

资本收益、经济增长与贫富分化: 一场“有数据之争”^{*}

李 成

(摘 要) 作为《21 世纪资本论》的核心论点,皮凯蒂(2014)指出,资本收益率(r)和经济增长率(g)的差距,是导致社会贫富“分化的根本力量”。然而,自被提出以来,这一所谓的“ $r-g$ ”模型招致较多争议,但严谨的定量分析尚属寥寥。本文利用 11 个世界主要经济体关于财富积累及顶端收入/财富份额数据,对“ $r-g$ ”对分配的影响进行了面板分析。结果表明:经验证据总体上并不支持以上论断。事实上,在多数回归设定中,“ $r-g$ ”这一变量同顶端收入/财富份额呈现出显著的负向关联。对此,本文从资本-劳动替代弹性的“增长效应”出发,对这一经验结果提出了尝试性的理论解释——这一视角在皮凯蒂本人的研究及相关文献中被普遍忽视。

关键词: 资本收益 经济增长 收入与财富分配

JEL 分类号: D30 E22 O40

一、引 言

2013 年,法国经济学家托马斯·皮凯蒂的《21 世纪资本论》一书首先以法文版刊行,其后被译为英文、中文等多国文字(Piketty, 2014; 皮凯蒂 2014)。同一般学术专著不同,该书的影响远远超出了经济学专业领域,在各国决策者和一般公众间引发热烈反响。尽管各种观察角度各异、臧否不一,但不可否认的是,在 2008 年国际金融危机余波尚在、全球化渐入低潮、贫富分化普遍加剧、各国及国内各社会阶层矛盾凸显的时代大背景下,皮凯蒂的研究可谓在“正确”的时间指向了“正确”的问题。特别是其所揭示的长期收入与财富分配趋势及其背后的机理,对后危机时代的经济学发展、全球社会思潮、乃至政治运动都产生了不容忽视的影响。正如诺贝尔奖得主保罗·克鲁格曼褒扬到,皮凯蒂的著作将“改变我们思考社会以及进行经济学研究的方式”(Krugman, 2017)。

近年来,由皮凯蒂参与组建的世界不平等实验室(World Inequality Lab)收集、估算了若干世界主要经济体的相关数据,构建了“世界不平等数据库”(World Inequality Database, 简记作 WID),并在通行的国民经济核算体系的基础上提出了“分配型国民账户”(即 distributional national accounts, 见 Alvaredo et al. 2016)。最近基于这一资源与框架,皮凯蒂等人的团队发布了首份《世界不平等报告》(Alvaredo et al. 2017),进一步将收入与财富分配问题推向了有关学术研究和政策讨论的中心。该报告在《21 世纪资本论》、Atkinson et al. (2011)、Piketty and Zucman (2014)、Saez and Zucman (2016)、Novokmet et al. (2017) 和 Piketty et al. (2019) 等研究的基础上,进一步扩展了对包括中国在内的十余个经济体分配状况的考察,并提出了“约自 20 世纪 80 年代以来,经济不平等在全球范

^{*} 李成,中国社会科学院经济研究所 副研究员 经济学博士。

国内普遍加剧”这一基本判断。

尽管还有诸多可供商榷之处,上述研究为定量描绘分配格局及其动态提供了丰富、翔实、透明的数据基础,使得相关讨论摆脱了所谓的“无数据之争”的窘境(皮凯蒂 2014)——这也可以说是皮凯蒂及其合作者最主要的学术贡献所在。但依笔者看来,除数据方面尚有许多改进空间之外,皮凯蒂等人的工作在理论层面还有无法回避的薄弱之处。其中,作为《21世纪资本论》及相关研究的立论基础,皮凯蒂指出当资本收益率(r)大于经济增长率(g)时,资本收入的增长快于整体经济,继承而来的财富积累速度也会快于通过劳动收入形成的财富,分配格局自然也将趋于不平等。在某种意义上,这一论断触及到了古典政治经济学和马克思主义政治经济学的核心命题,即如何理解资本积累和经济增长的“分配效应”以及究竟哪个阶层(贫者或富者)能够更多地从财富增殖与经济发展中受益。在很大程度上,约自“边际革命”以来,这一问题在现代西方经济学中被广泛忽视、淡忘,而皮凯蒂则重新唤起了人们对相关问题的关注。此外还需要强调的是,在最近由新冠肺炎疫情(Covid-19)而诱发的全球经济放缓和利率下行的背景下,在世界范围内不同阶层、行业、地域的公众也受到了广泛而有差异的影响。对此,皮凯蒂上述框架的现实意义又再度凸显。

然而,令人不免遗憾的是,尽管皮凯蒂在书中将“ $r > g$ ”不等式称作导致(贫富)分化的根本力量(皮凯蒂 2014),并“囊括了我(皮凯蒂自指)所有结论的整体逻辑(皮凯蒂 2014)”,但却基本上仅止于对历史数据的直观上的描述性分析,并未继续深入其“有数据之争”,特别是未对这一所谓的“ $r > g$ ”模型给出严谨的实证检验与理论说明。因此,从这一意义上讲,皮凯蒂的以上观点应被理解为一个悬而未决的“猜想”而远非“结论”。在其后的Piketty and Zucman(2015)一文中,尽管作者将 $r-g$ 同财富分布(假设服从帕累托分布)、储蓄率冲击相联系,并给出了一定的理论论证,然而仍依赖于对储蓄率、经济增长率、资本收益率等关键变量的外生性和独立性假设,因此理论逻辑尚显薄弱,更不能回应下文将要介绍的实证结果。此外还值得指出的是,在皮凯蒂的新作《资本与意识形态》一书中,作者在近1200页的论述中几乎对于“ $r > g$ ”模型这一统括其前述研究的根本性逻辑只字未提,对相关争议亦未直接涉及(Piketty 2019)。

事实上,对 $r > g$ 这一不等式同贫富分化的关系,近年来已经开始有一些零星的经验研究。例如,Acemoglu and Robinson(2015)对经合组织(OECD)成员国的计量分析显示, r 与 g 的差值同顶端1%的收入组占全部国民收入的份额之间并无显著的正向关联。特别地,在Acemoglu and Robinson一文列出的全部18次回归结果中(指标与模型设定有所差异),有13次回归中的 $r-g$ 系数甚至为负值,其中又有5次系数在统计上显著。作为对比,当这一指标系数取正值时则全不显著。因此,上述经验研究非但不支持皮凯蒂的上述论断,反而在一定程度上提示了相反的逻辑,即 r 与 g 之差可能对改善收入不平等有积极、正向的作用。此外,同样利用发达经济体数据,Góes(2016)也对皮凯蒂的上述论断进行了检验。通过基于面板向量自回归模型(即Panel VAR)的脉冲反应分析,Góes发现在其考察的近四分之三的国家中,一个对 $r-g$ 的正向冲击将在其后的1至10年间减少顶端1%收入份额。总之,以上两个研究都得出了基本一致的经验发现,即 r 与 g 的差值同收入不平等负相关或不相关。而据笔者浅识,目前仅有极少实证研究支持皮凯蒂的观点,如Fuest et al.(2015)的研究显示 r 与 g 的差值同财富分配不平等存在显著的正向关联。但需要指出的是,上述作者对于资本收益率的假设极强——仅以金融发展指标作为资本收益率的代理变量或假设跨国资本完全自由流动使得资本收益率相同。此外,较之于收入分配,有关财富分配的数据质量、样本规模都差强人意(仅约有40到80个观测值)。因此,总体说来,Fuest等人支持性证据的说服力较弱^①。

① 此外,在《21世纪资本论》发表之前,Lustig et al.(2013)关于拉丁美洲的研究也表明,收入分配状况与经济增长速度无明显关联。如果假设资本收益率在各国之间差异不大,则这一发现实际上也暗示着收入分配和 $r-g$ 无显著关系。

从理论角度,皮凯蒂的论断似乎受到了更多挑战。总体看,现有文献主要围绕着“ $r > g$ ”不等式能否成为导致分配恶化的充分条件这一问题展开。例如,Mankiw(2015)论述到储蓄率、人口增长率、婚姻选择、资本税率等一系列变量,都会导致即使当 $r > g$ 时,如果这一差值不足够大,贫富差距并不一定拉大。Jones(2015)还指出了资本收益率、经济增长率、储蓄率、资本税率等关键变量的内生性和相关性也会导致“ $r-g$ ”模型可能过于简化。上述的Acemoglu and Robinson(2015)则指向了内生的技术进步,以及经济政治制度等因素对分配的影响。类似地,Irmen and Tabakovic(2020)也从经典的含有内生技术进步的增长模型出发,对皮凯蒂的观点进行了进一步的反驳。Weil(2015)、Nielsen(2017)等人还强调了被皮凯蒂忽略的人力资本的重要性。Milanovic(2017)则从理论上进一步指出财产分布的集中程度以及资本收入和高收入的关联性等因素也会影响分配格局。总体上看,上述文献以及皮凯蒂本人(Piketty, 2015a; 2015b)的相关回应都比较一致地认为,即使 $r > g$ 能够长期成立,这一不等式既不构成收入/财富分配恶化的充分条件,也非必要条件。此外,也有文献质疑,由于大量经验证据表明要素替代弹性一般小于1,所以资本收益率仍会在边际收益递减规律的作用下较快地下降,以致“ $r > g$ ”不等式在长期能否成立还成问题(见Milanovic 2014; Rognlie 2015; Raval 2017等)。特别值得一提的是,最近,Schmelzing(2020)对先发经济体长达近8个世纪的历史资料进行了整理,发现资本收益率并不如皮凯蒂断言的那样长期保持稳定。相反,收益率呈现出逐渐减小,甚至转为负值的趋势—— $r-g$ 也相应收窄,以至出现 $r < g$ 的情况。总之,以上研究从不同方面对皮凯蒂的 $r-g$ 模型进行了富有启发的评析与反驳,然而在逻辑上,上述讨论都未能直接解释为什么即使在控制了其他决定因素后, r 与 g 之差对收入或财富集中度仍无显著影响,或在多数情况下呈现出显著的负向影响——这也是本文和多数相关文献的一致发现^①。

