

DOI: 10.13504/j.cnki.issn1008-2700.2020.06.005

金融开放与收入不平等： 一个倒 U 型关系

张莹¹，符大海²，向鹏飞³

- (1. 中国社会科学院 经济研究所，北京 100836;
2. 中央财经大学 国际经济与贸易学院，北京 102206;
3. 中国人民大学 商学院，北京 100872)

摘要：通过整合 1980—2016 年全球 125 个国家的面板数据，基于法规和事实金融开放的双重维度，考察金融开放对收入不平等的影响及其机制。研究发现，金融开放与收入不平等之间呈现出典型而稳健的倒 U 型关系，这一结论在变换多重指标和研究方法的再考察中均保持稳健。机制分析表明，金融开放通过促进经济增长、提升金融包容性来改善收入分配格局，同时也存在通过引致金融危机、降低收入份额、加剧资本流动与收益的不确定性等渠道恶化收入不平等的可能性。进一步根据金融开放的细分维度效应分解可知，资本流入、商业信贷及组合投资等领域的管制放松以及实际证券投资和衍生工具资产的比重提升在短期内更加不利于收入不平等问题的改善。研究结论对当前中国在加快金融开放过程中如何防止收入不平等的恶化提供了重要的政策启示。

关键词：金融开放；收入不平等；经济增长；金融包容性；收入分配；资本流动；倒 U 型关系

中图分类号：F014.4；F831.6 **文献标识码：**A **文章编号：**1008-2700 (2020) 06-0059-24

一、问题提出

在过去的半个多世纪中，各国金融开放进程始终充满争议。自 20 世纪 80 年代以来，经济全球化的飞速发展和互联网技术的全球普及彻底改变了世界分工格局，促进了世界各国金融市场的繁荣发展。期间，发达国家凭借金融领域具备的世界货币、创新机制、市场服务等先发优势成为世界金融中心；主要新兴经济体也普遍采取了放松信贷管制、推动利率市场化、促进资本账户开放等措施，掀起了一轮金融自由化浪潮。然而人们很快意识到，伴随世界经济一体化程度日益加深，金融开放进程的显著加快既促进了各国国内经济、投资效率和金融稳定^[1-2]，又因全球失衡与债务累积等因素扩大了发生系统性风险的可能性，为两极化和不稳定的体系增加了新的脆弱性和风险。同时，金融市场这种不受约束的发展在使实体经济屈服于其借贷与投机业务的同时，变得愈发沉湎于自我交易^①，最终在杠杆和金融创新的过度膨胀中酝酿甚至引发金融危机。2008 年金融危机爆发以来，受危机引致的经济低迷影响，各国政府试图重新加

收稿日期：2020-09-01；修回日期：2020-10-10

基金项目：教育部人文社会科学研究青年基金项目“中国对‘一带一路’国家的出口机遇识别与贸易促进研究”（20YJC790024）；中央财经大学一流学科建设项目（GMYL2019008）

作者简介：张莹（1981—），女，中国社会科学院经济研究所副研究员；符大海（1980—），男，中央财经大学国际经济与贸易学院副教授，通讯作者；向鹏飞（1990—），男，中国人民大学商学院产业经济学博士研究生。

① 参见联合国贸易和发展会议 2017 年贸易和发展报告（*Trade and Development Report 2017—Beyond Austerity: Towards a Global New Deal*）。

强金融管制,以期减少国家内部和国家之间的不平等,实现经济复苏。在当前遏制收入不平等加剧成为各国政府优先政策目标的背景下,尽管金融开放始终与收入不平等和资产所有权的差距扩大问题如影随形,政府在金融开放与金融抑制措施之间应该作何种抉择成为了一个重要问题。

事实上,长期以来全球范围内的收入不平等始终是各类国际机构和国内外经济学家关注的热点议题。关于金融开放能否平抑经济波动、拓宽风险分散渠道、降低企业资本成本的争论也自始至终并未停歇^[3-4]。当前,在新旧风险交织的情形下,全球经济尚未走出上一轮金融危机所导致的低迷“泥淖”,同时又面临新兴市场国家结构性问题持续积累、全球经济和金融周期从同步走向分化的新周期;探究金融发展对于日渐加剧的收入不平等的作用再度引起人们的重视^[5]。《世界不平等报告》数据表明,在过去的几十年中,收入差距在世界各个地区几乎都呈扩大趋势,但扩大幅度各不相同。截至2016年,全球收入前1%人群收入份额为22%,相较于1980年增加了6%,而后50%人群收入份额仅为10%,仅增加2%^①。与之相对应,2016年底经济合作与发展组织(OECD)成员国的收入不平等程度达到近50年以来的峰值,其中最富裕10%人口的平均收入为最贫穷10%人口的9倍^②。在顶层收入人口加速崛起、收入分配差距持续扩大的背景下,深入探究金融开放的长期经济效应,细致考察其在各国收入分配格局演变过程中的角色显得尤为重要而迫切。持续增强的金融开放是否会恶化收入分配状况?金融开放的影响是否会因发展中国家与发达国家迥异的要素禀赋与经济结构产生差异化的影响?金融开放影响一国收入不平等现象的机制与渠道究竟是什么?

解答上述问题,厘清金融开放影响收入不平等的机制,不仅对于各国政府调整金融发展战略、缓解全球不平等状况具有重要现实意义,同时也对中国优化收入分配格局、制定合理的金融开放决策提供重要借鉴,更是十九大以来推动形成全面开放新格局、深化金融体制改革的题中之义。基于此,本文将通过整合1980—2016年全球125个国家的面板数据,综合运用系统广义矩估计方法(SYS-GMM),基于法规与事实开放的双重视角探究金融开放程度对收入不平等的影响,并从收入分配与就业份额角度考察金融开放的收入分配效应。本文并将进一步尝试从经济增长效应、收入份额效应、金融危机效应以及金融发展包容性、稳定性等多个渠道分解金融开放影响收入不平等的机制,基于金融开放的细分维度效应分解考察其影响收入不平等的差异性。本文结构安排如下:第二部分为文献回顾与影响机制梳理;第三部分为计量模型、数据与特征事实;第四部分为实证分析,包括基准回归、分组检验及主要稳健性分析;第五部分为拓展分析,主要包括基于金融开放细分维度、引入制度质量因素的效应再考察;最后得出相应结论及提出对策建议。

二、文献回顾与影响机制梳理

在收入分配失衡问题日趋严峻、金融危机的影响尚未消退的背景下,推进金融开放抑或采取金融抑制,始终是政策制定者的艰难抉择。评估金融开放带来的收益,规避过度金融化的潜在风险,亦是学术界长期关注的焦点。本文分别从金融开放影响收入不平等的效应和机制两方面对现有文献进行梳理。

(一) 金融开放的收入分配效应

现有理论与经验研究基于多角度、差异化的样本和方法,对金融开放和收入不平等之间的关系展开诸多讨论,得到的结论却莫衷一是^③。

首先,一类文献指出金融发展与基尼系数之间存在显著的负相关关系。科斯等(Kose et al., 2009)

① 数据来源: <https://wir2018.wid.world/>。

② 资料来源: <http://www.oecd.org/social/inequality.htm>。

③ 需要特别说明的是,在金融与收入不平等研究中,通常可见金融发展、金融开放、金融自由化以及资本账户开放等概念的嵌套使用。其中,金融发展的涵义最为广泛,包括金融机构、金融市场及金融工具的发展等,现有研究主要将重点放在国内金融市场方面;而金融开放、金融自由化则更多地表现为对金融发展管制措施的放松,包括对内金融市场的改革与对外资本跨国流动的约束;资本账户自由化是其中对外开放的主要内容。结合本文研究重点,金融开放概念更为妥帖。

认为放松资本管制主要通过促进经济增长和提升贫困人口收入水平来发挥作用^[6]。贝克等 (Beck et al., 2007) 将这种负相关关系归因为金融中介的发展,而这种减贫效应受到各国金融发展水平的限制,金融发展落后国家的速度慢于金融发达的国家^[7]。除却资本账户开放的影响,贝尔托拉和普雷特 (Bertola & Prete, 2013) 指出金融开放程度提升能够通过增加投资机会 (如股票和信贷) 缓和收入不平等^[8]; 巴罗和李 (Barro & Lee, 2013) 强调了人力资本在缩小贫富差距中的作用^[9]; 朗西埃等 (Ranciere et al., 2012)、纳赛尔和张 (Naceur & Zhang, 2016) 分别论证了信贷可得性提升、金融改革过程中的效率和稳定性均能起到缓解贫富差距的效果^[10-11]。贝克特等 (Bekaert et al., 2011) 进一步指出,即使资本账户开放存在一定的冲击效应,其带来的福利改善效果仍然是显著的^[12]。

其次,另一类文献得出了截然不同的结论。这部分研究以新兴经济体和工业化国家为样本,发现金融市场开放后的资本流动将会导致资本更多地向富人倾斜,金融服务并未惠及穷人,从而影响居民生活水平,造成收入分配更加不均衡^[13-14]。若默特等 (Jaumotte et al., 2013) 发现贸易开放显著地减少了收入不平等,而以外商直接投资 (FDI) 度量的金融全球化却加剧了收入失衡问题^[15]。除此之外,资本账户开放对收入不平等的正向效应还受金融危机冲击、金融开放深度、宏观经济状况等因素影响^[16-17],进一步恶化收入分配状况。

最后,亦有大量文献指出金融开放与收入不平等可能存在非线性关系,即金融开放对收入分配的作用近似于库兹涅兹曲线,因经济发展阶段呈现显著差异。具体而言,早期的金融开放将会恶化收入差距,伴随着金融开放程度的深化、市场机制的完善、金融中介的发展,金融开放又将促进收入分配的经济收敛^[18]。阿吉翁等 (Aghion et al., 1997) 指出由于信贷市场的不完备,收入分配将会根据政府放松资本管制的力度呈现倒 U 型变化^[19]。克拉克等 (Clarke et al., 2003) 基于 1960—1995 年 91 个国家和地区的面板数据验证了上述非线性关系的存在^[20],与坦和劳 (Tan & Law, 2011) 以 35 个发展中国家为样本进行的经验研究^[21]得出的结论相一致。

(二) 金融开放影响收入不平等的机制探讨

事实上,最新的研究不再局限于探究“正或负”的关系,逐渐地着眼于探究金融开放影响收入分配格局的影响渠道。现有文献中关于金融开放影响收入分配失衡的传导机制研究较为零散,主要集中于两个方面:

其一是金融开放的总体传导效应,可分解为金融开放在促进经济增长、改变收入份额以及引致经济危机三个方面。金融开放对经济增长的促进作用得到了大量文献的论证,通常认为金融开放能够提高不同行业与部门的生产效率、促进经济增长,还有利于增加财政资源、改善公共支出,使穷人受益。格林伍德和约万诺维奇 (Greenwood & Jovanovic, 1990) 指出经济增长、金融发展和收入分配存在非线性关系,金融开放显著改善了资本配置效率、增加经济总量,最终提高低收入者的财富水平^[18]。还有研究认为,资本账户开放存在显著的技能偏向效应,通过改变资本与劳动要素之间的议价能力影响收入再分配。吴和徐 (Wu & Hsu, 2012) 发现当国际资本流入高技能行业时,资本账户开放将会增加高技能劳动者的工资水平,从而扩大收入差距^[22]。若默特等 (2013) 基于 51 个国家 1981—2003 年的面板数据估计金融与贸易全球化对收入不平等的影响,发现 FDI 更倾向于流入高技能水平的行业、扩大收入差距^[15]。此外,也有文献检验金融危机与收入不平等之间的因果关系,指出经济衰退作为金融危机爆发的产物,将对低收入群体产生更大的冲击、进而扩大收入不平等^[5, 23]。

