \cdot \left(\frac{FIN_{ijt} - \min_{jt}}{\max_{jt} - \min_{jt}} \right) \quad (29)$$

其中 \min_{jt} 和 \max_{jt} 分别表示 t 时期截面内各国存贷款规模占 GDP 比重的最小值和最大值。 $0 \leq \lambda_{jt} \leq 1$ 为指标 j 的权重。定义 $\lambda_{jt} = v_{jt} / \sum_{j=1}^2 v_{jt}$, $v_{jt} = \sigma_{jt} / \bar{X}_{jt}$, σ_{jt} 表示指标 j 的标准差, \bar{X}_{jt} 表示 t 期指标 j 的截面均值^①。各国存款与信贷规模占 GDP 比重原始数据均来自 WDI。使用存款与私人部门信贷规模占 GDP 比重测度私人部门金融包容性水平 $PIFI_{it}$ 以分析私人部门金融包容性的影响。

(3) 控制变量

控制变量选择如下: 劳动参与率(LBF_{it}) ,用就业人口占劳动力人口比重表示; 人力资本(HUM_{it}) ,用中学教育程度的毛入学率表示; 基础教育(PIS_{it}) ,用小学教育毛入学率表示; 总资本形成(GCF_{it}) ,用全社会总资本形成占 GDP 比重表示; 对外开放程度(TRD_{it})。城市化水平(UBP_{it})。物价水平(CPI_{it}) ; 失业率水平(UEM_{it}) 用失业率表示; 政府公共服务水平 ,用健康支出占 GDP 比重(HLH_{it}) 和教育支出占 GDP 比重(EDU_{it}) 表示。指标原始数据均来自 WDI。剔除 1990~2017 年只存在一个年份的国家和重要指标缺失的样本得到 142 个国家 1990~2017 年的非平衡面板数据。实证分析使用的变量定义和指标说明见表 1 样本描述性统计分析结果见表 2。

五、实证分析

1. 益贫式增长与金融包容性的特征事实

(1) 整体情况

利用(28)式对 142 个国家 1990~2017 年的益贫式增长率进行测度。从表 3 可以看出,考察期内更多的国家呈现出人均 GDP 增长的现象。在 1309 个样本中,有 81.05% 的国家呈现人均 GDP 的增长; 只有 248 个样本出现负增长,占比为 18.95%; 益贫式增长的样本个数为 723 个,占比 55.23%,多于反贫式增长比重的 44.77%。在人均 GDP 增长的样本中,有 593 个样本呈现益贫式增长,占比 55.89%,高于反贫式增长比重的 44.11%。上述分析表明,较多的国家出现经济增长,但仍有较多的国家由于收入分配恶化而出现反贫式增长。

按照 Sarma 和 Pais(2011)的定义,金融包容性指数值越大,金融包容性水平越高。从表 4 的结果可知,金融包容性越强越有可能导致人均 GDP 的增长,且这一效应在两类金融包容性指数中均存在,出现益贫式增长样本的金融包容性指数均值也显著高于反贫式增长的样本。

^① 参考 Sarma 和 Pais(2011)的金融包容性指数测算方法,利用(29)式得到 IFI_{ijt} 之后,定义如下距离函数: $D_{it}^1 = (\sum_{j=1}^2 IFI_{ijt}^2 / \sum_{j=1}^2 \lambda_{jt}^2)^{1/2}$ 与 $D_{it}^2 = 1 - [\sum_{j=1}^2 (IFI_{ijt} - \lambda_{jt})^2 / \sum_{j=1}^2 \lambda_{jt}^2]^{1/2}$, 由此得到最终金融包容性指数计算公式为: $IFI_{it} = (D_{it}^1 + D_{it}^2) / 2$ 。如此设定可确保金融包容性指数介于 0~1 之间。

表 1 变量定义、指标说明及数据来源

数据来源	变量	符号	指标说明	
益贫式增长	益贫式增长率	<i>PROG</i>	实际人均收入增长率与收入平等变化率之和 人均收入和五等分收入组收入比数据来自 WDI, 经 Son 和 Kakwani(2008) 的方法测度所得	
	贫困发生率	<i>PVI</i>	1.9 美元/天标准的贫困人口比 世界银行 WDI 数据库	
	五等分组别收入比	<i>SINC_p</i>	最低 20% 至最高 20% 分组收入比 $p=1, 2, 3, 4, 5$ 同上	
不平等	基尼系数	<i>GINI</i>	衡量收入不平等的主要指标 同上	
金融包容性	金融包容性指数	<i>IFI</i>	社会存贷款规模占 GDP 比重测度的金融服务包容性指数 原始数据来自 WDI, 经 Sarma 和 Pais(2011) 的方法测度所得	
	私人部门金融包容性指数	<i>PIFI</i>	以私人部门信贷规模与存款规模占 GDP 比重的重新测度 同上	
控制变量	劳动参与率	<i>LBF</i>	就业人口占劳动力人口比重	
	人力资本	<i>HUM</i>	中学教育毛入学率	
	总资本形成	<i>GCF</i>	全社会资本形成占 GDP 比重	
	对外开放程度	<i>TRD</i>	进出口总额占 GDP 比重	
	城市化	<i>URB</i>	城市人口占总人口比重	世界银行 WDI 数据
	物价水平	<i>CPI</i>	消费价格指数	
	失业	<i>UEM</i>	失业率	
	健康支出	<i>HLH</i>	健康经费支出占 GDP 比重	
	教育支出	<i>EDU</i>	教育经费支出占 GDP 比重	
	基础教育	<i>PIS</i>	小学教育毛入学率	