参考上述极为有限的经验和理论文献,本文旨在对“ $r-g$ ”与分配关系进行更为严谨的“有数据之争”——即实证分析,并提出新的理论解释。对比现有工作,本文的主要贡献及创新有两方面。在实证方面,本文利用WID数据库提供的国民财富数据以及各国国家资产负债表等信息——这些数据也是皮凯蒂研究的主要数据基础,重新估算了若干主要经济体的资本收益率。不同于相关研究中运用的个别类型资产的收益率,本文的估算将考虑除人力资本以外的全部“财富”所产生的综合收益状况——这一概念运用也更加契合皮凯蒂关于“资本”的定义(后文详述)。因此,无论从数据还是概念上,本文的实证研究是对皮凯蒂观点更为直接、更为严格的检验。此外,在回归方法上,本文的计量分析充分考虑了收入/财富分配的其他决定因素、以及有关变量的内生性问题。这两方面问题在Acemoglu and Robinson(2015)、Góes(2016)中均较为突出,致使其实证结果并不稳健^②。在理论上,我们将从资本-劳动替代弹性的对经济增长和分配的影响——即所谓的“德拉格兰德维尔假说”(de La Grandville, 1989)——这一视角,就“ $r-g$ ”模型提出新的尝试性理论诠释,并指出当满足一定条件时,更高的 $r-g$ 差值可能对应于更平等的分配结果。

余文结构如下:第二部分介绍资本收益率的估算方法及相关描述性统计;第三部分展开经验分析,包括数据介绍、基本回归、以及稳健性检验等;第四部分从要素弹性角度解释经验结果;第五部分总结全文,并讨论相应的政策含义并指出今后的研究方向。

① 实际上,更一般地讲,皮凯蒂(2014)的相关论述也暗示着,无论 $r > g$ 这一不等式成立与否, $r-g$ 这一差值都与贫富分化程度正相关。

② 事实上,除个体时间趋势变量外,Acemoglu and Robinson(2015)仅在极少数情形下考虑了两个控制变量,即人口增速和人均GDP,且两者的回归系数均不显著;而对内生性问题则未作直接处理。

二、资本收益率估算

从概念上讲,皮凯蒂所使用的“资本”含义较为宽泛——实际上等同于常用的“财富”概念(皮凯蒂 2014),即全部可交易的资本品价值^①。它不仅包括较受关注的机器、厂房、存货、办公楼、住宅等生成资本(produced capital),也包括了土地等自然资源(或称自然资本)、知识产权、商誉等无形资产,以及一个经济体对外部的净金融资产(可为正值或负值)。也正是由于这一概念,以某一种单一资产或投资项目的收益率——如 Acemoglu and Robinson(2015)使用的国债收益率——来衡量皮凯蒂所指的“r”不免以偏概全,更难以准确刻画 r-g 模型的原意。

有鉴于此,我们首先利用 11 国相关财富估算数据、国民账户核算统计等信息^②,估算了综合的资本收益率 r。在理论上,后者指资本 K 对产出 Y 的边际贡献,即 $r = \frac{\partial Y}{\partial K}$ 。在经验上,其表达式为:

$$r_t = \frac{\text{净营业盈余}_t / (1 + \text{价格指数}_t)}{\text{财富}_{t-1}} \quad (1)$$

首先需要指出的是,上式中的分子为“净营业盈余”,即已经扣除了折旧(或称固定资产消费)和生产税。为考虑通货膨胀因素,我们还通过世界银行公布的“GDP 平减指数”对其进行了价格调整。因此,此处的 r 对应于资本的“实际”收益率。当然也需要指出,从理论上讲,资本产出的价格变化不能完全等同于 GDP 等综合收入指标的价格变化,但由于数据的限制,本文只能以后者代替前者。当然,国际经验也表明,资本产出通常占 GDP 的一半至 2/3,因此,有理由相信两者的价格指数具有高度一致性。此外,同样由于数据缺失,文中对部分国家的“混合收入”——即难以区分要素贡献的收入——作了一定假设(有关数据的具体信息,详见文末附录 1、2)。

转向式(1)中的分母“财富”(即资本存量),文中首先利用 WID 数据库中包含的 11 国国民财富衡量(记为 r_wid)。此外,由于澳大利亚、加拿大、法国、德国、日本、英国和美国等七国均公布了以市场价值计算的官方“国家资产负债表”。其中的国民“净资产”(即“资产”与“负债”的差值)也从概念上对应于“财富”。因此,上述国家的资本收益率又按照这一替代方法进行计算(记为 r_bs)。

当然还需强调的是,除去本文选取的方法外,资本收益率还可由其他方法,特别是通过微观视角进行估算(参阅刘仁和等(2018)对相关文献的总结)。但由于本文的实证分析主要基于国际经验,因而出于对各国数据可比性、可得性的考虑,选取了较为一致、相对规范的国民账户核算以及 WID 财富数据。两者均基本按照通行的 SNA 2008 框架得来。当然,这并不能完全排除各国数据——特别是资产负债表核算——在方法、概念等方面仍存在一定差异。对此,本文利用的面板回归方法可以在一定程度上加以纠正,减少相应偏误。总之,本文展示的资产收益率应当谨慎对待,即应被认为是收益率的某种“代理变量”(有关资本收益率的相关描述性统计见附录 3)。

为有一定的直观认识,下文首先展示了基于 WID 财富数据计算的收益率。如图 1、图 2 所示(为展示方面,将 11 国分为两组),除德国、日本等少数国家外,约自 1990 年代以来,收益率呈现程度不同的下降态势,但自 2008 年国际金融危机冲击(多为急跌)之后有所反弹,而后在 2012-2013

① 皮凯蒂指出(2014),由于人力资本一般无法交易,所以不属于财富。

② 11 国包括中国、澳大利亚、加拿大、法国、德国、意大利、日本、韩国、西班牙、英国和美国。此处的样本选择,主要受限于资本存量(即包括 WID 财富数据,也包括官方资产负债表数据)、分配份额等关键指标的数据可得性。但尽管如此,样本国家的 GDP 总和约占世界总量的三分之二,也具有较高的代表性。此外,皮凯蒂也曾强调其“r-g”模型的主要适用背景为市场经济(见皮凯蒂 2014)——对此样本国家也基本符合。

年起又开始回落。此外, 样本期内各国资本收益率均值大致在 4% 至 9% 之间^①, 在大多数年份中均超过 GDP 增长率(除中国外)。换言之, $r > g$ 这一不等式的确在多数时间成立。此外, 需要注意的是, 单就中国经验而言, 本文估算的中国资本收益率在考察期间(1994–2015) 为 5.4%, 略低于刘仁和等(2018) 的同期估算, 明显低于白重恩和张琼(2014) 的估算^②。造成这一差异的主要原因可能在于收益率计算式的“分母”——即资本存量——估算差异较大。其中, 本文采用的 WID 财富数据包含了土地等自然资源价值, 而在上述作者的研究中对此未予考虑(另见 Piketty et al. (2019) 对中国数据估算的详细介绍)。但还应指出的是, 经检验, 中国数据的差异并不影响本文实证分析的基本发现。

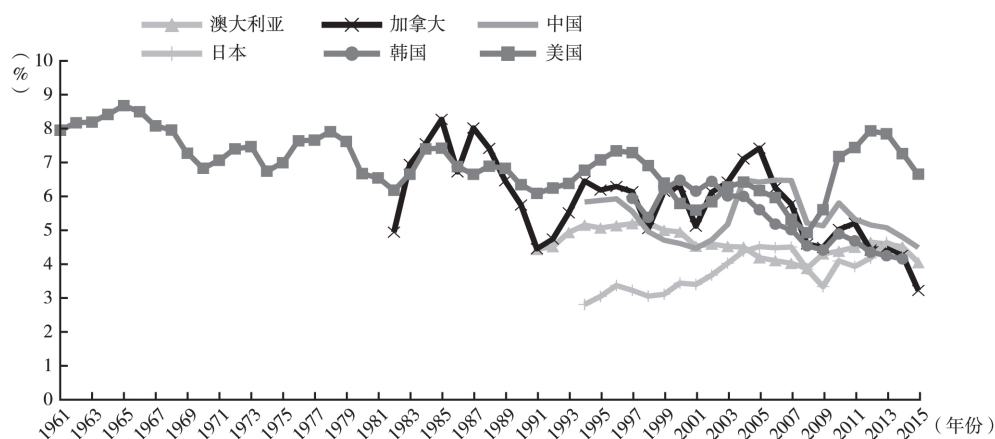


图 1 基于 WID 财富数据计算的资本收益率(非欧 6 国)

