

## 收入的间接机会不平等与经济增长

叶 琴 叶初升

**摘 要** 在Roemer机会不平等框架中,“环境”因素引致的不平等是机会不平等,而“努力”因素引致的不平等为努力不平等。但“环境”因素会作用于“努力”因素造成收入差异,这种努力不平等本质上是间接机会不平等。将机会不平等进行拆解,在此基础上探究机会不平等与经济增长的关系,研究发现:间接机会不平等促进经济增长,其二次项对经济增长的作用显著为负。机制分析表明,间接机会不平等增强个体对努力改变命运的判断,促进个体人力资本投资而有助于经济增长,但是间接机会不平等加剧社会固化不利于社会流动,随着间接机会不平等程度提升,其对经济增长的作用削弱。促进社会公平时,需关注被努力不平等掩盖下的机会不平等以及环境劣势群体的努力机会和回报公平。

**关键词** 社会公平;机会不平等;间接机会不平等;直接机会不平等;经济增长

**中图分类号** F061.3 **文献标识码** A **文章编号** 1672-7320(2022)05-0175-13

**基金项目** 国家社会科学基金重大项目(21&ZD071)

中国特色社会主义的本质要求满足人民日益增长的美好生活需要,实现全体人民共同富裕。而实现共同富裕,必须解决好发展不平衡不充分的问题,在高质量发展中持续提高人均收入水平,缩小收入差距。当前我国依旧面临着发展不平衡不充分的问题,其中突出的一点是存在较大的收入差距。长期高水平的收入差距将加剧社会固化和社会分化<sup>[1]</sup>(P6),带来尖锐的社会矛盾。事实上,不平等的关键不在于富人和穷人存在的收入差距,而在于缺乏公平。缺乏公平的社会环境使得个体付出同样的努力却无法获得同样的回报,抑制经济发展活力,不利于经济增长<sup>[2]</sup>(P42)。20世纪70年代左右,西方的一些哲学家开始关注在相同的努力付出背景下因家庭背景差异所导致的经济结果不平等问题。Roemer总结和发展的这些研究,界定机会不平等的概念,将其引入经济学的分析<sup>[3]</sup>(P25-32)。

现有关于机会不平等的分析多在Roemer机会不平等分析框架中将影响收入的因素分为两部分:不受个体控制的因素的集合,如家庭背景、出生地等,即“环境”因素;受个体自我控制的因素集合,如个人受教育程度、就业状况、工作时长等,即“努力”因素。收入机会不平等指的是因不受个体控制的“环境”因素造成的收入不平等。但“环境”变量和“努力”变量在现实中并非完全独立。“环境”不仅可以直接作用于个体收入,也可以通过影响“努力”间接作用于收入。Palomino等以及李莹、吕光明的研究认为,努力变量中的个体的受教育程度和就业状况是机会不平等的作用渠道<sup>[4]</sup>(P3)<sup>[5]</sup>(P62-63)。本文认为机会不平等可以分成两部分来看:“环境”直接作用于收入的部分可以看作直接机会不平等,而“环境”通过影响“努力”发挥作用的部分则可以看作间接机会不平等。

在机会不平等研究中,区分直接和间接机会不平等是必要的。间接机会不平等本质上属于机会不平等,但是却有着努力不平等的表现形式,这样的性质使其可能具备区别于直接机会不平等造成的经济增长影响。当社会中大多数人认为通过努力可以获取成功的时候,努力回报会刺激个体的人力资本投资,进而促进社会投资和人力资本积累,有利于经济增长。由于间接机会不平等的存在,因家庭背景

差异造成的努力回报差异以努力不平等的形式体现,人们感知的努力不平等的增加意味着付出的努力能得到相应的回报。此时间接机会不平等也会激励个体进行人力资本投资,提升经济活力,促进经济增长。但是间接机会不平等本质是一种机会不平等,当间接机会不平等过大,以至于不同群体的人努力回报存在的差异较大时,社会固化等弊端就会出现。而且间接机会不平等促进人力资本投资的机制本质上也是代际流动固化的过程。这种情况下间接机会不平等对经济增长的促进作用会被削弱。

