

收入不平等影响经济增长的双边效应

——机会不平等和努力不平等的不同作用*

石大千

内容提要:本文基于2003—2013年中国CGSS数据库,利用非参数方法将收入不平等分解为机会不平等和努力不平等,并运用双边随机前沿模型测算二者对经济增长的影响,在比较两者效应大小的基础上回答收入不平等与经济增长的关系问题。结论表明,机会不平等对经济增长产生负向作用,降低经济增长5.86%;努力不平等对经济增长具有正向作用,提高经济增长8.16%;因此,整体而言,收入不平等提高了经济增长2.3%,从而解释了中国经济“高增长、高不平等”并存的现象。时间趋势分析表明,机会不平等和努力不平等相互作用的净效应表现为先增强、后减弱的“倒U型”结构。地区分组结果表明,东中西部地区机会不平等和努力不平等的净效应呈现递增趋势。不平等分组结果发现,由于努力不平等对经济增长的正向作用超过了机会不平等的负向作用,努力水平的提高可以弱化机会不平等的负面影响,强化努力不平等刺激经济增长的作用。

关键词:收入不平等 机会不平等 努力不平等 经济增长

作者简介:石大千,武汉大学质量发展战略研究院博士后,430072。

中图分类号:F061.2 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2018)08-0035-15

一、引言

纵观中国经济发展的历程,可以明显观察到高增长与不平等并存的现象:一方面,改革开放近40年,中国经济保持高速增长,经济实力和综合国力显著增强,这一过程被形象地称为“中国奇迹”。另一方面,在“增长奇迹”背后是不断扩大的收入不平等现状。数据显示,开放之初,中国收入基尼系数为0.16,1998年突破0.4的国际警戒线,之后一直保持在0.4以上的高位,到2016年已然高达0.465,远超国际上贫富差距悬殊的标准值。在这一背景下,我们不禁要问,为什么在高不平等状态下中国经济仍能高速增长?收入不平等与经济增长之间到底是何关系?是不是有潜在的因素削弱了不平等对经济增长的负作用,从而使收入不平等与高增长同时存在?深入回答这一问题,对我们认识不平等与经济增长的关系不仅具有重要的理论意义,同时也能够在改善不平

* 基金项目:教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目“发达国家再工业化对中国制造业转型升级的影响及对策研究”(17JZD022)。

等状况的前提下,助力供给侧改革实现经济发展方式转变,为经济发展提供新动力,因此具有重要的现实意义。

收入不平等与经济增长之间的关系,一直是学术研究的热点和焦点,但两者到底具有何种关联,学术界却始终莫衷一是,没有达成一致结论。理论研究方面,部分学者认为收入不平等对经济增长会产生抑制作用。Todaro(1997)从收入影响消费的角度分析了收入不平等抑制经济增长的机制,认为由于收入不平等导致的资源损耗,社会总体投资水平和需求水平偏低,最终使经济增长受到抑制。Aghion等(1999)研究表明,低收入者受不平等影响,其个人资本投资能力受到抑制,从而对经济增长产生负面影响。Acemoglu和Robinson(2008)、Krugman(2012)认为收入不平等通过扭曲再分配以及增加政治寻租成本抑制了经济增长。另有部分研究认为收入不平等有助于经济增长。比如,Saint-Paul和Verdier(1993)研究发现,收入不平等提高了政府公共教育支出,从而促进了社会人力资本积累,因而也就能够促进经济增长。Bénabou(1996)从异质性个体模型角度分析了由收入不平等导致的人力资本互补性,并指出人力资本互补性有助于刺激经济增长。Galor和Tsiddon(1996)指出收入不平等提高了劳动力的流动性,且有助于高技能劳动力集聚于技术创新能力较强的部门,因而可以促进部门劳动生产率和技术进步率的提高,最终实现经济增长。

实证研究层面,大部分研究认为,收入不平等对经济增长具有负面影响(Galor和Zeira,1993;Aghion等,1998;Murphy等,1989;Alesina和Rodrik,1994;Bertola和Drazen,1993;Persson和Tabellini,1994;Perotti,1996;Alesina和Perotti,1996;Clarke,1995;Barro和Sala-I-Martin,1995;Benjamin等,2011;Woo,2011),也有研究认为收入不平等促进了经济增长(Galor和Tsiddon,1997;Forbes,2000;Castelló-Climent,2004),还有研究认为收入不平等与经济增长呈现非线性关系(Deininger和Squire,1998;Galor和Moav,2004),另有部分研究认为收入不平等与经济增长的关系取决于其他经济条件和不同的发展阶段(Davis和Hopkins,2011),更有甚者认为收入不平等对经济增长没有什么影响(Barro,2000)。

出现上述不一致的原因在于所选取的模型、变量、数据集以及不同经济政治体制差异,基于以上争论,有学者提出收入不平等与经济增长之间的“模糊关系”可能是由于“结构”问题所导致的(Easterly,2007)。这种“结构”特征在于收入不平等可以分解,能够体现收入获得的合理部分和不合理部分。正如Marrero和Rodríguez(2013)及雷欣等(2017)研究所表明,收入不平等可以分解为机会不平等和努力不平等,机会不平等阻碍了经济增长,而努力不平等促进了经济增长,从而收入不平等对经济增长的影响不再显著。基于这一考虑,我们不禁思考上述“结构”角度是否能够解释中国高增长与不平等并存的现象?国内文献对收入不平等与经济增长的关系进行了诸多研究,为本文解决上述疑惑提供了坚实的基础。张春安、唐杰(2004)认为收入不平等对经济增长具有短期正向作用,长期通过财富不平等抑制了经济增长。刘生龙(2007)基于跨国数据实证检验了收入不平等与经济增长负相关。陈工等(2011)认为收入不平等不利于人力资本积累,而人力资本积累弱化是收入不平等影响经济增长的主要因素。时磊、田艳芳(2017)从公共支出结构偏向角度解释了收入不平等长期抑制经济增长的机制。可以看出,国内文献均集中于研究收入不平等与经济增长的相关关系以及收入不平等抑制经济增长的作用机制,缺乏基于对这一主题的研究来解释中国高增长与不平等并存的现象。而Marrero和Rodríguez(2013)及雷欣等(2017)的研究,为我们进一步解释这一现象提供了基础。本文认为正是由于以往关于收入不平等与经济增长关系的研究忽视了收入不平等的结构性特点,从而使得两者关系不明朗。且这一结构性因素也为解释高增长与不