其二是金融市场发展程度的调节效应,以信贷约束、投资回报和金融市场发展效率等因素为代表。利姆和麦克内利斯 (Lim & Mcnelis, 2014) 指出金融开放将导致收入差距扩大,这种效应随资本市场发展程度呈现差异性。一方面,金融开放能够通过改变不同收入群体获取信贷资金与金融服务的渠道影响收入分配格局;在信贷机制不完备的情形下,穷人相较于富人面临更多信贷约束、更少资金支持,导致收入差距扩大^[24]。部分学者指出,金融开放促进了个体信贷可得性提升,个体信贷约束的放松有助于提升资本配置效率、影响个体决策,进而影响收入不平等。另一方面,资本账户开放能够通过金融市场中影响收入不平等,社会阶层在不同经济发展阶段获取金融中介的服务门槛存在显著差异,在金融开放

初期由于低收入群体财富积累有限、金融中介服务匮乏,致使财富更多地流向富人,加剧收入不平等;伴随着经济发展与金融市场完善,金融中介服务的普及又将缩小收入差距^[20-21 25]。此外,纳赛尔和张(2016)认为金融开放对收入差距的影响还取决于金融发展过程、效率、稳定性和金融包容性等因素的作用^[11]。

(三) 现有文献述评

综上所述,现有文献围绕金融开放尤其是资本账户开放对收入不平等的影响进行了较为广泛的研究和讨论。然而,现有文献仍存在一些不足之处:一方面,大部分现有文献都拘泥于构建线性模型,忽视了对二者非线性关系的考察。尽管已有部分文献提及了金融开放和收入不平等的非线性关系,但都是作为尝试性探索在单个或少数几个回归方程中进行了检验,尚未发现有类似文献对这一非线性关系做系统而全面的论证。现有文献在指标选择、计量方法选择、内生性处理等方面都存在不全面、不深入或不科学的问题,导致所获得的结论仍缺乏可信度。另一方面,现有文献大都基于加总的资本账户开放指标进行研究,忽视了实际的金融开放深度的影响,同时也缺乏对金融开放影响收入不平等的机制深入探讨。这些问题在本文中都将得到很好的完善和严格的论证。

区别于现有文献,本文主要有以下几个方面的边际贡献:首先,区别于以布曼和伦欣克(Bumann & Lensink, 2016)^[26]为代表探讨资本账户开放与收入不平等之间关系的文献,本文首次将基于法规和事实开放双重视角的金融开放指标同时纳入评估金融开放与收入不平等之间关系的分析框架,运用多样化的复合金融开放指标体系作为参照估计,能够更丰富、立体地呈现金融开放对收入差距的作用。其次,区别于现有研究收入不平等对基尼系数指标的严重依赖,本文不仅选取其他数据来源的基尼系数作为有益补充,同时通过细分收入群体、构造体现收入分布差距的指标体系(如大岛指数、泰尔指数、帕尔玛比值)来考察金融开放的收入分布效应,能够有效解决基尼系数指标潜在的偏误与局限。再次,区别于现有文献对于金融开放影响收入不平等的单一或部分机制的探讨,本文通过考察经济增长、危机引致与收入份额效应在内的结构性因素和包括金融服务可得性、金融收益率及金融稳定性在内的包容性因素的影响,从宏观和微观视角系统揭示了金融开放影响收入不平等的路径与图景。最后,现有文献多局限于探讨资本账户开放的总体效应,鲜有深度挖掘金融开放细分维度的信息,本文基于费尔南德斯等(Fernandez et al., 2015)^[3]提供的金融开放法规与资本流动层面细分子类的数据进行拓展分析,从而填补该方面的研究空白,为后续关于资本账户开放的顺序与重点选择提供有益启发。此外,本文还将通过多重方法与样本对内生性问题进行反复甄别和控制,纳入制度环境与种群分化指标等因素进行研究,是本文得到稳健结果的支撑基础。

三、计量模型构建与特征事实

(一) 计量模型构建

通过文献梳理与归纳,基于布曼和伦欣克(2016)^[26]等提出的非线性实证框架,本文将包含资本账户开放和资本流动状况在内的金融开放变量引入实证分析,构造基准计量模型如下:

$$Gini_{it} = \alpha_0 + \beta_1 Gini_{it-1} + \beta_2 FL_{it} + \beta_3 FL_{sq_{it}} + \psi X_{it} + \eta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,等式左边的被解释变量 $Gini_{it}$ 为各国收入不平等程度的衡量指标,基准回归中用基尼系数来表示; FL_{it} 代表金融开放水平,本文将基于法规和事实两个维度测度的金融开放双重指标分别纳入模型进行考察,并加入其二次项 $FL_{sq_{it}}$ 以验证金融开放与收入不平等之间的非线性关系。与此同时,鉴于本文将进一步探究金融开放对于各国不同群体的收入份额及就业比重的差异化影响,考察不同金融开放类型对于收入不平等的作用,因此基尼系数将替换为收入份额、贫困及就业比例等指标, FL_{it} 在拓展分析中将替换为不同维度的细分指标,下文将进行详细解释。考虑到基尼系数变化可能具有潜在的累积效应,而金融开放不论是作为制度安排还是资本流动的典型事实,其影响均存在一定的时滞效应,因而加入被解释变量的滞后项构建动态面板模型。此外, X_{it} 为控制变量, η_i 和 μ_t 分别代表个体效应与时间效应, ε_{it} 为残

差项。

为进一步分解金融开放对收入不平等的影响机制,结合文献综述对于主要影响渠道的梳理,本文采用巴伦和肯尼 (Baron & Kenny, 1986)^[27]提出的逐步回归法,在式 (1) 的基础上构造如下递归方程对中介变量的传导效应进行识别:

$$M_{it} = \alpha_0 + \delta_1 M_{it-1} + \delta_2 FL_{it} + \delta_3 FL_{sq_{it}} + \zeta X_{it} + \eta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$Gini_{it} = \alpha_0 + \vartheta_1 Gini_{it-1} + \vartheta_2 FL_{it} + \vartheta_3 FL_{sq_{it}} + \psi M_{it} + \gamma X_{it} + \eta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, M_{it} 为一系列待检验的中介变量,模型其他变量定义与前文一致。根据中介效应的检验步骤,基于对式 (1) 的回归结果,第二步对式 (2) 进行估计,考察金融开放程度与中介变量之间的关系;第三步对式 (3) 进行估计,验证中介效应的存在性。

(二) 变量选取与方法介绍

1. 收入不平等

尽管不平等指标的测度与比较问题在研究领域存在广泛争议,基尼系数作为能够综合反映一国收入分配差异并刻画收入分配问题的核心指标,在现有研究中最为常用,其数值越大则表示不平等程度越高。需要指出的是,目前各国的基尼系数指标来源众多,却因测算标准不一、数据质量参差不齐等问题导致跨国可比性较差^[28]。本文的基尼系数来源于标准化世界收入不平等数据库 (Standardized World Income Inequality Database, SWIID)。该数据库综合卢森堡收入研究 (Luxembourg Income Study, LIS) 与世界收入不平等数据库 (World Income Inequality Database, WIID) 相关数据,基于各国总收入和净收入数据对基尼系数进行标准化,最终测算了 174 个国家 1960—2017 年的基尼系数净值与市场值^①,其主要优势在于数值标准化带来的跨国可比性提升以及丰富的时间和样本跨度^[29]。然而,SWIID 在基尼系数的填补与估计过程中,受 WIID 数据的质量限制,不可避免地难以将总值和净值、家庭与个体、收入与消费完全分离,同时处理广泛存在的缺失值的过程易产生序列相关或测量误差等问题^[30]。为了保障估计结论的稳健可靠,本文综合考虑数据的可获取性、样本容量以及可比性特征,在后文的稳健性检验中选择来源于 WIID、德克萨斯大学不平等研究项目 (UTIP) 以及世界发展指标 (World Development Indicators, WDI) 数据库中的基尼系数指标作为参照。在此基础上,考虑到基尼系数自身构成的局限性 (对于中等收入群体的变化过于敏感且无法揭示内部收入分布的特征),本文将帕尔玛比值 (Palma Ratio)、泰勒指数 (Theil Index)、大岛指数 (Oshima Index) 等变量作为稳健性检验中收入不平等的替代变量^②。此外,还选取各国收入最高和最低 10% 人口所占份额、贫困率以及三大产业的就业率作为被解释变量,深入分析金融开放的收入分布效应、就业变动效应。

2. 金融开放程度

核心解释变量金融开放程度的度量与指标选择也是本文的难点之一。由于各国资本管制措施的多样性和时变性、资本跨国流动程度的计量复杂性,长期以来金融开放程度的测量一直是学界讨论的热点和难点。现有研究主要将金融开放划分为法规开放 (De Jure) 和事实开放 (De Facto) 两类^③,分别衡量一国对于资本跨国流动的名义约束程度和实际的资本跨国流动强度,其中前者有助于识别金融开放的广度,后者的数据可得性和可变异性更强。鉴于仅从其中一个方面考察金融开放的效应有失偏颇,为了保证研究结论的可靠和完善,本文尝试从基于法规和事实的金融开放水平两个维度考察其收入分配效应,同时

① 该数据库模拟出了各国每年 100 种情形下的基尼系数市场值 (税前和转移支付前的基尼系数) 和净值 (根据税率和转移支付调整后的基尼系数),大部分研究选择对两种取值进行简单平均。

② 泰勒指数也来源于 UTIP 数据库,帕尔玛比值来源于世界不平等数据库 (World Inequality Database, WID),其他未说明数据来源的均通过 WDI 数据库计算得到。

③ 当然,奎因和丰田 (Quinn & Toyoda, 2008) 认为除上述两种分类之外,还有综合名义与事实开放水平所形成的复合指标^[2],这也为本文后续的指标选取提供了思路。

纳入金融开放复合指标(KOF指数^①)进行稳健性佐证^{[31]②}。一方面,现有法定金融开放水平指标基本来源于对国际货币基金组织《汇兑安排与汇兑限制年度报告(AREAER)》所披露的各国对于跨国金融交易限制措施的赋值量化与标准化处理,便于跨国比较和定期更新。出于样本匹配的考虑,本文采用Chinn-Ito指数作为法规金融开放的核心解释变量:金和伊藤(Chinn & Ito, 2006)根据“是否限制资本账户或金融账户、是否存在多重汇率或强制结售汇”四类信息并予以赋值,基于移动平均与主成分分析得到取值分布于-1.83~2.50的金融开放指标(指数化之后的取值位于0和1之间),数值越大表示金融开放程度越高、资本管制程度越低,最终涵盖了1970—2017年182个国家样本^[32]。然而,考虑到Chinn-Ito指数并未对资本的流入与流出做区分、无法作进一步分解^③,本文也尝试纳入费尔南德斯等(2015)^[3]所构造的FKRSU指标作为补充,用于稳健性检验和细分开放类型的拓展分析^④。另一方面,相较于法规金融开放指标的不足,基于资本实际流动规模、强度的事实开放指标有着更好的客观性与时效性^⑤。尽管现有文献多采用利率联动、股市收益等金融变量作为事实开放程度的代理变量,结合经验研究的结论,本文选取私人部门信贷占国内生产总值(GDP)的比重作为金融开放的事实指标:相较于资本市场,金融开放更多地通过银行部门影响收入分配状况,且私人部门信贷能够更好地体现金融中介的作用^[33,11]。与此同时,借鉴拉内和米莱西-弗雷蒂(Lane & Milesi-Ferretti, 2007)^[34]的思路,本文选择各国FDI流量、对外总资产与总负债之和(LMF指数)^⑥与国际清算银行(BIS)公布的国外债券占国内生产总值的比重以及来源于弗雷泽研究所(Fraser Institute)的经济自由度指数(EFW)作为事实开放程度的替代指标,参与稳健性检验及拓展分析^[29]。