已有研究较少关注间接机会不平等问题,更鲜有学者关注间接机会不平等对经济增长的影响及作用机制。在缩小收入差距的努力中,需要关注被努力所掩盖的间接机会不平等,关注不同群体的努力回报,促进社会公平,助力实现共同富裕。鉴于此,本文以间接机会不平等与经济增长的关系为切入点,在测度出间接机会不平等之后,首次实证分析间接机会不平等对经济增长的影响,并利用微观调查数据探究间接机会不平等对个体投资和社会流动的作用,据此分析间接机会不平等对经济增长影响的机制。

## 一、文献综述

大量学者从机会不平等视角探究不平等与经济增长的关系。相关研究大多认为机会不平等程度加剧会抑制经济增长。Sen指出,面对长期的剥夺,大多数人会选择被动接受<sup>[6]</sup>(P55)。这种情况下机会不平等便会造成处于环境劣势的人接受不公平的环境,减少有才干的穷人参与经济生产活动的机会。在歧视严重的环境中,个体的努力很难消除因不受个体控制的环境因素造成的收入不平等,这会打击个体努力的积极性,不利于社会上更有才华的个人的人力资本积累,降低经济活力,阻碍经济增长<sup>[7]</sup>(P108)。国内部分学者持有类似观念。石大千利用2003-2013年中国综合社会调查(CGSS)数据研究表明,我国机会不平等对经济增长的作用是显著为负的,而努力不平等则能显著刺激经济增长<sup>[8]</sup>(P43)。雷欣等利用2003-2013年CGSS数据检验不平等与经济增长的关系,研究表明不平等与经济增长关系不显著<sup>[9]</sup>(P42)。原因是机会不平等与经济增长是显著的负向关系,努力不平等会激励经济主体的劳动和投资,部分抵消机会不平等对经济主体的逆向激励。但是也有少部分研究认为,机会不平等不一定会抑制经济增长。Fang & Norman的研究发现,东南亚华人和犹太人,面对歧视性政策会产生激励效应,比不受歧视的人付出更多努力,因此他们的经济成就比当地人更大<sup>[10]</sup>(P362)。佐藤宏和李实的研究也发现,建国初期,群体面对农村地区的身份歧视短期内表现出激励效应<sup>[11]</sup>(P1117-1119)。Ferreira等使用仅针对个人的国际面板分析中的环境变量组数据,未能发现机会不平等对增长的负面影响<sup>[12]</sup>(P210)。

综合上述文献可知,机会不平等与经济增长关系的研究结论依旧存在一定的争议。大多数研究认为,机会不平等会抑制经济增长,而努力不平等会刺激经济增长。少部分研究有不同发现。而机会不平等影响经济增长的机制主要在于影响个体投资人力资本以及工作努力程度的决策发挥作用。现有文献关于机会不平等与经济增长关系的分析存在可推进之处。

第一,Roemer框架下机会不平等与经济增长的讨论将收入不平等分解为机会不平等和努力不平等,然后估计这两种不平等与经济增长的关系<sup>[3]</sup>(P25-32)。李莹和吕光明指出,现实中“努力”因素并非完全独立于“环境”因素。“环境”不仅可以直接作用于个体收入引起收入差异,这部分差异被称为机会不平等,也可以通过影响“努力”间接作用于个体引起收入差异,但这部分机会不平等在现实中以努力不平等形式体现<sup>[13]</sup>(P62-63)。研究中机会不平等与经济增长关系出现不一致的结论,可能一部分源自对间接机会不平等的忽视。本文认为机会不平等可以分成两部分来看:“环境”直接作用于收入的部分为直接机会不平等;而“环境”通过影响“努力”发挥作用的部分为间接机会不平等。间接机会不平等本质上属于机会不平等,却有着努力不平等的表现形式,这样的性质使其具备区别于直接机会不平等对经济增长的影响。在机会不平等对经济增长作用的研究中,区分直接和间接机会不平等是必要的。但当前并未有研究关注间接机会不平等对经济增长的影响及其作用机制。第二,间接机会不平等在现实中以努力不平等的形式呈现,而努力不平等正向激励经济主体的劳动与投资<sup>[9]</sup>(P41-43)。故这部分机会不平