平等并存的现象提供了突破口。

本文的研究基于上述两篇文章的思路,利用双边随机前沿模型,进一步对收入不平等与经济增长的关系进行检验。通过测算机会不平等(负效应)与努力不平等(正效应)对经济增长的影响效应,识别两者孰大孰小,以判断收入不平等到底促进还是抑制了经济增长。如果机会不平等的负效应超过努力不平等的正效应,则收入不平等表现为抑制经济增长,反之则促进经济增长。可以说,通过度量收入不平等分解后的具体效应,本文为收入不平等与经济增长的关系研究提供了有价值的补充。更进一步,由于机会不平等和努力不平等的不同作用,如果本文能证实努力不平等的正向作用超过机会不平等的负向作用,且努力不平等可以弱化机会不平等的负面影响,强化努力不平等的正向作用,那么这一结论将具有直接的政策含义:微观而言,个体可以通过提高努力程度克服机会劣势造成的不利影响,从而实现个体阶层流动以及改变命运。宏观而言,无数背景劣势的社会个体通过努力可以削弱机会不平等对经济增长造成的不利影响。这是从宏观解释努力对经济增长的作用。

本文可能的边际贡献在于:(1)收入不平等分解方法与数据。分解方法上,不同于雷欣等(2017)基于参数方法分解收入不平等,本文利用不需要设定模型形式的非参数方法分解收入不平等。分解所利用的数据上,虽然本文收入不平等分解方法与 Marrero 和 Rodríguez(2013)相同,但是本文基于大样本数据库,且分组分解变量相比于 Marrero 和 Rodríguez(2013)更全面。^①(2)研究方法。现有研究通常基于面板数据模型分别考察机会不平等和努力不平等对经济增长的影响(Marrero 和 Rodríguez,2013;雷欣等,2017),割裂了二者对经济增长的综合影响,无法对二者的综合影响进行定量估计(许明,2016)。而利用双边随机前沿模型进行估计,不仅能够将机会不平等和努力不平等置于同一理论框架下估算各自影响经济增长的程度,还能定量评估二者对经济增长的综合效应(任曙明、吕镛,2014;许明,2016)。(3)研究视角与结论。Marrero 和 Rodríguez(2013)及雷欣等(2017)分解收入不平等后认为收入不平等与经济增长关系不显著,究其原因在于他们并不能比较机会不平等和努力不平等效应的大小,这是本文基于机会不平等和努力不平等两分法视角与前期文献的不同之处。研究结论方面,本文基于双边随机前沿方法能够比较机会不平等和努力不平等两者效应大小,研究发现,努力不平等的正效应超过了机会不平等的负效应,从而收入不平等反而促进了经济增长,也就解释了中国“高增长、高不平等”之谜。

二、研究方法

(一)机会不平等和努力不平等的度量模型

“机会不平等”的概念最初由 Roemer 引入到规范的经济学分析框架中,其后 Roemer(1998,2002,2006)以及 Ferreira 和 Gignoux(2011)对机会不平等进行了详尽的理论分析,本节在以上理论分析的基础上,对收入不平等进行分解以识别机会不平等和努力不平等。

首先将有限的 N 个离散个体标记为 $i, i \in \{1, \dots, N\}$ 。根据机会不平等的相关文献,假设个人收入是努力水平的函数;同时假设个体面临一组环境变量 C_i ,则有 $y_i = f(C_i, e_i)$ 。因此,我们可

^① Marrero 和 Rodríguez(2013)使用美国收入动态追踪研究(Panel Study of Income Dynamics, PSID)数据,根据父亲教育和种族环境两因素将个体分为 $8(4 \times 2)$ 种类型,测算了 26 个州 3 年共 78 个样本量的机会不平等值。

以使用三个维度对个体 i 进行刻画,一是个人“优势”(Advantage),用 y 表示,指个人所获得的收入水平;二是个人“环境”(Circumstances),用 C 表示,指一系列不随个体主观意志变化且会影响个体机会获得的变量,考虑到数据指标的可获得性,在本文中为父辈职业、父辈教育、城乡(户口)背景和家庭经济背景;三是个人“努力”(Effort),用 e 表示,主要指能够由个体主观控制的变量。其中,个体的努力水平被视为一个连续变量,而对每个个体, C_i 是由有限的 J 个元素构成的向量,而每个元素都会有一种特定的环境条件与之对应。在此我们假设环境变量是外生的,主要原因在于个体的机会获得无法影响环境,而环境条件却可以影响个体的努力水平,因而是一种单向影响的关系。

将人群整体划分成一系列相互排斥的“类型”(Type)是度量机会不平等的方法,这些“类型”记做 $\Pi = \{T_1, \dots, T_M\}$ 。对于任意第 m 类人群,该类人群属于同一类型,至少是从面临的环境条件意义上而言,因而他们处于同一环境条件之中。我们进一步假设第 m 类人群中的所有个体的相对努力水平分布在 $[0, 1]$ 上。令 $\pi \in [0, 1]$,则在 π 分位数上的个体的努力水平为 $e^m(\pi)$ 。于是,给定第 m 类人群,我们能够将在分位数上的个体获得的收入水平定义为 $u^m(\pi) = y^m[e^m(\pi)]$ 。现在将所有个体的收入水平划分为 M 组,表示为 $u = (u^1, \dots, u^M)$;用 μ^m 表示第 m 类人群的收入水平,则向量 $\bar{u} = \{\mu_i^m\}$ 表示一个收入水平的 N 维平滑分布(Smoothed Distribution)。本文使用的度量方法为“事先”法,将处于相同环境的个体分为一类,从而识别不同环境个体间的收入不平等为机会不平等,相同环境个体间的收入不平等为努力不平等。

本文的目的是将总体收入不平等分解为机会不平等(Inequality of Opportunity, IO)和努力不平等(Inequality of Effort, IE)两部分。根据 Ferreira 和 Gignoux(2011)关于机会不平等的定义,我们定义 $IO = I(u)$,其中 I 为不平等指数。通过这种方式,再根据不同组别人群面临的环境差异,我们就能将总体收入不平等分解开来:不同组别之间的收入不平等就是机会不平等项(IO项),同一组别之内的不平等就是努力不平等项(IE项)。为了实现分解组内和组间不平等这一目的,在所有分解不平等指标方法中仅有广义熵指数能够满足这一要求,它能够目标分解为组间不平等和组内不平等两种构成(Bourguignon, 1979; Shorrocks, 1980)。在本文的分析中我们采用广义熵指数中的泰尔指数,以计算对数均值偏差分解不平等,其公式为:

$$Theil = \sum_{j=1}^J \left(\frac{A_j}{A}\right) T_j + \sum_{j=1}^J \left(\frac{A_j}{A}\right) \ln \frac{A_j/A}{P_j/P} \quad (1)$$

J 为用于分解的不同组的数量, A 为总人口,用这一指标代替原泰尔指数中的 $\sum_{i=1}^N P_i n_i$,其中, P_i 为处于收入水平 i 上的个体数量, n_i 为处于该收入水平所对应的人口数。 A_j/A 为群体 j 人口数 (A_j) 占总人口数 (A) 的份额,这一比值可以被解释为群体 j 所占的人口份额。与此类似, P_j/P 为群体 j 所占的人口份额。 T_j 为群体 j 的收入泰尔指数,由前面公式计算得出。从公式我们可以得出,第一项代表组内泰尔指数,即为由于群体内部的差异导致的不平等;第二项为组间泰尔指数,为不同群体之间的不平等指数。为实现本研究目的,我们需要分解不同环境条件下人群的收入不平等问题。因此,根据实际环境条件的不同,只需将代数式中按收入水平划分的人口份额,替换成按环境变量划分的人口份额(Marrero 和 Rodríguez, 2013)。一般而言,泰尔指数越小,则环境变量的差异越小。如果收入水平的份额与人口份额相等,则对数中的真数(即份额比)为 1,则对数值为 0,泰尔指数也就为 0,表明环境变量(如地区)之间没有任何差异。如果份额比大于 1,相应的对数值大于 0;如果份额比小于 1,相应的对数值小于 0。因为收入水平的份额相对小于份额比的对数才为负值,这样就给负值一个相对小的权数,给正值一个