3. 控制变量与中介变量

遵循现有关于金融开放与收入不平等研究文献的思路,本文的控制变量选择主要考虑以下方面:(1) 经济发展水平(人均GDP增长率及其平方项^⑦),以库兹涅茨效应为基础的经济增长与收入不平等之间倒U型关系得到了大量理论与经验研究的论证^[35-36]。(2) 通货膨胀率指标。约翰逊和希普(Johnson & Shipp, 1999)指出通货膨胀能够通过影响不同阶层收入与消费比例对居民收入和财产具有分布效应^[37]。(3) 对外贸易(进出口贸易总额占GDP比重),贸易自由化与金融一体化进程是深刻共生的关系,同时贸易开放也通过影响可贸易部门的工资水平与就业状况作用于收入不平等^[11]。(4) 人口结构(抚养比)与人口增长率指标,人口增速与人口抚养比指标反映了劳动力市场结构,是影响收入不平等水平的重要因素^[38,14]。(5) 人力资本水平(人均教育水平指标),人力资本的受教育程度与收入不平等水平紧密相关,本文选择各国中高等教育入学率作为人力资本水平的代理变量^[9]。以上控制变量数据均来自于WDI数据库。此外,对于潜在的不可观测的因素的影响,本文通过引入个体固定效应与时间固定效应进行控制,尽可能地避免潜在的内生性问题。

此外,中介变量方面本文分别选取:(1) 各国人均GDP,刻画金融开放的经济增长效应,即金融开

① 本文的复合指标灵感源于<https://kof.ethz.ch/en>,选择各国KOF全球化指数中的金融开放指标,包括金融开放的总体指标(名义与事实指标的简单平均)、名义指标(投资约束、资本账户开放、国际投资协议三个指标加权平均)及事实指标(外商投资、组合投资、国际债务、国际储备及国际收入支付指标的加权平均)。

② 诚然,为保障估计结果的稳健性,本文采纳了一系列的收入不平等、金融开放指标作为替代变量。

③ 感谢审稿人的建议。不得不承认,即便Chinn-Ito指数在样本容量和时间跨度方面有着其他名义指标所不可比拟的优势,其包含的信息相当有限,且通常存在一定的时滞。这种限制通常也是名义指标的共性。

④ FKRSU指标的优势在于其将金融资产细分为10类(包括货币市场工具、金融与商业信贷、直接投资等),为进一步考察各子项的管制情况提供了可能。但是其显著的不足在于国家数量较少、资料期间较短。

⑤ 需要指出的是,实际开放指标也并不完美:其度量了实际资本流动的市场规模与广度,也会受到多重因素的影响、存在较为普遍的波动性和周期性,因而不可避免地也会存在测度误差、影响估计精度及经济意义的展示。这也是本文选取多重指标体系的原因所在。

⑥ 具体而言,数据来源于两位学者构建的EWN数据库(External Wealth of Nations Database),本文在拓展分析部分,借鉴他们的思路构造直接投资开放程度、证券投资开放程度、金融信贷开放程度等指标进行细分维度的检验。

⑦ 感谢匿名审稿人的建议。

放是否通过促进经济增长在一定程度上缓解了收入不平等^[39]; (2) 金融危机变量, 分析金融开放的危机引致效应, 即金融开放是否通过助推金融危机的发生, 影响资产价格、导致经济衰退从而引发收入不平等^[40]; (3) 劳动收入份额, 资本账户的开放会影响劳动者的议价能力, 从而影响工资比率和收入份额^[41]; (4) 金融开放的包容性、稳定性和收益率的效应, 本文分别选取金融服务的可获取性 (每 10 万人拥有的商业银行数量)、金融收益率 (股市年均收益率) 及金融稳定性 (股票价格波动性) 三类指标^[42-43, 10]。其中金融包容性、收益率及稳定性数据来源于全球金融发展数据库 (Global Financial Development Database, GFDD), 其他未说明的数据均来源于 WDI 数据库。

4. 研究样本与数据来源

综上, 本文最终整合得到时间跨度为 1980—2016 年、涵盖 125 个国家或地区、包含 3 369 个观测值的非平衡面板数据作为估计样本。表 1 列示了本文主要变量的描述性统计结果。

表 1 主要变量的描述性统计

变量类别	变量	均值	标准差	最小值	最大值
金融开放: De Jure	Chinn-Ito 指数	0.521	0.369	0	1
	KOF 指数 (法规)	0.577	0.196	0.014	0.932
	FKRSU	0.354	0.333	0	1
金融开放: De Facto	私人信贷占比	0.465	0.415	0.009	2.633
	KOF 指数 (事实)	0.571	0.199	0.048	0.982
	BIS 指数	0.380	0.650	0	6.908
	FDI 占比	0.042	0.140	-0.435	4.517
	LMF 指标	0.020	0.028	0.002	0.331
金融开放: 复合指标	KOF 指数	0.574	0.175	0.049	0.942
	EFW 指数	6.479	1.225	1.550	9.050
基尼系数	SWIID	0.424	0.068	0.235	0.662
	UTIP	0.429	0.065	0.210	0.629
	WDI	0.395	0.098	0.162	0.658
	WIID	0.387	0.092	0.162	0.733
其他收入分布指标	泰尔指数	0.052	0.068	0.001	0.616
	大岛指数	9.407	7.082	2.842	76.250
	帕尔玛比值	3.114	1.664	0.663	9.446
主要控制变量	贸易份额	0.796	0.530	0.091	4.426
	通货膨胀率	0.018	0.166	-0.018	7.482
	抚养比	0.644	0.192	0.157	1.145
	人力资本	0.760	0.319	0.030	1.639
	人口增长率	0.014	0.014	-0.091	0.167
	经济增长率	0.023	0.041	-0.475	0.375
	经济增长率 (平方)	0.002	0.006	0	0.226

注: 本文也计算得出了各主要变量间的相关系数矩阵, 限于篇幅未予列出。

四、实证结果分析

(一) 金融开放与收入不平等:倒U型关系

1. 基准回归结果

借鉴科斯等(2009)^[6]、德汉等(De Haan et al., 2018)^[44]研究资本账户开放对经济增长、收入分配的影响方面的思路,本文首先基于系统广义矩估计(SYS-GMM)方法,分别从法规和事实金融开放两个维度,对各国金融开放程度与收入失衡之间的关系进行检验,结果如表2所示。

表2 金融开放与收入不平等:基准回归分析

	金融开放 De Jure				金融开放 De Facto			
	Chinn-Ito		KOF 指数		私人信贷占比		KOF 指数	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
金融开放	0.018 *** (0.001)	0.024 *** (0.005)	0.016 *** (0.004)	0.023 *** (0.008)	0.014 *** (0.001)	0.006 *** (0.001)	0.012 *** (0.003)	0.017 *** (0.006)
金融开放二次项		-0.019 *** (0.004)	-0.009 ** (0.004)	-0.016 *** (0.007)		-0.001 *** (0.000)	-0.004 *** (0.001)	-0.011 ** (0.006)
贸易开放			-0.004 *** (0.001)	-0.004 *** (0.001)			-0.001 ** (0.000)	-0.001 (0.001)
通货膨胀率			-0.001 * (0.000)	-0.001 *** (0.000)			0.001 (0.000)	-0.001 *** (0.000)
抚养比			0.010 *** (0.004)	0.021 *** (0.003)			0.013 *** (0.004)	0.012 *** (0.003)
人口增长率			0.015 (0.013)	-0.146 *** (0.019)			-0.091 *** (0.021)	-0.089 *** (0.015)
人力资本			0.010 *** (0.003)	0.012 *** (0.002)			0.003 (0.003)	0.008 *** (0.002)
经济增长率			-0.039 *** (0.009)	-0.037 *** (0.010)			-0.015 (0.013)	-0.034 *** (0.009)
经济增长率平方项			0.160 *** (0.051)	0.166 *** (0.043)			0.111 ** (0.053)	0.094 *** (0.033)
基尼系数滞后项	0.999 *** (0.002)	0.994 *** (0.001)	0.995 *** (0.002)	0.994 *** (0.001)	0.999 *** (0.002)	0.994 *** (0.001)	0.995 *** (0.002)	0.994 *** (0.001)
常数项	-0.002 (0.007)	0.019 *** (0.004)	0.006 (0.009)	-0.009 (0.007)	-0.001 (0.006)	0.022 *** (0.003)	0.006 (0.009)	0.007 (0.007)
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	3 369	3 369	2 354	2 354	3 266	3 266	2 294	2 354
AR (1)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

表2(续)

	金融开放 De Jure				金融开放 De Facto			
	Chinn-Ito		KOF 指数		私人信贷占比		KOF 指数	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
AR (2)	0. 366	0. 409	0. 355	0. 335	0. 528	0. 533	0. 461	0. 421
Hansen 检验	0. 090	0. 330	0. 116	0. 435	0. 112	0. 441	0. 606	0. 704
国家数	125	125	116	116	124	124	115	116

注: 括号内为标准误; *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平。被解释变量为基于 SWIID 的基尼系数, 本文在各项回归中加入 collapse 选项, 以避免工具变量过度的偏差; 且报告了 AR 自相关检验、Hansen 过度识别检验的 P 值。由于是非均衡面板数据, 除了样本量还报告了国家数, 后表同。

首先需要说明的是, 逐步添加变量进行实证分析是多数经典研究的通用做法, 其目的是观察控制变量的纳入是否显著影响了金融开放的收入分配效应, 以论证经验估计结果的稳健性^[17]。具体而言, 表 2 的列 (1) — 列 (3) 为基于金融法规开放视角下逐步加入金融开放二次项、控制变量进行实证分析的估计系数, 列 (5) — 列 (7) 则是基于资本流动事实角度下逐步增加变量的参数估计结果。结果表明, 基于法规和事实视角下的金融开放估计系数显著为正, 并在 1% 的水平上通过显著性检验, 说明金融开放恶化了收入分配格局; 同时其平方项的估计系数显著为负, 表明更高层次的金融开放对收入不平等具有抑制效应; 且随着年份固定效应和控制变量的逐步加入其系数、显著性水平基本保持稳定, 说明金融开放与收入不平等之间存在显著且稳健的倒 U 型关系^①。随之作为对比, 借鉴德汉等 (2018)^[44] 的思路, 表 2 列 (4)、列 (8) 选取 KOF 全球化指数中的金融开放指数分别作为基于法规和事实视角下的金融开放替代指标进行稳健性检验, 结果显示上述倒 U 型关系仍显著存在。

为进一步明确金融开放与收入不平等之间的倒 U 型关系, 笔者尝试计算该二次函数的拐点, 并结合金融开放指标的分布进行比较。基于模型估计结果, 从金融法规开放的角度, 在控制各类因素的影响后得到金融开放影响收入不平等的转折点约为 0.89 (对应 Chinn-Ito 指数 70% 分位的取值), 基于私人部门信贷占比的金融开放指标这一取值约为 1.5 (90% 的取值), 基于 KOF 指数的估计结果分别位于 71% ~ 83% 分位之间, 即资本账户开放在此区间的左段对收入不平等有显著的正效应, 而在其右段有显著的负效应, 约有 10% ~ 30% 的金融开放样本位于右方。这一结论同主流研究结果以及现实经济状况是相吻合的: 在一国金融开放初期, 金融市场参与门槛较高、金融中介发展不完善, 过快的金融开放将会加大资本流动的不确定性、加剧收入不平等; 而在金融发展趋于深化、机制日益健全之后, 这种正向作用又会有所抑制, 从而改善收入失衡问题。

同时, 表 2 中基尼系数的滞后项系数显著为正表明收入不平等状况存在滞后效应和经济收敛特征, 一系列控制变量估计系数也基本符合预期且与现有文献保持一致, 且各列估计结果相应的 AR 检验统计量表明不存在高阶序列相关, Hansen 检验均通过了过度识别检验, 论证了 SYS-GMM 估计过程中工具变量的有效性。

2. 非线性 (倒 U 型) 关系的再考察

尽管特征事实部分的初步统计观察与基准回归结果讨论了金融开放与收入不平等之间的非线性关系, 但是本文仍存在以下三方面的顾虑: 一是受本文模型设定的限制, 金融开放与收入不平等之间是否存在更为复杂的曲线关系 (如 N 型) 无从得知; 二是受研究方法的限制, SYS-GMM 方法应用于非线性动态模型也存在估计量标准误向下偏误的可能性, 从而为精确计算金融开放与收入不平等之间倒 U 型关系的拐点带来了困难; 三是单一的参数估计方法无法保障估计系数的稳健性和可靠性。有鉴于此, 为保证上