等的提升一定程度上让人误以为努力回报提升,进而激励家庭和个体更加努力<sup>[14]</sup>(P97)。这种激励作用一方面影响个体对通过努力获取成功的判断,另一方面促进家庭和个体进行人力资本投资。从这一角度来看,间接机会不平等会通过影响个体对努力改变命运的判断,促进人力资本投资,促进经济增长。第三,间接机会不平等本质是机会不平等,而机会不平等加剧降低社会流动预期<sup>[14]</sup>(P98),较高的机会不平等会削弱家庭背景条件较差的群体向上流动的预期<sup>[15]</sup>(P51)。间接机会不平等的提升意味着处于环境优势的个体得到更高的努力回报,间接机会不平等促进人力资本投资的机制同时意味着社会流动性减弱。而社会流动减弱不利于经济增长<sup>[16]</sup>(P90)。

综合第二和第三点分析可推断,间接机会不平等对经济增长的作用可能在短期内是促进的,但长期这种促进作用会削弱,即间接机会不平等对经济增长的作用可能是非线性的。故探究机会不平等与经济增长的关系,需要深入分析间接机会不平等及其对经济增长的作用机制。那么如何验证间接机会不平等对经济增长的作用机制?社会经济系统的运行及经济现象均由微观层次的个人经济行为决定,而从人力资本等变化探索影响发展中国家经济增长的微观机制成为发展经济学的亮点之一<sup>[17]</sup>(P37)。据此,本文回到个体微观经济行为之上,采用微观调查数据探究间接机会不平等对经济主体对努力的态度、人力资本投资的影响。而大量研究已经表明,经济主体的努力和人力资本投资对经济增长有显著促进的作用,因而这一思路能够验证间接机会不平等作用于经济增长的机制。

本文尝试从以下三个方面丰富现有研究。首先,本文首次关注间接机会不平等对经济增长的影响,并深入考察机会不平等对经济增长的影响。其次,为分析清楚间接机会不平等对经济增长的作用机制,本文从间接机会不平等对努力改变命运的态度、对家庭人力资本投资以及对社会流动性的影响三个路径进行分析。再次,本文从微观数据层面分析机会不平等对个体微观激励的影响,并探究不同群体面对机会不平等的投资活动的差异性。已有学者指出,面对机会不平等群体可能被动接受现状,也可能会出现激励效应<sup>[8]</sup>(P46)<sup>[10]</sup>(P385-386)<sup>[11]</sup>(P1117-1119),但并未对微观激励以及这些微观激励的群体差异进行验证,本文将从这个角度丰富现有研究。

## 二、研究方法 & 数据描述

为实证验证间接机会不平等对经济增长的影响及作用机制,本文构建间接机会不平等影响经济增长激励模型,深入探究作用机制,并对变量构造和数据的来源与处理进行说明。

### (一) 实证研究设计

为探究机会不平等与经济增长的关系,本文首先构造如下基准模型。

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 OPPO_{it} + \beta_2 EFFE_{it} + \beta_3 Z_{it} + \mu_i + \mu_t \quad (1)$$

模型(1)中被解释变量 $Y_{it}$ 是经济增长代理变量,其中 $i$ 表示省份, $t$ 表示年份。核心的解释变量是机会不平等 $OPPO_{it}$ 。 $Z_{it}$ 是控制变量,包括宏观经济中影响增长的因素。基准估计中关注 $\beta_1$ 和 $\beta_2$ 。

本文尤其关注间接机会不平等对经济增长的影响。为此本文将基准估计中的机会不平等进一步分解为直接机会不平等和间接机会不平等。

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_4 OP - DIR_{it} + \beta_5 IND - OP_{it} + \beta_2 EFFE_{it} + \beta_3 Z_{it} + \mu_i + \mu_t \quad (2)$$

模型(2)中将机会不平等 $OPPO_{it}$ 分解成两部分:直接机会不平等 $OP - DIR_{it}$ 和间接机会不平等 $IND - OP_{it}$ 。模型(2)主要关注 $\beta_5$ 。前文分析认为间接机会不平等对经济增长的作用可能是非线性的,为探究这种非线性关系,本文在模型(2)中加入间接机会不平等的二次项。机会不平等与经济增长之间可能存在互为因果关系,故本文做了丰富的稳健性检验。