相对大的权数,从而保证了泰尔指数大于等于 0。通过用环境变量替代计算出泰尔指数后,就可以分解收入不平等,公式为:

$$Theil(u) = Theil(\bar{u}) + \sum_{m=1}^M p_m Theil(u^m) \quad (2)$$

其中,右边第一项是组间不平等部分,即 IO 项,是指不同群体之间的收入不平等,即机会不平等。第二项表示组内不平等部分,即 IE 项,是指在第 m 类人群内部的个体收入不平等,即努力不平等。 p_m 表示权重,即第 m 类人群在人群整体中的比例。至此我们将个体收入不平等分解为机会不平等和努力不平等两部分,从而为深入理解收入不平等与经济增长的关系提供了基础。

(二) 双边随机前沿模型设定

根据 Marrero 和 Rodriguez (2013) 及雷欣等 (2017), 收入不平等对经济增长影响的分解公式为:

$$growth_{it} = i(x_{it}) + \omega_{it} - u_{it} + \varepsilon_{it} = i(x_{it}) + \xi_{it} = x_{it}'\delta + \xi_{it} \quad (3)$$

其中, x_{it} 为影响经济增长的一些变量,包括就业率、人力资本、技术创新、对外开放、城市化、财政支出、政府消费率和投资率。 δ 为参数估计向量, $i(x_{it})$ 为前沿经济增长水平,即在影响经济增长的变量既定时,完全竞争市场条件下的经济增长水平。 $i(x_{it}) = \lambda x_{it}$, λ 为特征变量估计参数。复合残差项 $\xi_{it} = \omega_{it} - u_{it} + \varepsilon_{it}$, ε_{it} 为随机误差项,反映不可观测因素导致的经济增长水平对前沿经济增长的偏离。 ω_{it} 用来描述努力不平等对经济增长的正向效应,且 $\omega_{it} \geq 0$; u_{it} 用来描述机会不平等对经济增长的负向效应,且 $u_{it} \geq 0$ 。当 $\omega_{it} = 0$ 时,只受机会不平等影响;当 $u_{it} = 0$ 时,只受努力不平等影响。当上述两种情况出现任意一种时,模型为单边随机前沿模型;当二者同时为 0 时,模型为一般 OLS 模型。由于复合残差项 ξ_{it} 可能并不为 0,这将导致 OLS 模型是有偏估计。由 (3) 式可知,实际经济增长水平的最终实现是机会不平等和努力不平等双边作用的结果:努力不平等对经济增长水平的正向效应使其高于前沿经济增长水平,而机会不平等的负向效应会使实际经济增长水平低于前沿经济增长水平。通过计算二者共同影响的净效应可以衡量实际经济增长水平的偏离程度。在 OLS 估计有偏的情况下,使用极大似然估计方法可以得到有效的估计结果。为此,我们需要对残差分布做以下假设:随机误差项 ε_{it} 服从正态分布,即 $\varepsilon_{it} \sim iidN(0, \sigma_\varepsilon^2)$, ω_{it} 和 u_{it} 均服从指数分布,即 $\omega_{it} \sim iidEXP(\sigma_\omega, \sigma_\omega^2)$, $u_{it} \sim iidEXP(\sigma_u, \sigma_u^2)$ 。且误差项之间彼此独立,与 x_{it} 不相关。在以上分布假设的基础上,可以进一步推导出符合残差项 ξ_{it} 的概率密度函数:

$$f(\xi_{it}) = \frac{\exp(\alpha_{it})}{\sigma_u + \sigma_\omega} \Phi(\gamma_{it}) + \frac{\exp(\beta_{it})}{\sigma_u + \sigma_\omega} \int_{-\eta_{it}}^{\infty} \phi(x) dx = \frac{\exp(\alpha_{it})}{\sigma_u + \sigma_\omega} \Phi(\gamma_{it}) + \frac{\exp(\beta_{it})}{\sigma_u + \sigma_\omega} \phi(\eta_{it}) \quad (4)$$

其中, $\Phi(\cdot)$ 和 $\phi(\cdot)$ 分别为标准正态分布的累计分布函数和概率密度函数,其他参数设定如下:

$$\alpha_{it} = \frac{\sigma_v^2}{2\sigma_\omega^2} + \frac{\xi_{it}}{\sigma_\omega} \quad \beta_{it} = \frac{\sigma_v^2}{2\sigma_u^2} - \frac{\xi_{it}}{\sigma_u} \quad \gamma_{it} = -\frac{\xi_{it}}{\sigma_v} - \frac{\sigma_v}{\sigma_u} \quad \eta_{it} = \frac{\xi_{it}}{\sigma_v} - \frac{\sigma_v}{\sigma_u} \quad (5)$$

基于以上参数估计,在 n 个观测值样本中,估计极大似然函数可以表达为:

$$\ln L(X; \pi) = -n \ln(\sigma_\omega + \sigma_u) + \sum_{i=1}^n \ln[e^{\alpha_{ii}} \Phi(\gamma_{ii}) + e^{\beta_{ii}} \Phi(\eta_{ii})] \quad (6)$$

其中, $\pi = [\beta, \sigma_v, \sigma_\omega, \sigma_u]$ 。进一步最大化似然函数(6), 最终得出极大似然估计的所有参数值。此外, 还需估计出 ω_{ii} 和 u_{ii} , 因此, 进一步推导两者的条件密度函数:

$$f(\omega_{ii} | \xi_{ii}) = \frac{(1/\sigma_u + 1/\sigma_\omega) \exp[-(1/\sigma_u + 1/\sigma_\omega) \omega_{ii}] \Phi(\omega_{ii}/\sigma_v + \eta_{ii})}{\exp(\beta_{ii} - \alpha_{ii}) [\Phi(\eta_{ii}) + \exp(\alpha_{ii} - \beta_{ii}) \Phi(\gamma_{ii})]} \quad (7)$$

$$f(u_{ii} | \xi_{ii}) = \frac{(1/\sigma_u + 1/\sigma_\omega) \exp[-(1/\sigma_u + 1/\sigma_\omega) u_{ii}] \Phi(u_{ii}/\sigma_v + \eta_{ii})}{\Phi(\eta_{ii}) + \exp(\alpha_{ii} - \beta_{ii}) \Phi(\gamma_{ii})} \quad (8)$$