注: 数据来源见附录 3。

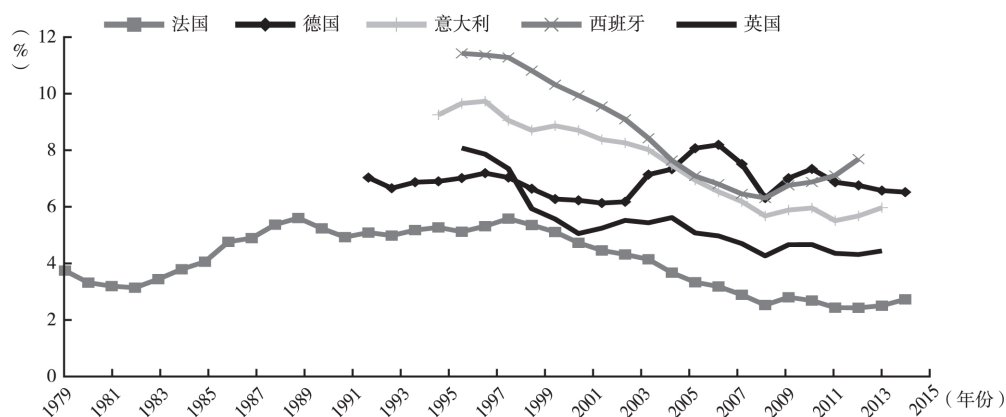


图 2 基于 WID 财富数据计算的资本收益率(欧洲 5 国)

注: 数据来源见附录 3。

① 由于无法区分“营业盈余”与“混合收入”, 所以澳大利亚、意大利、韩国、西班牙四国资本收益率有所高估。

② 以剔除折旧及生产税、所得税的资本收益率衡量, 白重恩和张琼(2014) 对 1994–2013 年期间的估算均值为 8.9%, 刘仁和等(2018) 对 1994–2014 年期间的估算均值为 6.5%。后者进一步考虑了资本的调整成本。

进一步地,下图又展示了基于资产负债表中“净资产”而计算的7国资本收益率。如图3所示,这一替代指标一般略低于前述指标(除英国外,详见附录3),但一般仍旧高于同期经济增速,因此 $r > g$ 不等式依然成立。此外,其所反映的趋势同图1、图2基本一致:即除德国、日本、加拿大外,各国资本收益率在近20余年来有程度不同的下降,而2008年国际金融危机也对收益率产生了明显的短期影响。

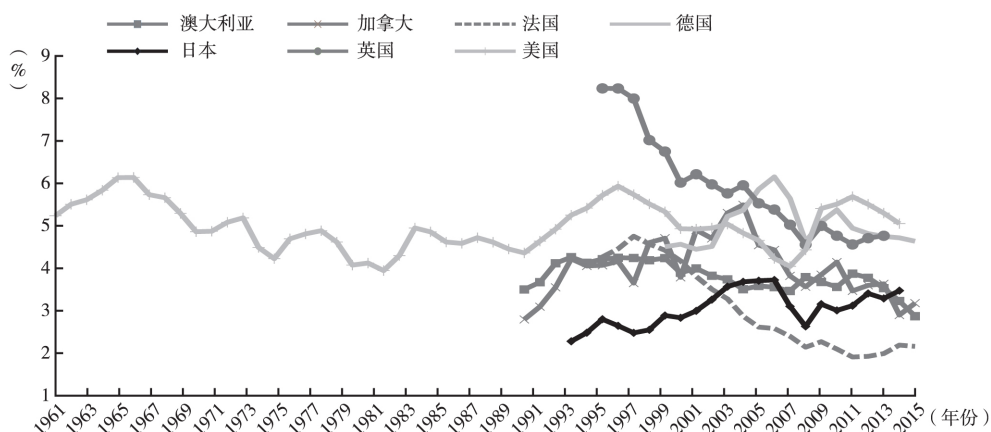


图3 基于资产负债表计算的七国资本收益率

注:数据来源见附录3。

三、“ $r-g$ ”与经济不平等的实证分析

下文转向实证分析。利用11国数据,我们构建了以下面板回归模型:

$$EI_{it} = \beta_0 X_{it} + \beta_1 \sum_{l=1}^k CV_{itl} + u_{it} \quad (2)$$

其中,因变量 EI 表示分配不平等指标, X 为核心解释变量 $r-g$, CV 代表若干影响分配的控制变量; u 为随机误差项。下标 i 、 t 分别代表国家和年份。

下文的回归分析首先聚焦于收入分配——此处选用了WID数据库中顶端1%人口税前收入份额作为衡量指标。较之于另一常用的分配衡量指标——基尼系数(Gini),顶端份额能够更好地反映收入/财富分布中居于“尾部”人群的分配状况,因此在皮凯蒂及相关研究中被广泛采用。其中,顶端1%份额又往往最受关注^①。

需要指出的是,相对于财富,收入同实际的生活水准和福利水平关系更为密切。如在现实中,由于房价上涨或住房市场化改革导致的自住房产——往往成为家庭财富的最主要形式——价值大幅提高,大量普通工薪阶层的财富可能快速积累。但显然这一现象很难实际改善其生活^②。此外,由于 r 和 g 可以分别被视作单位资本收入、以及整体收入的增速。所以将之同收入分配直接联系起来也似无不妥。

为考察其他条件不变时 $r-g$ 对分配的影响,我们还选取了若干控制变量。但需要指出的是,由

① 值得指出的是,Alevedo (2011)证明Atkinson曾提出的顶端收入份额和基尼系数的对应关系。

② 参阅Alevedo et al. (2018)和Piketty et al. (2019)。两项研究分别对英国和中国居民住房资产情况进行了分析。

于分配问题取决于多种因素,也绝不限于经济变量,所以现有经济学文献对分配的决定因素尚缺乏严格的、模型化的理论分析。因此在有关实践中,作为分配的解释变量的选取主要还停留在经验层面,且受到数据和研究目的的较多限制。以下,我们部分地参考了 Roine et al. (2009) 的框架,选取了以下一般认为可能对分配影响较大的变量。(1) 政府支出占 GDP 比重(*GovernmentSize*),用于衡量公共部门或公共服务的规模。由于政府的收支行为通常具有减小贫富差距的作用——尽管程度不同且有例外,因此这一变量的系数符号一般预期为负值。(2) 毛储蓄占 GDP 比重(*SavingsRate*),用于衡量整体储蓄率。尽管新古典增长理论认为储蓄率在增长和分配中均扮演重要角色,但由于不同经济阶层人群的储蓄行为对分配的影响不同,所以这一变量的系数符号并不确定(另见下节有关论述)。(3) 国际贸易占 GDP 比重(*TradeOpen*),用于衡量经济体的开放程度。由于富有阶层一般在国际流动性等方面具有优势,因而也可能会从开放(或从参与全球化)中获得更多收益。但由于国际分工的深化,处于产业价值链较低的阶层也会受益。由此, *TradeOpen* 变量系数的符号可能并不明确。(4) 私人信贷占 GDP 比重(*PrivateCredit*),用于衡量金融深化程度。由于通常富有阶层会从金融的深化发展中获益更多,特别是富有阶层能够享受更优质、更多样的金融服务,从而有利于其财富的保值、增值。因此这一变量系数预期符号也为正值。(5) 人力资本指数(*HumanCapital*)源于佩恩表(Penn World Table 9.0 版,详见 Feenstra et al. 2015)中基于入学年限计算的数据。由于不同制度条件下、不同层次的人力资本积累对各种人群/阶层的影响不尽相同,这一指标对分配的影响方向也不明确(留待后文详述)。

在回归技术方面,考虑到误差项中可能存在的时序相关和异方差问题,本文首先沿用了 Roine et al. (2009) 在研究收入分配决定因素时的方法,即采用广义最小二乘法(GLS) 对(2)式的一阶差分形式进行回归(简记为 FDGLS)。当然还要指出的是,这种回归还通过差分的方式,去除了各国特定的个体固定效应:如上文提到的国民账户核算方法差异,而且还包括各国不同的所得税率等因素^①。

表(1)报告了以 *r_wid* 为基础而得到的回归结果。其中第(1)至(4)列均对应于 FDGLS 回归,但具体设定有所差异:(1)列中仅包括了上述变量,可以作为基准情形。第(2)列中加入了个体时间趋势(即在一阶差分回归中加入个体常数项)。作为比较,第(3)、(4)两列中选取了另一种常见的金融发展指标,即上市公司股票市值占 GDP 的比重。第(5)列则不再将 *r-g* 作为整体回归,亦即不再规定“*r*”和“*-g*”的回归系数相同。

首先关注核心解释变量。总体看, *r-g* 系数在前四列回归中均在常用显著水平下取负值,即 *r* 与 *g* 之差越大,顶端 1% 收入份额越小。这一发现同皮凯蒂的论断截然相反,但和 Acemoglu and Robinson(2015)、Góes(2016)的结论具有某种程度的一致性^②。而在第(5)列中,在去除系数约束后,发现 *r* 的系数不再显著, *g* 的系数显著为正。这同以上发现也并不冲突,但显示使得“*r-g*”模型不成立的主要因素可能在于经济增长同贫富分化程度的正向关联。

表1 “*r-g*”与顶端 1% 收入份额(年度值; *r_wid*)

变量/模型	(1) FDGLS	(2) FDGLS	(3) FDGLS	(4) FDGLS	(5) FDGLS	(6) FD2SLS	(7) FDGMM
<i>r-g</i>	-0.0432 (0.0133) ***	-0.0384 (0.0117) ***	-0.0371 (0.0134) ***	-0.0312 (0.0134) **	—	-0.1350 (0.0476) **	-0.1273 (0.0456) ***