表 2 原始变量的描述性统计分析结果

变量	符号	观察值	算术平均值	标准差	最小值	最大值
益贫式增长率	<i>PROG</i>	1309	0.089	0.426	-3.099	3.758
贫困发生率	<i>PVI</i>	1451	11.526	18.418	0.05	94.1
基尼系数	<i>GINI</i>	1451	39.415	9.402	23.7	65.8
最低 20% 收入比	<i>SINC1</i>	1451	6.331	2.170	0.90	10.9
中低 20% 收入比	<i>SINC2</i>	1451	10.800	2.390	4.3	15.1
最高 20% 收入比	<i>SINC5</i>	1451	46.309	7.750	34.0	71.0
金融包容性	<i>IFI</i>	984	0.295	0.162	0.012	0.805
私人部门金融包容性	<i>PIFI</i>	1145	0.260	0.218	0.000	1.000
劳动参与率	<i>LBF</i>	1241	46.323	12.361	15.706	92.000
人力资本	<i>HUM</i>	1348	81.953	28.219	5.347	163.931
总资本形成	<i>GCF</i>	1413	24.133	7.185	4.884	67.911
对外开放程度	<i>TRD</i>	1432	84.908	47.645	13.753	416.389
城市化	<i>URB</i>	1451	60.827	20.126	6.637	97.876
物价水平	<i>CPI</i>	1363	19.685	176.000	-30.856	4734.914
失业	<i>UEM</i>	1432	7.951	5.342	0.319	37.266
健康支出	<i>HLH</i>	1135	6.784	2.289	1.852	17.073
教育支出	<i>EDU</i>	703	90.993	5.886	54.211	101.018
基础教育	<i>PIS</i>	1380	102.69	12.944	26.466	165.645

表 3 基于益贫式增长样本个数测度结果

增长类型	正增长	占比	负增长	占比	合计	占比
益贫式增长	593	55.89%	130	52.42%	723	55.23%
反贫式增长	468	44.11%	118	47.58%	586	44.77%
总和	1061	81.05%	248	18.95%	1309	100.00%

注:表中数值为特定增长类型的样本个数,百分比为各增长类型的分类比重。

表 4 按增长特征分类的金融包容性指数均值比较

金融包容度	金融包容性指数		私人部门金融包容性指数	
	正增长	负增长	正增长	负增长
益贫式增长	0.501	0.279	0.453	0.245
反贫式增长	0.292	0.177	0.278	0.118
均值	0.397	0.228	0.366	0.182

注:表中数值为特定增长类型下金融包容性指数均值。

(2) 收入差异国家的分析

根据世界银行的收入阶段划分^①标准,按照年人均 GNI 标准划分四个收入阶段国家进行比较。表 5 的统计结果表明,中高收入国家中实现益贫式增长的样本比例最高,为 43.79%,中低收入国家实现益贫式增长比重为 41.7%,低收入国家实现益贫式增长比重为 34.29%。这说明中等收入国家中实现益贫式增长的比例较高,高收入国家和低收入国家则更易出现反贫式增长。高收入国家的金融包容性水平平均依次高于中等收入国家和低收入国家,中等收入国家之间的金融包容性没有较大差异(Sarma 和 Pais 2011;程相宾等 2019)。

表 5 按收入水平划分的益贫式增长与金融包容性比较

收入阶段	高收入国家	中高收入国家	中低收入国家	低收入国家
划分标准(人均 GNI)	高于 12235	[3956, 12235)	[1006, 3956)	低于 1006
益贫式增长	188(38.52%)	229(43.79%)	140(41.79%)	36(34.29%)
反贫式增长	166(34.02%)	164(31.36%)	109(32.54%)	29(27.62%)
金融包容性指数	0.414	0.281	0.280	0.238
私人金融包容性指数	0.439	0.241	0.211	0.113
国家数	37	44	37	24
样本数	488	523	335	105

注:表中益贫式增长和反贫式增长为对应收入组国家该增长类型的观察值个数及比重,只考虑人均 GDP 增长的样本,故二者之和小于 100%。金融包容性指数为对应样本均值。

2. 实证方法设计

(1) 收入不平等与益贫式增长

理论命题 1 和命题 2 认为,收入不平等加剧对益贫式增长存在不利影响。以设定如下基础计量模型进行检验:

$$Y_{it} = cons + \rho_1 \cdot GINI_{it} + \rho_2 \cdot control_{it} + \lambda_i + \delta_t + \xi_{it} \quad (30)$$

其中 i 、 t 分别表示国家和年份, ρ_i 为估计系数, Y_{it} 为益贫式增长的相关被解释变量,由益贫式增长率 $PROG_{it}$ 、贫困发生率 PVI_{it} 和贫困深度 PVG_{it} 表示。 $GINI_{it}$ 为基尼系数, $control_{it}$ 为控制变量集合, $cons$ 为常数项, λ_i 表示国家控制变量, δ_t 表示时间控制变量, ξ_{it} 为随机误差项。

^① <https://datahelpdesk.worldbank.org/knowledgebase/articles/906519-world-bank-country-and-lending-groups>.