基于(7)式和(8)式, 可以估计出 ω_{ii} 和 u_{ii} 的条件期望:

$$E(\omega_{ii} | \xi_{ii}) = \frac{1}{(1/\sigma_u + 1/\sigma_\omega)} + \frac{\sigma_v [\Phi(-\eta_{ii}) + \eta_{ii} \Phi(\eta_{ii})]}{\exp(\beta_{ii} - \alpha_{ii}) [\Phi(\eta_{ii}) + \exp(\alpha_{ii} - \beta_{ii}) \Phi(\gamma_{ii})]} \quad (9)$$

$$E(u_{ii} | \xi_{ii}) = \frac{1}{(1/\sigma_u + 1/\sigma_\omega)} + \frac{\exp(\alpha_{ii} - \beta_{ii}) \sigma_v [\Phi(-\gamma_{ii}) + \eta_{ii} \Phi(\gamma_{ii})]}{\Phi(\eta_{ii}) + \exp(\alpha_{ii} - \beta_{ii}) \Phi(\gamma_{ii})} \quad (10)$$

利用(9)式和(10)式可以估计面临努力不平等和机会不平等的环境下经济增长水平偏离前沿经济增长水平的绝对程度。为了方便比较, 需要进一步将绝对程度值转换为努力不平等的正向效应和机会不平等的负向效应高于或者低于前沿水平的百分比, 具体转换公式如下:

$$E(1 - e^{-\omega_{ii}} | \xi_{ii}) = 1 - \frac{(1/\sigma_u + 1/\sigma_\omega) [\Phi(\gamma_{ii}) + \exp(\beta_{ii} - \alpha_{ii}) \exp(\sigma_v^2/2 - \sigma_v \eta_{ii}) \Phi(\eta_{ii} - \sigma_v)]}{[1 + (1/\sigma_u + 1/\sigma_\omega)] \exp(\beta_{ii} - \alpha_{ii}) [\Phi(\eta_{ii}) + \exp(\alpha_{ii} - \beta_{ii}) \Phi(\gamma_{ii})]} \quad (11)$$

$$E(1 - e^{-u_{ii}} | \xi_{ii}) = 1 - \frac{(1/\sigma_u + 1/\sigma_\omega) [\Phi(\eta_{ii}) + \exp(\alpha_{ii} - \beta_{ii}) \exp(\sigma_v^2/2 - \sigma_v \gamma_{ii}) \Phi(\gamma_{ii} - \sigma_v)]}{[1 + (1/\sigma_u + 1/\sigma_\omega)] [\Phi(\eta_{ii}) + \exp(\alpha_{ii} - \beta_{ii}) \Phi(\gamma_{ii})]} \quad (12)$$

进一步, 基于(11)式和(12)式推导出努力不平等和机会不平等对经济增长影响的净效应:

$$NE = E(1 - e^{-\omega_{ii}} | \xi_{ii}) - E(1 - e^{-u_{ii}} | \xi_{ii}) = E(e^{-u_{ii}} - e^{-\omega_{ii}} | \xi_{ii}) \quad (13)$$

三、计量模型、变量与数据说明

(一) 计量实证模型

根据双边随机前沿模型, 本文利用一些影响经济增长的变量分析前沿经济增长水平, 借鉴前期关于经济增长的研究, 设定回归模型^①如下:

^① 本文模型不可避免内生性问题, 对于此, 作者借鉴任曙明、吕镛(2014)对双边随机前沿模型内生性的处理方法, 控制了可能影响经济增长的省份特征变量, 同时控制了时间效应和地区效应, 尽可能缓解内生性带来的估计偏误。进一步地, 为保证估计结果的稳健性, 作者继续参考任曙明、吕镛(2014)的研究对样本进行分组研究, 具体按地区、经济发展水平、机会不平等、努力不平等、收入不平等进行分组, 以检验估计结果的稳健性, 尽量降低模型的内生性问题。作者感谢匿名审稿人提出的建设性建议和意见。

$$\begin{aligned}
 growth_{it} = & \alpha_0 + \alpha_1 emp_{it} + \alpha_2 hc_{it} + \alpha_3 inno_{it} + \alpha_4 open_{it} + \alpha_5 urb_{it} + \alpha_6 fis_{it} \\
 & + \alpha_7 gc_{it} + \alpha_8 inv_{it} + \sum year + \sum area + \omega_{it} - u_{it} + \varepsilon_{it}
 \end{aligned}
 \tag{14}$$

其中, $growth$ 为经济增长, emp 为就业率, hc 为人力资本, $inno$ 为技术创新水平, $open$ 为对外开放水平, urb 为城市化水平, fis 为政府财政支出, gc 为政府消费率, inv 为投资率。考虑到不可观测因素对经济增长的影响, 我们控制了时间固定效应 $\sum year$ 和地区固定效应 $\sum area$ 。 ω 为努力不平等对经济增长的正效应, u 为机会不平等对经济增长的负效应, ε 为随机误差项, i, t 分别表示省份和年份。

(二) 收入不平等分解变量与数据

本文所使用的数据为中国综合社会调查数据库 (CGSS)。计算过程中由于样本缺失, 我们删除了海南、西藏、青海、宁夏四个省份, 共得到中国 27 个省份 2003、2005、2006、2008、2010—2013 年共 8 年的面板数据。再删除各年环境变量中的缺失项, 分别得到样本量 3519、2655、4663、1760、7075、3388、6590 和 6555 个,^①在此基础上形成省级面板数据。由于 CGSS 报告的是上一年的信息, 因此实际样本年份为 2002、2004、2005、2007、2009—2012 年。个体“优势”变量为个人年收入。考虑到环境变量的可得性, 我们设定了 4 个环境变量: 父辈职业、父辈教育、城乡背景和家庭经济背景。其中, 父辈职业为个体 14 岁时父亲或母亲的职业, 根据职业分类分为三大类, 分别为白领 (包括党政干部、企业管理人员、专业技术人员、企业主、普通文职人员)、蓝领 (包括商业和服务业工人、制造业工人、个体工商户和自雇佣者)、农民。父辈教育分为四类, 分别为未接受过教育、义务教育、高中、大专及以上。城乡背景按户口类型分为两组, 定义城镇户口为城市, 农村户口为农村。家庭经济背景根据样本中家庭全年收入均值分为高收入组和低收入组, 高于收入均值为高收入组, 否则为低收入组。通过这 4 个环境变量, 我们将个体分为 48 个组别。每个组别内部环境相同, 收入不平等的差异来自努力不平等; 不同组别之间环境存在差异, 收入不平等差异在于机会不平等。根据前文的理论分解模型, 我们可以得到各省份 2002—2012 年的机会不平等和努力不平等指数。^②

(三) 双边随机前沿模型变量与数据

因变量: 经济增长用实际人均 GDP 的对数衡量, 实际人均 GDP 以 2002 年 GDP 指数平减。

解释变量: 就业率用劳动力就业人数与总人口数的比重表示, 人力资本以人均受教育年限度量, 技术创新用发明专利授权数表示, 对外开放以进出口总额占 GDP 的比重衡量, 财政支出用政府财政支出占 GDP 的比重度量, 政府消费率以政府消费除以 GDP 表示, 投资率用固定资产投资占 GDP 的比重衡量。