^① 利用 Stata 软件中检验非线性关系的命令对该组非线性关系进行检验, 得到 t 统计值为 2.97、 P 值为 0.001 且在 1% 水平上显著, 表明存在显著的倒 U 型关系。

述非线性结论的稳健性与严谨性,本文不仅需要采用多重计量分析手段作为参照进行辅助分析,更需要结合处理非线性动态模型的方法对更为复杂的非线性关系进行识别与排除。因此,本文借鉴邵帅等(2013)^[45]的思路,综合采用计量经济学中较为常见的非线性分析方法——面板门槛回归,以及聚合最小二乘法(POLS)、可行广义最小二乘估计(FGLS)、面板固定效应模型(FE)和差分GMM估计作为参照,力求多角度地论证金融开放与收入不平等之间倒U型关系的存在。

表3 倒U型关系的再考察:基于多重计量方法的辅助分析

	De Jure: Chinn-Ito 指数				De Facto: 私人信贷占比			
	(1) POLS	(2) FE	(3) FGLS	(4) 差分 GMM	(5) POLS	(6) FE	(7) FGLS	(8) 差分 GMM
金融开放	0.033*** (0.007)	0.010** (0.005)	0.014*** (0.003)	0.020*** (0.001)	0.075*** (0.012)	0.009** (0.004)	0.011*** (0.002)	-0.028*** (0.003)
金融开放二次项	-0.010* (0.006)	-0.008** (0.004)	-0.001 (0.003)	-0.007*** (0.001)	-0.021*** (0.006)	-0.002 (0.002)	-0.003*** (0.001)	0.009*** (0.002)
AR (1)				0.000				0.000
AR (2)				0.220				0.218
Hansen 检验				0.981				0.969
R ²	0.855	0.923			0.863	0.923		
	De Jure: KOF 指数				De Facto: KOF 指数			
	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)
金融开放	0.380*** (0.040)	0.057*** (0.012)	0.263*** (0.023)	0.053*** (0.005)	0.272*** (0.031)	0.029** (0.012)	0.262*** (0.018)	0.079*** (0.004)
金融开放二次项	-0.410*** (0.035)	-0.044*** (0.010)	-0.310*** (0.020)	-0.032*** (0.004)	-0.364*** (0.027)	-0.030*** (0.010)	-0.348*** (0.016)	-0.074*** (0.003)
AR (1)				0.000				0.000
AR (2)				0.227				0.484
Hansen 检验				0.982				0.985
R ²	0.973	0.922			0.781			
控制	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	2 354	2 354	2 354	2 095	2 294	2 294	2 294	2 032
国家数		116	116	111		115	115	110

注:同表2,表中每一组估计系数对应于一个回归方程(合计16个回归方程),限于篇幅限制,本部分仅报告核心解释变量的估计结果,其他参数结果留存备案。“控制”包含了被解释变量的滞后项、一系列控制变量以及固定效应。本部分还考察了面板随机效应模型下的结果,与固定效应模型无显著差异,且鉴于Hausman检验统计量为126.84,表明应选择固定效应模型,故未报告随机效应模型的估计参数。

首先,表3列示了上述不同估计方法对金融开放与收入不平等之间倒U型关系的考察结果。显而易见地,多重指标体系、多重计量方法的估计结果中,金融开放指标及其二次项多数在10%的水平上分别显著为正和显著为负,从而论证了上述倒U型关系的存在。与此同时,判断SYS-GMM估计量是否存在较大程度偏误的标准是将其估计系数与POLS和FE参数进行对比^①。观察可知,基准回归中核心解释变

^① 由于POLS与受无法观测的个体效应影响,其估计系数通常向上偏误;而固定效应模型中滞后项与随机误差项之间的相关性导致其估计系数通常向下偏误,此时SYS-GMM的估计参数应位于这两个估计量之间。

量的估计参数取值位于 POLS 与固定效应模型估计结果区间内 (以 Chinn-Ito 指数为例, 表 2 中 SYS-GMM 估计参数为 0.016, 而表 3 中 POLS 和面板固定效应模型的估计参数分别为 0.033、0.010), 由此可见本文采用 SYS-GMM 的估计结果未因为样本数量与工具变量选择产生较大偏误, 从而再次验证了倒 U 型关系的成立。此外, 系统 GMM 估计参数与差分 GMM、FGLS 估计参数相当, 也表明本文基准回归结果较少受到组间异方差、组内自相关等因素的影响, 确保了本文主体结论的稳健性。

更进一步, 为明确金融开放与收入不平等之间是否存在更复杂的曲线关系, 本文以金融开放指标本身作为门槛变量构造面板门槛模型, 以检验金融开放与收入不平等的影响是否存在显著门槛效应。具体而言, 本文设定三重面板门槛模型如下:

$$Gini_{it} = \alpha_0 + \beta_1 Gini_{it-1} + \beta_2 FL_{it} I(FL_{it} \leq \xi_1) + \beta_3 FL_{it} I(\xi_1 < FL_{it} \leq \xi_2) + \beta_4 FL_{it} I(\xi_2 < FL_{it}) + \psi X_{it} + \eta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中, 被解释变量、控制变量等与本文基准回归保持一致, 金融开放指标 FL_{it} 为相应门槛变量, ξ_1 和 ξ_2 为特定门槛值。鉴于 Chinn-Ito 指数在内的金融开放指标均经过了标准化处理, 且数值变异较小^①, 本文选择基于 KOF 金融开放复合指标进行分析。

然而, 需要补充说明的是, 尽管面板门槛模型在判断非线性关系的存在性、识别门槛值方面具有显著优势, 其在本文研究主题中的应用仍存在较大的局限性: 面板门槛模型的使用局限于平衡面板数据, 且对变量缺失值异常敏感, 这一要求对于本文所使用的非均衡跨国面板数据而言显然是过于苛刻的。考虑到对缺失值的人为填充将会引致更大的估计偏误, 而忽视非均衡面板的缺失值问题将会导致面板门槛估计中大量的样本损失, 同样导致估计偏倚; 与此同时, 面板门槛模型无法对滞后变量带来的内生性问题进行妥善处理, 因而本文仍考虑将 SYS-GMM 作为核心估计方法, 此处纳入的面板门槛模型仅用于相互印证以增强本文结论的说服力。即便如此, 本文也尝试构造不同时间区间的样本进行面板门槛估计作为参照, 同时在估计模型之前需要首先对面板门槛模型的形式进行检验, 为确定具体门槛值及其个数, 本文运用 Bootstrap 抽样法模拟似然比统计量 200 次 (限于篇幅, 具体结果备索)。

经由门槛效应检验可知, 金融开放对于收入不平等在 5% 的显著性水平上存在显著的单一门槛效应, 而双重和三重门槛效应均不显著。与此同时, 伴随着样本区间的缩短和样本量的损失, 上述单一门槛效应显著性水平明显降低, 由此说明本文的顾虑是有价值的。与此同时, 根据门槛效应检验结果可以推断, 金融开放与收入不平等之间存在显著的二次曲线关系, 结合前文分析, 即为倒 U 型关系, 且门槛值为 0.827 (对应于 KOF 金融开放指标 90.65% 分位的取值), 整体与本文的基准估计结果保持一致, 再次论证了倒 U 型关系的存在。

3. 样本检验结果

为检验上述结果的稳健性, 本文基于分组样本进一步考察双重维度下的金融开放与收入不平等之间的关系, 分别从法规与事实金融开放的双重视角对各国基尼系数进行回归分析, 并分别选择 KOF 指数作为参照 (限于篇幅, 具体结果备索)。

具体地, 首先按照不同收入水平^②将其划分为中高收入国家和中低收入国家两组。基于 Chinn-Ito 指数和私人信贷占比指标的估计系数显示, 金融开放均显著地促进了收入差距扩大, 恶化了收入分配状况, 且金融开放程度的系数均显著为正、平方项的系数均显著为负, 表明金融开放与收入不平等之间的倒 U 型关系在不同样本与不同指标体系中均显著成立。基于 KOF 指数的估计结果与上述结论保持一致。尽管部分文献发现在金融市场发展程度与制度环境等因素的影响下, 金融开放在 OECD 成员国与非 OECD 成员国之间可能呈现截然相反的作用^[31], 本文的估计结果并未发现这一显著差异。但是, 相比于中低收入国家,

① 例如, Chinn-Ito 指数中 kaopen 取值为 0 的样本占比达 7.41%, 取值为 1 的样本占比达 27.48%。

② 各国收入水平的分组标准来源于世界银行阿特拉斯方法 (Atlas method) (<http://go.worldbank.org/L547EEP5C0>), 本文将 “lower middle & low income countries” 合并为 “中低收入国家”, 将 “upper middle & high income countries” 合并为 “中高收入国家” 便于比较。

短期内金融开放仍表现出对高收入国家收入差距的扩大效应更小。结合各国经济、金融发展水平可知,高收入国家更能够凭借金融开放的先发优势和良好的经济基础熨平金融开放的负面效应,从而在金融开放中蒙受更少的损失。

另一个潜在的特征是,高收入国家尤其是其中的发达国家往往伴随着更高的金融开放水平与更低的基尼系数,而欠发达国家则与之相反、面临更为严峻的收入分配失衡问题,从而影响估计结论的稳健性。因此,本文进一步将样本划分为除 OECD 成员国和除撒哈拉以南非洲以外的国家样本,利用上述指标进行分析。不难发现,金融开放与收入不平等之间的倒 U 型关系仍显著地存在,与此前分组结论基本一致。

(二) 内生性问题探讨与稳健性检验

1. 潜在的内生性问题

尽管本文在模型构建、指标选取以及方法选择方面做了诸多考量,试图借助 SYS-GMM 估计方法解决引入被解释变量的滞后项所产生的内生性问题,并在实证分析的过程中反复运用多重指标体系进行对比和参照,同时基于多重样本进行对比分析,得到了相对稳健一致的结果。然而,不可否认本文的方法与结论仍受到其他潜在的内生性问题的干扰:

一是变量的测度误差问题。一方面,出于跨国可比性的考虑,本文选取 SWIID 中标准化的基尼系数作为被解释变量,不足在于该数据库中的基尼系数为通过模拟得到的估计值,不可避免地会存在估计偏差;另一方面,SWIID 中的数据仍以 WIID 中的相关数据为基础,因而基尼系数的数据质量参差不齐(如收入与消费数据混用、个体与家庭指标混用等)的问题仍然存在,所以本文的结论可能会受到被解释变量的数据质量的影响而产生偏倚。

二是金融开放政策的内生性问题。当金融开放作为一类制度安排、体现政府部门的规制倾向时,由于政府实施新的开放措施总是服从于一定的政策目标,这一现象在部分发展中国家尤为常见,即分配不平等状况的恶化通常伴随着经济政策的重新定向,政策制定者们总是以“降低失业率、打击通货膨胀、缓解收入不平等或消除贫困”等为优先目标,从而产生潜在的反向因果问题。同时,当金融开放作为刻画实际资本流动过程的经济总量指标时,通常也会与其他影响收入不平等、经济增长等宏观经济变量的决定因素之间高度关联,从而使本文的估计结果稳健性受到质疑。

三是潜在的样本选择偏差。一方面,在大样本的跨国数据中大量的数据缺失问题是样本选择偏差的主要来源之一,发达国家通常伴随着更高的金融开放程度与更低的基尼系数,具备更高的数据质量与更少的缺失值;另一方面,数据分析过程中对于异常值的剔除、变量与数据的主观选择与过滤过程则是构成选择性偏差的另一个重要来源。显然,规避这一问题对本文的研究来说并不容易。

四是遗漏变量和其他不可观测因素的影响。潜在的逆向因果也可能通过遗漏重要解释变量发挥作用,可能存在某些不可观测的影响基尼系数的因素同时也影响了一国的金融开放程度,从而导致模型估计结果产生偏误。