具体机制分析上,本文从微观层面着手,主要采用Probit模型,探究间接机会不平等对个体面对努力的态度、人力资本投资状况以及社会地位流动的影响。为得到更可靠的结果,本文在机制分析中充分考虑个体异质性、内生性等问题,进行稳健性的估计。

## (二) 变量构建与描述性统计

基于计量模型,对被解释变量、核心解释变量和控制变量的构建及指标选取、测算进行详细说明。

1. 机会不平等的指标构建。本文的核心解释变量是机会不平等,并将机会不平等拆分为直接机会不平等和间接机会不平等。在机会不平等测度方法上,本文在Roemer机会不平等框架内参考Bourguignon等和Ferreira & Gignoux提供的方法测度总机会不平等<sup>[12]</sup>(P221-225)<sup>[18]</sup>(P593-596),随后借鉴Palomino等的方法分离出直接和间接机会不平等<sup>[4]</sup>(P5-8)。

2. 变量介绍。我国自2011年开始便涌现大量测度收入的机会不平等的研究。学者大多选择使用中国综合社会调查(CGSS)的数据测度中国收入机会不平等。参考现有研究,本文选用2003-2017年中国综合社会调查(CGSS)测度机会不平等。该调查数据收集社会、家庭和个人层面的数据,提供丰富的个人成就、努力和环境数据。环境变量中,个体层面变量主要有年龄、年龄的平方<sup>①</sup>、性别、户籍信息,家庭层面的环境变量主要为父母受教育程度、父亲的职业、父亲的政治身份。由于机会不平等测度需要用到个体收入数据,因此本文保留的是有收入的劳动年龄人口,即将样本年龄限制在18-65岁,并删除收入缺失值。本文关注的重点是在测度出省级机会不平等指数之后,将在现实中通过影响努力而发挥作用的间接机会不平等部分分离出来,因此本文还需要刻画个体的努力变量。参考现有研究,本文选取个体受教育程度和职业状况代理个人的努力<sup>[5]</sup>(P68-69)<sup>[19]</sup>(P61-62),这两个变量的构造与前文父亲教育和职业状况构造一致。测度机会不平等所需的全部个体数据的变量定义及描述性统计见表1。

表2列出CGSS调查年份全国各省不平等指数的均值。由表2可知,2003-2017年间我国的收入不平等总体呈现先增加后下降再增加的趋势。机会不平等的时间变化趋势与收入不平等类似,但峰值出现

表1 变量定义及描述性统计

变量		变量定义/描述	样本量	均值	标准差	最小值	最大值	
结果变量	个人收入对数	个体收入取对数	68455	9.346	1.294	2.079	16.300	
	年龄	年龄	68459	43.178	12.330	18	65	
环境变量	性别	男性取值1,女性取值0	68459	0.516	0.500	0	1	
	户籍	城市取值1,农村取值0	68432	0.514	0.500	0	1	
	父亲受教育程度	未受过教育为0,小学或私塾为6,初中为9,职业高中、普通高中、中专或者技校为1,大学专科为15,大学本科为16,研究生及以上为19	66593	5.097	4.563	0	19	
	母亲受教育程度	同父亲受教育程度定义	67261	3.264	4.194	0	19	
	14岁时父亲职业							
	全职就业	全职取1,其他取0	68459	0.264	0.441	0	1	
	非正式就业	非正式就业取1,其他取0	68459	0.039	0.192	0	1	
	务农	务农取1,其他取0	68459	0.463	0.499	0	1	
	父亲政治身份	中共党员取1,其他取0	68459	0.150	0.357	0	1	
	受教育程度	同父亲受教育程度定义	68423	9.342	4.253	0	19	
努力变量	就业状况							
	全职就业	全职就业取1,其他取0	68459	0.499	0.500	0	1	
	非正式就业	非正式就业取1,其他取0	68459	0.185	0.388	0	1	
	务农	务农取1,其他取0	68459	0.269	0.444	0	1	

