

杠杆率的收入分配效应

刘晓光， 刘元春， 申广军

[摘要] 国际金融危机以来,杠杆率对一国经济金融稳定的重要性受到越来越多的重视,然而鲜有研究探讨杠杆率对收入分配等深层经济社会问题的影响;在收入分配差距日益扩大的当今社会,研究杠杆率对收入分配的影响具有重要的理论和现实意义。在理论机制分析的基础上,本文利用世界银行 1981—2015 年跨国面板数据以及中国家庭追踪调查(CFPS)2012/2014 年家户数据,就杠杆率对收入分配的影响进行实证分析。研究发现:杠杆率总体上加剧了收入不平等的程度;杠杆率显著提高了高收入群体的收入份额,同时降低了其他各收入水平群体的收入份额,是杠杆率提高收入不平等程度的直接影响机制;杠杆率还可能对收入分配产生极化效应,表现为同时增加了富裕阶层收入份额和减少了赤贫阶层人口比重,但对中产阶级群体收入产生了较大不利影响;微观机制分析表明,初始收入较高的家庭更容易获得信贷,并通过加杠杆进行金融投资或创业获取更高的收入增长,从而加剧了收入分配不平等程度。本文研究结论为全面认识杠杆率影响和深化收入分配改革提供了一个新视角,对于合理推动中国经济去杠杆具有一定的政策启示。

[关键词] 杠杆率； 收入分配； 基尼系数； 收入份额

[中图分类号]F126 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2019)02-0042-19

一、问题提出

本文研究杠杆率的收入分配效应。近几十年来,世界上多数国家收入分配格局呈现不断恶化的趋势(World Inequality Lab,2018)^①。收入差距持续扩大,不仅有损个人健康和人际信任,甚至危害经济的长期增长和社会的稳定,其政策含义应当引起足够的重视(周广肃等,2014;Barro,1999;Alesina and Perotti,1996)。党的十九大报告提出,中国经济发展进入新时代,从高速增长阶段转向高质量发展阶段。在新时代,需要着力解决好影响收入分配的体制机制,促进收入分配更加合理有序。与此同时,基于防范系统性金融风险的考虑,去杠杆成为当前中国经济推动供给侧结构性改革的重点。早在 2017 年 7 月,全国金融工作会议就指出,要把防范化解金融风险放在更加突出的位

[收稿日期] 2017-08-15

[作者简介] 刘晓光,中国人民大学国家发展与战略研究院副教授,经济学博士;刘元春,中国人民大学经济学院教授,经济学博士;申广军,中山大学岭南学院副教授,经济学博士。通讯作者:申广军,电子邮箱:hnshgj@126.com。感谢中国人民大学科学基金(中央高校基本科研业务费专项资金资助)项目(19XNI008)“杠杆率的形成与作用机制及其治理方案研究”的支持;感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

^① Thomas Piketty 等人领衔的 World Inequality Lab 发布的《世界不平等报告 2018》(World Inequality Report 2018)指出,1980—2016 年几乎全球所有国家的居民收入差距都在以不同的速度拉大。

置,推动经济去杠杆。事实上,自2008年全球金融危机引发了“大萧条”以来最为严重的一次经济衰退,国内外学者对主流宏观经济学进行了大反思,以杠杆率为代表的金融稳定对宏观经济运行的重要性受到越来越多的重视,甚至形成了宏观经济学研究的一个新兴领域——金融经济周期理论(Borio,2014;陈雨露等,2016;张晓晶和王宇,2016)。在这场关于金融稳定与宏观经济稳定的大讨论中,杠杆率问题引起了最为广泛和激烈的争论。

因此,在收入分配差距日益扩大、贫富差异日趋明显的当今社会,研究杠杆率对收入分配的影响具有重要的理论和现实意义。现有关于杠杆率问题的研究主要集中于金融风险和经济稳定方面,但鲜有研究深入到经济运行背后,探讨杠杆率对收入分配等深层次社会问题的影响。然而,基于一些代表性国家的经验观察发现,一个具有典型性的特征事实是,基尼系数与杠杆率总体上表现出较为一致的变化趋势,这说明杠杆率与收入分配之间很可能存在重要的影响关系。图1以美国为例,清晰地展示了这一点,无论从长期变化趋势还是短期波动看,杠杆率与基尼系数之间都具有高度的一致性。

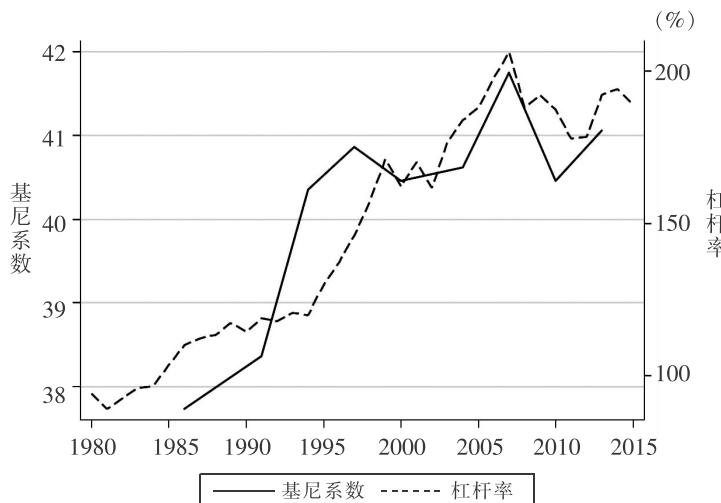


图1 美国基尼系数与杠杆率的变化趋势

因此,本文着重考察杠杆率的收入分配效应。杠杆率可能会通过以下三个渠道影响最终的收入分配格局:①杠杆率影响收入在资本和劳动两种要素之间的分配,通过更加资本密集的生产方式和提高资本方的议价能力,降低劳动收入份额,导致收入差距扩大(林岗,2015;蔡萌和岳希明,2016)。②杠杆率影响收入在不同技能人群中的分配,通过促进金融创新和技术创新的融合,加剧就业岗位和收入的两极化,造成收入差距扩大(Autor and Dorn,2013;Goos et al.,2014;Michaels et al.,2014)。③杠杆率影响收入的再分配过程,通过放大金融资源的有偏性,使得高收入群体享受更多的金融资源带来的收益,而穷人难以获得相应的金融利得,进而扩大了收入差距(Yang,1999;Park and Sehrt,2001;姚耀军,2005;叶志强等,2011)。因此,在理论上,杠杆率有多种不同的渠道可以影响收入分配。为更好地实现包容性增长目标,需要重视研究杠杆率的收入分配效应。

在理论机制分析的基础上,本文利用世界银行提供的1981—2015年跨国面板数据,就杠杆率对收入分配的影响进行了实证分析。在控制一系列重要影响变量和进行稳健性检验的基础上,本文得到以下三点主要发现:①杠杆率显著提高了收入分配的不平等程度;②杠杆率显著提高了最高收入群体的收入份额,同时不同程度地降低了其他各收入水平群体的收入份额,是杠杆率加剧收入不

平等程度的具体影响机制;③杠杆率对收入分配产生了两极化效应,表现为高杠杆有利于增加富裕阶层收入和减少赤贫阶层人口,而对中产阶级群体收入产生最大的负面影响。此外,本文还利用家庭层面面板数据补充考察了微观作用机制,并得到了一些重要的发现。

本文对现有文献的创新贡献主要体现在以下三个方面:一是本文研究为深化认识杠杆率问题提供了一个新的视角。现有关于杠杆率问题的研究集中于金融风险和经济稳定方面,但鲜有研究探讨杠杆率对收入分配等深层次问题的影响,本文研究提供了这方面的补充。二是本文研究从杠杆率的角度分析收入不平等的成因,为收入分配理论研究提供了新的内涵。由于金融周期的长度和波幅大于经济周期,在某种意义上,杠杆率对收入分配的影响可能比传统经济因素还要深远^①。三是本文分析了杠杆率加剧收入不平等的具体影响机制,并对杠杆率所产生的收入分配极化效应进行了解释,为后续研究提供了一定的基础。本文研究结论对于全面认识杠杆率的影响、深化收入分配改革等重大现实问题提供了一定的参考。