① 即如果假定各国所得税率在样本期间保持基本稳定,则通过控制国家个体固定效应,选用税前收入和税后收入得到的回归结果也将保持一致。

② 此外需要指出,约有 10% 的观测值对应于 $r < g$ 的情况。但如果去除此部分样本进行回归,正文中的基本结论仍成立。

续表						
变量/模型	(1) FDGLS	(2) FDGLS	(3) FDGLS	(4) FDGLS	(5) FDGLS	(7) FDGMM
<i>r</i>	—	—	—	—	0.0254 (0.0970)	—
<i>g</i>	—	—	—	—	0.0402 (0.0143) ***	—
<i>GovernmentSize</i>	-0.2883 (0.0943) ***	-0.3618 (0.0903) ***	-0.2729 (0.0959) ***	-0.3446 (0.0931) ***	-0.2786 (0.0967) ***	-0.1918 (0.1513)
<i>SavingsRate</i>	-0.0142 (0.0412)	-0.0422 (0.0377)	-0.0079 (0.0422)	-0.0037 (0.0420)	-0.0150 (0.0419)	0.0070 (0.0592)
<i>TradeOpen</i>	0.0092 (0.0076)	0.0047 (0.0068)	0.0095 (0.0079)	0.00570 (0.0080)	0.0094 (0.0078)	0.0179 (0.0120)
<i>PrivateCredit</i>	0.0069 (0.0041) *	0.0067 (0.0039) *	—	—	0.0075 (0.0042) *	0.0118 (0.0079)
<i>Marketization</i>	—	—	0.0040 (0.0013) ***	0.0039 (0.0013) ***	—	—
<i>HumanCapital</i>	0.0615 (0.0166) ***	-0.0130 (0.0525)	0.0751 (0.0168) ***	0.0215 (0.0476)	0.0636 (0.0171) ***	0.0399 (0.0232) *
个体时间趋势	—	Yes	—	Yes	—	—
Sargan chi2 P-value	—	—	—	—	—	0.5419
Hansen's J chi2 P-value	—	—	—	—	—	0.5319
观测数	231	231	214	214	231	231

注: 各列括号内为稳健标准误, 相应的***、**、和* 分别代表 1%、5%、和 10% 的显著性水平。

在控制变量方面, 此处的结果也颇具启发意义。政府支出在(1)至(5)列中均显著为负值, 显示公共部门对于弥合贫富分化可以起到积极作用。总体储蓄率和对外开放程度的系数不显著, 但均可以上文中的推测加以说明。两种金融发展指标的系数均显著为正值, 印证了金融的深化、发展对于拉大贫富差距作用明显。人力资本系数则在多数回归中显著为正, 表明人力资本积累可能导致分配恶化。

鉴于人力资本对分配的重要影响(Weil 2015; Nielsen 2017), 以及皮凯蒂在其研究中对这一因素的忽视, 此处以中国为例略作详论。事实上, 基于中国社会科学院经济研究所的入户调查, 李实和丁赛(2003)发现, 中国居民教育回报率是递增的, 即学历层次越高, 回报率也越高。在某种程度上, 这一结果暗示了人力资本积累可能扩大收入差距。同样基于中国微观数据, 张车伟(2006)提供了更为直接的证据。该文发现, 教育回报率会随着收入水平的提高而提高, 进而加剧贫富分化, 结果出现所谓的“马太效应”^①。运用断点回归等改进方法和更新数据, 刘生龙等(2016)也发现, 教育回报率在不同收入水平间有明显的差异性, 进而证实了张车伟(2006)的发现。本文考察的宏观

① 即指“贫者愈贫, 富者愈富”的情形。

层面的国际经验则表明,人力资本积累的“马太效应”可能具有普遍性。

需要指出的是,收入或财富的集中程度也可能反过来影响收益率和经济增速。例如,严重的分配不公可能挫伤社会创新能力和公众的生产积极性,因而抑制经济增长。从计量角度看,这一问题可能使得(2)式中的自变量 $r-g$ 与因变量顶端份额呈现“双向因果”关系(即内生性的来源之一),进而导致相关系数估计有偏。为此,下文进一步考虑了工具变量,并利用二阶段最小二乘法(FD2LS)和广义矩法(FDGMM)对一阶差分数据进行回归^①。此处,我们选取了资本折旧率、全要素生产率(TFP)、人口增长率作为 $r-g$ 的工具变量。Sargan/Hansen 过度识别约束检验的结果表明,三者为有效工具变量,即与 $r-g$ 相关,但同误差项不相关。相应结果示于表1第(6)、(7)两列。如表可见,两种方法得出的结果差异不大,其中 $r-g$ 系数的方向、显著性均未改变,但其绝对值有所变大,即说明在这种回归中, $r-g$ 具有更强的缩小收入差距的效应;而在控制变量中,人力资本变量的回归系数依然显著为正值,其他变量系数则不显著。

出于稳健性的考虑,我们还利用基于国家资产负债表计算的收益率(r_{bs})代替此前回归中的收益率 r_{wid} 。需要说明的是,此处仅对公布资产负债表的7国数据进行了处理,其他国家仍从其旧^②。从表2可见,其回归结果同表1基本一致(一个例外是, $TradeOpen$ 系数符号虽然未变,但显著性有所提高)。但 $r-g$ 的系数绝对值稍大——也包括第(5)列中的经济增长率系数,表明在选取了此种收益率指标后, $r-g$ 对消除收入分配差距的作用更为明显。

表2 “ $r-g$ ”与顶端1%收入份额(年度值; r_{bs})

变量/模型	(1) FDGLS	(2) FDGLS	(3) FDGLS	(4) FDGLS	(5) FDGLS	(6) FD_2SLS	(7) FD_GMM
$r-g$	-0.04735 (0.0136) ***	-0.0427 (0.0123) ***	-0.0419 (0.0135) ***	-0.0357 (0.0136) ***	—	-0.1374 (0.0485) ***	-0.1310 (0.0470) ***
r	—	—	—	—	0.0858 (0.1237)	—	—
g	—	—	—	—	0.0415 (0.0148) ***	—	—
<i>GovernmentSize</i>	-0.2704 (0.0997) ***	-0.3335 (0.0967) ***	-0.2642 (0.1003) ***	-0.3480 (0.0978) ***	-0.2535 (0.1015) **	-0.1798 (0.1636)	-0.1762 (0.1613)
<i>SavingsRate</i>	-0.0337 (0.0427)	-0.0594 (0.0400)	-0.0333 (0.0432)	-0.0324 (0.0435)	-0.0359 (0.0430)	-0.0117 (0.0633)	-0.0029 (0.0610)
<i>TradeOpen</i>	0.0138 (0.0080) *	0.0093 (0.0073)	0.0144 (0.0081) *	0.01129 (0.0084)	0.0136 (0.0081) *	0.0243 (0.0129) *	0.0251 (0.0126) **
<i>PrivateCredit</i>	0.0063 (0.0041)	0.0059 (0.0040)	—	—	0.0073 (0.0042) *	0.0115 (0.0077)	0.0107 (0.0074)
<i>Marketization</i>	—	—	0.0037 (0.0013) ***	0.0037 (0.0013) ***	—	—	—
<i>HumanCapital</i>	0.0640 (0.0178) ***	-0.0255 (0.0572)	0.0791 (0.0180) ***	0.0094 (0.0516)	0.0694 (0.0186) ***	0.0379 (0.0250)	0.0426 (0.0241) *

① 当异方差问题较严重时,GMM估计较之于2LS估计更为有效。

② 有关7国总计149个观测值,占表2第(1)列回归中全部205个观测值的73%。

续表							
变量/模型	(1) FDGLS	(2) FDGLS	(3) FDGLS	(4) FDGLS	(5) FDGLS	(6) FD_2SLS	(7) FD_GMM
个体时间趋势	—	Yes	—	Yes	—	—	—
Sargan chi2 P-value	—	—	—	—	—	0.6417	—
Hansen's J chi2 P-value	—	—	—	—	—	—	0.6299
观测数	205	205	188	188	205	205	205

注: 见表 1。

Acemoglu and Robinson(2015)、Fuest et al.(2015) 等研究均指出个别年份的扰动、冲击可能影响 $r-g$ 与分配的关系。考虑到这一问题,并结合数据限制,下文对相关变量的三年均值进行回归。如表 3 所示,无论采用何种模型设定和收益率指标, $r-g$ 系数的方向、显著性仍旧稳健,但对收入分配的负向影响程度进一步增强。

表 3 “ $r-g$ ”与顶端 1% 收入份额(三年平均值)