以上所有数据均取对数处理, 由于机会不平等和努力不平的指数分解是基于微观数据而得, 该数据为不连续年份数据, 因此以上所有宏观数据样本期间均与收入不平等分解指标数据年份保持一致, 分别为 2002、2004、2005、2007、2009—2012 年。上述数据均来自相应年份《中国统计年鉴》, 表 1 为变量的描述性统计。

① 本文机会不平等和努力不平等指数是基于该微观数据样本, 分别到每个省份、每一年度, 形成一个省级不平等指数, 最终形成 216 年非连续省级面板数据。

② 具体测算结果从略, 如有需要可向作者索取。

表 1 变量的描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
经济增长	216	9.9647	0.7199	8.0886	11.4422
就业率	216	3.9944	0.1363	3.6062	4.2521
人力资本	216	2.1609	0.1419	1.8114	2.4712
技术创新	216	0.4719	0.5424	0.0176	2.9543
对外开放	216	2.9846	1.0319	1.3945	5.1806
城市化	216	3.8539	0.2992	3.2215	4.4920
财政支出	216	2.8192	0.3643	2.0384	3.6943
政府消费率	216	2.6344	0.2270	2.1586	3.2271
投资率	216	3.9678	0.3208	3.2331	4.5630
机会不平等	216	2.9615	0.5655	0.7514	4.5592
努力不平等	216	2.9577	0.5000	0.0000	3.6182

四、实证分析

(一) 双边随机前沿模型估计

1. 经济增长影响因素分析。本文首先对计量模型(14)进行估计,结果如表2所示。在表2中,第二列为最小二乘法估计结果,第三列至第八列为逐步加入时间和地区固定效应,并采用估计双边随机前沿的极大似然估计法估计结果。第三列只控制影响经济增长的变量,不控制时间和地区固定效应,第四列控制时间固定效应,第五列同时控制时间固定效应和地区固定效应,第六列在上述基础上加入机会不平等变量,以识别机会不平等对经济增长的负效应,第七列加入努力不平等变量,以识别努力不平等对经济增长的正效应,最后一列同时加入机会不平等和努力不平等以识别收入不平等对经济增长的正负效应。回归结果表明,所设定的模型具有显著差异,通过比较对数似然函数值和极大似然比值,本文采用模型6进行后续方差分解和相应统计分析。

2. 方差分解^①:机会不平等负效应和努力不平等正效应的测算。根据表2模型6的回归结果,本文分解测算出机会不平等和努力不平等对经济增长的正、负效应,结果如表3。机会不平等对经济增长的负效应估计结果为0.0626,努力不平等对经济增长的正效应估计系数为0.0895,这使得 $E(\omega - u) = \sigma_{\omega} - \sigma_u = 0.0269$ 。综合效应表明,收入不平等分解后,机会不平等对经济增长的负效应小于努力不平等对经济增长的正效应,总体而言,由于努力不平等起主导作用,收入不平等并没有抑制经济增长,从而经济增长水平仍然高于前沿经济增长水平,部分解释了中国经济能够长期保持高速增长的原因。从影响比重来看,前沿经济增长水平未能解释的总方差比重为1.31%,而

^① 表3的方差分解是收入不平等(机会不平等和努力不平等)的效应分解,不是收入不平等的分解(与第二部分相区别)。收入不平等分解已经在文章第二部分的研究方法中完成,然后基于双边随机前沿模型,将分解后的收入不平等分别放入影响经济增长不同效应的残差项 u 和 w 中。因此,表3的结果并不是将回归结果代入公式(11)和(12),而是基于一种方差分解方法分解机会不平等和努力不平等的不同效应的方法。

机会不平等的负效应和努力不平等的正效应解释了经济增长总方差的 91.23%，可见收入不平等对经济增长具有重要影响。其中，机会不平等的负效应占比为 32.82%，而努力不平等的正效应占比高达 67.18%。方差分解结果表明，中国经济增长受努力不平等的正向影响超过了机会不平等的负向影响，努力不平等的正效应占主导地位，导致实际经济增长水平相对正向偏离前沿经济增长水平，从而收入不平等并没有抑制经济增长。

表 2 双边随机前沿模型基本估计结果

	OLS	M1	M2	M3	M4	M5	M6
就业率	0.001 (0.009)	0.404*** (2.677)	-0.027 (-0.329)	-0.119*** (-246.005)	-0.109 (-1.579)	-0.131*** (-360.253)	-0.119* (-1.731)
人力资本	0.748*** (4.772)	0.592*** (3.411)	0.681*** (4.133)	0.770*** (831.824)	0.783*** (6.106)	0.772*** (286.069)	0.790*** (6.297)
技术创新	0.029 (0.851)	0.430*** (6.986)	0.099*** (2.783)	0.140*** (998.901)	0.157*** (5.070)	0.140*** (949.705)	0.158*** (5.404)
对外开放	0.014 (0.687)	0.062 (1.498)	0.127*** (7.326)	0.054*** (274.674)	0.068*** (3.867)	0.059*** (166.623)	0.069*** (4.020)
城市化	1.195*** (15.369)	1.166*** (6.153)	0.878*** (10.027)	0.910*** (1680.624)	0.846*** (10.772)	0.902*** (922.448)	0.847*** (11.045)
财政支出	-0.420*** (-8.589)	-0.226*** (-3.102)	-0.442*** (-10.413)	-0.423*** (-1.8e+03)	-0.413*** (-9.549)	-0.428*** (-1.8e+03)	-0.411*** (-9.077)
政府消费率	0.193*** (4.062)	-0.014 (-0.137)	0.188*** (3.904)	0.235*** (897.140)	0.200*** (4.957)	0.239*** (686.911)	0.205*** (4.355)
投资率	0.153*** (2.979)	0.861*** (10.619)	0.277*** (5.525)	0.249*** (660.475)	0.261*** (6.187)	0.257*** (602.607)	0.260*** (6.105)
时间效应	YES	NO	YES	YES	YES	YES	YES
地区效应	YES	NO	NO	YES	YES	YES	YES
负效应							
机会不平等					-0.729** (-2.471)		-0.622 (-1.453)
正效应							
努力不平等						0.304 (1.590)	0.247 (1.094)
样本量	216.000	216.000	216.000	216.000	216.000	216.000	216.000
对数似然值		163.420	147.030	169.911	174.503	171.096	175.141
调整 R ²	0.973						
似然比			283.183	328.946	338.128	331.315	339.405