二、文献综述与机制讨论

经济增长与收入分配是经济学研究的两个核心问题。虽然很多国家在经济增长方面都取得了突破性进展,生活水平持续提升(Maddison,2001),但是几乎所有国家都面临收入分配难题,近几十年来大多数国家的收入分配格局都在不断恶化(World Inequality Lab,2018)。收入不平等程度过大首先会导致消费能力不足等总需求问题,以及创新动力减弱等供给侧问题,甚至引发经济金融危机(马克思,1867;Piketty,2015a)。收入分配不平等加剧还可能引发一系列社会问题,这也使得包容性增长本身成为一个重要的社会目标(李实和赵人伟,1999;李实,2003;吴一平和芮萌,2011)。越来越多的迹象表明,一些国家中产阶级的削弱和收入不平等程度的加剧,正在以民粹主义流行、极端路线政党上台为标志,成为影响国内政治经济稳定的不安定因素,同时在国际上以所谓“英国脱欧”、“逆全球化”等为标志,构成引发国际社会动荡的诱导因素(Goos and Manning,2007;Autor and Dorn,2013;Goos et al. 2014;Keller and Utar,2016)。对中国而言,收入差距扩大问题同样是经济社会发展中面临的突出问题^②。收入不平等问题已经成为制约中国经济平衡增长和社会稳定的重大难题。

越来越多的经济学家呼吁要更多地研究收入分配问题(Piketty,2015a)。现有文献多从经济发展和产业转型的一般规律(Kuznets,1955)、技术进步的偏向性(Card and Dinardo,2003)、全球经济一体化(Atolia,2007)和制度障碍(万海远和李实,2013)等方面分析收入差距的成因,很少关注杠杆率在这一过程中发挥的作用,而本文尝试填补这一领域的空白。2008年全球金融危机爆发以来,杠杆率对一国经济稳定的重要性受到越来越多的重视。由于中国杠杆率的持续快速攀升,该问题在中国同样引起了广泛的讨论,代表性研究包括中国人民银行杠杆率研究课题组(2014)、李扬等(2015)以及刘晓光等(2018)。虽然已有很多文献讨论杠杆率对金融风险和经济稳定的影响,但鲜有研究深入

^① 研究表明,经济周期的跨度一般是1—8年,而金融周期的跨度则可能达到16年,特别是随着金融自由化和全球化的发展,金融周期的长度平均达到20年(Drehmann et al.,2012;张晓晶和王宇,2016)。

^② 改革开放近40年来,随着中国居民收入水平的不断提高,收入分配格局却呈现不断恶化的趋势:基尼系数从改革之初的不足0.3,上升到2000年突破0.4的国际警戒线,再到2008年达到历史最高点0.491,居民收入差距呈现持续扩大的趋势。部分学者对中国收入不平等程度的估计结果还更高。例如,根据西南财经大学中国家庭金融调研中心统计报告,2010年中国家庭的基尼系数已经超过0.6,步入收入差距悬殊的国家行列。

经济运行背后,探讨杠杆率对收入分配等深层次问题的影响。

要讨论杠杆率如何影响收入差距,需要先了解收入分配结果的形成过程。收入分配的最终格局取决于初次分配和再分配过程,其中初次分配中主要涉及收入在资本所有者和劳动者之间的分配,以及在劳动者内部不同技能群体之间的分配,而再分配是在初次分配结果的基础上各收入主体之间通过各种渠道实现现金或实物转移的过程。因此,本文研究杠杆率对收入分配的影响,将从以上几个方面评述现有文献。

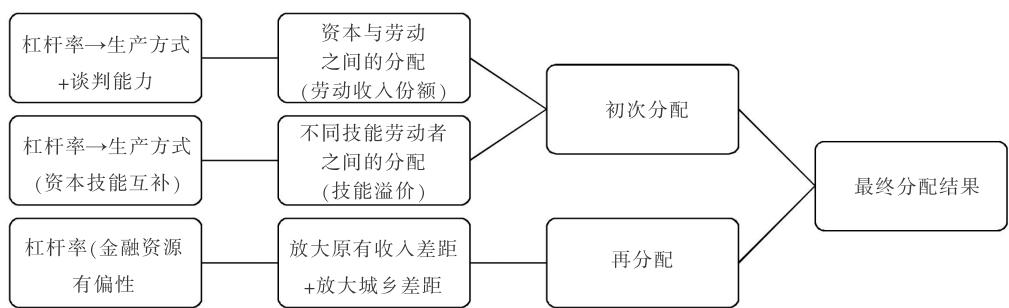


图2 杠杆率与收入分配的分析框架

1. 杠杆率与劳动收入份额

初次分配是指参与生产的各种要素根据各自的贡献获取回报,其中最重要的生产要素是资本和劳动。劳动收入份额,即劳动报酬在收入分配时所占的份额,或者其相反面资本收入份额,是当前收入分配研究的一个热点问题。改革开放以来,中国的劳动收入份额基本保持稳定,这符合新古典经济学的“卡尔多事实”(Kaldor, 1961)。但是到了20世纪90年代,劳动收入份额开始显著下降(白重恩和钱震杰,2009)。即使只看单一部门,劳动收入份额的下降也十分明显,1998—2008年工业部门的劳动收入份额下降了大约6个百分点(贾坤和申广军,2016)。事实上,劳动收入份额下降甚至是一个全球性的现象,西方国家也在同一时期经历了劳动收入份额下降的过程(Harrison, 2005; Karabarbounis and Neiman, 2014)。这一现象引起了经济学家的广泛兴趣,现有研究从不同角度探究了劳动收入份额下降的原因。整体而言,国内劳动收入份额下降主要归结于三个方面的原因:经济结构的转型(包括行业结构和地区结构),资本偏向的技术进步,以及产品市场和要素市场的扭曲(王晓霞和白重恩,2014)。Giovannoni et al.(2014)综述了国外的相关研究,将劳动收入份额下降的原因归为三类:技术变化、经济开放和金融发展(Berman et al., 1993; Stockhammer, 2013)。其中,关于金融发展与劳动收入份额的研究与本文最为密切,因为文献中一般以企业的融资便利或者债务杠杆衡量金融发展程度,与本文分析一致。

杠杆率之所以能够影响收入在资本和劳动之间的分配,一方面是因为杠杆率提高了金融资本对实体资本的强化作用,使得企业采用更加资本密集的生产方式(林岗,2015;蔡萌和岳希明,2016)。生产方式转变产生的最直接的后果是资本对劳动的替代。许多关于劳动收入份额的研究都指出,资本密集度越高的企业,收入分配越向资本倾斜(张莉等,2012;贾坤和申广军,2016)。正如Acemoglu(2003)所指出的,在均衡增长路径上的劳动收入份额能够保持稳定,但是经济转型过程中的技术进步往往不是中性的,而是资本偏向的,这会使资本收入份额提高而劳动收入份额降低。另一方面,更高的杠杆率还能通过更隐秘的机制压低劳动收入份额。对于企业而言,更高的杠杆率意味着企业可以有更多的投资和更弹性的劳动需求(Stockhammer, 2013),在Kaleckian框架下有更高

的成本加成,而这都能通过降低劳动者的谈判能力,从而降低劳动收入份额。企业可以通过策略性的债务融资提升在劳资谈判中的议价能力,从而压低劳动收入份额。

以上两点,不管是使用更加资本密集的生产方式,还是提高资本方的议价能力,最终都导致劳动收入份额降低。平均而言,资本所有者的收入高于劳动者,所以劳动收入份额下降意味着收入差距扩大。基于此,本文预期杠杆率将提高高收入群体在国民收入中的收入比例,并扩大最终的收入差距。

2. 杠杆率与技能溢价

杠杆率不仅影响收入在资本和劳动两种要素之间的分配,在劳动者内部也存在异质性影响,这种异质性主要表现为不同技能水平的劳动者受到杠杆率的冲击不同。如上所述,杠杆率提高了金融资本对实体资本的强化作用,使得企业采用更加资本密集的生产方式。生产方式的转变直接导致资本替代劳动,但对不同技能的劳动力的替代程度不同。Griliches(1969)在研究美国制造业的生产函数时,发现技能劳动比非技能劳动与资本的互补性更强,并提出“资本—技能互补”假说。这也很符合直观经验:技能工人操作机器设备,在很大程度上可以替代以往依赖非技能工人的常规性工作内容(Routine Tasks)。用生产函数的特征来表述,这意味着技能与资本的替代弹性低于资本与非技能劳动的替代弹性。

后续很多研究检验并证实了“资本—技能互补”的普遍性,认为这是当前生产技术的典型特征,并因此修正新古典经济学的生产函数,用来分析资本深化和增长、贸易、收入分配等经济变量的关系(申广军,2016)。“资本—技能互补”对于分配效应的意义在于,它指出杠杆率以及随之而来的生产方式转换,对非技能劳动的替代效应更强,但与技能劳动的替代性较弱。在不考虑劳动力技能转换的短期内,技能劳动和非技能劳动的供给都是给定的,因而劳动需求的变化将会提高技能溢价,从而加剧劳动者内部的收入不平等程度(Krusell et al.,2000;Ge and Yang,2014)。