变量/模型	(1) FDGLS	(2) FDGLS	(3) FDGLS	(4) FD_2SLS	(5) FD_GMM	(6) FDGLS	(7) FDGLS	(8) FDGLS
收益率指标	r_wid	r_wid	r_wid	r_wid	r_wid	r_bs	r_bs	r_bs
$r-g$	-0.1438 (0.0561) ***	-0.2089 (0.0541) ***	-0.1917 (0.0573) ***	-0.4025 (0.1484) ***	-0.4376 (0.1480) ***	-0.1395 (0.0562) **	-0.1969 (0.05D94) ***	-0.21530 (0.0581) ***
GovernmentSize	-0.2556 (0.1213) **	-0.2552 (0.1207) **	-0.1204 (0.1334)	-0.1131 (0.1779)	-0.1115 (0.1785)	-0.2756 (0.1256) **	-0.3107 (0.1297) **	-0.20540 (0.1412)
SavingsRate	0.0290 (0.0582)	0.0572 (0.0614)	0.0952 (0.0677)	0.0563 (0.0764)	0.0400 (0.0785)	0.0364 (0.0598)	0.0629 (0.0668)	0.1300 (0.0729) *
TradeOpen	0.0381 (0.0151) **	0.0155 (0.0158)	0.0084 (0.0169)	0.0379 (0.0221) *	0.0346 (0.0222)	0.0397 (0.0159) **	0.0212 (0.0176)	0.0059 (0.0188)
PrivateCredit	0.0254 (0.0052) ***	0.0220 (0.0054) ***	—	0.0278 (0.0084) ***	0.0272 (0.0084) ***	0.0247 (0.0055) ***	0.0247 (0.0058) ***	—
Marketization	—	—	0.0041 (0.0045)	—	—	—	—	-0.0002 (0.0046)
HumanCapital	0.0344 (0.0151) **	-0.0168 (0.0384)	0.0628 (0.0175) ***	0.0288 (0.0243)	0.0283 (0.0248)	0.0378 (0.0168) **	-0.0127 (0.0415)	0.0715 (0.0219) ***
个体时间趋势	—	Yes	—	—	—	—	Yes	—
Sargan chi2 P-value	—	—	—	0.3487	—	—	—	—
Hansen's J chi2 P-value	—	—	—	—	0.3021	—	—	—
观测数	82	82	73	82	82	71	71	62

注: 见表 1。

下文进一步研究 $r-g$ 对顶端 1% 至 10% 的人群收入份额的影响。非严格地讲,这一人群和通常理解的所谓“中产阶级”有高度契合。表 4 的结果发现, $r-g$ 系数的符号未变,但显著性有所降低(r 、 g 单独回归系数也均不显著)。这表明 r 与 g 的差值对这一较为富裕阶层占有的收入份额仍或有抑制作用、或缺乏解释力。还值得注意的是,在控制变量方面,政府支出和人力资本积累对这一人群收入有较为明显的增进作用,而金融发展的作用则有所弱化。

表 4 “ $r-g$ ”与顶端 1% 至 10% 收入份额(年度值)

变量/模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	FDGLS	FDGLS	FDGLS	FDGLS	FD_2SLS	FD_GMM	FDGLS	FDGLS
收益率指标	r_{wid}	r_{wid}	r_{wid}	r_{wid}	r_{wid}	r_{wid}	r_{bs}	r_{bs}
$r-g$	-0.0181 (0.0178)	-0.0290 (0.0154)*	-0.0261 (0.0190)	—	-0.0830 (0.0453)*	-0.0800 (0.0444)*	-0.0174 (0.0183)	-0.0294 (0.0157)*
r	—	—	—	0.0788 (0.0849)	—	—	—	—
g	—	—	—	0.0176 (0.0183)	—	—	—	—
<i>GovernmentSize</i>	0.1446 (0.0864)*	0.1637 (0.0678)**	0.1007 (0.0932)	0.1751 (0.0875)**	0.2155 (0.1614)	0.2007 (0.1594)	0.1629 (0.0906)*	0.1848 (0.0683)***
<i>SavingsRate</i>	0.0289 (0.0435)	0.0251 (0.0363)	-0.0284 (0.0458)	0.0266 (0.0442)	-0.0290 (0.0535)	-0.0280 (0.0531)	0.0364 (0.0455)	0.0304 (0.0371)
<i>TradeOpen</i>	0.0043 (0.0102)	0.0037 (0.0087)	0.0031 (0.0105)	0.0048 (0.0104)	0.0058 (0.0106)	0.0044 (0.0105)	0.0062 (0.0108)	0.0060 (0.0090)
<i>PrivateCredit</i>	-0.0064 (0.0036)*	-0.0037 (0.0030)	—	-0.0053 (0.0039)	-0.0036 (0.0046)	-0.0036 (0.0045)	-0.0073 (0.0038)*	-0.0041 (0.0031)
<i>Marketization</i>	—	—	-0.0001 (0.0014)	—	—	—	—	—
<i>HumanCapital</i>	0.0319 (0.0156)**	-0.0050 (0.0439)	0.0161 (0.0161)	0.0348 (0.0166)**	0.0354 (0.0214)*	0.0369 (0.0211)*	0.0342 (0.0166)**	-0.0062 (0.0446)
个体时间趋势	—	Yes	—	—	—	—	—	Yes
Sargan chi2	—	—	—	—	0.8921	—	—	—
P-value	—	—	—	—	—	—	—	—
Hansen's J chi2	—	—	—	—	—	0.8097	—	—
P-value	—	—	—	—	—	—	—	—
观测数	231	231	214	231	231	231	205	205

注: 见表 1。

最后需要指出的是,皮凯蒂在其研究中主要关注的是财富分配。因此,理想情形自然是考察 $r-g$ 对财富分配的影响。然而,由于有关财富分配数据极为有限、质量通常也远逊于收入分配数据,所以相关文献多数还是集中于后者^①。值得欣喜的是,近年来在皮凯蒂及其多位合作

① 当然也须指出,财富分配与收入分配虽不能混同,但也高度相关。以本文样本为例,对于顶端 1% 份额而言,两者相关系数高达 0.64; 对顶端 10% 份额,则为 0.44。

者的努力下,涵盖若干国家的财富分配数据正初步形成(也是分配型国民账户的重要组成),并通过 WID 平台分享于世。下文即利用顶端 1%、10%、1% 至 10% 人口的财富份额,对 $r-g$ 模型进行分析。

如表 5 的结果所示,此处的回归样本规模同之前的基于收入数据相比减损严重(样本国家仅余中、法、英、美四国),控制变量的系数和显著性也有一定变化和降低。然而, $r-g$ 系数同上文回归结果仍高度一致:在多数情形下显著为负值,在少数情形下为负值但不显著。

表 5 “ $r-g$ ”与顶端财富份额(年度值)

变量/模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
因变量	顶端 1%	顶端 10%	顶端 1%–10%	顶端 1%	顶端 10%	顶端 1%–10%
收益率指标	r_{wid}	r_{wid}	r_{wid}	r_{bs}	r_{bs}	r_{bs}
$r-g$	-0.1240 (0.0648)*	-0.1401 (0.0628)**	-0.0151 (0.0394)	-0.1324 (0.0671)**	-0.1559 (0.0666)**	-0.0132 (0.0392)
<i>GovernmentSize</i>	0.2714 (0.3323)	0.1709 (0.3616)	-0.2557 (0.2600)	0.2059 (0.3455)	0.2326 (0.3926)	-0.2550 (0.2841)
<i>SavingsRate</i>	0.1875 (0.1617)	-0.1112 (0.1764)	-0.2495 (0.1246)**	0.2181 (0.1728)	-0.1653 (0.1979)	-0.3606 (0.1405)***
<i>TradeOpen</i>	-0.0234 (0.0445)	0.0289 (0.0474)	-0.0155 (0.0331)	-0.0232 (0.0485)	0.0610 (0.0563)	-0.0068 (0.0374)
<i>PrivateCredit</i>	-0.0154 (0.0213)	-0.0203 (0.0219)	0.0028 (0.0144)	-0.0071 (0.0218)	-0.0129 (0.0226)	-0.0009 (0.0148)
<i>HumanCapital</i>	0.0830 (0.0620)	0.0722 (0.0626)	-0.0054 (0.0420)	0.0733 (0.0648)	0.0732 (0.0691)	0.0262 (0.0473)
观测数	112	112	112	95	95	95

注:各列均为不含个体时间趋势的 FDGLS 回归结果,其余注释见表 1。

四、“ $r-g$ ”与经济不平等:一个尝试性解释

通过上节的计量分析,我们得出了同《21 世纪资本论》核心观点相悖的结果。然而,如前文所述,有关文献对此少有明确的理论回应。当然,从理论上讲, r 、 g 都非外生变量,而且也彼此关联,所以,其对分配的影响可以从多个方面加以分析。在下文中,我们仅通过资本-劳动替代弹性的增长效应这一被广泛忽略的视角,对本文的经验发现进行尝试性的解释,以期启发相关讨论。

要素替代弹性的增长效应在有关文献中有时也被称为“德拉格兰德维尔假说”,由著名经济学家 de La Grandville(1989)提出并证明。简言之,其中的核心观点可以概括为,在其他条件不变时,作为“生产系统的效率指标”,资本-劳动替代弹性是经济增速的增函数,并且当这一弹性超过某个阈值后,经济可以在没有技术进步的情况下实现长期增长。自其被提出以来,相关文献不断涌现。如在理论上, Klump and de La Grandville(2000)、Klump and Preissler(2000)、Miyagiwa and Papageorgiou(2003)和 Irmen and Klump(2009)等人在稳态产出与资本存量、增长收敛速度、差异化

储蓄率等诸多方面有进一步的发展。而在经验上,这一假说也得到了许多证据支持,包括 Yuhn (1991)、Mallick (2012) 等基于跨国比较的研究,以及张明海 (2002)、陈晓玲和连玉君 (2012) 等利用中国地区数据的经验分析。

更加严格地讲,上述观点可由以下模型刻画: 考虑一个简化(不含技术进步的)的不变替代弹性生产方程(CES),即:

$$Y = [aK^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1-a)L^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (3)$$

其中, Y 、 K 、 L 分别代表产出、资本、与劳动投入, $a \in (0, 1)$ 为要素分配系数。 $\sigma \in (0, +\infty)$ 即为资本-劳动替代弹性,可由下式定义:

$$\sigma = \frac{d \ln(K/L)}{d \ln(w/r)} \quad (4)$$

此处我们假设资本、劳动的边际产出分别等于资本收益率 r 和工资率 w 。

关于国民收入中资本报酬的份额(记为 α),有以下定义式(即皮凯蒂所指的“资本主义第一基本规律”):

$$a = \frac{rk}{Y} \longrightarrow r = \frac{aY}{K} = \frac{af(k)}{k} = f'_\sigma(k) \quad (5)$$