(2) 金融包容性与益贫式增长

理论命题 3 认为,金融包容性提高有利于实现益贫式增长,设定基础计量模型如下:

$$Y_{it} = cons + \gamma_1 \cdot IFI_{it} + \gamma_2 \cdot control_{it} + \kappa_i + \varphi_t + \zeta_{it} \quad (31)$$

其中 Y_{it} 仍为益贫式增长相关被解释变量, IFI_{it} 为金融包容性指数,反映金融包容性对益贫式增长的影响, $control_{it}$ 为控制变量集合, κ_i 和 φ_t 分别表示国家和时间控制变量, ζ_{it} 为随机误差项。

3. 实证检验结果

采用 Hausman 检验确定模型设定,使用异方差稳健标准误方法估计(30)式,同时考虑变量内生性的影响,使用系统 GMM 方法进行估计,所有变量均取对数处理。表 6 是回归结果,分析如下:

表 6 基础模型(30)式全样本回归结果

模型 被解释变量	面板固定效应		系统 GMM				
	(1) 益贫式增长率	(2) 贫困发生率	(3) 益贫式增长率	(4) 贫困发生率	(5) 最低 20% 收入比	(6) 中低 20% 收入比	(7) 最高 20% 收入比
$Y(-1)$			0.532 *** (0.008)	0.627 *** (0.004)	0.360 *** (0.009)	0.248 *** (0.006)	0.040 *** (0.003)
<i>GINI</i>	-3.859 *** (0.125)	3.303 *** (0.349)	-3.167 *** (0.051)	0.960 *** (0.049)	-1.043 *** (0.012)	-0.747 *** (0.006)	0.660 *** (0.002)
<i>LBF</i>	1.107 *** (0.252)	-0.022 *** (0.009)	0.052 *** (0.009)	-0.005 (0.017)	0.007 *** (0.002)	0.003 *** (0.001)	-0.000 (0.000)
<i>HUM</i>	0.631 *** (0.010)	-1.018 *** (0.247)	0.049 ** (0.023)	-0.483 *** (0.037)	0.042 *** (0.007)	0.008 ** (0.003)	0.001 (0.001)
<i>GCF</i>	0.049 *** (0.021)	-1.243 *** (0.185)	0.174 *** (0.015)	-0.156 *** (0.020)	0.015 *** (0.005)	0.014 *** (0.003)	0.001 (0.001)
<i>TRD</i>	0.044 *** (0.003)	-0.086 *** (0.004)	0.118 *** (0.014)	-0.090 *** (0.032)	0.019 *** (0.006)	0.021 *** (0.002)	0.010 *** (0.001)
<i>URB</i>	0.711 *** (0.696)	-0.814 *** (0.292)	0.793 *** (0.037)	-0.423 *** (0.026)	0.047 *** (0.007)	0.040 *** (0.005)	0.007 *** (0.002)
<i>CPI</i>	-0.018 *** (0.004)	0.122 *** (0.022)	-0.014 *** (0.001)	0.006 *** (0.002)	-0.001 *** (0.000)	-0.002 *** (0.000)	0.001 *** (0.000)
<i>UEM</i>	-0.087 *** (0.032)	0.072 *** (0.020)	-0.026 * (0.014)	0.058 *** (0.011)	-0.020 *** (0.003)	-0.012 *** (0.001)	-0.001 ** (0.001)
<i>HIH</i>	0.101 *** (0.003)	-0.151 *** (0.010)	0.132 *** (0.021)	-0.050 *** (0.010)	0.019 *** (0.005)	0.012 *** (0.003)	0.002 (0.001)
常数项	0.013 (0.013)	1.403 (1.723)	5.168 *** (0.172)	5.377 *** (0.083)	5.323 *** (0.085)	4.458 *** (0.040)	1.345 *** (0.013)
R^2	0.672	0.639					
自相关检验 z			-2.636	-4.100	-2.558	-3.139	-3.574
伴随概率			0.002	0.000	0.010	0.002	0.000
Sargan 检验卡方			108.741	98.426	100.391	107.117	99.552
伴随概率			1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
观察值	876	1 003	963	963	963	963	963
国家数	115	124	123	123	123	123	123

注:括号内数值为标准差。***、**、* 分别表示系数统计值在 1%、5%、10% 的水平上通过显著性检验。核心被解释变量为基尼系数。表中(1)列和(2)列为固定效应 OLS 回归,(3)~(7)列为系统 GMM 方法估计。除第(1)列使用变量的对数差分进行回归外,其余各列控制变量均为对数值。同时提供系统 GMM 的残差一阶自相关检验 z 值及 Sargan 过度识别检验卡方值及伴随概率。表 7 注同。

(1) 系统 GMM 模型设定检验。使用滞后 1 期的被解释变量作为工具变量,将劳动参与率 LBF_{it} 和人力资本 HUM_{it} 设定为前定变量,将总资本形成 GCF_{it} 、对外开放程度 TRD_{it} 和失业率 UEM_{it} 设定为内生变量,采用系统 GMM 方法估计模型(30)式。由表 6 中第(3)~(7)列的检验结论可知,滞后 1 期被解释变量与当期被解释变量之间均存在显著的正相关关系。所有系统 GMM 估计的残差均存在一阶自相关^①,Sargan 检验说明所有模型均不能拒绝工具变量有效的原假设。由此可见,表 6 中的系统 GMM 估计方法合适,结论可信。(2) 收入不平等对益贫式增长存在显著负面影响。将被解释变量调整为贫困发生率对数值,使用固定效应普通 OLS 回归的结果则显示,收入不平等加剧会显著提高贫困发生率。这一结果在使用系统 GMM 方法估计时同样显著。收入不平等加剧会显著降低最低 20% 和中低 20% 收入组的收入占比,但对最高 20% 收入组收入占比则有较显著的提升作用,因此收入不平等加剧会提高贫困发生率。(3) 控制变量的影响。首先,劳动参与率提升对益贫式增长有显著的促进作用。劳动参与率提高能够降低贫困发生率,劳动参与率对最低 20% 收入组收入占比的提升幅度最大,同时也会带动中低 20% 收入组的收入占比提高。其次,人力资本与社会总资本提升、扩大对外开放程度、城市化水平的提升以及提高社会公共服务水平均对益贫式增长有显著的促进作用,也对贫困发生率产生显著的抑制作用。控制变量对最低 20% 和中低 20% 收入组收入占比的促进作用较强,说明人力资本、社会总资本、对外开放程度、城市化水平和公共服务水平均能够通过加快中低收入居民的收入更快速增长来实现益贫式增长。物价上涨和失业率的提高也会提升贫困发生率,且对中低收入组居民的影响幅度显著高于最高收入组。