近期的研究进一步将劳动者的技能分为高技能、中技能和低技能三类,并发现很多国家正面临日益突出的“就业两极化”现象,即伴随着高收入(高技能)和低收入(低技能)就业岗位的增加,而中产阶级就业岗位却在不断减少,造成中产阶级的削弱和收入不平等程度的加剧(Goos and Manning,2007;Autor and Dorn,2013;Keller and Utar,2016)。相关研究表明,金融科技创新带来的机器智能化和机器人取代中等技能的工人,正是造成就业岗位两极化的重要原因,并在全球化竞争下进一步加剧(Autor and Dorn,2013;Goos et al.,2014;Michaels et al.,2014;Keller and Utar,2016)。由此,杠杆率可能会通过促进金融创新和技术创新的融合,加剧就业岗位和收入的两极化,造成收入差距扩大(Autor and Dorn 2013;Goos et al.,2014;Michaels et al.,2014)。

当然,也有研究指出了杠杆率缩小收入差距的一个渠道。例如,Galor and Zeira(1993)从人力资本投资的角度考虑,认为更高的杠杆率意味着穷人也能进行债务融资,从而缓解由于信贷约束造成的人力资本投资不足,进而使得他们或者下一代有着较高的技能和收入。然而,我们认为这一渠道产生的效果非常微弱,因为金融资源可得性并不是均匀分布的:高收入群体通常可以享受更多的金融资源,而低收入群体则很难获得相应的金融资源。

综上所述,本文认为杠杆率对劳动者内部收入分配存在更为复杂的影响,预期对中等(技能)收入群体的不利影响更强,对高/低(技能)收入群体的不利影响则较弱。

3. 杠杆率与再分配

由于金融资源可得性的有偏性,收入分配的再分配环节也会受到杠杆率的影响。如上所述,由于信息不对称问题或是由于信贷体系的制度性扭曲,高收入群体通常可以享受更多的金融资源,而

低收入群体则很难获得相应的金融资源,由此,富人通常比穷人更容易获得由金融资源扩张带来的潜在收益(Park and Sehrt,2001;姚耀军,2005;叶志强等,2011)。这样,穷人补贴富人的倒挂机制就会出现,因此,杠杆率可能通过放大金融资源有偏性带来的收入差异,造成收入差距的进一步扩大。^①不仅如此,在发展中国家,由于典型的城乡二元结构,普遍存在金融资源在城乡间的有偏性,城市居民比农村居民在金融资源可获得性上有明显的优势,因此,上述影响渠道还可能会进一步延伸,导致城乡收入差距的扩大,从而进一步加剧整体收入不平等程度。中国金融系统在金融资源的分配上,就表现出明显的城市化倾向等问题,导致金融资源的非均衡发展,扩大了城乡收入差距和总体收入差距(Yang,1999;李实和赵人伟,1999;Park and Sehrt,2001;李实,2003;胡志军等,2011)。

综合以上分析,本文认为,杠杆率变动可能会产生显著的收入分配效应,即杠杆率上升会加剧收入不平等程度,这主要是通过提高资本所有者(最高收入者)的收入份额,降低中低收入者的劳动收入份额实现的;同时,由于高杠杆带来资本深化,不同技能劳动者受到的冲击存在差别,中等技能(也是中等收入)者受到的影响会更大。如果本文研究假说成立,实现包容性增长目标就需要深入研究如何应对杠杆率的收入分配效应。^②

三、计量模型和数据说明

为检验本文提出的研究假说,我们利用世界银行1981—2015年跨国面板数据,就杠杆率的收入分配效应进行实证分析。为系统考察杠杆率对收入不平等程度的影响,本文重点分析杠杆率对一国总体的收入不平等程度、不同收入水平群体的收入份额以及贫困人口比重三个层面的影响。根据本文研究目的,借鉴文献标准做法,设定计量模型如下:

$$IE_{it} = \beta_0 + \beta_1 \times LR_{it} + \beta_2 \times X_{it} + \theta_i + \gamma_t + u_{it} \quad (1)$$

其中,下标*i*代表国家,下标*t*代表时期,被解释变量 IE_{it} 为国家*i*在时期*t*的收入分配不平等程度,本文在基准分析中选取基尼系数(Gini)作为其衡量指标;同时,本文考察了杠杆率对不同收入水平群体的收入份额的影响,一方面可以通过比较与基尼系数估计结果的一致性,考察本文结论的稳健性,另一方面也可以更细致地考察杠杆率对一国收入分布的影响。此外,本文还考察了杠杆率对一国减少贫困人口比重的影响,并选取了两个衡量贫困人口比重的指标进行实证分析:一是一国贫民窟人口占城市人口的比例;二是一国按照国家贫困线标准衡量的贫困人口占总人口的比例。核心解释变量 LR_{it} 为*i*国*t*期的杠杆率水平,参考中国人民银行杠杆率研究课题组(2014)、李扬等(2015)以及马勇和陈雨露(2017)等对杠杆率的定义和讨论,本文采用一国私人部门信贷与GDP的比值来衡量。

X_{it} 为控制变量,参考已有文献做法,本文选取的控制变量主要包括:经济发展水平($\ln gdp_{it}$)

^① 感谢审稿专家指出房地产增值的潜在影响,富人比穷人更容易获得信贷买房,从而在新一轮房地产升值中获得财富的升值,加剧财富和收入分配差距。房地产增值或者类房地产的资产增值对收入分配的影响,是现实中杠杆率影响收入分配的一个具体作用渠道,即图2里面的第3点,由于存在金融资源的有偏性,富人比穷人更容易获得信贷资源,更容易从资产增值中获益,从而拉大了财富及收入分配差距。

^② 此外,杠杆率的收入分配效应还可能是金融周期作用于经济周期的重要一环。陈雨露等(2016)研究发现,在金融高涨期,经济增长率较低,同时容易爆发金融危机,而在金融正常期,经济增长率更高,同时金融体系的稳定性也更强。如果本文研究假说成立,一种可能的解释就在于,杠杆率变动导致的收入分配恶化效应对经济增长和稳定产生了不利影响,因而在理论上就有可能找到调节金融经济周期的一个重要抓手。当然,这就是另一个话题了,需要专门研究和论证。

及其平方项($\ln gdp_{it}^2$),选取人均实际GDP的对数值及其平方项来衡量,以体现收入分配的“库茨涅茨”效应;资本形成率($invest_{it}$),以固定资本形成总额占GDP的比重来衡量;贸易开放度($trade_{it}$),以进出口总额与GDP比值来衡量;外商直接投资(fdi_{it}),以外商直接投资与GDP比值来衡量;产业结构($nonagriculture_{it}$),以第二和第三产业增加值占GDP比重来衡量;工业化($industrialization_{it}$),以第二产业增加值占GDP比重来衡量;城镇化率($urbanization_{it}$),以城镇人口占总人口的比重来衡量;人口密度($population_density_{it}$),以每平方公里人口数来衡量; θ_i 为*i*国的个体效应, γ_t 为*t*期的年份效应, u_{it} 为*i*国*t*期的随机误差项。

在回归模型选择方面,考虑到本文跨国数据分析和“大N小T”的面板结构特点,同时采用固定效应模型(FE)和随机效应模型(RE)进行回归分析,以保证估计结果的一致性,在此前提下提高估计效率(刘晓光等,2018)。此外,本文还在基准分析的基础上,将样本细分为高收入国家和发展中国家两个子样本进行分组回归,以考察处于不同发展水平的国家影响的异质性。在所有回归中,本文均控制了年份固定效应和国家个体固定效应。

本文回归变量的原始数据均来自世界银行数据库,剔除观测值严重缺少的国家样本,整理得到148个国家或地区1981—2015年非平衡面板数据,以此为基础,分析杠杆率对收入分配的影响。面板数据不仅扩大了样本量和提高了自由度,而且可以控制不可观测的个体效应。表1报告了样本数据的描述性统计结果,结果显示,在样本期内,基尼系数的均值为0.3982,即处于0.4的警戒线的边缘;收入水平最高的10%的群体占总收入的份额均值为31.2%,而收入水平最低的10%的群体占总收入的份额均值仅为2.4%;杠杆率的均值为48.4%,而杠杆率的最高水平超过300%。样本期内,贫困人口占城市人口比例均值为49.0%,最小值为3.3%,最大值为98.9%;贫困人口占总人口比例均值为29.6%,最小值为0.6%,最大为83.3%。其他变量的统计结果基本符合预期,不再赘述。此外,各自变量之间的相关系数均未超过0.8的经验临界值,方差膨胀因子(VIF)值为4.5,远未超过10的经验临界值,条件数为46.6,也未超过100的经验临界值,上述参数条件均说明不用担心严重的多重共线性问题。