2. 主要的稳健性检验

针对上述可能存在的内生性问题,本文采取以下方法进行稳健性检验。

首先,针对可能存在的变量测度误差及金融开放政策的内生性问题,本文通过对核心解释变量与被解释变量进行指标替换,以检验基准回归结果的稳健性。具体结果见表 4。其中,Panel A 使用来自 UTIP、WIID^① 及 WDI 数据库的基尼系数替换 SWIID 指标,以避免二次估计带来的估计偏误;同时运用能够弥补基尼系数不足,综合体现内部收入分配结构的泰尔指数、大岛指数与帕尔玛指标进行替换。Panel B 则综合运用 FKRSU 指数^[3] 作为金融法规开放的替代变量,使用 FDI 占比、LMF 指数^[34] 以及 BIS 的国外债券占

^① 需要说明的是, WIID 中各国在每一年度取值不唯一,本文根据数据来源的“质量标签”进行了加权平均和取舍过程,具体操作步骤参考德汉和施图尔姆(De Haan & Sturm, 2017)^[31]。

GDP 的比重作为金融事实开放指标的替代变量,同时纳入 EFW 指数和 KOF 指数等复合指标进行稳健性检验。为了剔除异常值的影响、减轻逆向因果问题,Panel C 汇报了将核心变量剔除 1~1.5 个标准差、剔除上下各 5% 的异常值以及进行上下各 5% 的缩尾处理之后的估计结果^①。显而易见地,表 4 中核心解释变量的系数及显著性始终保持了较好的一致性,表明本文基准回归结果较少受到变量测度误差等问题的影响,金融开放与收入不平等之间存在显著的倒 U 型关系。

表 4 基于关键指标与估计方法替换的稳健性检验

Panel A 基于基尼系数指标变换的稳健性检验						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	UTIP 基尼系数	WIID 基尼系数	WDI 基尼系数	泰尔比值	大岛指数	帕尔玛比值
金融开放	0.016 ^{**}	0.062 ^{**}	0.057 ^{**}	0.030 ^{***}	4.513 ^{***}	1.739 [*]
	(0.008)	(0.025)	(0.025)	(0.008)	(1.680)	(0.997)
金融开放二次项	-0.017 ^{***}	-0.055 ^{***}	-0.043 [*]	-0.024 ^{***}	-3.471 ^{**}	-1.469
	(0.006)	(0.019)	(0.022)	(0.006)	(1.502)	(0.897)
观测值	1 481	1 168	572	1 545	605	249
Panel B 基于金融开放指标变换的稳健性检验						
	De Jure	De Facto 开放度			复合指标	
	FKRSU 指数	BIS 指数	FDI 占比	LMF 指标	KOF 指数	EFW 指数
金融开放	-0.024 ^{***}	0.015 ^{***}	0.004 ^{***}	0.112 ^{***}	0.045 ^{**}	0.075 ^{***}
	(0.007)	(0.001)	(0.001)	(0.008)	(0.018)	(0.022)
金融开放二次项	0.015 [*]	-0.002 ^{***}	-0.001 ^{***}	-0.316 ^{***}	-0.031 ^{**}	-0.043 ^{**}
	(0.008)	(0.000)	(0.000)	(0.027)	(0.015)	(0.019)
观测值	1 253	2 090	2 315	1 955	2 354	1 452
Panel C 基于变量“异常值”处理的稳健性检验						
处理变量	剔除 1 个标准差	剔除 1.5 个标准差	剔除“上下各 5%”的异常值		缩尾“上下各 5%”	缩尾“上下各 10%”
	金融开放	SWIID 基尼系数	金融开放	SWIID 基尼系数	金融开放和 SWIID 基尼系数	SWIID 基尼系数
金融开放	0.019 ^{***}	0.010 ^{**}	0.013 ^{**}	0.019 ^{***}	0.022 ^{***}	0.093 ^{***}
	(0.007)	(0.004)	(0.006)	(0.005)	(0.005)	(0.036)
金融开放二次项	-0.014 [*]	-0.008 ^{**}	-0.011 [*]	-0.015 ^{***}	-0.018 ^{***}	-0.071 ^{***}
	(0.008)	(0.004)	(0.006)	(0.005)	(0.004)	(0.026)
观测值	1 385	2 076	1 594	2 010	2 129	1 272

注:表中每组估计系数对应于一组方程估计(合计 18 组),相关滞后项、控制变量组及固定效应的添加同表 2。由于样本体量限制,帕尔玛比值的估计结果显著性水平有所降低,但仍不影响本文的上述结论。

其次,针对可能存在的金融开放政策的内生性、逆向因果及样本选择偏差等问题,本文按照以下思

^① 关于异常值的剔除标准也有多种方法,本文选择以下两种:一是剔除自变量或因变量上下各 5% 的异常值;二是剔除自变量或因变量取值偏离其均值 1.5 个标准差的数值。

路进行稳健性检验。一是构建金融开放指标的工具变量,基于工具变量法对金融开放与收入不平等之间的关系进行再检验。尽管 SYS-GMM 估计方法能够通过核心解释变量的滞后期选择合适的工具变量进行估计,实际操作中滞后期数的选择也会对估计结果产生影响。本文首先尝试选取来源于弗雷泽研究所衡量一国信贷市场开放程度的 EFW 指数,使用工具变量法进行初步检验^①。然而,找到合适的工具变量并不容易,EFW 指数与本文所使用的多种金融开放指标仅存在编码方式与权重上的区别。为增加工具变量的有效性,借鉴富尔切里等(Furceri et al., 2018)^[43]的思路,本文构造金融开放的“同侪压力”作为一国金融开放的工具变量:即一国金融开放程度通常受到来自与其位居相同地区、处于相同收入水平的国家的压力(典型如欧盟地区的国家),如此一来能够有效地解决解释变量与被解释变量之间的双向因果关系。具体地,本文构造金融开放指标的“同侪压力”变量为:

$$FL_{it}^{IV} = \sum_{j \neq i} FL_{ajt} \omega_{ijt} \quad (5)$$

其中, FL_{it}^{IV} 为 t 时期国家 i 金融开放程度的工具变量,其取值越大表明金融开放水平越高。 FL_{ajt} 为特定地区-收入水平分组 (a) 下国家 j 的金融开放水平,此处综合运用 Chinn-Ito 指数、私人部门信贷占比以及 KOF 金融开放复合指标,以互相参照、保障结果的稳健性。 ω_{ijt} 为权重指标,用国家 i 的 GDP 占其所处同一地区-收入水平分组内生产总值的比重表示^②。来自同一地区、相同经济发展水平的邻国所带来的综合压力,将会对国家 i 的金融开放进程产生重要影响;反之,国家 i 的收入不平等状况对于其他“同侪”国家的金融开放水平影响有限,同时也避免了其他潜在的同步性偏误。表 5 中 Panel A 的列 (3) — 列 (5) 列示了基于工具变量法、运用“同侪压力”指标的检验结果,不难看出,尽管显著性水平有所降低,金融开放仍显著地扩大了各国收入不平等程度,且二者之间存在鲜明的倒 U 型关系。为了避免工具变量构建过程中权重系数选择可能的差异,同时控制各国金融开放水平与国内生产总值同步增长的趋势,本文尝试选择 2000 年为基期构建不变权重系数,列 (6) 报告相应参数估计结果,其系数与显著性基本与其他估计保持一致。

二是重新划分研究样本,以避免潜在的结构断裂以及样本选择偏差。金融危机爆发作为影响金融开放进程的重大事件,有可能会对本文的估计产生重大影响,结合描述性统计部分观察到的各国金融开放程度的演变趋势,本文分别选择 1997 年和 2009 年的金融危机作为断点,将样本划分为 1980—1997 年、1998—2008 年、2009—2016 年三个阶段进行再估计。表 5 中 Panel B 报告了基于法规和事实开放双重视角下的分阶段检验,表明本文估计结果未受样本选择及结构断裂因素的影响。

最后,本文也尝试重新构建估计样本,以避免潜在的样本选择偏差,同时控制潜在的前定趋势。鉴于布曼和伦欣克(2016)^[17]、梅冬州等(2018)^[46]指出将面板数据以 5 年为间隔进行平均能够适度规避经济周期波动性、增加参数变异性,同时缓解样本中特定年份缺失值导致的估计偏误,本文效仿其做法也对样本进行了拆分^③。随着各国经济金融开放的步伐,影响收入不平等状况演进趋势的因素既复杂多变又可能与金融开放存在潜在的前定趋势,从而导致估计偏误。本文通过将样本按照时间跨度拆分为 1980—1997 年、1998—2016 年两个阶段,用第一阶段的基尼系数作为第二阶段的被解释变量,估计系数不显著即说明不存在混合趋势效应。上述检验的结果列示于表 5 的 Panel C,显然,本文所得到的关于金融开放与收入不平等关系的结论是稳健可靠的,较少受到异常值和样本偏误的影响,同时也不存在前定趋势的影响。

① 诚然,这一指标作为金融开放的工具变量并不完美,此处本文仅用作工具变量法运用下的简单比较。

② 部分文献考虑使用各国之间的贸易流量作为权重构建系数,本文认为金融开放与贸易一体化通常互融、共生,贸易关联对象可能超出了本文关于同一地区的假设,而 GDP 更能够综合反映其经济、贸易以及制度水平等多方面的实力。

③ 实际分析中,5 年间隔样本的构造有两种方法:一种是选择期初变量作为留存变量,另一种则是选择 5 年样本平均值作为留存变量进行分析。为确保分析的稳健性,本文两种方法均进行了尝试,分别见表 5 的 Panel C。

表 5 基于样本替换的稳健性检验

Panel A 基于工具变量构造的面板 IV 估计						
工具变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	EFW 指数		可变权重下的“同侪压力”		不变权重	
	SWIID 基尼系数	UTIP 基尼系数	KOF 指数	私人信贷占比	Chinn-Ito 指数	
金融开放	0.116 [*] (0.063)	0.325 ^{**} (0.163)	0.082 ^{**} (0.032)	0.026 (0.022)	0.050 [*] (0.028)	0.051 [*] (0.030)
金融开放二次项	-0.099 [*] (0.054)	-0.287 ^{**} (0.138)	-0.062 ^{**} (0.025)	-0.003 (0.019)	-0.045 [*] (0.026)	-0.046 [*] (0.028)
观测值	1 453	839	2 294	2 294	2 354	2 330
Panel B 基于研究样本区间划分的检验						
	De Jure: KOF 指数			De Facto: KOF 指数		
	1980—1997	1998—2008	2009—2016	1980—1997	1998—2008	2009—2016
	金融开放	0.010 (0.008)	0.032 ^{***} (0.007)	0.073 ^{***} (0.011)	0.044 ^{***} (0.005)	0.019 ^{**} (0.008)
金融开放二次项	-0.002 (0.007)	-0.020 ^{***} (0.006)	-0.058 ^{***} (0.010)	-0.027 ^{***} (0.005)	-0.007 (0.007)	-0.014 ^{***} (0.005)
观测值	774	774	940	640	774	940
Panel C 控制“周期性”与“前定趋势”影响的检验						
	5 年间隔样本			Pre-Trend 检验: 1998—2016		
	期初值	期末值	期内平均值	SWIID 基尼系数	UTIP 基尼系数	WIID 基尼系数
	金融开放	0.147 ^{***} (0.056)	0.133 ^{**} (0.060)	0.139 ^{***} (0.044)	0.020 (0.018)	0.006 (0.027)
金融开放二次项	-0.092 [*] (0.047)	-0.097 [*] (0.050)	-0.095 ^{***} (0.037)	-0.021 (0.017)	-0.027 (0.020)	-0.050 (0.037)
观测值	444	409	496	876	695	325

注: 表中每组估计系数对应于一组方程估计 (合计 18 组), 相关滞后项、控制变量组及固定效应的添加同表 2。

(三) 金融开放影响收入不平等的渠道与机制分析

与部分文献的研究结论相一致, 本文充分论证了金融开放与收入不平等之间非线性关系的存在。遗憾的是, 现有文献关于倒 U 型关系的形成原因仍缺乏很好的解释。基于现有文献的有益探索, 结合所构造的逐步回归方程式 (2)、式 (3) 以及所选取的中介变量, 本文从以下两方面进行影响渠道分析。