以(31)式为基础分析金融包容性对益贫式增长的影响。对表 7 的实证分析如下:首先,金融包容性提高能够显著提高中低 20% 收入组的收入占比,尤其对中低 20% 收入组别的收入占比促进效应最强。这说明提升金融包容性水平能够有效促进中低收入群体的收入占比提升,从而验证了理论命题 3 的结论。其次,从控制变量的估计结果看,劳动参与率、人力资本、总资本、对外开放程度、城市化水平和社会公共服务均能够提高益贫式增长率,促进益贫式增长,降低贫困发生率。在引入金融包容性变量后,上述控制变量对中低 20% 收入组别的收入占比均表现出更强的拉动作用。这说明上述政策措施均能够促进中低收入阶层收入比重的更快增长,从而降低贫困发生率,推动益贫式增长。

4. 机制检验

进一步分析金融包容性通过人力资本与总资本形成两个渠道促进益贫式增长的内在机制,设定计量模型如下:

$$K_{it} - K_{it-1} = cons + \beta_1 \cdot K_{it-1} + \beta_2 \cdot IFI_{it} + \beta_3 \cdot GINI_{it} + \beta_4 \cdot control_{it} + \lambda_i + \tau_t + v_{it} \quad (32)$$

$$G_{it} - G_{it-1} = cons + \theta_0 \cdot GINI_{it} + \theta_1 \cdot IFI_{it} + \theta_2 \cdot control_{it} + \eta_i + \sigma_t + \varepsilon_{it} \quad (33)$$

其中 i 、 t 分别表示国家和年份, $cons$ 为常数项, β_i 和 θ_i 为估计系数。 K_{it} 是资本变量,由人力资本 HUM_{it} 与社会资本形成占 GDP 反映的总资本 GCF_{it} 表示。 G_{it} 是分配变量,用(27)式计算的社会不平等指数表示。 $control_{it}$ 为控制变量集合。定义当 $K_{it} - K_{it-1} \geq 0$ 或 $G_{it} - G_{it-1} \geq 0$ 时,取 $L_{ijt} = 1$; 当 $K_{it} - K_{it-1} < 0$ 或 $G_{it} - G_{it-1} < 0$ 时,取 $L_{ijt} = 0$ ($j = K, G$),用于面板 Logit 模型分析。

(1) 资本积累机制。使用普通固定效应 OLS、差分 GMM 和固定效应 Logit 方法估计(32)式。在差分 GMM 估计时,将基础教育 PIS_{it} 和城市化水平 UBP_{it} 设为前定变量,将失业率 UEM_{it} 和教育支出 EDU_{it} 占比作为内生变量,将滞后一期的被解释变量 Y_{it-1} 作为工具变量。因此,(32)式中 β_1 对应的是 1 减去表 8 中差分 GMM 估计得到滞后 1 期被解释变量的估计系数。结果分析如下:

^① 我们同时对每个模型进行了高阶自相关检验,结论表明,所有模型均不存在高阶自相关。限于篇幅,高阶自相关检验结果备索。

表 7 基础模型(31)式全样本回归结果

模型 被解释变量	面板固定效应		系统 GMM				
	(1) 益贫式增长率	(2) 贫困发生率	(3) 益贫式增长率	(4) 贫困发生率	(5) 最低 20% 收入比	(6) 中低 20% 收入比	(7) 最高 20% 收入比
$Y(-1)$			0.870 *** (0.018)	0.759 *** (0.009)	0.838 *** (0.019)	0.839 *** (0.020)	0.823 *** (0.027)
<i>IFI</i>	0.069 *** (0.014)	-0.311 *** (0.115)	0.063 *** (0.014)	0.059 *** (0.016)	0.015 *** (0.004)	0.020 *** (0.003)	0.007 *** (0.001)
<i>LBF</i>	1.911 * (1.003)	-2.076 *** (0.454)	0.067 *** (0.021)	-0.104 *** (0.017)	0.003 *** (0.001)	0.004 * (0.002)	0.011 *** (0.003)
<i>HUM</i>	0.275 *** (0.100)	-0.533 *** (0.102)	-0.049 (0.052)	-0.287 *** (0.070)	0.014 *** (0.005)	0.011 *** (0.002)	0.002 (0.007)
<i>GCF</i>	0.059 *** (0.011)	-0.684 *** (0.187)	0.219 *** (0.051)	-0.197 *** (0.026)	0.050 *** (0.011)	0.038 *** (0.010)	0.034 *** (0.004)
<i>TRD</i>	0.435 *** (0.039)	-0.398 ** (0.199)	0.216 *** (0.055)	-0.112 * (0.060)	0.037 * (0.020)	0.040 *** (0.013)	0.002 (0.005)
<i>URB</i>	2.901 *** (0.828)	-2.841 *** (0.775)	0.241 *** (0.076)	-0.246 *** (0.047)	0.045 ** (0.023)	0.008 (0.016)	0.000 (0.013)
<i>CPI</i>	-0.087 *** (0.020)	0.616 *** (0.035)	-0.015 *** (0.005)	0.020 ** (0.008)	-0.001 (0.002)	-0.004 *** (0.001)	0.003 *** (0.001)
<i>UEM</i>	-0.259 ** (0.108)	0.173 *** (0.008)	-0.150 *** (0.032)	0.116 *** (0.020)	-0.015 (0.001)	-0.018 *** (0.005)	-0.003 (0.004)
<i>HIH</i>	0.624 *** (0.122)	-1.068 *** (0.226)	-0.433 *** (0.084)	0.482 *** (0.065)	0.029 *** (0.001)	0.013 *** (0.003)	0.005 (0.010)
常数项	0.034 (0.026)	46.115 *** (5.870)	-1.392 ** (0.595)	3.692 *** (0.341)	0.109 (0.111)	0.202 *** (0.076)	0.606 *** (0.144)
R^2	0.275	0.277					
自相关检验 z			-3.139	-3.129	-2.799	-3.441	-3.658
伴随概率			0.002	0.002	0.005	0.000	0.000
Sargan 检验卡方			74.507	72.908	78.197	74.360	72.393
伴随概率			1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
观察值	550	646	623	623	623	623	623
国家数	85	93	92	92	92	92	92