其中 $f(k)$ 和 k 分别为人均产出和人均资本量。

为得到经济上有意义且当弹性取值变化时可以比较的模型, de La Grandville (1989) 和 Klump and de La Grandville (2000) 等对 CES 方程进行了标准化处理, 即将其表示为某种基准人均资本 ($\bar{k} = \bar{K}/\bar{L}$)、人均产出 $\bar{y} = \bar{Y}/\bar{L} = f(\bar{k})$ 和要素边际替代率 ($\bar{m} = \bar{w}/\bar{r} = [f(\bar{k}) - \bar{k}f'(\bar{k})]/f'(\bar{k})$) 的函数。

由索洛新古典增长模型可知, 人均产出增速 γ_y 可由下式表达 (Solow, 1956):

$$\gamma_y = \frac{\dot{y}}{y} = \alpha_\sigma \frac{\dot{k}}{k} = \alpha_\sigma \left(\frac{sf_\sigma(k)}{k} - n \right) \quad (6)$$

其中, s 、 n 分别代表储蓄率和人口增速; 下标中的 σ 意在强调前者是 α 和 f 的决定因素之一。如 Klump and de La Grandville (2000) 证明的, 当 $k > \bar{k}$ 时, 有:

$$\frac{\partial \alpha_\sigma}{\partial \sigma} > 0; \quad \frac{\partial f'_\sigma(k)}{\partial \sigma} > 0 \quad (7)$$

显然, 从 (6)、(7) 两式可知, 当 $k > \bar{k}$ 时, 人均产出增速 γ_y 随要素替代弹性 σ 单调递增——这是“德拉格兰德维尔假说”的基本论断之一。

此外, 由 (5) 式可知:

$$\frac{\partial r}{\partial \sigma} = \frac{\partial f'_\sigma(k)}{\partial \sigma} = \frac{\partial \alpha_\sigma f(k)}{\partial \sigma} + \frac{\partial f(k)}{\partial \sigma} \frac{\alpha}{k} \quad (8)$$

同样地, 当 $k > \bar{k}$ 时, $\frac{\partial \alpha_\sigma}{\partial \sigma}$ 和 $\frac{\partial f'_\sigma(k)}{\partial \sigma}$ 均大于 0, 也意味着 $\frac{\partial r}{\partial \sigma}$ 大于 0, 即资本边际收益也是要素替代弹性的增函数。

需要强调的是, 由于以上框架仅考虑了整体储蓄率 s , 所以如 Miyagiwa and Papageorgiou (2003) 指出的, 在某种条件下(如储蓄仅来自工资收入时), 要素替代弹性对增长也可能会有负向贡献。对此, Irmen and Klump (2009) 在 Klump and de La Grandville (2000) 的基础上进一步区分了工资储蓄率 s_w 和资本收益储蓄率 s_r 。由此, 式 (6) 变为更一般的形式:

$$\begin{aligned} \frac{\dot{y}}{y} &= \alpha_\sigma \left[\frac{s_w(1 - \alpha_\sigma)f_\sigma(k) + s_r\alpha_\sigma f_\sigma(k)}{k} - n \right] \\ &= \alpha_\sigma \left[\frac{s_w f_\sigma(k) + (s_r - s_w)\alpha_\sigma f_\sigma(k)}{k} - n \right] \end{aligned} \quad (9)$$

不难看出,当 $s_r \geq s_w$ 时,前述的要素弹性对增长的正向效应依然成立^①;当 $s_r < s_w$ 时,则该效应不一定成立。当然,由于在现实中,资本收益储蓄率通常大于工资收入储蓄率,所以前一种情形更为符合实际(Irmen and Klump 2009)。

最后应指出的是,产出增速和 σ 的关系不仅在以上展示的转型动态(transitional dynamics)过程中成立,也在长期的稳态增长中成立。为简要说明这一逻辑,此处仅关注资本-劳动替代程度较高,即 $\sigma > 1$ 的情况——这也是皮凯蒂强调的使得资本报酬份额 α 随资本积累而增加的必要条件(2014)。

首先,将式(3)的 CES 方程转为紧凑形式如下:

$$f(k) = Y/L = [ak^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1-a)]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (10)$$

资本的平均收益可以写作:

$$f(k)/k = [a + (1-a)k^{-\frac{\sigma-1}{\sigma}}]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (11)$$

当 k 持续积累时,有:

$$\lim_{k \rightarrow \infty} f(k)/k = \lim_{k \rightarrow \infty} f'(k) = a^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (12)$$

此处,第一个等式为罗比塔法则的应用结果。该式表明,当 k 无限积累时,资本的平均收益和边际收益(即 r)都趋近于 $a^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}$,而后者为 σ 的增函数(当 σ 无限大时趋近于 a)。

由式(12),索洛模型中人均资本存量的稳态增速 γ_k^* 可以写作:

$$\gamma_k^* = sa^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} - n \quad (13)$$

显然,当 $sa^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} > n$ 时,人均资本量可以实现无技术进步下的长期内生增长,而这种稳态增速随要素替代弹性单调递增(同样适用于人均产出和总产出增速)。以上逻辑可以在图 4 中得以直观地呈现:

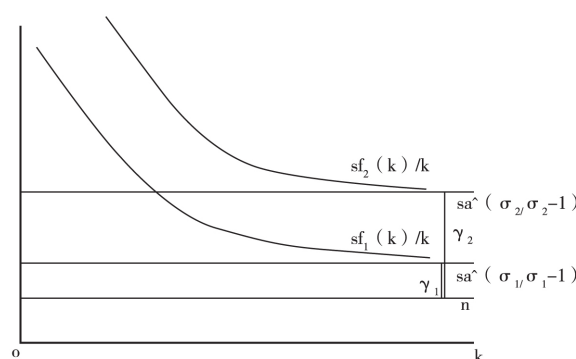


图 4 要素替代弹性与稳态增长

如图 4 所示,人均产出的增长率为曲线 $sf(k)/k$ 与水平线 n 之差。当 k 不断积累时,产出的稳态增速趋近于 $sa^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}$ ($> n$)。而当替代弹性由 σ_1 升高至 σ_2 时,产出的稳态增速相应地由 γ_1 提高到 γ_2 。

以上对“德拉格兰德维尔假说”的阐释,对于理解上节的实证发现有重要启发。当要素替代弹性增高时:一方面,资本报酬份额和资本收益率 r 都会提高——一般也会伴随着贫富分化加剧;同

^① 显见,当两种储蓄率相等时,式(9)即缩减为式(6)。

时, 经济增速 g (无论短期还是长期) 也会加快。所以 r 与 g 之差对收入/财富分配并无确定效应。特别当 σ 对增长的促进效应足够强时, 更低的 $r-g$ 可能对应于更高的经济不平等状况。而当给定 r 时, g 同不平等程度有正向的关联^①。

五、结论性评述

作为《21 世纪资本论》的立论基础, 皮凯蒂 (2014) 指出, 资本收益率大于经济增长率是导致贫富分化的根本力量。然而, 本文利用 11 国数据对皮凯蒂的这一所谓“ $r-g$ ”模型进行了实证检验。结果发现, 在考虑若干控制变量和回归方法后, r 与 g 之差对顶端收入/财富份额在多数情况下有显著的负向影响, 在少数情况下无显著影响。这一结果同皮凯蒂的上述“猜想”明显相悖。而且还需要提请读者注意的是, 由于本文中有关财富存量、收入与财富分配等数据实际上多来自于皮凯蒂及其合作者的研究, 所以非严格地讲, 皮凯蒂一方构建的数据信息并不能支持其自身论点。

此外还需指出, 受到数据的限制, 本文的样本时期主要集中在近二、三十年的较短时段 (美国长至近 50 年), 相关实证结果的稳健性自然还有待提升。但应注意到, 作为一个猜想, 除某些特殊扰动外, 由于 $r > g$ 导致资本所有者 (或食利阶层) 财富积累快于整体经济, 进而加剧贫富分化这一机制似乎无理由只适用于长期——如上百年甚至上千年的时间跨度。皮凯蒂不仅没有在其书中表达过类似观点, 而且从其提出的有关政策建议 (更具累进性的所得税、继承税和全球资本税等) 来看, 皮凯蒂显然指向的是当下或在不远未来 (即在 21 世纪) 的分配问题。如果相关机制仅仅会在上百年或更长时段显现, 则以上建议着实令人费解。事实上, 皮凯蒂本人主要是在回应 Acemoglu and Robinson (2015) 的实证发现时, 才强调了 $r-g$ 模型刻画的是一种长期趋势 (Piketty, 2015a), 但未给出确切证据, 因此笔者也难以置评。然而, 综合以上的理论机制和政策建议, 我们认为以较短的样本时期同样可以得到对 $r-g$ 模型有意义的检验。