一方面, 金融开放可能通过影响一国经济增长、劳动收入份额以及金融危机等宏观经济变量影响收入不平等。基于经济增长渠道的估计结果见表 6 列 (1), 从中可知, 金融开放能够显著地促进经济增长, 有助于库兹涅茨效应发挥作用。新古典经济增长理论为这一事实提供了很好的解释: 资本账户开放有利于资本从资本丰裕的国家流向资本稀缺的国家以获取更高的回报率, 从而有助于降低融资成本和融资风险、促进金融市场发展, 发挥资本流动所带来的技术溢出效应, 最终促进经济增长。随着经济增长水平提升, 收入分配不平等程度得到改善^[6]。

表6 金融开放影响收入不平等的影响渠道(1)

中介效应	(1)		(2)		(3)	
	经济增长效应		金融危机效应		劳动收入份额效应	
被解释变量	人均GDP	SWIID基尼系数	金融危机	SWIID基尼系数	劳动收入份额	SWIID基尼系数
估计步骤	第二步	第三步	第二步	第三步	第二步	第三步
Panel A De Jure: Chinn-Ito 指数						
金融开放	0.272*** (0.045)	0.009** (0.004)	0.256*** (0.098)	0.009** (0.004)	-0.022*** (0.006)	0.009* (0.008)
金融开放二次项	-0.212*** (0.037)	-0.002 (0.003)	-0.230*** (0.081)	-0.004 (0.004)	0.018*** (0.005)	-0.007 (0.007)
中介变量		-0.001* (0.001)		0.003*** (0.001)		-0.051*** (0.014)
观测值	2 351	2 352	2 354	2 354	1 598	1 651
AR (1)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
AR (2)	0.081	0.380	0.714	0.349	0.363	0.144
Hansen 检验	0.922	0.918	1.000	0.976	0.376	0.186
国家数	116	116	116	116	93	94
Panel B De Facto: 私人信贷占比						
金融开放	0.002 (0.028)	0.010*** (0.002)	0.239*** (0.044)	0.005** (0.002)	-0.003*** (0.001)	0.010*** (0.004)
金融开放二次项	-0.010 (0.012)	-0.001 (0.001)	-0.031 (0.019)	-0.001 (0.001)	0.001*** (0.000)	-0.004** (0.002)
中介变量		-0.001** (0.001)		0.002*** (0.001)		-0.027*** (0.010)
观测值	2 280	2 291	2 294	2 294	1 562	1 562
AR (1)	0.003	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
AR (2)	0.071	0.422	0.518	0.560	0.325	0.195
Hansen 检验	0.365	0.757	0.994	0.441	0.222	0.807
国家数	115	115	115	115	92	92
Panel C 复合指标: KOF 金融开放指数						
金融开放	0.318*** (0.073)	0.021** (0.009)	1.135*** (0.271)	0.010* (0.006)	-0.031*** (0.012)	-0.094** (0.046)
金融开放二次项	-0.191*** (0.065)	-0.002 (0.008)	-1.055*** (0.230)	-0.003 (0.005)	0.026*** (0.009)	0.075** (0.037)
中介变量		-0.002** (0.001)		0.002*** (0.000)		-0.057*** (0.022)
观测值	2 351	2 351	2 354	2 354	1 598	1 651
AR (1)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
AR (2)	0.052	0.446	0.651	0.318	0.408	0.199
Hansen 检验	0.725	0.955	0.408	0.239	0.964	0.991
国家数	116	116	116	116	93	94

注: 同表2, 表中每组估计系数对应于一组方程估计(合计18组)。

表 6 列 (2) 的估计结果表明, 金融开放显著地增加了发生金融危机的可能性, 而金融危机爆发会进一步恶化收入分配格局。金融危机对于收入分配的负面影响主要来源于金融危机所导致的资产价格下降和危机蔓延带来的经济衰退: 在金融危机期间, 资本账户开放更高的地区, 资产泡沫破灭带来的负面效应更显著, 顶层收入者从金融发展中获益颇多, 而他们的“大逃亡”会推动危机走向爆发, 在之后漫长的经济低迷期, 失业和萧条传导至国内其他部门, 风险和负担却总是由公共部门来承担、脆弱的底层蒙受最大的冲击, 收入不平等格局得以恶化^[47, 31]。

另一方面, 金融开放影响收入分配格局的另一条重要途径是通过改变劳动力的议价能力、影响收入份额, 最终作用于收入不平等。详细结果如表 6 列 (3) 所示, 尽管劳动收入份额的提升能够显著降低收入不平等程度, 金融开放显著地降低了各国收入份额, 从而抑制了收入份额提升对于收入不平等的改善作用。前文已经论证了金融开放潜在的“技能偏向”效应, 而贾亚德瓦 (Jayadev, 2007) 指出金融开放显著地改变了资本与劳动之间的议价能力, 资本账户开放不仅能够提高资本回报率、降低劳动收入份额, 最终加剧收入不平等^[41]。

上述结论在多重指标体系下保持一致, 说明金融开放背景下的资本账户开放与资本流动将会通过促进经济增长缓解收入失衡, 也可能提高金融危机的累积风险、通过经济危机恶化收入不平等格局, 同时还会导致收入份额降低、加剧收入不平等。

金融开放影响收入不平等的渠道不仅限于宏观经济变量, 同时也通过东道国金融市场及金融中介的发展程度影响收入分配格局, 主要通过改变开放条件下金融市场的包容性、收益率以及稳定性三个特征发挥作用。一方面, 提升金融开放的包容性、普及金融服务的可得性是各国金融改革的主要措施与目标, 本文以各国每十万人所拥有银行分支机构数为金融包容性的代理变量, 考察金融开放如何通过改变金融市场包容性影响收入分配格局。具体结果见表 7 列 (1), 金融开放促进金融包容性提升, 从而能够显著地降低收入不平等程度。相较于金融包容性程度较低的国家或地区, 以资本账户开放和私人部门信贷资金流入为代表的金融开放能够在包容性较高的国家或地区凭借更完善的配套基础设施、更完备的风险分担渠道, 降低交易成本、提升企业和家庭应对金融冲击的能力, 促使穷人有机会使用正规信贷、保险等金融服务, 从而有助于缓解收入不平等。

另一方面, 金融开放带来的收益率变动也是影响收入分配的重要渠道。本文选择各国股市年均回报率作为中介变量参与估计, 结果见表 7 列 (2)。有趣的是, 尽管股票市场收益率的提升能够降低收入不平等程度, 金融开放显著地抑制了股市回报率的上升, 最终导致收入不平等加剧。上述结论并不矛盾, 伴随资本市场发展, 穷人有机会通过股票和基金市场获取与富人相似的回报, 分享金融开放带来的红利; 然而这种红利的分配往往也是不均衡地分配的, 伴随金融开放程度深化, 流动性、监管成本以及资本流入带来的资本市场波动性上升都可能降低收益率^[10]。为了进一步解释这一现象, 本文也选取股票市场波动性指数作为金融市场稳定性指标进行分析, 波动性越大表明稳定性越差, 相应结果见表 7 列 (3)。显然, 金融市场稳定性越差, 金融开放扩大收入差距的效应越显著, 资本持续流入在推动金融深化、提高金融市场效率的同时, 也将导致资本市场波动性上升, 从而影响证券市值和资产价格, 导致财富分配差距扩大。

同样地, 上述结论在多重指标体系下保持一致, 表明金融开放在提升各国金融服务可得性、惠及低收入群体从而缓解收入不平等状况的同时, 也可能通过抑制金融收益率、增大金融市场波动性等因素影响开放红利在不同群体之间的不均衡分布, 进而加剧收入不平等。

表 7 金融开放影响收入不平等的影响渠道 (II)

中介效应	(1)		(2)		(3)	
	金融包容性		金融收益率		金融稳定性	
被解释变量	金融服务可获得性	SWIID 基尼系数	金融收益率	SWIID 基尼系数	金融稳定性	SWIID 基尼系数
估计步骤	第二步	第三步	第二步	第三步	第二步	第三步

表7(续)

中介效应	(1)		(2)		(3)	
	金融包容性		金融收益率		金融稳定性	
Panel A De Jure: Chinn-Ito 指数						
金融开放	0.081*** (0.014)	0.013** (0.005)	-0.494*** (0.102)	0.019** (0.008)	0.080*** (0.030)	0.056* (0.030)
金融开放二次项	-0.053*** (0.011)	-0.004 (0.004)	0.378*** (0.082)	-0.013** (0.006)	-0.077*** (0.024)	-0.045* (0.025)
中介变量		-0.005*** (0.001)		-0.005** (0.003)		0.013*** (0.004)
观测值	989	1080	1262	1309	1202	1254
AR (1)	0.091	0.000	0.000	0.000	0.048	0.000
AR (2)	0.983	0.218	0.097	0.328	0.833	0.416
Hansen 检验	0.881	0.166	0.999	0.944	1.000	0.884
国家数	113	113	71	72	71	72
Panel B De Facto: 私人部门信贷占比						
金融开放	0.022*** (0.007)	0.009*** (0.001)	-0.144*** (0.051)	-0.000 (0.009)	0.034** (0.015)	0.014*** (0.004)
金融开放二次项	-0.004 (0.003)	-0.002*** (0.000)	0.073*** (0.021)	0.001 (0.004)	-0.010* (0.006)	-0.006*** (0.002)
中介变量		-0.003*** (0.001)		-0.006** (0.002)		0.014*** (0.005)
观测值	966	1 055	1 225	1 271	1 165	1 216
AR (1)	0.090	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
AR (2)	0.982	0.424	0.152	0.388	0.008	0.473
Hansen 检验	0.570	0.662	0.956	1.000	1.000	0.000
国家数	112	112	70	71	70	71
Panel C 复合指标: KOF 金融开放指数						
金融开放	0.640** (0.293)	-0.001 (0.013)	3.584** (1.814)	0.107** (0.052)	1.879*** (0.633)	0.113* (0.066)
金融开放二次项	-0.475** (0.227)	0.018* (0.011)	-2.788** (1.400)	-0.094** (0.042)	-1.566*** (0.491)	-0.085* (0.050)
中介变量		-0.005*** (0.001)		-0.002** (0.001)		0.018*** (0.004)
观测值	989	1 080	1 262	1 262	1 202	1 254
AR (1)	0.098	0.000	0.001	0.000	0.024	0.000
AR (2)	0.995	0.239	0.013	0.264	0.001	0.381
Hansen 检验	0.325	0.970	0.890	0.619	0.158	0.145
国家数	113	113	71	71	71	72

注: 同表2, 表中每组估计系数对应于一组方程估计(合计18组)。

五、进一步分析: 金融开放维度、制度环境与收入不平等

(一) 基于法规与事实开放细分维度的分解

前文基于法规与事实金融开放的双重视角, 利用一系列金融开放指标, 估算验证了金融开放与收入不平等之间显著而稳健的倒 U 型关系, 并对可能的影响渠道进行了检验。然而稍显不足的是, 前文用以衡量金融开放的金融交易管制放宽与实际资本流动规模占比指标更多地表现为金融开放的总体效应。更进一步, 资本账户各细分子类对收入不平等的影响是否存在显著差异, 上述倒 U 型关系是否仍稳健存在? 按照资本流动的方向与种类划分, 金融开放是否都显著地扩大了收入差距?