四、实证分析

本节就杠杆率的收入分配效应进行实证分析,通过三个层面的分析,系统考察杠杆率对收入分配的影响:首先针对杠杆率对一国收入不平等程度的总体影响进行基准分析;在此基础上,进一步考察杠杆率对不同收入水平群体的收入份额的不同影响,探讨杠杆率的具体影响途径;最后结合杠杆率对减少贫困人口群体的影响,考察杠杆率的极化效应。为保证结论的稳健性,也进行了稳健性检验。

1. 基准分析

首先分析杠杆率对总体收入不平等程度的影响,表2报告了杠杆率对一国基尼系数的回归结果。其中,第(1)—(3)列为采用固定效应模型(FE)并逐渐增加控制变量的回归结果,第(4)列为采用随机效应模型(RE)进行全变量的回归结果。结果显示,在所有回归中,杠杆率的估计系数均显著为正,且估计系数大小稳定,说明杠杆率对基尼系数具有显著的正向影响,杠杆率上升会加剧一国收入不平等程度,初步验证了本文提出的研究假说。

其他变量的回归结果也基本符合预期。产业结构及其交叉项的估计系数显著,说明产业结构变迁对收入分配具有显著的影响。具体而言,产业结构估计系数显著为正,说明在从农业向非农业转

表 1 核心变量的描述性统计

变量	观测值数	均值	标准差	最小值	最大值
基尼系数(Gini)	1264	0.3982	0.1003	0.1623	0.6576
最高 10%收入份额(%)	1264	31.2377	7.7209	17.1400	61.4900
最高 20%收入份额(%)	1264	46.6537	8.2471	29.7100	71.0500
次高 20%收入份额(%)	1264	21.3911	1.5299	11.7500	24.9100
中间 20%收入份额(%)	1264	15.0022	2.2876	7.5100	18.9200
次低 20%收入份额(%)	1264	10.7067	2.5375	4.2800	16.5800
最低 20%收入份额(%)	1264	6.2465	2.2924	0.8000	13.3700
最低 10%收入份额(%)	1264	2.4059	1.0721	0.0200	6.1000
贫民窟人口比例(%)	618	49.0238	21.6167	3.3000	98.9000
贫困人口比例(%)	674	29.5673	16.9857	0.6000	83.3000
杠杆率(%)	1206	48.3829	44.8792	0.0000	312.1536
人均 GDP 对数	1242	8.5122	1.3590	5.2092	11.6082
人均 GDP 对数平方	1242	74.3026	23.3124	27.1354	134.7513
资本形成率(%)	1187	23.2935	7.4512	0.0000	67.8686
贸易开放度(%)	1214	82.3589	42.5648	13.7531	348.3930
外商直接投资(%)	1226	5.0082	11.8675	-58.9777	255.4233
产业结构(%)	1191	87.1106	11.4107	38.1905	99.7198
工业化水平(%)	1190	29.5354	8.7125	5.6895	76.6256
城镇化水平(%)	1256	59.1685	20.0733	4.9880	97.7320
人口密度(人/平方公里)	1263	95.4353	119.8505	1.4792	1200.0000
女性劳动力比重(%)	1153	42.3527	6.8162	10.4342	55.8603
适龄劳动年龄人口比重(%)	1256	62.9502	6.0810	47.0184	74.3210
劳动参与率(%)	1147	71.6864	9.0980	42.5508	102.7879
初等教育劳动力比重(%)	623	26.9342	16.0977	0.1000	69.5000
中等教育劳动力比重(%)	624	44.4383	17.6068	1.4000	79.1000
高等教育劳动力比重(%)	625	23.3282	10.5805	0.1000	55.5000
股票市值与 GDP 比值(%)	625	41.8219	48.7296	0.1014	538.1912
银行资本充足率(%)	649	10.2856	4.4459	3.0000	30.7079

型过程中,会加剧收入分配不平等程度,这与库茨涅茨的逻辑推论一致;同时,产业结构与工业化交叉项的估计系数显著为负,说明在一国的产业转型过程中,工业化程度越高,越有助于减轻产业转型对收入分配不平等程度的不利影响,这与库茨涅茨的逻辑推论不同(Kuznets,1955)。事实上,就纯粹库茨涅茨效应分析而言,本文回归结果不支持库茨涅茨关于收入不平等程度与经济发展的“倒 U 型”曲线假说,而与 Piketty(2015b)的研究发现即“U型”曲线更为一致。此外,人口密度的估计系数显著为正,说明人口密度提高了收入不平等程度,原因可能在于,人口密度过大提高了资本和土地等资产或财富对劳动的比例,从而使得富裕阶层的资产性收入更高,而工人或农民阶层的劳动性收入相对更低,从而扩大了收入差距,这与马克思(1867)和 Piketty(2015b)的理论观点一致。本文其他变量,如资本形成度、贸易开放度、外商直接投资变量等估计系数符合预期,但不显著。

表 2 杠杆率对收入分配不平等程度的影响

变量	模型	固定效应(FE)			随机效应(RE)
		(1)	(2)	(3)	(4)
杠杆率		0.0299*** (0.0065)	0.0287*** (0.0067)	0.0232*** (0.0068)	0.0253*** (0.0067)
人均 GDP 对数			-5.9960 (3.8880)	-16.1000*** (4.6150)	3.9430 (3.4470)
人均 GDP 对数平方			0.3690 (0.2390)	0.9710*** (0.2770)	-0.3900** (0.1980)
资本形成率				-0.0302 (0.0208)	-0.0281 (0.0205)
贸易开放度				0.0127 (0.0081)	0.0025 (0.0075)
外商直接投资				-0.0001 (0.0085)	-0.0023 (0.0087)
产业结构				0.1880*** (0.0420)	0.1420*** (0.0402)
产业结构×工业化				-0.0017*** (0.0003)	-0.0010*** (0.0003)
城市化率				0.0478 (0.0512)	-0.0023 (0.0324)
人口密度				0.0319*** (0.0063)	-0.0015 (0.0036)
个体效应		是	是	是	是
年份效应		是	是	是	是
常数项		40.4500*** (1.1390)	64.2400*** (16.2400)	91.3300*** (18.2100)	28.2400** (13.6100)
观测值数		1206	1206	1100	1100
R ²		0.1470	0.1490	0.2130	0.1720
国家数		148	148	138	138

注:括号内为稳健的标准差;*, **, *** 分别表示估计参数在 10%、5%、1% 的显著性水平下显著。下同。

2. 进一步分析

为进一步分析杠杆率对收入分配的影响机制,按照收入水平高低将收入群体进行五等分,考察杠杆率对各群体收入份额占比的影响。表 3 报告了杠杆率对不同收入水平群体收入份额影响的估计结果。其中,第(2)—(6)列依次报告了杠杆率对于最高 20%、次高 20%、中间 20%、次低 20% 和最低 20% 收入水平群体所占收入份额的影响;第(1)列和第(7)列则补充报告了最高 10% 和最低 10% 收入水平群体所占收入份额的影响。估计结果显示,在所有回归中,杠杆率的估计系数均显著,并且在高收入群体回归中估计系数显著为正,而在中低收入群体回归中估计系数显著为负,说明杠杆率有利于提升高收入群体的收入份额,但是对中低收入群体的收入份额产生了负面影响。这一发现与

表2对基尼系数的估计结果一致，说明杠杆率对于收入不平等程度的影响主要是通过增加高收入阶层的收入份额而降低其他群体收入份额的机制实现。

同时，从表中第(2)—(6)列杠杆率的估计系数值大小来看，杠杆率对收入份额的影响呈现明显的“U型”变化趋势，特别是中间20%的回归系数的绝对值最大，说明杠杆率上升对中间群体收入份额的负向影响最大。这与最新文献中关于要素收入份额和“就业两极化”现象的观察分析具有一致性。一方面，杠杆率提高了资本收入份额而降低劳动收入份额，因而最高20%群体的收入份额提高，