注：括号内为 t 检验值，*、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。

表 3 方差分解:机会不平等负效应和努力不平等正效应

	变量含义	符号	测度系数
收入不平等的经济增长效应	随机误差项	σ_v	0.0339
	机会不平等负效应	σ_u	0.0626
	努力不平等正效应	σ_ω	0.0895
方差分解	随机项总方差	$\sigma_v^2 + \sigma_u^2 + \sigma_\omega^2$	0.0131
	总方差中正效应和负效应共同影响比重	$\sigma_u^2 + \sigma_\omega^2 / \sigma_v^2 + \sigma_u^2 + \sigma_\omega^2$	0.9123
	努力不平等正效应比重	$\sigma_\omega^2 / \sigma_u^2 + \sigma_\omega^2$	0.6718
	机会不平等负效应比重	$\sigma_u^2 / \sigma_u^2 + \sigma_\omega^2$	0.3282

3. 机会不平等的负效应和努力不平等的正效应对经济增长的影响程度。为计算努力不平等的正效应和机会不平等的负效应使经济增长水平偏离前沿经济增长水平的程度,本文基于式(11)~式(13)进行估计,分别表示努力不平等的正效应和机会不平等的负效应使经济增长水平偏离前沿增长水平的百分比,并进一步计算努力不平等的正效应和机会不平等的负效应两者最终的净效应。表4的估计结果表明,平均而言,努力不平等的正效应使实际经济增长水平高于前沿经济增长水平8.16%,而机会不平等的负效应使实际经济增长水平降低5.86%,两者相互作用最终使实际经济增长水平高于前沿经济增长水平2.3%。这说明,由于努力不平等的正效应和机会不平等的负效应大小不同,如果前沿经济增长水平为100,最终获得的实际经济增长水平为102.3。根据本文样本数据计算,实际平均经济增长水平为9.9647,而前沿经济增长水平为9.7407,相比提高了0.2243。

表 4 机会不平等和努力不平等对经济增长影响的效应估计(%)

变量	均值	标准差	Q1	Q2	Q3
努力不平等正效应	8.16	6.98	3.91	5.54	9.22
机会不平等负效应	5.86	4.93	3.33	4.06	5.81
净效应	2.3	9.69	-2.14	1.96	6.1

表4的第4列至第6列详细报告了努力不平等的正效应和机会不平等的负效应及二者净效应的分布状况。具体而言,在第一四分位(Q1),努力不平等的正效应和机会不平等的负效应共同作用使1/4的省份实际经济增长水平下降了2.14%。对于这些省份而言,机会不平等负效应超过了努力不平等的正效应,从而收入不平等抑制了经济增长。这些省份一般属于自然资源禀赋较弱或者地理位置偏远的地区,且教育资源投入薄弱,人力资本积累不高,从而导致经济增长水平低下,远落后于教育人力资本较高、经济发展水平发达的地区。因而,受限于地区发展条件,这些弱势地区群体不可避免面临较大的机会不平等,且努力程度的提高也并不能弥补机会不平等造成的鸿沟,从而导致总体收入不平等对经济增长的影响主要由机会不平等的负效应决定,抑制了经济增长。在第二四分位(Q2)和第三四分位(Q3),努力不平等的正效应和机会不平等的负效应共同作用均提高了实际经济增长水平,且第三分位净效应高出第二分位4.14%。相比于第一分位地区,这些地区经济发展条件较好,因而努力不平等的正效应抵消了机会不平等的负效应,从而收入不

平等并没有抑制经济增长。

为直观呈现努力不平等的正效应和机会不平等的负效应及净效应的具体分布情况,本文给出了三者的频数分布图。

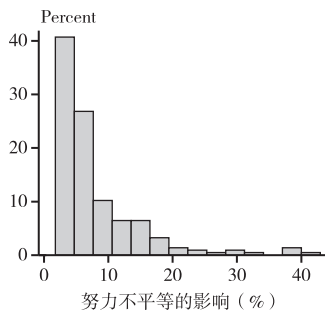


图 1 努力不平等正效应分布

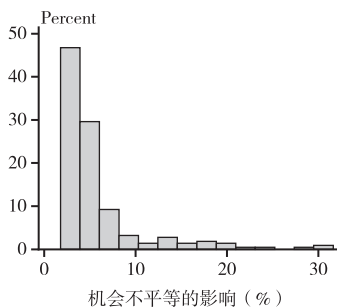


图 2 机会不平等负效应分布

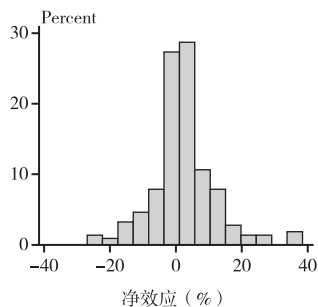


图 3 收入不平等净效应分布

图 1 和图 2 表明,无论努力不平等的正效应还是机会不平等的负效应,都表现出向右拖尾的分布特征,这说明少数省份的经济增长对收入不平等的变动较敏感。图形表明,受努力不平等正效应的影响,经济增长水平在 45% 的位置仍有拖尾现象,而机会不平等负效应的影响在 30% 的位置就消失了。这说明,努力不平等的正效应对经济增长的影响作用更大。图 3 表明,努力不平等的正效应和机会不平等的负效应相互作用的净效应显著大于 0,不到 30% 省份机会不平等的负效应占主要地位,而这些省份一般都是教育人力资本水平较低或者发展能力较弱。也就是说,超过 70% 省份的经济增长水平高于前沿经济增长水平。图 1 ~ 图 3 表明,努力不平等对经济增长具有较强的正向影响。

(二)努力不平等的正效应和机会不平等的负效应的时间特征

为进一步考察估计结果的稳健性,本文从年度特征对努力不平等和机会不平等的净效应进行估计。表 5 为努力不平等和机会不平等净效应的时间分布趋势,结果表明,努力不平等的正效应和机会不平等的负效应相互作用的净效应在样本年份内均为正值,净效应大小在 0.45% 到 4.5% 之间。也就是说,样本期内,努力不平等的正效应超过了机会不平等的负效应,收入不平等对经济增长产生了持续正向刺激作用。平均而言,努力不平等的正效应超过机会不平等的负效应使得经济增长偏离前沿经济增长水平 2.3%。从净效应的变化趋势来看,净效应逐渐上升,促进经济增长的作用不断增强,随后净效应下降,促进经济增长的作用趋弱,呈现“倒 U 型”结构。对这两点结论,本文认为,一方面,由于改革开放之后,改变了过去计划经济体制平均主义的发展模式,鼓励经济主体依靠自身能动性获取经济利益,极大激发了经济主体加大投入人力资本、进行资本积累的积极性,因而努力工作的热情极高,从而经济增长的微观动力较强,经济效率也随之提升。与此同时,改革开放前看重家庭背景因素,论资排辈等现象造成的机会不平等程度,也随着改革开放后市场经济发展逐步得到缓解,机会不平等对个体人力资本积累造成的负面影响趋弱,从而对经济增长和效率的抑制作用也不断减弱。因而,随着努力不平等促进经济增长的作用增强,机会不平等抑制经济增长的作用趋弱,两种力量结合,最终努力不平等刺激经济增长的作用占主导地位,从而出现中国经济保持高增长和不平等同时存在的现象。另一方面,随着市场机制不断完善成熟,由于努力不平等造成的收入差距逐渐被大部分经济主体视为正常,努力不平等对经济主体的