为弥补上述缺憾, 本文尝试对金融开放指标从法规与事实开放两个维度分别进行分解, 深入探讨金融开放细分维度的收入分配效应。首先, 在金融法规开放层面, 鉴于现有名义开放指标均源于国际货币基金组织《汇兑安排与汇兑限制年报》数据, 本文利用费尔南德斯等 (2015)^[3] 所构建的金融开放分类数据构建相关细分指标。具体地, FKRSU 指标不仅有资本流入与流出双重维度, 同时也根据金融资产种类细分为 10 类资产, 包括货币市场工具、金融与商业信贷、直接投资等指标, 各类金融资产开放程度指标取值位于 0 和 1 之间, 区别于 Chinn-Ito 指数, 取值为 0 代表相应子类完全开放、不受管制。为避免对相应细分类别加总分类产生偏误, 本文不予以加总, 具体估计结果见表 8 中 Panel A。总体而言, 细分资本账户开放的估计结果表明金融开放与收入不平等之间存在显著的倒 U 型关系, 除直接投资与房地产交易开放外, 短期内大部分资本账户开放都显著地扩大了收入差距。列 (1) 和列 (2) 的结果表明, 相较于资本流出, 金融开放导致的资本流入更加不利于收入不平等。其内在可能的机制在于, 短期内大量资本流入将会导致资本市场稳定性降低、波动性增大, 而现实世界中次贷危机的发生也与资本大量流入相关, 各国政府对于资本流入所采取的控制措施也正是为了堵截投机性资金流入。而列 (2) 一列 (12) 的结果表明, 商业信贷、集合投资、担保信贷的管制放松对于扩大收入差距的影响最大, 而直接投资、房地产交易以及债券类工具的放松对收入差距的负面效应较小。诚然, 以商业信贷、担保信贷等为代表的信贷繁荣在刺激消费的同时通常会产生产期限错配等问题, 增加危机爆发的风险、带来经济泡沫, 最终不利于收入均衡分配格局的产生; 而债券类资产稳定性好、风险性低, 直接投资的开放也能保障资金稳定持续供给, 伴随着金融包容性程度提升能够惠及更多群体, 从而一定程度上抵消其对收入差距的扩大效应。

表 8 不同维度下的金融开放与收入不平等

Panel A 基于金融开放 De Jure 维度的分解: 1995—2016 年						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	资本流入	资本流出	权益类	债券类	货币市场	集合投资
金融开放	-0.032 *** (0.006)	-0.018 *** (0.004)	-0.016 *** (0.005)	-0.004 (0.004)	-0.019 *** (0.003)	-0.027 *** (0.003)
金融开放二次项	0.023 *** (0.007)	0.009* (0.005)	0.002 (0.005)	-0.007 (0.004)	0.011 *** (0.004)	0.020 *** (0.004)
观测值	1 253	1 253	1 253	1 185	1 248	1 246
AR (1)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
AR (2)	0.100	0.121	0.141	0.147	0.120	0.095
Hansen 检验	0.791	0.894	0.958	0.617	0.730	0.791
国家数	79	79	79	79	79	79

表8(续)

Panel A 基于金融开放 De Jure 维度的分解: 1995—2016年						
	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	衍生品	商业信贷	金融信贷	担保信贷	直接投资	房地产交易
金融开放	-0.011*** (0.003)	-0.031*** (0.005)	-0.015*** (0.003)	-0.024*** (0.005)	0.001 (0.003)	-0.025 (0.004)
金融开放二次项	0.002 (0.003)	0.022*** (0.005)	0.006** (0.003)	0.017*** (0.005)	-0.007** (0.003)	-0.029 (0.003)
观测值	1 217	1 253	1 251	1 253	1 253	1 252
AR (1)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
AR (2)	0.153	0.096	0.133	0.076	0.098	0.157
Hansen 检验	0.727	0.931	0.932	0.949	0.731	0.746
国家数	79	79	78	79	79	79
Panel B 基于金融开放 De Facto 维度的分解: 1980—2011年						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	证券投资	金融信贷	直接投资	组合投资	其他投资	衍生工具
金融开放	0.005*** (0.001)	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.003*** (0.000)	0.005*** (0.001)	0.014*** (0.001)
金融开放二次项	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.003*** (0.000)
观测值	1 341	1 341	1 955	1 337	1 341	1 955
AR (1)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
AR (2)	0.652	0.523	0.586	0.614	0.605	0.591
Hansen 检验	0.992	0.998	0.973	0.998	0.996	0.992
国家数	96	96	112	96	96	112

注: 同表2, 表中每组估计系数对应于一组方程估计(合计18组); 其中加总指标结果已在稳健性检验部分列示, 此处仅汇报细分类别估计参数。

然而, 基于法规的资本管制分解无法体现实际资本流动的规模与强度, 进一步对资本流动的细分类别进行比较分析也很有必要。为此, 本文采用拉内和米莱西-费雷蒂(2007)^[34]所构建的EWN数据库, 基于资产和负债的视角对各国1980—2011年证券投资、直接投资、储备规模一级金融衍生品等指标进行实证, 考察金融开放的收入分配效应。根据国际收支平衡表, 资本账户可细分为直接投资、证券投资和其他投资三类, 本文借鉴智琨和傅虹桥(2017)^[48]的思路, 划分为直接投资开放程度(对外FDI资产与负债之和占GDP比重)、证券投资开放程度(对外证券投资资产与负债之和占GDP比重)、金融信贷开放程度(对外金融信贷资产与信贷负债之和占GDP比重)。在此基础上, 结合EWN数据库特征, 为避免因分类不当导致估计结果发生偏误, 本文同时根据资本与金融账户的设置将资本流动划分为直接投资、组合投资、金融衍生工具与其他投资资本流动四类^①, 用于对比分析。

尽管部分经济增长文献发现, 资本账户开放的促进或抑制效应取决于资本账户子项目的开放程度, 各子项目之间的效应可能存在显著差异, 本文基于资本流动的分类估计并没有发现上述异质性影响。Panel B中

① 直接投资指标的构造与智琨和傅虹桥(2017)^[48]做法一致, 加总 portfolio equity assets (stock)、portfolio equity liabilities (stock)、portfolio debt assets (stock) 和 portfolio debt liabilities (stock) 得到组合投资的存量数据, 加总 other investment assets 和 other investment liabilities 得到其他投资的存量数据, 衍生工具数据来源于数据库。

列 (1) — 列 (3) 结果表明, 尽管三类细分金融资本流动均会显著加剧收入不平等, 其中以囊括了股票、债券、货币市场工具以及集合投资的证券投资资本流动作用最为显著, 这也与智琨和傅虹桥 (2017)^[48] 关于金融开放影响经济增长的研究结论相类似: 证券投资所产生的资本流动通常具备较强的投机性与逐利性, 证券投资开放将会带来包括“热钱”流入在内的诸多外部冲击, 加剧金融市场的波动性, 从而不利于缓解收入差距问题。此外, 列 (3) — 列 (6) 的估计结果显示, 各类事实开放程度指标系数显著为正、其平方项显著为负, 充分佐证了本文关于金融开放和收入不平等之间倒 U 型关系的结论, 且各种分类标准下直接投资估计系数最小, 表明其对于收入不平等问题的负面效应最小, 理应在金融开放过程中有所侧重。

(二) 金融开放与收入不平等: 制度文化环境重要吗?

针对金融开放对各国经济增长以及收入不平等的影响, 越来越多的研究指出其效应也会受到各国制度环境和文化环境的影响而呈现差异性, 良好的制度环境通常配备了完备的风险分担渠道、高效率的金融市场中介, 金融开放的效应传导也更为显著^[49, 31], 而舒克马娜和易卜拉欣 (Sukmana & Ibrahim, 2018) 研究发现各国制度环境 (如政府腐败程度等) 会显著调节金融开放的收入分配效应, 进而影响不同收入群体之间的收入分配状况。同时, 收入不平等作为一类经济现象的同时也是典型的人口和社会学问题, 在人口规模较大、种群更为多元化的国家, 来自种族、宗教和语言的异质性将会通过不同群体间的矛盾与冲突影响经济社会发展^[50]。显然, 鉴于制度环境在金融发展过程中发挥着重要调节效应, 以宗教、语言和族群多样性为代表的社会文化因素也会同时作用于一国的收入分配格局和政府政策制定的立场而产生再分配效应, 忽视这类因素的影响将极有可能产生估计偏误^①。因此, 本文借鉴斯图尔姆和德汉 (2015)^[25]、布曼和伦欣克 (2016)^[17] 的研究思路, 为了甄别上述制度文化因素是否发挥了再分配效应, 探究金融开放对各国收入不平等的影响是否在纳入上述因素后发生显著变化, 在基准回归的基础上构建以下交互项模型作进一步分析:

$$Gini_{it} = \alpha_0 + \beta_1 Gini_{it-1} + \beta_2 FL_{it} + \beta_3 FL_{sq_{it}} + \lambda_1 Ins_{it} + \lambda_2 Ins_{it} \times FL_{it} + \psi X_{it} + \eta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中, Ins_{it} 代表上述制度文化变量, 主要包括来源于全球国家风险指数 (ICRG) 的世界各国政治风险指数^②和来源于斯图尔姆和德汉 (2015) 的种族、宗教及语言分化指标, $Ins_{it} \times FL_{it}$ 为金融开放指标与上述制度环境与分化指标的交互项, 其他变量均与基准回归保持一致。本文分两步展开估计, 表 9 报告了相应回归结果。

表 9 金融开放与收入不平等: 制度与文化环境

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	制度质量		族群分化		语言分化		宗教分化	
金融开放	0.014 *** (0.005)	0.023 *** (0.005)	0.018 *** (0.005)	0.041 *** (0.005)	0.012 ** (0.006)	0.018 *** (0.006)	0.013 ** (0.006)	0.014 ** (0.006)
金融开放二次项	-0.011 *** (0.004)	-0.019 *** (0.004)	-0.009 ** (0.004)	-0.011 *** (0.004)	-0.005 (0.004)	-0.002 (0.004)	-0.007* (0.004)	-0.003 (0.005)
制度变量	-0.001 *** (0.000)	-0.002 *** (0.000)	0.006 ** (0.003)	0.037 *** (0.006)	0.013 *** (0.003)	0.029 *** (0.004)	0.003* (0.002)	0.017 *** (0.004)
交互项		0.002 *** (0.000)		-0.062 *** (0.006)		-0.042 *** (0.006)		-0.029 *** (0.006)
观测值	1 975	1 975	2 318	2 318	2 271	2 271	2 318	2 318
AR (1)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.000

① 无独有偶, 布曼和伦欣克 (2016)^[17] 也表达了对于忽视这一系列因素的担忧, 将其作为稳健性分析纳入分析过程。

② 该数据包含政局稳定状况、社会经济条件、投资执行状况、政治腐败状况等 12 个子指标, 各有权重。本文使用主成分分析方法进行量化整理, 最终得到制度环境变量。其取值越大表示制度环境越稳定、风险越低。

表9(续)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	制度质量		族群分化		语言分化		宗教分化	
AR (2)	0.457	0.350	0.431	0.363	0.441	0.442	0.972	0.413
Hansen 检验	0.223	0.392	0.151	0.416	0.172	0.117	0.992	0.126
国家数	100	100	114	114	112	112	114	114

注:被解释变量为SWIID基尼系数,交互项为金融开放指标(Chinn-Ito指数)与各类制度变量的交互项,限于篇幅部分估计参数未予列示。同时,在制度因素方面,本文也尝试基于艾森曼等(Aizenman et al., 2013)^[52]构造的汇率稳定性与货币政策自主性指标进行拓展,并未发现显著的结论变化。相应结果备案。

纵观表9的估计结果,即便是加入了各国不同时期的制度质量、文化环境变量,金融开放都显著地加剧了收入不平等,且二者之间的倒U型关系仍然存在。以国家风险指数度量的制度环境变量估计结果表明,风险指数排名得分越高(国内风险程度越低)越有助于促进收入分配的均衡发展,同时金融开放对于收入不平等的促进效应也就更显著;制度质量与金融开放的交互项系数在1%的显著性水平上正显著,表明制度质量正向调节金融开放的收入分配效应。列(3)—列(8)的估计系数显示,更高的种族、宗教以及语言分化程度通常会显著加剧收入不平等格局,这是因为更高的分化程度意味着更弱的再分配意愿,同质化程度较高的社会中不平等问题不那么突出;分化变量与金融开放的交互项系数均负显著,表明随着社会分化程度的提升,金融开放所引致的收入不平等的边际效应减弱。上述结果很好地佐证了本文研究结论的稳健性。