表3 杠杆率对收入分配分布的影响

变量 \ 模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	最高 10%	最高 20%	次高 20%	中间 20%	次低 20%	最低 20%	最低 10%
杠杆率	0.0180*** (0.0057)	0.0199*** (0.0056)	-0.0035** (0.0016)	-0.0061*** (0.0016)	-0.0056*** (0.0016)	-0.0048*** (0.0017)	-0.0025*** (0.0009)
人均GDP对数	-12.2200*** (3.8660)	-12.7900*** (3.8210)	2.0810* (1.0930)	3.4070*** (1.0790)	3.1610*** (1.1080)	4.1470*** (1.1500)	2.4500*** (0.6110)
人均GDP对数平方	0.7280*** (0.2320)	0.7710*** (0.2290)	-0.1210* (0.0655)	-0.2070*** (0.0646)	-0.1920*** (0.0664)	-0.2510*** (0.0689)	-0.1490*** (0.0366)
资本形成率	-0.0072 (0.0174)	-0.0155 (0.0172)	-0.0067 (0.0049)	0.0011 (0.0048)	0.0074 (0.0050)	0.0137*** (0.0052)	0.0071** (0.0028)
贸易开放度	0.0049 (0.0068)	0.0070 (0.0067)	0.0013 (0.0019)	0.0000 (0.0019)	-0.0023 (0.0019)	-0.0061*** (0.0020)	-0.0035*** (0.0011)
外商直接投资	-0.0001 (0.0071)	0.0000 (0.0070)	0.0002 (0.0020)	-0.0005 (0.0020)	-0.0002 (0.0020)	0.0005 (0.0021)	0.0004 (0.0011)
产业结构	0.1710*** (0.0352)	0.1690*** (0.0348)	-0.0440*** (0.0010)	-0.0512*** (0.0098)	-0.0438*** (0.0101)	-0.0298*** (0.0105)	-0.0130** (0.0056)
产业结构×工业化	-0.0016*** (0.0003)	-0.0015*** (0.0003)	0.0004*** (0.0001)	0.0004*** (0.0001)	0.0004*** (0.0001)	0.0003*** (0.0001)	0.0001*** (0.0000)
城市化率	0.0451 (0.0429)	0.0385 (0.0424)	-0.0094 (0.0121)	-0.0077 (0.0120)	-0.0128 (0.0123)	-0.0085 (0.0128)	-0.0024 (0.0068)
人口密度	0.0251*** (0.0053)	0.0279*** (0.0053)	-0.0049*** (0.0015)	-0.0090*** (0.0015)	-0.0083*** (0.0015)	-0.0058*** (0.0016)	-0.0026*** (0.0008)
个体效应	是	是	是	是	是	是	是
年份效应	是	是	是	是	是	是	是
常数项	69.3900*** (15.2500)	86.8000*** (15.0700)	15.4400*** (4.3100)	4.5800 (4.2560)	1.1130 (4.3700)	-7.9280* (4.5370)	-6.1400** (2.4100)
观测值数	1100	1100	1100	1100	1100	1100	1100
R ²	0.2110	0.2240	0.1450	0.2440	0.2200	0.1560	0.1320
国家数	138	138	138	138	138	138	138

注：本表为采用固定效应模型的回归结果。随机效应模型的估计结果与本表一致，限于篇幅，未予汇报。

因为他们多是依赖资本性收益,而其他各组人群主要依赖劳动收入,因而他们的报酬在收入中所占份额都有不同程度的下降。另一方面,在主要依赖劳动报酬的各劳动群体中,与最新文献中发现的“就业两极化”现象一致,杠杆率带来的资本深化和智能化对高技能(高收入)劳动群体和低技能(低收入)劳动群体的替代作用较弱,但是对中间技能(中等收入)劳动群体的挤出作用最强,因而杠杆率对高技能(高收入)和低技能(低收入)群体的收入份额的不利影响较小,而对中等技能(中等收入)人群的收入份额的不利影响最大(Goos and Manning,2007;Autor and Dorn,2013;Keller and Utar,2016)。因此,以上结果说明,杠杆率对不同收入群体收入份额的影响呈现明显的“U型”变化趋势。

其他变量的估计结果也与预期一致。产业结构转型显著地增加了高收入群体的收入份额,而减少了中低收入群体的收入份额,从而加剧了收入不平等程度,这与表2估计结果一致。同时,在产业结构转型过程中,工业化程度越高,越有助于降低高收入群体的收入份额,而提高中低收入群体收入份额,从而减轻产业转型对收入不平等程度的不利影响,这也与表2估计结果一致。此外,资本形成率降低了最高收入群体的收入份额(统计上不显著),而显著地提高了低收入群体的收入份额,对收入分配具有改善效应,反映了资本与劳动的相对变化带来的收入分配效应;相反,贸易开放度提高了最高收入群体的收入份额(统计上不显著),而显著地降低了低收入群体的收入份额,反映了经济全球化并非令全体国民同比例地受益。另外,人口密度增加了最高收入群体的收入份额,降低了中低收入群体的收入份额,与表2估计结果一致,可能反映了人口密度越大的国家越有利于资本所得,在高收入群体提供资本与低收入群体提供劳动的生产方式下,富裕阶层的资本性收入获益更多。

以上估计结果显示,杠杆率总体上提高了收入不平等程度,并且主要通过增加最高收入阶层的收入份额而降低中产阶级收入份额的机制实现。那么杠杆率对一国减少贫困人口有什么样的影响?为此,本文选取了两个衡量贫困人口比重的指标进行实证分析:一国贫民窟人口占城市人口的比例;一国按照国家贫困线标准衡量的贫困人口占总人口的比例。对每一个指标,分别采用固定效应模型和随机效应模型进行回归分析。表4报告了具体的回归结果。结果显示,杠杆率的估计系数一致显著为负,并且系数大小在不同的回归方法中稳定,说明杠杆率有助于降低贫民窟人口比例和贫困人口比例。这再次印证了杠杆率所代表的金融周期或创新周期产生了两极化的效应,即它既提高了最高收入阶层的收入份额,又减少了赤贫阶层人口比重,但对中产阶级收入产生了较大的不利影响。

表4 杠杆率对于贫困人口收入分配的影响

变量	模型	贫民窟人口比例		贫困人口比例	
		(1)FE	(2)RE	(3)FE	(4)RE
杠杆率		-0.0427* (0.0239)	-0.0623*** (0.0219)	-0.1740*** (0.0324)	-0.1650*** (0.0286)
观测值数		537	537	608	608
R ²		0.7010	0.6910	0.5700	0.5500
国家数		119	119	109	109

注:本表其他控制变量与表2相同,限于篇幅未予汇报。

3. 稳健性检验

(1)子样本稳健性分析。在基准分析的基础上,本节根据经济发展水平的不同,将总样本细分为高收入国家和发展中国家两个子样本分别进行回归分析,以考察处于不同发展阶段的国家是否存在

在影响差异。表 5 报告了采用固定效应模型(FE)的子样本回归结果,其中第(1)、(2)列为对基尼系数的回归结果,第(3)、(4)列为对最高 20% 收入水平群体的收入份额的回归结果。结果显示,无论对于高收入国家,还是发展中国家,无论是采用基尼系数指标,还是最高收入群体收入份额占比指标,杠杆率对收入不平等程度均有显著的正向影响,这与前文估计结果一致,说明本文结论的稳健性。值得一提的是,总体而言,发展中国家杠杆率系数的估计值高于高收入国家,可能反映了金融资源的有偏性在发展中国家更为严重。

表 5 杠杆率的收入分配效应稳健性检验(子样本回归)

变量	模型	基尼系数		最高 20% 群体收入份额	
		(1) 高收入国家	(2) 发展中国家	(3) 高收入国家	(4) 发展中国家
杠杆率		0.0196*** (0.0066)	0.0236** (0.0114)	0.0160*** (0.0056)	0.0219** (0.0096)
观测值数		394	685	394	684
R ²		0.3130	0.3030	0.3250	0.2980
国家数		39	96	39	95

注:其他控制变量与表 2 相同,限于篇幅未予汇报。

(2) 处理内生性问题。为保证本文结论的稳健性,通过采用两种不同的方法,克服潜在的内生性问题。第一种方法是通过采用滞后一期的解释变量进行回归分析,以缓解由于反向因果关系导致的内生性问题;第二种方法是进行系统 GMM 回归分析,以缓解由于反向因果、遗漏变量等问题所导致的内生性问题(Arellano and Bover, 1995; Blundell and Bond, 1998; 鲁晓东和连玉君, 2012)。表 6 报告了稳健性检验结果。其中,第(1)、(2)列分别为采用上述两种方法对基尼系数回归结果;第(3)—(7)列为采用系统 GMM 方法对不同收入水平群体收入份额的回归结果。结果显示,无论是对于基尼系数的回归结果,还是对收入份额的回归结果,杠杆率系数的估计结果均与前文一致,说明本文结论稳健。