激励和调节作用逐渐弱化(雷欣等,2017),因而,努力不平等和机会不平等的净效应呈现“倒U型”趋势。

表5 努力不平等与机会不平等对经济增长影响净效应的年度分布特征(%)

年份	均值	标准差	Q1	Q2	Q3
2002	0.65	10.25	-3.84	0.36	5.45
2004	0.48	10.55	-5.43	1.25	4.36
2005	2.73	8.51	-2.12	1.79	6.14
2007	2.5	8.22	-3.11	1.64	6.54
2009	3.71	9.49	-3.77	3.3	9.1
2010	4.33	9.24	-1.57	1.35	9.72
2011	2.14	10.43	-1.93	2.5	4.61
2012	1.88	11.09	-2.41	2.43	3.69

(三)机会不平等和努力不平等净效应的地区特征

为验证本文估计结果的稳健性,本文对分省分地区样本进行分析,以识别机会不平等和努力不平等影响经济增长的省际和区域差异。结果表明^①,从区域整体来看,净效应大小呈现东中西递增趋势,经济发达的东部地区净效应较小,经济欠发达的西部地区净效应最大。这一结果与上文分析结论一致,东部地区市场经济发达程度较高,随着市场机制不断完善成熟,由于努力不平等造成的收入差距逐渐被大部分经济主体视为正常,努力不平等对经济主体的激励和调节作用逐渐弱化,对经济增长的作用开始减弱。而中西部地区市场经济体系尚不成熟,经济增长正处于追赶东部地区、实现区域发展趋同收敛的阶段,个体通过发挥能动性创造财富改变命运的激励依然很强,努力对个体具有很强的正面激励,因而能够极大刺激经济增长。

(四)不平等子样本净效应分布特征

为进一步验证本文估计结果的稳健性,本文对子样本进行分析,按照机会不平等和努力不平等进行分组,具体按照机会不平等和努力不平等指数均值分组,高于均值者为高不平等组,低于均值者为低不平等组。结果表明^②,当机会不平等程度较高时,净效应越大,这一结果说明,在机会不平等面前个体更倾向于和不公平做斗争,通过自己的努力实现改变命运的目的。佐藤宏、李实(2008)通过分析毛泽东时代农村地区的身份歧视发现,在面对不公平或不平等时,这些群体在短期内更多表现出“反弹”,更愿意和不平等做斗争,通过自己的努力去争取机会改变命运。而这一微观激励可以直接促进经济增长。进一步对努力不平等程度分组发现,当努力不平等程度较高时,净效应远大于低努力不平等程度时的净效应。这一结果表明,随着努力水平的提高,不仅可以弱化机会不平等的负面作用,还可以强化努力不平等激励个体奋斗以刺激增长的正面作用。因此,从这两个分组结果来看,努力水平的提高均能够对经济增长产生正面作用,不仅可以弱化机会

① 限于篇幅,结果未结果,如有需要,可向作者索取。

② 同上。

不平等的负向影响,还可以强化努力不平等的正面影响。这一结论的政策含义在于,通过完善制度设计保障个体通过努力获取合法收益,是实现经济增长的微观基础。

五、结论与启示

本文基于2003—2013年CGSS微观数据库,将收入不平等分解为机会不平等和努力不平等,利用2002—2012年省级面板数据,实证检验了收入不平等对经济增长的双边效应,从而回答了收入不平等为何没有抑制经济增长的问题。基于此,我们利用双边随机前沿模型测算了机会不平等对经济增长的负效应、努力不平等对经济增长的正效应以及两者相互影响的净效应大小。本文实证结果表明:(1)努力不平等的正效应使经济增长高于前沿经济增长水平8.16%,机会不平等的负效应使经济增长低于前沿经济增长水平5.86%,两者相互作用最终导致实际经济增长水平高于前沿经济增长水平2.3%。(2)努力不平等和机会不平等的净效应在不同年份均为正值,努力不平等对经济增长的促进作用仍然占主导地位。但两者的净效应开始逐渐增强,随后逐渐减弱,呈现“倒U型”结构。(3)分地区估计结果表明,净效应大小呈现东中西递增趋势,经济发达的东部地区净效应较小,经济欠发达的西部地区净效应最大。(4)不平等分组结果表明,努力水平的提高可以弱化机会不平等对经济增长的负面影响,强化努力不平等刺激经济增长的作用。

基于上述结论,本文认为,收入不平等之所以没有抑制经济增长,在于努力不平等的正向作用强于机会不平等的负向影响。因此,(1)要降低经济主体的机会不平等程度。政府可以通过完善再分配制度,保障弱势阶层共享经济发展成果。通过破除社会阶层流动障碍,为弱势群体向上流动提供更多机会。进一步通过深化改革,完善经济和政治体制机制,为经济主体公平竞争提供良好平台。(2)要提高经济主体的努力不平等程度。提高努力不平等的重点在于为不同群体,尤其是弱势群体,构建良好的生存和发展环境。一方面,完善社会保障制度有利于低收入群体缓解人力资本投资面临的预算约束,降低其生存负担,从而为其构建良好的生存环境。另一方面,完善转移支付制度,比如完善健全个人所得税制以及巨额遗产税等,通过转移高收入群体收入,提高中等收入阶层比重,为个体努力提供良好的社会发展环境。(3)要消除各种制度性障碍,发挥良好制度提高个体努力水平的积极作用。其中,如户籍制度、地域歧视及性别歧视等。加快户籍制度改革步伐,消除城乡间、地域间和性别间的教育不平等、就业不平等,确保居民享有均等的高等教育机会及就业机会,从而提高其投身经济建设的积极性,促进经济增长。

参考文献:

1. 陈工、陈伟明、陈习定:《收入不平等、人力资本积累和经济增长——来自中国的证据》,《财贸经济》2011年第2期。
2. 雷欣、程可、陈继勇:《收入不平等与经济增长关系的再检验》,《世界经济》2017年第3期。
3. 刘生龙:《收入不平等与经济增长的关系》,《经济科学》2007年第3期。
4. 任曙明、吕镛:《融资约束、政府补贴与全要素生产率——来自中国装备制造企业的实证研究》,《管理世界》2014年第11期。
5. 时磊、田艳芳:《收入不平等、“公共支出结构偏向”与长期经济增长》,《浙江社会科学》2017年第5期。
6. 许明:《市场竞争、融资约束与中国企业出口产品质量提升》,《数量经济技术经济研究》2016年第9期。
7. 张春安、唐杰:《不平等对经济增长影响的经验分析》,《世界经济》2004年第6期。
8. 佐藤宏、李实:《中国农村地区的家庭成分、家庭文化和教育》,《经济学(季刊)》2008年第4期。