六、主要结论与对策建议

探究金融开放与收入不平等之间的关系,不仅是关乎纾解贫困、增进福祉的重要社会问题,更是影响当前全球范围内资本要素有效配置、金融体系合理布局的重大战略问题。本文通过整合1980—2016年全球125个国家的面板数据,运用SYS-GMM方法、基于法规和事实金融开放的双重维度,考察了金融开放对于各国收入不平等的影响,并从收入结构与就业份额角度探究了金融开放的收入分配效应。研究发现,金融开放与收入不平等之间呈现典型而稳健的倒U型关系效应。更进一步,基于中介效应的机制检验结果表明,金融开放能够显著通过促进经济增长、提升金融发展包容性来改善收入分配格局,同时也存在通过引致金融危机、降低收入份额、加剧资本流动与收益的不确定性等渠道恶化收入不平等的可能性。进一步根据金融开放的细分维度效应分解可知,资本流入、商业信贷及组合投资等领域的管制放松以及实际证券投资 and 衍生工具资产的比重提升在短期内更加不利于收入不平等问题的改善。上述结论在变换多重指标体系与研究方法的再考察中均保持结果稳健,从而在对于当前中国在加快金融开放进程和缓解收入差距之间的权衡方面提供了有益借鉴。

本文研究结论具备丰富的政策内涵:中国作为中等收入国家在经济高速增长的过程中不可避免地面临收入失衡加剧的挑战;同时中国作为新兴经济体在金融开放的过程中也正处于关键时间窗口。十九大报告中强调要“深化金融体制改革”“推动形成全面开放新格局”,而进一步在金融行业放宽外资进入门槛、扩宽外资业务范围、增强中外资机构合作,是中国接轨国际市场、迈向高质量发展、建设现代化经济体系的客观需求。本文关于金融开放与收入不平等之间非线性关系以及影响渠道的研究为当前加大金融市场改革力度、坚定不移推进金融开放提供了有益借鉴,基于细分维度的指标分解也为后续资本账户开放顺序安排提供了参照。诚然,持续推进金融开放水平提升、深化金融发展程度将会有助于促进经济健康稳定发展、缩小收入不平等程度,如何更加精确地把握最合适的标准和尺度,是本文后续进一步研究和探索的方向。

参考文献:

- [1] WILLIAMSON J. From reform agenda: a short history of the Washington Consensus and suggestions for what to do next [J]. Finance and Develop-

ment 2003 40(3) : 10-13.

- [2] QUINN D P , TOYODA A M. Does capital account liberalization lead to growth? [J]. *The Review of Financial Studies* 2008 21(3) : 1403-1449.
- [3] FERNANDEZ A , KLEIN M W , REBUCCI A et al. Capital control measures: a new dataset [Z]. NBER Working Paper No. 20970 2015.
- [4] EPAULARD A , POMMERET A. Financial integration , growth and volatility [J]. *Pacific Economic Review* 2016 21(3) : 330-357.
- [5] ATKINSON A , MORELLI S. Economic crises and inequality [Z]. Human Development Research Papers No. 2011/06 2011.
- [6] KOSE M A , PRASAD E S , TERRONES M E. Does openness to international financial flows raise productivity growth? [J]. *Journal of International Money and Finance* 2009 28(4) : 554-580.
- [7] BECK T , DEMIRGUC-KUNT A , LEVINE R. Finance , inequality and the poor [J]. *Journal of Economic Growth* 2007 12(1) : 27-49.
- [8] BERTOLA G , PRETE A L. Finance , governments , and trade [J]. *Review of World Economics* 2013 149(2) : 273-294.
- [9] BARRO R J , LEE J W. A new data set of educational attainment in the world , 1950-2010 [J]. *Journal of Development Economics* 2013 104: 184-198.
- [10] PIKETTY T , YANG L , ZUCMAN G. Capital accumulation , private property and rising inequality in China , 1978-2015 [Z]. NBER Working Paper No. 23368 2017.
- [11] NACEUR S B , ZHANG R X. Financial development , inequality and poverty: some international evidence [Z]. IMF Working Paper No. WP/16/32 2016.
- [12] BEKAERT G , HARVEY C , LUNDBLAD C. Financial openness and productivity [J]. *World Development* 2011 39(1) : 1-19.
- [13] LARRAIN M. Capital account opening and wage inequality [J]. *The Review of Financial Studies* 2015 28(6) : 1555-1587.
- [14] SEVEN U , COSKUN Y. Does financial development reduce income inequality and poverty? Evidence from emerging countries [J]. *Emerging Markets Review* 2016 26: 34-63.
- [15] JAUMOTTE F , LALL S , PAPAGEORGIOU C. Rising income inequality: technology , or trade and financial globalization? [J]. *IMF Economic Review* 2013 61(2) : 271-309.
- [16] 杨胜刚 , 侯振兴. 金融对收入分配影响研究进展 [J]. *经济学动态* 2013(4) : 137-144.
- [17] BUMANN S , LENSINK R. Capital account liberalization and income inequality [J]. *Journal of International Money and Finance* 2016 61: 143-162.
- [18] GREENWOOD J , JOVANOVIC B. Financial development , growth , and the distribution of income [J]. *Journal of Political Economy* 1990 98(5) : 1076-1107.
- [19] AGHION P , DEWATRIPONT M , REY P. Corporate governance , competition policy and industrial policy [J]. *European Economic Review* 1997 , 41(3-5) : 797-805.
- [20] CLARKE G , XU L X C , ZOU H F. Finance and income inequality: test of alternative theories [Z]. World Bank Policy Research Working Paper Series No. 2984 2003.
- [21] TAN H B , LAW S H. Nonlinear dynamics of the finance-inequality nexus in developing countries [J]. *The Journal of Economic Inequality* 2012 , 10(4) : 551-563.
- [22] WU J Y , HSU C C. Foreign direct investment and income inequality: does the relationship vary with absorptive capacity? [J]. *Economic Modelling* 2012 29(6) : 2183-2189.
- [23] LI J , YU H. Income inequality and financial reform in Asia: the role of human capital [J]. *Applied Economics* 2014 46(24) : 2920-2935.
- [24] LIM G C , MCNELIS P D. Income Inequality , Trade and Financial Openness [C] // IMF. RES-SPR Conference on Macroeconomic Challenges Facing Low-Income Countries New Perspectives. Washington , D.C.: IMF 2014.
- [25] STURM J E , DE HAAN J. Income inequality , capitalism and ethno-linguistic fractionalization [J]. *American Economic Review* 2015 105(5) : 593-597.
- [26] BUMANN S , LENSINK R. Capital account liberalization and income inequality [J]. *Journal of International Money and Finance* 2016 61: 143-162.
- [27] BARON R M , KENNY D A. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: conceptual , strategic , and statistical considerations [J]. *Journal of Personality and Social Psychology* 1986 51(6) : 1173-1182.
- [28] SOLT F. Standardizing the world income inequality database [J]. *Social Science Quarterly* 2009 90(2) : 231-242.
- [29] DELIS M , HASAN I , KAZAKIS P. Bank regulations and income inequality: empirical evidence [J]. *Review of Finance* 2014 18(5) : 1811-1846.
- [30] LI X , SU D. Does capital account liberalization affect income inequality? [J/OL]. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 2020 [2020-02-02]. <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/pdf/10.1111/obes.12405>.
- [31] DE HAAN J , STURM J E. Finance and income inequality: a review and new evidence [J]. *European Journal of Political Economy* 2017 50: 171-195.
- [32] CHINN M D , ITO H. What matters for financial development? Capital controls , institutions , and interactions [J]. *Journal of Development Economics* 2006 81(1) : 163-192.
- [33] GIMET C , LAGOARDE-SEGOT T. A closer look at financial development and income distribution [J]. *Journal of Banking & Finance* 2011 35(7) : 1698-1713.
- [34] LANE P R , MILESI-FERRETTI G M. The external wealth of nations mark II: revised and extended estimates of foreign assets and liabilities , 1970-2004 [J]. *Journal of International Economics* 2007 73(2) : 223-250.
- [35] BATABYAL S , CHOWDHURY A. Curbing corruption , financial development and income inequality [J]. *Progress in Development Studies* 2015 , 15(1) : 49-72.

- [36]陈中飞,王曦.资本账户子项目开放的经济增长效应及中国应用[J].管理世界,2019(1):97-114,227.
- [37]JOHNSON D S,SHIPP S.Inequality and the business cycle: a consumption viewpoint[J].Empirical Economics,1999,24(1):173-180.
- [38]ASTERIOU D,DIMELIS S,MOUDATSOU A.Globalization and income inequality: a panel data econometric approach for the EU27 countries[J].Economic Modelling,2014,36:592-599.
- [39]FROST J,VAN STRALEN R.Macroprudential policy and income inequality[J].Journal of International Money and Finance,2018,85:278-290.
- [40]AGNELLO L,MALLICK S K,SOUSA R M.Financial reforms and income inequality[J].Economics Letters,2012,116(3):583-587.
- [41]JAYADEV A.Capital account openness and the labour share of income[J].Cambridge Journal of Economics,2007,31(3):423-443.
- [42]PRASAD M E,ROGOFF K,WEI S J,et al.Effects on financial globalization on developing countries: some empirical evidence[Z].IMF Occasional Paper No.220,2003.
- [43]FURCERI D,LOUNGANI P,ZDIENICKA A.The effects of monetary policy shocks on inequality[J].Journal of International Money and Finance,2018,85:168-186.
- [44]DE HAAN J,PLENINGER R,STURM J E.Does the impact of financial liberalization on income inequality depend on financial development? Some new evidence[J].Applied Economics Letters,2018,25(5):313-316.
- [45]邵帅,范美婷,杨莉莉.资源产业依赖如何影响经济发展效率?——有条件资源诅咒假说的检验及解释[J].管理世界,2013(2):32-63.
- [46]梅冬州,陈金至,曹玉瑾.货币低估与收入不平等[J].世界经济,2018(5):53-75.
- [47]GOLDSTEIN M A,NELLING E F.REIT return behavior in advancing and declining stock markets[J].Real Estate Finance,1999,15:68-77.
- [48]智琨,傅虹桥.不同类型资本账户开放与经济增长:来自中低收入国家的证据[J].经济评论,2017(4):73-89.
- [49]RAJAN R G,ZINGALES L.The great reversals: the politics of financial development in the twentieth century[J].Journal of Financial Economics,2003,69(1):5-50.
- [50]SUKMANA R,IBRAHIM M H.Financial access and inequality: a quantile assessment[J].International Journal of Economics & Management,2018,12(2):551-557.
- [51]ASHRAF Q,GALOR O.Cultural diversity, geographical isolation, and the origin of the wealth of nations[Z].NBER Working Paper No.17640,2011.
- [52]AIZENMAN Joshua,CHINN M D,ITO H.The “impossible trinity” hypothesis in an era of global imbalances: measurement and testing[J].Review of International Economics,2013,21(3):447-458.

Financial Openness and Income Inequality: An Inverted-U Shape Relationship

ZHANG Ying¹,FU Dahai²,XIANG Pengfei³

- (1.Chinese Academy of Social Science, Beijing 100836;
2.Central University of Finance & Economics, Beijing 102206;
3.Renmin University of China, Beijing 100872)

Abstract: Using the measures of De Jure and De facto financial openness, the authors examine the impact of financial openness on income inequality based on the panel data of 125 countries from 1980 to 2016. A typical “inverted U-shaped” relationship has been uncovered between financial openness and income inequality. The paper’s findings show consistent and robust under a series of robustness checks using alternative indicators and empirical methods. The mechanism analysis shows that financial openness can improve the income distribution via promoting economic growth and improving financial inclusiveness. However, financial openness can also deteriorate income distribution through bringing financial crisis, reducing income share, exacerbating capital flows and increasing earnings uncertainty. The liberalization of financial market will bring short-run shock to income distribution. The empirical results provide evidence and important policy implications to trade-off between the acceleration in financial openness and the reduction of income inequality for the policymakers in China.

Keywords: financial liberalization; income inequality; economic growth; financial inclusiveness; income distribution; capital flow; inverted-U shape relationship

(责任编辑:周斌)