① 劳动经济学中个体的收入随着年龄的增长而呈现倒U趋势的“生命周期效应”,一般会取年龄二次项加入收入方程。

在2006年,取值范围大概在0.2左右。从相对机会不平等来看,机会不平等占收入不平等的比重略超过1/3,这一估计结果与史新杰等<sup>[20]</sup>(P33)、万广华和张彤进<sup>[21]</sup>(P213)、汪晨等<sup>[22]</sup>(P76)的研究结论接近。Marrero & Rodríguez<sup>[7]</sup>(P112-113)研究表明,在机会不平等程度较低的国家,机会不平等的绝对值在0.1左右;在高机会不平等的国家,机会不平等的绝对值在0.2左右。由此可以看出,我国属于高机会不平等国家,间接机会不平等取值大概在0.07左右。

表2 省级不平等指数的均值

年份	收入不平等	机会不平等	间接机会不平等	努力不平等
2003	0.318	0.093	0.036	0.225
2005	0.465	0.198	0.085	0.268
2006	0.455	0.206	0.067	0.250
2008	0.486	0.193	0.086	0.293
2010	0.474	0.168	0.068	0.306
2011	0.454	0.169	0.063	0.286
2012	0.461	0.170	0.07	0.291
2013	0.433	0.157	0.068	0.276
2015	0.488	0.167	0.06	0.322
2017	0.514	0.198	0.081	0.316

注:数据源自作者测算。

表3 变量描述性统计

变量	变量内涵	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
增长变量	人均GDP增长率(%)	195	10.485	3.393	-2.300	22.600
不平等变量	收入不平等	282	0.458	0.139	0.089	0.797
	机会不平等	282	0.172	0.093	0.017	0.482
	间接机会不平等	282	0.068	0.052	0.001	0.456
	努力不平等	282	0.283	0.090	0.004	0.571
控制变量	外商直接投资对数	282	12.289	1.715	7.310	15.090
	失业率	282	0.048	0.028	0.006	0.169
	能源使用对数	282	12.576	2.392	7.440	20.310
	对外直接投资对数	282	12.289	1.715	7.310	15.090
	对外开放对数	282	5.566	1.026	3.880	7.782
	固定资产投资对数	282	8.502	0.906	3.945	9.532
	政府支出对数	282	7.474	0.621	1.983	9.276
	老年人口抚养比	282	12.576	2.392	7.440	20.310
	发明专利授权量对数	282	6.853	1.657	1.792	10.620
	人口对数	282	8.239	0.696	5.690	9.306
	绿色金融指数	281	0.131	0.079	0.051	0.692
	环境污染治理投资占GDP比重	226	1.335	0.630	0.300	4.030
	金融发展规模	282	0.048	0.028	0.006	0.169

为分析机会不平等对经济增长的影响,本文从国家统计局和历年中国城市统计年鉴中获取省份层面的宏观经济数据。2003-2017年CGSS数据实际上调查的是前一年的情况,因而本文计算得到的不平等指标是2002、2004、2005、2007、2009-2012、2014、2016年的情况。个体面对机会不平等改变投资决策需要时间,为体现相较于不平等而言滞后性的决策对经济增长的影响,本文选取的经济数据是实际微观样本之后一年的数据。具体样本选取时,本文的被解释变量是各省经济增长数据,选取人均GDP增长率

做基准估计。本文还控制影响经济增长的其他变量:外商直接投资(外商投资企业投资总额(百万美元)取对数、老年人口抚养比(%))、城镇登记失业率(%))、能源消费总量(万吨标准煤)取对数、对外开放度(进出口总额取对数)、政府支出对数、固定资产投资额(万元)取对数、对外直接投资取对数、国内发明专利申请授权量取对数、绿色金融指数(代理区域性政策)、环境污染治理投资占GDP比重、金融业增加值(亿元)取对数、总人口取对数。变量描述性统计如表3所示。

### 三、基准估计及稳健性检验

基于以上构建的计量模型,本部分首先进行基准回归分析,验证间接机会不平等对经济增长的作用,其次采取一系列方法对基准回归结果进行稳健性检验,以证实本文核心结论的可靠性。

#### (一) 基准估计结果

本文利用2003-2017年CGSS的数据采用固定效应估计探究机会不平等与经济增长的关系。基准模型估计结果列在表4的估计(1)-(4)。基准模型中经济增长变量采用的是人均GDP增长率,不平等指数采用MLD指数。