(3) 增加控制变量。本文回归分析中控制了个体和时间维度的固定效应,但因为是国别研究,国家之间随时间变化的异质性差异也非常关键,因面板时间跨度较长,本节尝试进一步引入国家与年份的交互项,以期剥离掉各国异质性的时间趋势。回归结果如表 7 所示,结果显示,本文结论依然稳健。

前文国别分析中的控制变量主要是经济因素,表 8 进一步增加控制金融因素和社会因素的影响,以进一步克服由潜在的遗漏变量所导致的内生性问题。结果显示,本文结论依然稳健。具体来说,我们首先增加控制了金融变量,包括股票市场发展变量(以股票市值与 GDP 比值衡量)和银行资本充足率变量,以反映股市发展和信贷监管的影响。结果见第(1)、(2)列,分别为 FE 和 RE 估计结果,杠杆率的估计系数均显著为正,与基准回归一致。在此基础上,进一步引入社会人口结构变量影响,包括女性劳动力比重、15—64 岁适龄劳动年龄人口比重、劳动参与率变量,结果见第(3)、(4)列,分别为 FE 和 RE 估计结果;以及在此基础上,进一步增加控制教育结构变量,包括初等教育劳动力比重、中等教育劳动力比重、高等教育劳动力比重变量,结果见第(5)、(6)列,分别为 FE 和 RE

表 6 杠杆率的收入分配效应稳健性检验(处理内生性问题)

变量	基尼系数		收入份额(GMM 回归)				
	(1) FE 滞后项	(2) GMM	(3) 最高 20%	(4) 次高 20%	(5) 中间 20%	(6) 次低 20%	(7) 最低 20%
杠杆率	0.0228*** (0.0070)	0.0460** (0.0218)	0.0398** (0.0178)	-0.0071** (0.0031)	-0.0119** (0.0049)	-0.0120** (0.0056)	-0.0088* (0.0053)
观测值数	1083	1100	1100	1100	1100	1100	1100
AR(1)		0.0010	0.0010	0.0010	0.0030	0.0000	0.0000
AR(2)	0.2010	0.1950	0.0900	0.0090	0.0510	0.3760	0.9860
Hansen		0.2310	0.2700	0.1200	0.1020	0.1220	0.1130
国家数	135	138	138	138	138	138	138

注:本表其他控制变量与表 2 相同,限于篇幅未予汇报。除在 FE 回归中报告的是 R² 统计量外,其他 GMM 回归中的 AR(1)、AR(2) 以及 Hansen 处依次报告的是 GMM 一阶、二阶序列相关检验以及 Hansen 检验的 p 值。

表 7 杠杆率对收入分配不平等程度的影响

变量	固定效应(FE)			随机效应(RE)
	(1)	(2)	(3)	(4)
杠杆率	0.0231*** (0.0078)	0.0255*** (0.0079)	0.0285*** (0.0078)	0.0253*** (0.0067)
个体效应×年份效应	是	是	是	是
观测值数	1206	1206	1100	1100
R ²	0.4812	0.4828	0.5363	0.1801
国家数	148	148	138	138

注:其他控制变量与表 2 相同,限于篇幅未予汇报。

估计结果。在所有的回归分析中,杠杆率的估计系数均显著为正,与基准回归一致,说明本文结论稳健,杠杆率对收入分配差距产生了显著的影响。

4. 机制分析:微观层面的经验证据

为了进一步深入分析杠杆率对收入分配的影响,下面尝试从微观视角分析杠杆率对收入分配的深层影响机制,补充微观层面的经验证据。^①为此,本文使用中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies)数据库 2012 年和 2014 年数据进行机制分析,主要从金融资源的有偏性放大原有收入差距这一渠道进行考察。表 9 结果显示,无论是对融资的可得性,还是融资的绝对规模以及融资的相对规模,初始收入水平的影响系数均显著为正,说明高收入家庭能够以更大的概率获得更多的金融资源。具体地,初始收入提高 1%,获得融资的概率提高 1.87 个百分点,融资的绝对规模提高

^① 详细分析说明可在《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)下载。

表8 杠杆率的收入分配效应稳健性检验(增加控制金融、社会人口及教育变量)

变量\模型	增加控制金融变量		增加金融变量+社会人口变量		增加控制全部变量	
	(1) FE	(2) RE	(3) FE	(4) RE	(5) FE	(6) RE
杠杆率	0.0541*** (0.0119)	0.0472*** (0.0109)	0.0528*** (0.0113)	0.0523*** (0.0103)	0.0468*** (0.0125)	0.0474*** (0.0109)
股票市值占GDP比重	0.0014 (0.0073)	0.0122** (0.0062)	0.0048 (0.0069)	0.0118** (0.0058)	0.0058 (0.0079)	0.0189*** (0.0072)
银行资本充足率	-0.0624 (0.0682)	-0.0960 (0.0700)	-0.1158* (0.0659)	-0.0955 (0.0655)	-0.0766 (0.1045)	-0.0692 (0.0933)
女性劳动力比重			0.2491 (0.1703)	0.0500 (0.1112)	0.4059* (0.2390)	-0.0519 (0.1391)
适龄劳动年龄人口比重			-0.7635*** (0.1903)	-0.8876*** (0.1344)	-0.5519** (0.2601)	-0.8553*** (0.1836)
劳动参与率			-0.3298*** (0.0905)	-0.1008 (0.0719)	-0.2638*** (0.1009)	-0.0815 (0.0749)
初等教育劳动力比重					-0.0339 (0.0212)	-0.0362 (0.0221)
中等教育劳动力比重					0.0412 (0.0327)	0.0265 (0.0321)
高等教育劳动力比重					-0.0364 (0.0264)	-0.0647** (0.0260)
观测值数	376	376	376	376	281	281
R ²	0.3956	0.3549	0.4632	0.4177	0.4576	0.4041
国家数	68	68	68	68	53	53

注:其他控制变量与表2相同,限于篇幅未予汇报。

4.65个百分点,融资的相对规模提高0.29个百分点,以上结果均具有统计显著性,说明高收入家庭确实有更高的概率获得金融资源,而且收入越高所获得的金融资源规模越大。这一结果验证了我们的判断,即高收入家庭的确获得了更多的金融资源。进一步地,获得更多的融资是否提高了家庭收入的增长率?回归分析发现,杠杆率高1个百分点,滞后期(2012—2014年)的收入增长率则提高1.12个百分点,这一结果在1%的水平上显著。

综合以上结果说明,杠杆率放大了收入差距,因为高收入家庭更容易获得信贷,并通过高杠杆提高了他们的收入增长率,使得原有的收入差距进一步扩大。那么,更多的金融资源是如何促进家庭收入增长的?对此,本文进一步分析考察了两种可能的渠道:一是获得更多金融资源的家庭更有可能进行金融投资,进而获得财产性收入;二是获得更多金融资源的家庭可以突破融资约束的限制,更可能进行创业活动。结果显示,杠杆率的影响系数均显著为正,说明更多的金融资源有助于拓

表 9 杠杆率对收入分配影响的微观机制分析

	融资的 可得性	融资的 绝对规模	融资的 相对规模	滞后期收入 增长率	是否持有 金融资产	是否 创业
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Panel A: OLS						
初始收入	0.0187** (0.0086)	0.0465*** (0.0040)	0.0029*** (0.0004)			
杠杆率				1.1172*** (0.2194)	12.0777*** (0.4003)	3.0333*** (0.4305)
教育年限	-0.0034** (0.0017)	-0.0013 (0.0009)	-0.0001 (0.0001)	-0.0014** (0.0006)	-0.0015** (0.0007)	0.0007 (0.0013)
年龄	0.0063*** (0.0019)	0.0029*** (0.0009)	0.0003*** (0.0001)	-0.0010 (0.0007)	-0.0004 (0.0007)	0.0020 (0.0014)
年龄平方	-0.0001*** (0.0000)	-0.0000*** (0.0000)	-0.0000*** (0.0000)	0.0000* (0.0000)	-0.0000 (0.0000)	-0.0000*** (0.0000)
健康状况	0.0569*** (0.0188)	0.0315*** (0.0108)	0.0029*** (0.0011)	0.0030 (0.0062)	-0.0033 (0.0080)	0.0036 (0.0141)
家庭规模	0.0210*** (0.0071)	0.0105** (0.0041)	0.0009** (0.0004)	-0.0056* (0.0029)	0.0006 (0.0031)	0.0059 (0.0057)
儿童数量	-0.1978 (0.2005)	-0.0477 (0.0941)	-0.0017 (0.0079)	-0.0122 (0.0627)	-0.0167 (0.1104)	-0.0125 (0.1819)
老人数量	-0.0515*** (0.0159)	-0.0260*** (0.0081)	-0.0021*** (0.0008)	0.0016 (0.0056)	-0.0077 (0.0067)	-0.0015 (0.0122)
常数项	0.2581 (0.2224)	1.4572*** (0.1039)	0.0291*** (0.0088)	0.2383*** (0.0662)	-0.5294*** (0.1165)	-0.0509 (0.1907)
观测值	3735	3735	3735	3735	3735	3735
R ²	0.1459	0.1286	0.1013	0.0773	0.7091	0.1065
Panel B: 2SLS						
初始收入	0.0204* (0.0111)	0.0465*** (0.0053)	0.0029*** (0.0005)			
杠杆率				1.0878*** (0.2463)	12.3879*** (0.4544)	2.3003*** (0.4834)
观测值	3728	3728	3728	3728	3728	3728
R ²	0.1446	0.1285	0.1012	0.0769	0.7086	0.1045