第一,滞后 1 期被解释变量与被解释变量变化率 $Y(-1)$ 的估计系数均显著为负,人力资本和总资本均具有较强的收敛特征;第二,金融包容性提升与人力资本和总资本增长率之间存在显著的正相关关系,且金融包容性对人力资本积累的影响程度更强,收入不平等加剧会降低人力资本和总资本变化率,但对总资本增长的负面影响更强;第三,基础教育覆盖率提高、城市化和教育支出占 GDP 比重提高均对人力资本积累有显著的正向促进作用;第四,对外开放程度与城市化水平提升则与总资本积累显著正相关。由此可见,资本积累机制是金融包容性和收入不平等影响益贫式增长的重要路径,从而验证了理论命题 1。我们还发现,金融包容性对人力资本积累的促进作用较强,而收入不平等则会对社会总资本积累产生更大的负面影响。

(2) 分配改善机制。使用面板固定效应 Logit 模型检验金融包容性与社会不平等指数增长可能性

表 8 金融包容性影响益贫式增长的资本积累机制

模型 被解释变量	人力资本			总资本		
	固定效应 (1)	差分 GMM (2)	面板 Logit (3)	固定效应 (4)	差分 GMM (5)	面板 Logit (6)
$Y(-1)$	-0.590 *** (0.037)	-0.625 *** (0.014)	-7.888 *** (2.768)	-0.605 *** (0.031)	-0.557 *** (0.004)	-5.074 *** (0.577)
<i>IFI</i>	0.024 * (0.014)	0.026 *** (0.002)	1.476 ** (0.707)	0.037 * (0.019)	0.019 *** (0.001)	0.353 (0.282)
<i>GINI</i>	-0.153 *** (0.050)	-0.080 ** (0.033)	-3.254 (2.397)	-0.167 ** (0.080)	-0.342 *** (0.011)	-1.065 (1.151)
<i>PIS</i>	0.574 *** (0.063)	0.651 *** (0.079)	10.188 *** (3.372)			
<i>TRD</i>				0.152 *** (0.034)	0.274 *** (0.006)	2.136 *** (0.491)
<i>URB</i>	1.428 *** (0.141)	1.341 *** (0.164)	25.857 *** (9.092)	0.196 *** (0.053)	0.173 *** (0.020)	0.927 (1.178)
<i>EDU</i>	0.142 *** (0.060)	0.159 *** (0.039)	2.803 (3.134)			
<i>UEM</i>	-0.026 ** (0.012)	-0.017 *** (0.005)	-0.320 (0.657)	-0.170 *** (0.021)	-0.092 *** (0.003)	-0.955 *** (0.309)
常数项	-5.490 *** (0.667)	-5.120 *** (0.755)		0.518 (0.490)	-1.183 *** (0.142)	
R^2	0.562			0.576		
自相关检验 z	-3.123			-4.138		
伴随概率	0.001			0.000		
Sargan 检验卡方	45.982			78.180		
伴随概率	1.000			1.000		
极大似然值				-117.801		
LR χ^2				30.23		
观察值	369	285	300	868	767	839
国家数	69	51	35	101	88	82

注: 括号内数值为标准差, ***、**、* 分别表示系数统计值在 1%、5%、10% 的水平上通过显著性检验。分别使用固定效应 OLS、差分 GMM 和面板 Logit 回归进行检验。第(1)列和第(4)列使用被解释变量的对数差分进行回归。Logit 回归被解释变量是人力资本和总资本是否增长的虚拟变量。系统 GMM 列的 $Y(-1)$ 系数为滞后 1 期被解释变量与当期被解释变量估计值与 1 的差值。同时提供系统 GMM 的残差一阶自相关检验 z 值、Sargan 过度识别检验卡方值及伴随概率、面板 Logit 回归极大似然之和卡方值。

的关系。考虑金融包容性与收入分配之间可能存在内生性问题,将固定总资产形成 GCF_{it} 和健康支出 HH_{it} 作为工具变量,进行工具变量两阶段最小二乘估计。在 GMM 估计时,引入滞后一期的社会不平等指数作为工具变量,控制变量设定同表 7。从表 9 的估计结果看,在控制基尼系数对社会不平等促进效应的条件下,金融包容性与社会不平等指数之间存在显著的负相关关系。这说明金融包容性提升不仅能够促进资本积累加速,具有“增长效应”,也能够促进收入均等化,具有“分配效应”,从而验证了理论命题 2。