表4 基准回归结果

变量	MLD机会不平等基准估计				泰尔机会不平等指标稳健性检验			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
收入不平等	4.271*** (3.23)				1.758 (1.58)			
机会不平等		4.901** (2.55)				4.508** (2.22)		
直接机会不平等			-2.058 (-0.34)	0.928 (0.19)			0.857 (0.16)	0.947 (0.23)
间接机会不平等			12.61* (1.90)	28.50** (2.15)			11.05* (1.72)	31.25** (2.14)
间接机会不平等平方				-104.4* (-1.72)				-128.0* (-1.72)
努力不平等		3.645* (1.90)	1.507 (0.60)	3.453* (1.80)		1.052 (0.88)	0.322 (0.20)	1.089 (0.92)
控制变量	略	略	略	略	略	略	略	略
常数项	5.455 (0.35)	3.851 (0.24)	-14.50 (-0.70)	4.808 (0.30)	7.522 (0.48)	2.108 (0.13)	-16.61 (-0.80)	3.106 (0.20)
样本量	185	185	185	185	185	185	185	185
r <sup>2</sup> _w	0.423	0.423	0.424	0.435	0.422	0.431	0.255	0.443

注:括号内是T值,\* p<0.1 \*\* p<0.05 \*\*\* p<0.01。

估计结果(1)关注的是收入不平等与经济增长的关系,估计结果表明收入不平等显著增加人均GDP增长率。实证估计(2)将收入不平等拆分成机会不平等和努力不平等,然后进行估计。估计结果表明机会不平等和努力不平等均正向影响经济增长。本文将环境因素通过作用努力因素而影响经济增长的间接机会不平等从总体机会不平等中分离出来,更细致地探讨机会不平等与经济增长的关系,分析估计结果列在(3)中。可以发现,间接机会不平等系数显著为正。为探究间接机会不平等对经济增长的作用是否非线性,本文继续加入间接机会不平等二次项,估计结果列在(4)中。从估计(4)可知,间接机会不平等显著促进经济增长,而其二次项系数显著为负,即间接机会不平等对经济增长的作用是非线性的,验证了前文的分析。

## (二) 稳健性检验

机会不平等可能存在内生性,本文从遗漏变量、测量误差和互为因果来分析模型内生性问题。

首先,在遗漏变量问题上,本文充分考虑影响宏观经济增长的变量,并将之纳入估计中。

其次,对于测量误差造成的内生性而言,本文选取的所有宏观经济数据均来自CGSS及《中国统计年鉴》,以保证数据的准确性。在测度机会不平等的时候,环境变量和努力变量的选取均参考权威研究,且测度出来的机会不平等值与已有研究基本保持一致。为进一步排除测量误差问题,本文采用泰尔指数测度方法构建机会不平等指数,用以替代基准估计中的核心变量。估计结果列在表4的(5)-(8),从估计结果可知:间接机会不平等对经济增长的作用显著为正,其二次项的系数显著为负,更换不平等指标后,依旧得到稳健的估计结果。

最后,处理互为因果关系较为通用的做法是采用工具变量方法。本文尝试寻找合适的工具变量进行两阶段最小二乘估计。在本文的估计中,内生变量为不平等变量。而不平等往往与歧视密切相关。比如,一个地区的性别歧视状况尤其是重男轻女的态度,会造成个体因性别差异而产生结果差异,这部分差异显然符合机会不平等的定义,但重男轻女的态度并不会直接影响经济增长。因此本文认为,一个地区重男轻女的态度是不平等可能的工具变量。由于宏观数据中并没有直接的重男轻女指标,故本文需要构建重男轻女的代理变量。重男轻女状况往往与新生儿性别比以及男女受教育状况相关。限于数据可得性,本文采用一个省的男女相对受教育状况代理重男轻女状况。选取该变量的理由如下:首先,在重男轻女的地区,个体比较倾向于对男性进行教育投资,因此对该地原住民来说,男性往往有更多的教育机会。其次,重男轻女地区的女性地位相对较低,因而有能力的女性往往会选择流动到性别更加平等的地区,这种流动会造成重男轻女地区留存的个体中男女受教育程度差距进一步拉大。鉴于此,本文采用一个省未上过学的男性人口数量与未上过学的女性人口数量比值除以该省男性人口与女性人口比,构造工具变量。国家统计局有给出各省历年6岁及6岁以上男性、女性人口数(人口抽样调查)(人)和6岁及6岁以上未上过学男性、女性人口数(人口抽样调查)(人),可用于计算重男轻女指标。该数据2010年存在缺失值,为减少样本损失,本文采用2009和2011年的均值代理2010年的样本取值情况,然后将构造的工具变量用于两阶段最小二乘估计,结果列在表5。