宽高收入家庭的收入来源,这再次印证了我们的结论。具体地,杠杆率提高 1 个百分点,家庭投资金融资产的概率提高 12.08 个百分点,创业的概率提高 3.03 个百分点,影响系数均在 1% 的水平上显

著。综合以上结果,本文系统地分析了潜在的作用机制,即高收入家庭获得了更多的融资,而更多的融资有助于其拓宽收入来源和提高收入增长率,从而进一步扩大了原有的收入差距。为了进一步消除内生性问题的影响,本文还进一步使用工具变量法进行两阶段最小二乘法估计(2SLS)。本文选用的工具变量为本地其他家庭的初始收入和杠杆率的平均值。使用两阶段最小二乘法重复回归分析,回归结果高度一致,说明初始收入较高的家庭确实更容易获得信贷,并通过金融投资或者创业拓宽收入来源和提高收入增长率,从而加剧了收入不平等程度。以上实证分析结果证实了本文提出的第三条机制,从而深化和丰富了本文的研究。

五、主要结论与政策启示

现有关于杠杆率问题的研究集中于金融风险和经济稳定方面,本文深入到经济运行背后,探讨杠杆率的收入分配效应。在理论机制分析的基础上,本文利用世界银行跨国面板数据以及CFPS家庭调查数据,实证分析发现:总体而言,杠杆率显著地提高了收入分配的不平等程度;进一步分析发现,杠杆率有利于提高最高收入群体的收入份额,并降低了其他各收入水平群体的收入份额,构成杠杆率加剧收入不平等程度的直接影响机制;杠杆率还对收入分配产生了“极化效应”,即杠杆率上升同时有利于增加富裕阶层收入份额和减少赤贫阶层人口比重,但对于中产阶级群体收入产生较大的不利影响;微观机制分析表明,初始收入较高的家庭更容易获得信贷,通过加杠杆进行金融投资或创业获取更高的收入增长,从而加剧了收入分配不平等程度。本文研究结论对于不同收入水平国家样本稳健,并通过了内生性稳健性检验。

本文研究为更全面地认识杠杆率问题和收入分配理论提供了新的视角,对于合理推动中国经济“去杠杆”和深入收入分配改革具有一定的政策启示。现有关于杠杆率问题的研究集中于分析杠杆率对金融风险和经济稳定的影响,却较少关注杠杆率对收入分配等经济深层问题的影响。本文研究表明,在金融周期变化过程中,杠杆率变动会产生显著的收入分配效应。由于金融周期的长度和波幅大于经济周期,从某种意义上讲,杠杆率对收入分配的影响可能比传统经济因素还要深远。针对现有文献中存在的理论分歧,即杠杆率上升究竟是经济增长的催化剂还是经济崩溃的先兆,本文研究提供了一个新的分析视角和更全面的经验证据,有利于决策当局深化对杠杆率的认识和指导相应的政策实践。基于本文研究结论,提出如下四点政策建议。

(1)高度关注杠杆率上升过程中的收入分配效应。现有的收入分配理论较少关注杠杆率变化产生的影响,基于现有理论制定的收入分配政策也因而较少针对杠杆率因素,这在宏观杠杆率保持平稳的情况下无关紧要,然而近几十年来,全球宏观杠杆率总体呈现不断上升的趋势,与之对应的则是收入分配的持续恶化。尤其是金融危机以来,在超级宽松的货币政策作用下,杠杆率上升趋势更为明显,本轮危机前所面临的收入分配不平等等深层次问题不仅没有得到解决,反而有所恶化。本文研究表明,杠杆率上升会对收入分配产生不利影响,从而可能会恶化经济基本面,因此,靠金融加杠杆的方式取得的经济复苏不具有可持续性,必须高度关注杠杆率上升过程中的收入分配效应。

(2)从优化收入分配的角度,推动经济去杠杆。鉴于中国杠杆率的过快上升,决策层已经把去杠杆和稳杠杆作为今明两年的重点工作,但是政策出发点主要基于防范系统性金融风险的需要。杠杆率过高带来的金融风险固然是短期政策目标的基本出发点,但是它对收入分配的中长期不利影响也应成为政策的重要的关注点。从收入分配的角度看,需要研究制定相应的举措应对杠杆率的收入分配效应,以更好地实现包容性增长的发展目标。事实上,本文关于杠杆率的收入分配效应的研究发现,作为金融周期作用于经济周期深层机制的重要体现,也为未来从收入分配角度完善金融经济

周期理论提供了新的经验证据。杠杆率的收入分配效应可能在金融周期作用于经济周期的过程中扮演了重要的一环,甚至可能是造成周期力量逆转的重要驱动因素。如果这些假说得到充分证明,那么至少在理论上,有可能将杠杆率的收入分配效应作为调节金融周期的重要抓手。

(3)从传导机制入手,切断杠杆率对收入分配的不利影响。本文研究发现,杠杆率显著提高了最高收入群体的收入份额,而减少了其他收入水平群体的收入份额,是杠杆率提高收入不平等程度的直接影响机制。因此,增强中低收入群体在杠杆率上升过程中的成果分享,是降低杠杆率对收入分配不利影响的关键。一方面,可以通过大力发展普惠金融、增强金融资源的可得性、降低金融资源分配的有偏性,从而使得中低收入群体也能从杠杆率上升过程中获益;另一方面,通过完善资本利得(包括金融资本、物质资本和人力资本)相关的累进税制,发挥税收对于收入再分配的调节功能,以缓解初次分配过程中杠杆率所产生的“资本—技能增强型”收入分配效应,即调节杠杆率对于资本及与资本互补的劳动技能溢价产生的收入分配差距过大问题。

(4)加强财税政策和货币政策的协调,以更好地发挥再分配调节功能,减小收入分配差距及其对中低收入群体的不利影响。杠杆率的收入分配效应实际上是对政府履行再分配调节职能提出了更高的要求:缩小收入分配差距不仅需要有效的财税政策,还需要财税政策与货币政策的协调,从而在稳杠杆的同时降低收入分配不平等程度,共同服务于解决好新时代人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾,提高人民群众的获得感。通过财税政策与货币政策的协调,调节过高收入并增加低收入者收入,不断壮大中等收入群体,实现居民收入与经济同步增长、劳动报酬与劳动生产率同步提升,促进收入分配更加合理有序。

[参考文献]