5. 稳健性检验

(1) 替换核心变量。使用私人部门金融包容性指数替换全社会金融包容性指数,利用基础计量模

表 9 金融包容性影响益贫式增长的分配改善机制

模型 被解释变量	社会不平等指数					
	面板 Logit (1)	面板 IV (2)	差分 GMM (3)	系统 GMM (4)	差分 GMM (5)	系统 GMM (6)
$Y(-1)$			-0.887*** (0.007)	-0.745*** (0.013)	-0.717*** (0.002)	-0.723*** (0.001)
<i>IFI</i>	-2.391*** (0.045)	-0.373*** (0.023)	-0.019*** (0.006)	-0.021*** (0.004)	-0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.000)
<i>GINI</i>	10.527*** (1.799)	2.207*** (0.269)	4.445*** (0.060)	4.133*** (0.074)	5.466*** (0.013)	5.128*** (0.009)
是否包含控制变量	是	是	是	是	否	否
常数项			6.533*** (1.316)	-6.355*** (0.427)	-11.371*** (0.029)	-10.051*** (0.024)
R^2		0.416				
自相关检验 z			-3.677	-4.026	-3.256	-3.383
伴随概率			0.001	0.002	0.005	0.001
Sargan 检验卡方			64.962	77.779	63.128	68.936
伴随概率			1.000	1.000	1.000	1.000
极大似然值	-272.461					
LR χ^2	52.39					
识别不足检验 p 值		0.000				
弱工具变量 F 检验		10.760				
过度识别检验 p 值		0.309				
观察值	599	610	528	623	782	891
国家数	72	79	78	92	94	109

注: 括号内数值为标准差,***、**、* 分别表示系数统计值在 1%、5%、10% 的水平上通过显著性检验。核心被解释变量为社会不平等指数,Logit 回归被解释变量是社会不平等指数是否增长的虚拟变量,GMM 回归时的控制变量设定同表 7,GMM 所得 $Y(-1)$ 的估计系数计算同表 9。限于篇幅,控制变量回归结果备索。

型(31)式进行替换核心解释变量稳健性检验。表 10 的回归结果表明,私人部门金融包容性指数与益贫式增长率之间依然存在显著的正相关关系,与贫困发生率存在负相关关系,说明私人部门金融包容性提高对益贫式增长和减贫同样存在显著的正面促进作用。私人部门金融包容性会显著提升中低和最高收入 20% 收入组居民的收入比重,但对最低 20% 收入组收入占比的影响则不显著,因此私人部门金融包容性提升能够促进益贫式增长,降低贫困发生率。然而,单纯提升私人部门金融包容性对最低收入群体的收入拉动作用不明显,且有可能会拉大收入差距,不利于益贫式增长。

(2) 分样本检验。从表 11 的分样本稳健性检验可以看出,金融包容性仅对中等收入国家社会不平等指数存在显著抑制作用,对低收入国家的收入分配改善存在显著不利影响。我们认为:首先,低收入国家国内私人部门金融体系不健全,在金融部门政府垄断的条件下,私人部门基于“寻租”方式获得更为集中化的金融资源,造成金融部门难以充分发挥资源优化配置,难以实现资本均等化的功能,继而造成私人部门金融包容性提高而加剧了社会不平等程度(Arestis 等 2004)。此外,金融包容性对低收入国家的资本积累并不存在显著影响,尽管金融包容性能够促进低收入国家实现益贫式增长,但金融包容性对资本积累和分配改善促进作用依然较弱。

表 10 基础模型(31)式的稳健性检验

模型 被解释变量	面板固定效应		系统 GMM				
	(1) 益贫式增长率	(2) 贫困发生率	(3) 益贫式增长率	(4) 贫困发生率	(5) 最低 20% 收入比	(6) 中低 20% 收入比	(7) 最高 20% 收入比
$Y(-1)$			0.891 *** (0.011)	0.754 *** (0.006)	0.838 *** (0.019)	0.839 *** (0.020)	0.823 *** (0.027)
$PIFI$	0.052 ** (0.025)	-0.129 ** (0.061)	0.096 *** (0.008)	0.005 (0.008)	0.005 (0.004)	0.003 *** (0.001)	0.004 *** (0.001)
常数项	0.068 *** (0.022)	40.799 *** (5.513)	0.197 (0.572)	3.388 *** (0.410)	0.109 (0.111)	0.202 *** (0.076)	0.606 *** (0.144)
R^2	0.071	0.243					
自相关检验 z			-3.321	-3.159	-2.799	-3.441	-3.658
伴随概率			0.000	0.002	0.005	0.001	0.000
Sargan 检验卡方			88.305	87.592	78.197	74.360	72.393
伴随概率			1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
观察值	629	736	710	710	623	623	623
国家数	96	104	103	103	92	92	92

注: 括号内数值为标准差。***、**、* 分别表示系数统计值在 1%、5%、10% 的水平上通过显著性检验。核心被解释变量为基尼系数。表中(1)列和(2)列为固定效应 OLS 回归,(3)~(7)列为系统 GMM 方法估计。除第(1)列使用变量的对数差分进行回归外,其余各列控制变量均为对数值。