在理论层面, 本文进一步从资本-劳动替代弹性的角度, 对以上实证发现进行了解释。正如 de La Grandville (1989)、Klump and de La Grandville (2000) 等人的论证, 要素替代弹性反映了经济系统的效率, 因此构成长期经济增长的源泉之一。在其作用下, 资本报酬份额 (及贫富分化程度)、资本收益率、经济增速会发生同向变化。所以 r 与 g 的差值对分配并无确定影响。特别是作为一种理论可能性, 当要素替代弹性对经济增长的推动效应足够强时, 更高的 $r-g$ 完全可能对应于更平等的分配状态——这既是本文和 Acemoglu and Robinson (2015) 等相关研究的一致发现, 也与 Piketty 的论点截然相反。当然, 本文给出的仅仅是一个尝试性的理论解释, 绝不意味着这一机制是唯一的、或最重要的。相关的深入探讨颇值得期待。

总之, 本文的经验发现和理论解释表明, 作为两个互相关联的内生变量 r 与 g 之差受到多种共同因素——如要素替代弹性——的影响。以此作为贫富分化的根本力量既无坚实的证据支持, 也无严谨的理论基础。而近三、四十年来世界主要经济体内部不平等的变化则可能另有原因。要素替代弹性的变化、差异化的教育回报率、人口增速与结构变动、政府行为、储蓄率、全球化、金融发展、有偏的技术进步、制度文化等都可能在其中扮演了不容忽视的角色——这不仅是今后学术研究的重点, 也是相关政策讨论需要高度关注的议题。特别地, 皮凯蒂提出的上述政策建议同“ $r-g$ ”模

^① 此外还应指出, 如进一步将 CES 方程拓展至更具现实性的可变替代弹性方程 (即 variable elasticity of substitution 生产方程), 则相关结论依然成立。具体看, 如 Revankar (1971) 展示的, σ 可以表示为人均资本量 $\frac{K}{L}$ 的函数, 表达式为: $\sigma = 1 + \beta \frac{K}{L}$ 。显见, 当 $\sigma > 1$ 时, 参数 β 取正值, σ 也会相应地随着人均资本量的积累而升高。除此之外, 由于其他机制未变, 其对增长和分配的影响方向也保持不变。

型直接相关,但鉴于包括本文在内的研究发现,相关主张尚且缺乏经验和理论的支撑,因此很可能不得要领,甚至事与愿违。

最后需要指出的是,尽管观点相左,但本文对皮凯蒂及其合作者近年来关于分配问题的研究绝无贬低之意。相反,正是其多年收集、整理的大量宝贵数据——特别是分配型国民账户核算,才使这场“有数据之争”成为可能。同时,其宏观、微观相互结合的视角对于研究分配问题也颇具开创性意义。所以,无论从经验还是理论角度,本文都应被视作相关学术探索的自然延展,而非否定、排斥之作。同时,本文实证发现与理论分析也仅是一种在相对空白之处的“抛砖引玉”,不能作为最终结论。

参考文献

- 白重恩、张琼(2014):《中国的资本回报率及其影响因素分析》,《世界经济》,第10期。
- 陈晓玲、连玉君(2012):《资本-劳动替代弹性与地区经济增长——德拉格兰德维尔假说的检验》,《经济学(季刊)》,第1期。
- 李实、丁赛(2003):《中国城镇教育收益率的长期变动趋势》,《中国社会科学》,第6期。
- 刘仁和、陈英楠、吉晓萌、苏雪锦(2018):《中国的资本回报率:基于q理论的估算》,《经济研究》,第6期。
- 刘生龙、周绍杰、胡鞍钢(2016):《义务教育法与中国城镇教育回报率:基于断点回归设计》,《经济研究》,第2期。
- 皮凯蒂(2014):《21世纪资本论(中译本)》,中信出版社。
- 张车伟(2006):《人力资本回报率变化与收入差距“马太效应”及其政策含义》,《经济研究》,第12期。
- 张明海(2002):《增长和要素替代弹性——中国经济增长1978-1999年的实证研究》,《学术月刊》,第8期。
- Acemoglu, D. and J. Robinson (2015): “The Rise and Decline of General Laws of Capitalism”, *Journal of Economic Perspectives*, 29, 3-28.
- Alvaredo, F. (2011): “A Note on the Relationship between Top Income Shares and the Gini Coefficient”, *Economics Letters*, 110, 274-277.
- Alvaredo, F., A. Atkinson and S. Morelli (2018): “Top Wealth Shares in the UK over more than A Century”, *Journal of Public Economics*, 162, 26-47.
- Alvaredo, F., A. Atkinson, L. Chancel, T. Piketty, E. Saez and G. Zucman (2016): “Distributional National Accounts (DINA) Guidelines: Concepts and Methods used in WID.world”, WID.world Working Paper Series No. 2016/1.
- Alvaredo, F., L. Chancel, T. Piketty, E. Saez and G. Zucman (2017): “World Inequality Report: 2018”, World Inequality Lab.
- Atkinson, A., T. Piketty and E. Saez (2011): “Top Incomes in the Long Run of History”, *Journal of Economic Literature*, 49, 3-71.
- De La Grandville, O. (1989): “In Quest of the Slutsky Diamond”, *American Economic Review*, 79, 468-481.
- Feenstra, R., R. Inklaar and M. Timmer (2015): “The Next Generation of the Penn World Table”, *American Economic Review*, 105, 3150-3182.
- Fuest, C., A. Peichl and D. Waldenström (2015): “Piketty's r-g Model: Wealth Inequality and Tax Policy”, *CESifo Working Paper*.
- Göes, C. (2017): “Testing Piketty's Hypothesis on the Drivers of Income Inequality: Evidence from Panel VARs with Heterogeneous Dynamics”, *IMF Working Paper*, No. WP/16/60.
- Irmen, A. and R. Klump (2009): “Factor Substitution, Income Distribution and Growth in a Generalized Neoclassical Model”, *German Economic Review*, 10, 464-479.
- Irmen, A. and A. Tabakovic (2020): “Factor Income Distribution and Endogenous Economic Growth: Piketty Meets Romer”, *Economic Inquiry*, 58, 1342-1361.
- Jones, C. (2015): “Pareto and Piketty: The Macroeconomics of Top Income and Wealth Inequality”, *Journal of Economic Perspectives*, 29, 29-46.
- Klump, R. and O. de La Grandville (2000): “Economic Growth and the Elasticity of Substitution: Two Theorems and Some Suggestions”, *American Economic Review*, 90, 282-291.
- Klump, R. and H. Preissler (2000): “CES Production Functions and Economic Growth”, *Scandinavian Journal of Economics*, 102, 41-56.
- Krugman, P. (2017): “Why We're in a New Gilded Age?”, In: Heather Boushey, J. Bradford Delong and Marshall Steinbaum (eds.), *After Piketty, The Agenda for Economics and Inequality*, Harvard University Press, 60-71.

- Lustig, N., L. Lopez-Calva and E. Ortiz-Juarez (2013): “Deconstructing the Decline in Inequality in Latin America”, *Tulane Economics Working Paper Series*, No. 1314.
- Mallick, D. (2012): “The Role of the Elasticity of Substitution in Economic Growth: A Cross-country Investigation”, *Labour Economics*, 19, 682–694.
- Mankiw, N. (2015): “Yes, $r > g$. So What?”, *American Economic Review: Papers and Proceedings*, 105, 43–47.
- Milanovic, B. (2014): “The Return of ‘Patrimonial Capitalism’: A Review of Thomas Piketty’s *Capital in the Twenty-First Century*”, *Journal of Economic Literature*, 52, 519–534.
- Milanovic, B. (2017): “Increasing Capital Income Share and Its Effect on Personal Income Inequality”, In: Heather Boushey, J. Bradford Delong and Marshall Steinbaum (eds.), *After Piketty, The Agenda for Economics and Inequality*, Harvard University Press, pp. 235–258.
- Miyagiwa, K. and C. Papageorgiou (2003): “Elasticity of Substitution and Growth: Normalized CES in the Diamond Model”, *Economic Theory*, 21, 155–165.
- Nielsen, E. (2017): “Human Capital and Wealth before and after *Capital in the Twenty-First Century*”, In: Heather Boushey, J. Bradford Delong and Marshall Steinbaum (eds.), *After Piketty, The Agenda for Economics and Inequality*, Harvard University Press, 150–169.
- Novokmet, F., T. Piketty and G. Zucman (2017): “From Soviets to Oligarchs: Inequality and Property in Russia, 1905–2016”, NBER Working Paper, No. 23712.
- Piketty, T. (2014): *Capital in the Twenty-first Century*, Cambridge, Belknap Press of the Harvard University Press.
- Piketty, T. (2015): “Putting Distribution Back at the Center of Economics: Reflections on ‘*Capital in the Twenty-First Century*’”, *Journal of Economic Perspectives*, 29, 67–88.
- Piketty, T. (2015b): “About *Capital in the Twenty-first Century*”, *American Economic Review: Papers and Proceedings*, 105, 48–53.
- Piketty, T. (2019): *Capital et Idéologie*, Paris: Seuil.
- Piketty, T. and G. Zucman (2014): “Capital is Back: Wealth-Income Ratios in Rich Countries 1700–2010”, *Quarterly Journal of Economics*, 129, 1255–1310.
- Piketty, T. and G. Zucman (2015): “Wealth and Inheritance in the Long Run”, In: A. Atkinson and F. Bourguignon (eds.), *Handbook of Income Distribution*, Vol. 2, 1303–1368.
- Piketty, T., Li Y. and G. Zucman (2019): “Capital Accumulation, Private Property and Rising Inequality in China, 1978–2015”, *American Economic Review*, 109, 2469–2496.
- Raval, D. (2017): “What’s Wrong with *Capital in the Twenty-First Century*’s Model?”, In: Heather Boushey, J. Bradford Delong and Marshall Steinbaum (eds.), *After Piketty, The Agenda for Economics and Inequality*, Harvard University Press, 75–98.
- Revankar, N. (1971): “A Class of Variable Elasticity of Substitution Production Functions”, *Econometrica*, 39, 61–71.
- Rognlie, M. (2015): “Deciphering the Fall and Rise in the Net Capital Share: Accumulation or Scarcity?”, *Brookings Papers on Economic Activity*, Spring, 1–54.
- Roine, J., J. Vlachos and D. Waldenström (2009): “The Long-run Determinants of Inequality: What Can We Learn from Top Income Data?”, *Journal of Public Economics*, 93, 974–988.
- Saez, E. and G. Zucman (2016): “Wealth Inequality in the United States since 1913: Evidence from Capitalized Income Tax Data”, *Quarterly Journal of Economics*, 131, 519–578.
- Schmelzing, P. (2020): “Eight Centuries of Global Real Interest Rates, $R-G$, and the ‘Suprasecular’ Decline, 1311–2018”, *Bank of England, Staff Working Paper*, No. 845.
- Solow, R. (1956): “A Contribution to the Theory of Economic Growth”, *Quarterly Journal of Economics*, 70, 65–94.
- Weil, D. (2015): “Capital and Wealth in the 21st Century”, *NBER Working Paper*, No. 20919.
- Yuhn, K. (1991): “Economic Growth, Technical Change Biases, and the Elasticity of Substitution: A Test of the De La Grandville Hypothesis”, *Review of Economics and Statistics*, 73, 340–346.