- [1]白重恩,钱震杰. 国民收入的要素分配:统计数据背后的故事[J]. 经济研究, 2009,(3):27–41.
- [2]蔡萌,岳希明. 从马克思到皮凯蒂:收入分配的跨世纪之辩[J]. 经济学动态, 2016,(11):11–21.
- [3]陈雨露,马勇,阮卓阳. 金融周期和金融波动如何影响经济增长与金融稳定[J]. 金融研究, 2016,(2):1–22.
- [4]胡志军,刘宗明,龚志民. 中国总体收入基尼系数的估计:1985—2008[J]. 经济学(季刊), 2011,(3):1423–1436.
- [5]贾珅,申广军. 企业风险与劳动收入份额:来自中国工业部门的证据[J]. 经济研究, 2016,(5):116–129.
- [6]李实. 中国个人收入分配研究回顾与展望[J]. 经济学, 2003,(2):379–404.
- [7]李实,赵人伟. 中国居民收入分配再研究[J]. 经济研究, 1999,(4):3–17.
- [8]李扬,张晓晶,常欣. 中国国家资产负债表[M]. 北京:中国社会科学出版社, 2015.
- [9]林岗. 从马克思主义视角看收入分配的理论和现实[J]. 政治经济学评论, 2015,(1):216–224.
- [10]刘晓光,刘元春,王健. 杠杆率、经济增长与衰退[J]. 中国社会科学, 2018,(6):50–70.
- [11]鲁晓东,连玉君. 中国工业企业全要素生产率估计:1999—2007[J]. 经济学(季刊), 2012,(2):541–558.
- [12]马克思. 资本论(1867)[M]. 北京:人民出版社, 2004.
- [13]马勇,陈雨露. 金融杠杆、杠杆波动与经济增长[J]. 经济研究, 2017,(6): 31–45.
- [14]申广军.“资本—技能互补”假说:理论、验证及其应用[J]. 经济学(季刊), 2016,(3):1653–1682.
- [15]万海远,李实. 户籍歧视对城乡收入差距的影响[J]. 经济研究, 2013,(9):43–55.
- [16]王晓霞,白重恩. 劳动收入份额格局及其影响因素研究进展[J]. 经济学动态, 2014,(3):107–115.
- [17]吴一平,芮萌. 收入分配不平等对刑事犯罪的影响[J]. 经济学(季刊), 2011,(1):296–315.
- [18]姚耀军. 金融发展、城市化与城乡收入差距——协整分析及其Granger因果检验[J]. 中国农村观察, 2005,(2):2–8.
- [19]叶志强,陈习定,张顺明. 金融发展能减少城乡收入差距吗?——来自中国的证据[J]. 金融研究, 2011,(2):42–56.
- [20]张莉,李捷瑜,徐现祥. 国际贸易、偏向型技术进步与要素收入分配[J]. 经济学(季刊), 2012,(2):409–428.

- [21]张晓晶,王宇.金融周期与创新宏观调控新维度[J].经济学动态,2016,(7):12-20.
- [22]中国人民银行杠杆率研究课题组.中国经济杠杆率水平评估及潜在风险研究[J].金融监管研究,2014,(5):23-38.
- [23]周广肃,樊纲,申广军.收入差距、社会资本与健康水平——基于中国家庭追踪调查(CFPS)的实证分析[J].管理世界,2014,(7):12-21.
- [24]Acemoglu, D. Labor-and Capital-Augmenting Technical Change [J]. Journal of the European Economic Association, 2003,1(1):1-37.
- [25]Alesina, A., and R. Perotti. Income Distribution, Political Instability, and Investment [J]. European Economic Review, 1996,40(6):1203-1228.
- [26]Arellano, M., and O. Bover. Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-components Models[J]. Journal of Econometrics, 1995,68(1):29-51.
- [27]Atolia, M. Trade Liberalization and Rising Wage Inequality in Latin America: Reconciliation with HOS Theory[J]. Journal of International Economics, 2007,71(2):467-494.
- [28]Autor, D., and D. Dorn. The Growth of Low-Skill Service Jobs and the Polarization of the US Labor Market[J]. American Economic Review, 2013,103(5):1553-1597.
- [29]Barro, R. J. Inequality, Growth, and Investment[R]. NBER Working Papers, 1999.
- [30]Berman, E., J. Bound, and Z. Griliches. Changes in the Demand for Skilled Labor within U. S. Manufacturing: Evidence from the Annual Survey of Manufactures[R]. NBER Working Papers, 1993.
- [31]Blundell, R., and S. Bond. Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models[J]. Journal of Econometrics, 1998,(87):115-143.
- [32]Borio, C. The Financial Cycle and Macroeconomics: What Have We Learnt [J]. Journal of Banking and Finance, 2014,(45):182-198.
- [33]Card, D., and J. E. Dinardo. Technology and U.S. Wage Inequality: A Brief Look[M]. US:Springer, 2003.
- [34]Drehmann, M., C. E. V. Borio, and K. Tsatsaronis. Characterising the Financial Cycle: Don't Lose Sight of the Medium Term[R]. BIS Working Papers, 2012.
- [35]Galor, O., and, J. Zeira. Income Distribution and Macroeconomics [J]. Review of Economic Studies, 1993,60(1):35-52.
- [36]Ge, S., and D. T. Yang. Changes in China's Wage Structure [J]. Journal of the European Economic Association, 2014,12(2):300-336.
- [37]Giovannoni, O. G., L. Lu, and D. L. Nguyen. What Do We Know About the Labor Share and the Profit Share? Part II: Empirical Studies[R]. Economics Working Paper Archive, 2014.
- [38]Griliches, Z. Capital-Skill Complementarity[J]. Review of Economics & Statistics, 1969,51(4):465-468.
- [39]Goos, M., and A. Manning. Lousy and Lovely Jobs: The Rising Polarization of Work in Britain [J]. The Review of Economics and Statistics, 2007,89(1):118-133.
- [40]Goos, M., A. Manning, and A. Salomons. Explaining Job Polarization: Routine-Biased Technological Change and Offshoring[J]. American Economic Review, 2014,104(8):2509-2526.
- [41]Harrison, A. E. Has Globalization Eroded Labor's Share? Some Cross-Country Evidence [R]. Mpra Paper, 2005.
- [42]Kaldor, N. Capital Accumulation and Economic Growth [A]. Hague, D. C. The Theory of Capital [C]. London: Palgrave Macmillan, 1961.
- [43]Karabarbounis, L., and B. Neiman. The Global Decline of the Labor Share[R]. NBER Working Papers, 2014.
- [44]Keller, W., and H. Utar. International Trade and Job Polarization: Evidence at the Worker-level [R]. CEPR Discussion Paper, 2016.

- [45]Krusell, P., L. E. Ohanian, and J. V. Ríos-Rull. Capital –skill Complementarity and Inequality: A Macroeconomic Analysis[J]. *Econometrica*, 2000, 68(5):1029–1053.
- [46]Kuznets, S. Economic Growth and Income Equality[J]. *American Economic Review*, 1955, 45(1):1–28.
- [47]Maddison, A. The World Economy: A Millennial Perspective[J]. *Foreign Affairs*, 2001, (17):69–78.
- [48]Michaels, G., A. Natraj, and J. Van Reenen. Has ICT Polarized Skill Demand? Evidence from Eleven Countries over Twenty-Five Years[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2014, 96(1):60–77.
- [49]Park, A., and K. Sehrt. Tests of Financial Intermediation and Banking Reform in China [J]. *Journal of Comparative Economics*, 2001, 29(4):608–644.
- [50]Piketty T. Putting Distribution Back at the Center of Economics: Reflections on Capital in the Twenty-First Century[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2015a, 29(1):67–88.
- [51]Piketty T. About Capital in the Twenty-First Century[J]. *American Economic Review*, 2015b, 105(5):48–53.
- [52]Stockhammer, E. Why Have Wage Shares Fallen? An Analysis of the Determinants of Functional Income Distribution[M]. Palgrave Macmillan UK, 2013.
- [53]World Inequality Lab. *World Inequality Report*[R]. 2018.
- [54]Yang, D. T. Urban-Biased Policies and Rising Income Inequality in China [J]. *American Economic Review: Papers and Proceedings*, 1999, 89(2):306–310.

The Effect of Leverage Ratio on Income Distribution

LIU Xiao-guang¹, LIU Yuan-chun², SHEN Guang-jun³

(1. National Academy of Development and Strategy, Renmin University of China, Beijing 100872, China;
2. School of Economics, Renmin University of China, Beijing 100872, China;
3. Lingnan College, Sun Yat-sen University, Guangzhou 510275, China)

Abstract: Since the global financial crisis, more and more attention has been paid to the importance of leverage ratio to the economic and financial stability of an economy. However, few studies have investigated the effect of leverage ratio on income distribution. Based on analysis of the theoretical mechanism, this paper makes an empirical analysis on the effect of leverage ratio on the income distribution, using a cross country panel data in 1981—2015 from the World Bank and Chinese household panel data in 2012/2014 from CFPS. The main findings are three folds: First, the overall leverage ratio increases the degree of income inequality; Second, the leverage ratio significantly increases the high income groups' income share, while reducing all other income groups' income share, which is the mechanism how the leverage ratio increases the degree of income inequality; Third, the leverage ratio generates the polarization effect on the distribution of income, as it increases the income share of the wealthy group and reduces the proportion of poverty population, but have the most adverse impact on the income of the middle class. Besides, the paper also investigates the micro-mechanism of how leverage ratio impacts income distribution, and obtains some important findings. The paper provides a new perspective and more comprehensive understanding of leverage ratio and deepens the research on income distribution theory; the study also provides new empirical evidence for mechanism analysis of financial-economic cycle theory.

Key Words: leverage ratio; income distribution; gini coefficient; income share

JEL Classification: E51 D30 E30

[责任编辑:王燕梅]