六、结论与政策建议

本文的主要结论如下:(1)收入不平等加剧会导致反贫式增长的出现,经济增长的减贫效应会伴随着收入分配的改善而显著提高。(2)金融包容性的提升能够降低加总层面的不平等程度,提高资本增长率与总产出增长率。(3)金融包容性提升与人力资本和总资本增长率之间存在显著的正相关关系,且金融包容性对人力资本积累的影响程度更强。因此,金融包容性提高不仅具有“增长效应”,也具有显著的“分配改善效应”。(4)单纯提升私人部门金融包容性对最低收入组群体的收入拉动作用不明显,且有可能拉大收入差距,不利于益贫式增长。由于金融包容性对低收入国家的资本积累并不存在显著影响,因此,金融包容性对低收入国家资本积累和分配改善的促进作用依然较弱。

经济增长的减贫作用毋庸置疑,但经济增长和收入不平等的加剧又显著削弱了增长的减贫效应,如何在实现经济增长的同时改善收入分配就成为益贫式增长进程中必然面临的理论与实践难题。本文基于跨国面板数据的实证分析认为,提升金融包容性是兼备经济增长与收入分配改善双重功能的政策选择,因此,基于本文的分析和中国实践,我们提出以下政策建议:

第一,大力开展普惠金融,提升国内金融包容性水平。在部分低收入国家中,由于金融体系不健全,在金融部门政府垄断的条件下,部分企业基于“寻租”方式更容易获得集中的金融资源,造成实践中金融部门很难发挥金融资源优化配置的功能。因此,应当转变传统金融发展观念,坚持普惠金融理念,在吸收国外包容性金融发展实践经验的基础上推动金融包容性发展。第二,放宽金融市场准入标准,增加有效的金融服务供给。目前,分布国内城乡的小额信贷公司、民间借贷公司等新型金融组织很难满足多元化的金融服务需求,监管缺失与现实发展的困境也造成城市地区的互联网金融、区块链金融和新型农村金融组织的发展陷入困境。应着力建立需求导向、多层次和多元化的包容性金融体系,保障中小微企业

表 11 按收入水平划分的分样本系统 GMM 稳健性检验

样本分类		高收入国家	中高收入国家	中低收入国家	低收入国家
被解释变量	核心解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
益贫式增长率	<i>PIFI</i>	0.037 *** (0.006)	0.058 *** (0.005)	0.047 *** (0.002)	0.290 *** (0.105)
	<i>PIFI</i>	-0.310 *** (0.024)	-0.021 *** (0.003)	-0.120 *** (0.002)	-0.031 *** (0.008)
分配改善机制	<i>PIFI</i>	0.001 (0.013)	-0.035 *** (0.001)	-0.079 *** (0.001)	0.012 ** (0.005)
	<i>GINI</i>	1.445 *** (0.098)	5.195 *** (0.009)	4.036 *** (0.033)	5.096 *** (0.168)
观察值		207	456	286	77
国家数		18	44	36	24
人力资本机制	<i>PIFI</i>	0.041 *** (0.010)	0.003 *** (0.001)	0.046 *** (0.005)	0.003 (0.017)
	<i>GINI</i>	-0.041 (0.035)	-0.036 *** (0.009)	-0.104 *** (0.023)	-0.295 *** (0.017)
观察值		198	407	245	68
国家数		17	40	35	22
总资本机制	<i>PIFI</i>	0.057 *** (0.021)	0.034 *** (0.003)	0.030 *** (0.003)	0.000 (0.022)
	<i>GINI</i>	-0.196 ** (0.079)	-0.076 ** (0.034)	-0.109 ** (0.056)	0.082 (0.398)
观察值		206	450	268	74
国家数		18	41	31	22

注: 括号内数值为标准差,***、**、* 分别表示系数统计值在 1%、5%、10% 的水平上通过显著性检验。仅使用滞后 1 期被解释变量作为工具变量进行系统 GMM 估计,省略滞后 1 期被解释变量及控制变量估计结果。估计结果常数项、系统 GMM 的残差一阶自相关检验以及 Sargan 过度识别检验结果备案。

业、农户和贫困阶层等获得公平的发展机会和金融接入服务。第三,加强信用体系建设,减少资金供求方的信息不对称。政府应从金融供求两个方面建立真实可信的“动态”信贷征信体系。一方面,以提高资金使用效率为导向,确保金融资金“精准到户”;另一方面,通过建立普惠金融与包容性金融发展信息平台,为资金供求双方提供更精准的信息服务,从而降低交易成本,提升融资效率。

参考文献

- [1] Arestis Philip, Caner Asena. Financial Liberalization and Poverty: Channels of Influence[J]. The Levy Economics Institute Working Paper Archive, 2004.
- [2] Beck, Thorsten, Demirgüç-Kunt, Asli, Levine, Ross. Finance, Inequality, and Poverty: Cross-Country Evidence[J]. World Bank Policy Research Working Paper, No. 3388, 2004.
- [3] Beck, Thorsten., Demirgüç-Kunt, Asli, Levine, Ross. Finance, Inequality and the Poor[J]. Journal of Economic Growth, 2007, 12(1): 27-49.
- [4] Clarke, George. R G, Xu, Lixin, Colin, Zou, Heng-Fu. Finance and Income Inequality: Test of Alternative Theories[J]. Policy Research Working Paper Series, 2003.
- [5] Deininger Klaus, Squire Lyn. New Ways of Looking at Old Issues: Inequality and Growth[J]. Journal of Development Economics, 1998, 57(2): 259-287.