(责任编辑: 周莉萍)

附录 1 各国“财富”、“营业盈余”数据概况

国家/项目	样本时期(财富_WID/财富_BS)	财富_BS 数据来源	营业盈余来源及处理
澳大利亚	1991–2015/同左	Australian Bureau of Statistics	来源同左 “营业盈余”含“混和收入”
加拿大	1982–2015/1991–2015	Canada Statistics	来源同左 “混合收入”x30% 计入“营业盈余”
中国	1994–2015/无	—	国家统计局, Wind; 根据各地区收入法 GDP 计算
法国	1979–2015/1996–2015	INSEE	来源同左 “混合收入”x30% 计入“营业盈余”
德国	1992–2015/2000–2015	Statistisches Bundesamt	来源同左 “营业盈余”对应为“Entrepreneurial and property income”
意大利	1995–2014/无	—	OECD Statistics “营业盈余”含“混和收入”
日本	1994–2014/1994–2015	Cabinet Office	来源同左 “混合收入”x30% 计入“营业盈余”
韩国	1997–2014/无	—	OECD Statistics “营业盈余”含“混和收入”
西班牙	1996–2013/无	—	OECD Statistics “营业盈余”含“混和收入”
英国	1994–2014/同左	Office for National Statistics (ONS)	来源同左 “混合收入”x30% 计入“营业盈余”
美国	1961–2015/同左	Bureau of Economic Analysis (BEA)	同左

附录 2 其他指标数据概况

变量/来源	来源	附注
顶端 1%、10% 收入及财富份额	World Inequality Database (WID)	其中收入指税前收入(即 fiscal income); 见 Alvaredo et al. (2016)
GDP 增长率	World Bank, World Development Indicators	—
GDP 平减指数	同上	—
政府支出占 GDP 比重	同上	—
进出口贸易占 GDP 比重	同上	包含货物及服务贸易
私人部门信贷占 GDP 比重	同上	—
国内上市公司股票市值占 GDP 比重	同上	—
国内毛储蓄占 GDP 比重	同上	—
人口增长率	同上	—

续表		
变量/来源	来源	附注
人力资本指数	Penn World Table 9.0	见 Feenstra et al. (2015)
平均资本折旧率	同上	同上
TFP 增速指数	同上	同上; 2011 年为基期

附录 3 各国资本收益率估算

单位: %

国家	基于 WID 财富数据(r_wid)				基于国家资产负债表(r_bs)			
	平均值	最大值	最小值	标准差	平均值	最大值	最小值	标准差
澳大利亚	4.59	5.21 (1998)	3.87 (2008)	0.39	3.84	4.27 (1994)	3.23 (2015)	0.31
加拿大	5.85	8.26 (1985)	3.22 (2015)	1.19	4.05	5.50 (2005)	2.80 (1991)	0.69
中国	5.39	6.48 (2004)	4.46 (2001)	0.67	—	—	—	—
法国	4.09	5.61 (1989)	2.43 (2013)	1.07	3.12	4.76 (1998)	1.91 (2012)	1.03
德国	6.91	8.19 (2007)	6.13 (2002)	0.54	5.05	6.16 (2007)	4.45 (2002)	0.52
意大利	7.52	9.73 (1997)	5.51 (2012)	1.49	—	—	—	—
日本	3.78	4.64 (2013)	2.81 (1994)	0.58	3.05	3.73 (2007)	2.28 (1994)	0.43
韩国	5.31	6.47 (2000)	4.15 (2014)	0.81	—	—	—	—
西班牙	8.61	11.42 (1996)	6.31 (2009)	1.87	—	—	—	—
英国	5.43	8.08 (1996)	4.27 (2009)	1.15	5.93	8.25 (1996)	4.56 (2009)	1.23
美国	6.97	8.67 (1965)	4.92 (2008)	0.84	5.02	6.15 (1966)	3.95 (1982)	0.56
11 国全体	5.86	—	—	1.69	—	—	—	—

注: 1. 各国样本期不同, 详见附录 1。

2. 括弧内为极值出现年份。

mercantile credit mechanisms are insufficient , and payment defaults have become a long-standing problem and an acute bottleneck in the reproduction microcirculation of micro , small and medium-sized enterprises. To activate the mercantile credit mechanism and break the blockage of microcirculation , we need to make improvements in six aspects: changing mindset; improving the rule of law; using the activation of commercial acceptance bills as a breakthrough; establishing a trading market of commercial acceptance bill; upgrading financial statistics; and strengthening financial supervision.

Key Words: Domestic Circulation; New Development Paradigm; Commercial Credit; Commercial Acceptance Draft

JEL Classification: E51; F65; O11

China's Experience and Future Trend of Currency Form Evolution

HE Ping

(School of Finance , Renmin University of China , Beijing , 100872 , China)

Abstract: This article examines the evolution process , institutional characteristics and the laws of evolution of different money forms in Chinese history. It believes that the elements of value , the emphasis on functions , and the externalization of collateral eliminated in the evolution of monetary form must adapt to the corresponding social system and mechanism. The change of currency forms with technical progress cannot change the essence of money as a representative of commodity. Each new form of currency is born under a new social and economic conditions with technical support. China's experience in the evolution of money forms shows that the debut of 'digital currency' mainly serves as 'means of payment' under certain occasion. 'Digital currency' will improve the monetary ecology and enrich the existent forms of money , rather than completely replace them.

Key Words: Nature of Money; Function of Money; Form of Money

JEL Classification: E40; E42; E50

Return on Capital , Economic Growth and Divergence: A Debate with Data

LI Cheng

(Institute of Economics , Chinese Academy of Social Sciences , Beijing , 100836 , China)

Abstract: As the central claim in his chef d'œuvre *Capital in the Twenty-first Century* , Professor Thomas Piketty argues that the gap between the rate of return on capital (denoted by r) and the rate of economic growth (g) constitutes the 'main

force of divergence' among social groups. Nevertheless, besides some descriptive analyses, Piketty did not provide rigorous empirical testing, nor theoretical demonstration for his claim. To confront this alleged 'main force of divergence' with data and theory, the current paper first conducts econometric examinations using a panel of eleven major economies. The results show that after controlling other determinants of economic inequality, the 'r-g' gap is significantly negatively correlated with the top income/wealth shares in most model settings. This relationship also remains robust among different regression procedures aimed at dealing with endogeneity and other econometric concerns. Then, from a theoretical perspective, a tentative explanation for these findings is that the impact of 'r-g' on economic inequality also depends on the growth effect of capital-labor elasticity of substitution, a point to which Piketty and his coauthors did not pay much attention.

Key Words: Return on Capital; Economic Growth; Income/Wealth Distribution

JEL Classification: D30; E22; O40

Does Economic Policy Uncertainty Affect Large Shareholders' Equity Pledge Decision?

——From the Perspective of Financing Constraints and Mispricing

SHI Yongdong^[a] SONG Mingyong^[b]

(School of Applied Finance and Behavioral Science, Dongbei University of Finance and Economics, Dalian, 116025, China ^[a, b];

School of Finance, Dongbei University of Finance and Economics, Dalian, 116025, China ^[a, b])

Abstract: This paper takes China's A-share non-financial listed companies as the research object, and uses "China's economic policy uncertainty index" compiled by Baker et al. (2016) to explore the impact of economic policy uncertainty on majority shareholders' equity pledge decision-making and its mechanism. The empirical results show that the uncertainty of economic policy can improve the willingness and scale of equity pledge of major shareholders, and the above effect is more significant in non-state-owned enterprises and companies with short selling restrictions. Further, the impact mechanism test found that financing constraints and mispricing are two channels through which economic policy uncertainty affects the majority shareholder's equity pledge decision. In addition, the pledge of major shareholders' equity when the economic policy uncertainty is high will aggravate the systemic risk. This study not only provides new evidence for the microeconomic effect of economic policy uncertainty, but also explains the influencing factors of large shareholders' equity pledge at the macro level.

Key Words: Economic Policy Uncertainty; Equity Pledge; Financing Constraints; Mispricing; Systemic Risk

JEL Classification: G21; G32; E61