9. Acemoglu, D. , & Robinson, J. A. , Persistence of Power, Elites, and Institutions. *American Economic Review*, Vol. 98, No. 1, 2008 , pp. 267 – 293.
10. Aghion, P. , Caroli, E. , & Garcia-Penalosa, C. , Inequality and Economic Growth: the Perspective of the New Growth Theories. *Journal of Economic Literature*, Vol. 37, No. 4, 1999 , pp. 1615 – 1660.
11. Aghion, P. , Howitt, P. , & Brant-Collett, M. , *Endogenous Growth Theory*. MIT Press, 1998.
12. Alesina, A. , & Perotti, R. , Income Distribution, Political Instability, and Investment. *European Economic Review*, Vol. 40, No. 6. 1996, pp. 1203 – 1228.
13. Alesina, A. , & Rodrik, D. , Distributive Politics and Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 109, No. 2, 1994, pp. 465 – 490.
14. Barro, R. . , Inequality and Growth in a Panel of Countries. *Journal of Economic Growth*, Vol. 5, No. 1, 2000, pp. 5 – 32.
15. Barro, R. , & Sala-I-Martin, X. , *Economic Growth*. New York: McGraw Hill, 1995.
16. Benabou, R. , Inequality and Growth. *NBER Macroeconomics Annual*, No. 11, 1996, pp. 11 – 74.
17. Benjamin, D. , Brandt, L. , & Giles, J. , Did Higher Inequality Impede Growth in Rural China? *The Economic Journal*, Vol. 121 , No. 557, 2011, pp. 1281 – 1309.
18. Bertola, G. , & Drazen, A. , Trigger Points and Budget Cuts: Explaining the Effects of Fiscal Austerity. *The American Economic Review*, Vol. 83 , No. 1, 1993, pp. 11 – 26.
19. Bourguignon, F. , Decomposable Income Inequality Measures. *Econometrica*, Vol. 47, No. 4, 1979, pp. 901 – 920.
20. Castelló-Climent, A. , A Reassessment of the Relationship Between Inequality and Growth: What Human Capital Inequality Data Say? *Instituto Valenciano De Investigaciones Económicas*, No. 15, 2004, pp. 1 – 33.
21. Clarke, G. , More Evidence on Income Distribution and Growth. *Journal of Development Economics*, Vol. 47, No. 2, 1995, pp. 403 – 427.
22. Davis, L. , & Hopkins, M. , The Institutional Foundations of Inequality and Growth. *Journal of Development Studies*, Vol. 47, No. 7, 2011, pp. 977 – 997.
23. Deininger, K. , & Squire, L. , New Ways of Looking at Old Issues: Inequality and Growth. *Journal of Development Economics*, Vol. 57, No. 2, 1998, pp. 259 – 287.
24. Easterly, W. , Inequality Does Cause Underdevelopment: Insights from a New Instrument. *Journal of Development Economics*, Vol. 84, No. 2, 2007, pp. 755 – 776.
25. Ferreira, F. H. G. , & Gignoux, J. , The Measurement of Inequality of Opportunity: Theory and an Application to Latin America. *Review of Income and Wealth*, Vol. 57, No. 4, 2011, pp. 622 – 657.
26. Forbes, K. J. , A Reassessment of the Relationship between Inequality and Growth. *American Economic Review*, Vol. 90, No. 4, 2000, pp. 869 – 887.
27. Galor, O. , & Moav, O. , From Physical to Human Capital Accumulation: Inequality and the Process of Development. *The Review of Economic Studies*, Vol. 71, No. 4, 2004, pp. 1001 – 1026.
28. Galor, O. , & Tsiddon, D. , Income Distribution and Growth: the Kuznets Hypothesis Revisited. *Economica*, Vol. 63, 1996, pp. S103 – S117.
29. Galor, O. , & Tsiddon, D. , Technological Progress, Mobility, and Economic Growth. *The American Economic Review*, Vol. 87, No. 3, 1997, pp. 363 – 382.
30. Galor, O. , & Zeira, J. , Income Distribution and Macroeconomics. *The Review of Economic Studies*, Vol. 60, No. 1, 1993, pp. 35 – 52.
31. Krugman, P. , *End This Depression Now!* WW Norton & Company, 2012.
32. Marrero, G. A. , & Rodríguez, J. G. , Inequality of Opportunity and Growth. *Journal of Development Economics*, No. 104, 2013, pp. 107 – 122.
33. Murphy, K. M. , Shleifer, A. , & Vishny, R. , Income Distribution, Market Size, and Industrialization. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 104, No. 3, 1989, pp. 537 – 564.
34. Perotti, R. , Growth, Income Distribution and Democracy: What the Data Say. *Journal of Economic Growth*, Vol. 1, No. 2, 1996, pp. 149 – 187.

35. Persson, T. , & Tabellini, G. , Is Inequality Harmful for Growth? *The American Economic Review* , Vol. 84, No. 3, 1994, pp. 600 – 621.
36. Roemer, J. E. , Equality of Opportunity: a Progress Report. *Social Choice and Welfare* , Vol. 19, No. 2, 2002, pp. 455 – 471.
37. Roemer, J. E. , The 2006 World Development Report: Equity and Development. *Journal of Economic Inequality* , Vol. 4, No. 2, 2006, pp. 233 – 244.
38. Roemer, J. E. , *Equality of Opportunity*. Harvard University Press, Cambridge, M. A, 1998.
39. Saint-Paul, G. , & Verdier, T. , Education, Democracy and Growth. *Journal of Development Economics* , Vol. 42, No. 2, 1993, pp. 399 – 407.
40. Shorrocks, A. F. , The Class of Additively Decomposable Inequality Measures. *Econometrica* , Vol. 48, No. 3, 1980, pp. 613 – 625.
41. Todaro, M. P. , *Economic Development*. London: Longman, 1997.
42. Woo, J. , Growth, Income Distribution, and Fiscal Policy Volatility. *Journal of Development Economics* , Vol. 96, No. 2, 2011, pp. 289 – 313.

The Bilateral Effect of Income Inequality on Economic Growth

SHI Daqian(The Institute of Quality Development Strategy, Wuhan University, 430072)

Abstract: This paper studies how income inequality affects economic growth based on CGSS 2003—2013 databases. We non-parametrically decomposed the income inequality into opportunity inequality and effort inequality and used the two-tier stochastic frontier (TSFA) model to measure the influence of opportunity inequality and effort inequality on economic growth. This paper finds that opportunity inequality has a negative effect on economic growth, reducing economic growth by 5.86%; effort inequality has a positive effect on economic growth, boosting economic growth by 8.16%. On average, income inequality increases aggregate economic growth by 2.3%. This paper explains the coexistence of China's high economic growth and inequality through the decomposition of income inequality. Time trend analysis showed that the net effect of opportunity inequality and effort inequality interaction firstly increased and then weakened, showing an inverted “U” structure. As the market system improves and becomes mature, many economic entities consider the income gap caused by unequal efforts normal; the incentive effect of effort inequality has gradually weakened.

Keywords: Income Inequality, Opportunity Inequality, Effort Inequality, TSFA Model

JEL: O11, E25, C14

责任编辑:无 明