- [6] Dimova Ralitz , Adebawale , Olabimtan. Does Access to Formal Finance Matter for Welfare and Inequality? Micro Level Evidence from Nigeria[J]. The Journal of Development Studies ,2017 ,54(2) :1-17.
- [7] Doumbia Djeneba. The Quest for Pro-poor and Inclusive Growth: the Role of Governance [J]. ECINEQ Working Paper , No. 458 ,2018.
- [8] Greenwood Jeremy , Jovanovic , Boyan. Financial Development , Growth , and the Distribution of Income [J]. Journal of Political Economy , 1990 ,98(5) :1076-1107.
- [9] Kakwani Nanak , Pernia , Ernesto. M. What is Pro-poor Growth? [J]. Asian Development Review ,2000 ,18(1) :1-16.
- [10] Kim Jong-Hee. A Study on the Effect of Financial Inclusion on the Relationship Between Income Inequality and Economic Growth [J]. Emerging Markets Finance and Trade ,2016 ,52(2) : 498-512.
- [11] Lopez , Humberto J Pro-Growth , Pro-Poor: Is There a Trade-off? [J]. World Bank Policy Research Working Paper , No. 3378 ,2004.
- [12] Ravallion Martin. What Is Needed for a More Pro-Poor Growth Process in India? [J]. Economic and Political Weekly ,2000 ,35(13) : 1089-1093.
- [13] Sarma Mandira , Pais Jesim. Financial Inclusion and Development [J]. Journal of International Development ,2011 , (23) :613-628.
- [14] Son Hyun H. , Kakwani , Nanak. Global Estimates of Pro-Poor Growth [J]. World Development ,2008 ,36(6) : 1048-1066.
- [15] 程相宾 张小滨 杨文. 金融包容水平与收入分配平等——基于跨国研究视角 [J]. 重庆大学学报(社会科学版) 2019(2) :37-48.
- [16] 范香梅 张晓云 辛兵海. 中国金融包容性发展与收入公平分配的因果关系研究 [J]. 当代经济研究 2015(9) :60-68.
- [17] 赵锦春 范从来. 贸易自由化、劳动力市场分割与益贫式增长 [J]. 世界经济研究 ,2018(11) : 118-136 + 139.

(责任编辑: 夏 定)

Does OFDI Promote Manufacturing Servitization in China?: An Empirical Study Based on the Perspective of International Capacity Cooperation*Nie Fei*(86)

According to the manufacturing servitization index built based on the added value method of global value chain and the international capacity cooperation index built based on the revealed comparative advantage index , we estimate the effect of OFDI on manufacturing servitization through the mechanism of international capacity cooperation in China with the panel date of bilateral investment from China to 152 countries during the period 2003 ~2014. Empirical results show: (1) OFDI promotes manufacturing servitization through international capacity cooperation. OFDI mainly raises manufacturing domestic servitization level and has an uncertain effect on manufacturing foreign servitization. (2) OFDI from China to developed countries belong to OECD organization and to BIT countries with tight economic linkage speeds up international capacity cooperation and has a more reasonable promotion on manufacturing servitization. (3) OFDI has a significant promotion effect on the servitization of all manufacturing sectors , and has the strongest effect on the capital-intensive manufacturing servitization. (4) OFDI with each motivation realizes the promotion of servitization and the promotion effect from the technology-seeking OFDI is strongest.

Income Inequality , Financial Inclusive and Pro Poor Growth*Zhao Jinchun Fan Conglai*(101)

By constructing a cross-period optimization model with heterogeneous consumers , this paper had analyzed the specific mechanism of financial inclusiveness to achieve pro-poor growth by influencing capital growth rate and income inequality. We had also tested theoretical propositions by using panel data from 142 countries between 1990 and 2017 . The results had shown that the improvement of financial inclusiveness had both impact on increasing economic growth and reducing income inequalities. The promotion of financial inclusiveness has a strong role in promoting the accumulation of human capital in low-middle-income countries. However , Enhancing financial inclusiveness has no significant impact on capital accumulation in low - income countries. We had revealed that improving financial inclusiveness had great significance for China to achieve Pro-poor growth. Therefore , developing inclusive finance , relaxing financial market access standards , increasing the effective supply of financial services , strengthening the construction of credit system and reducing the information asymmetry between supply and demand of financial resources were all conducive to fulfilling China's pro-poor growth.

Research on the Dynamic Spillover Effect of US Fiscal Policy on China's Real Economy*Wu Anbing Huang Huan Zhang Yanyan*(117)

Based on the SV-TVP-FAVAR model , this paper empirically analyzes the dynamic spillover effects of US fiscal policy on China's real economy from the perspective of total volume and subdivision. The results show that: (1) Under the fixed exchange rate system , the expansion of fiscal expenditure or fiscal revenue in the United States mainly has a positive effect on China's real economy through interest rate channels. With the reform of the RMB exchange rate system , China's current account is subject to exchange rate channels. The damage has an enhanced negative spillover effect on the real economy. During the economic depression , the multiplier effect of the US fiscal policy and its spillover effect on China's real economy are stronger. (2) The United States' fiscal deficit before 2005 has a positive spillover effect on China's physical investment , physical consumption and price level , and has had an enhanced positive stimulus effect on real investment and real output in China after 2005. effect. (3) The Trump administration reduced the fiscal deficit rate by 1% in the short term , causing a reduction of China's real investment by 0.0244% . In the medium and long term , China's real output will decrease by about 0.01% , A 1% decrease in transfer payments would cause a 0.0218% decrease in real investment and 0.0249% decrease in real consumption. Each 1% reduction in corporate income tax or production and import tax will boom the real investment by 0.015% to 0.03% .