这一估计中重点关注间接机会不平等的取值。由估计结果可知,MLD不平等指数和泰尔不平等指

表5 稳健性检验估计结果

变量	MLD不平等指数	泰尔不平等指数
间接机会不平等	86.25*** (2.84)	87.84*** (2.77)
努力不平等	3.543 (1.08)	1.505 (0.73)
直接机会不平等	-47.99** (-2.43)	-34.39** (-2.17)
控制变量	略	略
常数项	-39.13 (-1.42)	-52.74* (-1.73)
样本量	185	185
F test of excluded instruments	13.72	12.34
Cragg-Donald Wald F value	13.724	12.342

注:括号内是Z值,\* p<0.1,\*\* p<0.05,\*\*\* p<0.01。

数估计中,一阶段F值和Cragg-Donald Wald检验F值均大于10,故不存在弱工具变量问题,工具变量选取是合理的。估计结果表明,间接机会不平等系数显著为正,与基准估计中系数符号一致。

#### 四、机制分析

本文尝试从微观机制上分析间接机会不平等如何影响经济增长。如前文所述,本文分析认为,间接机会不平等会影响个体对努力改变命运的态度、增加个体的人力资本投资,激发经济活力从而促进经济增长,然而间接机会不平等增长的本身意味着人力资本的代际传递,因而间接机会不平等的增加会增强社会固化,不利于经济增长。故间接机会不平等促进经济增长,但是这种促进作用随着间接机会不平等的提升而削弱。为验证以上三种机制,本文采用CGSS微观调查数据,选取个体对命运的态度、个体教育和投资活动以及社会地位变化的代理变量,结合省级机会不平等指数,利用Probit模型探究间接机会不平等的变化对这些变量的影响。

##### (一) 间接机会不平等与个体激励

个体对努力的激励提升,可以反映在对命运和成功的态度上。CGSS中有关于个体对努力是否能够改变命运的调查。CGSS2003、2005、2013、2015年进行过以下调查“您是否同意以下说法——在我们这个社会,工人和农民的后代与其他人的后代一样,有同样多的机会成为有钱人”,CGSS2006年调查了“成功因素,命运的重要性”,CGSS2010年调查了“人类能够改变自己命运的机会微乎其微”。本文采用这三个调查变量来探究间接机会不平等与个体激励的关系。

首先定义ngzneffort为“您是否同意以下说法-在我们这个社会,工人和农民的后代与其他人的后代一样,有同样多的机会成为有钱人”变量,其取值0时为不同意,取值为1时为同意,由此获取2003、2005、2013、2015年间的个体激励数据。令Success为“成功因素:命运”变量,具体赋值根据问卷中的回答构建。原始数据中该变量取值为1-5,取值1具有决定性作用,取值2非常重要,取值3比较重要,取值4不太重要,取值5一点都不重要。本文令取值1-3时success取值0,即命运对成功很重要,取值4-5时success取值为1,即命运对成功不重要。定义fate为“人类能够改变自己命运的机会微乎其微”变量。该变量原始数据取值1-5,取值1完全同意,取值2同意,取值3既不同意也不反对,取值4不同意,取值5完全不同意。令原始取值1和2时候,fate赋值1,即认命,原始值取值3、4、5时fate赋值0,即不同意。具体的描述性统计信息如表6所示。由表6可知,在CGSS调研中,80%左右的中国人认为工人与农民的后代与其他人的后代有同样多的机会成为有钱人,68%的人认为命运对成功不重要,仅16%左右的中国人认为人们改变命运的机会微乎其微。而命运和农民工、农民身份都是不受个体控制的环境因素,大部分中国人认为这些环境因素不能阻止个人和后代改变命运、取得成功。因此,大部分中国人不相信命运决定论,面对机会不平等,很可能采取的行为是出现激励效应,增加投资,由此促进经济增长。

为探究间接机会不平等对个体激励的作用,本文采用probit估计分析间接机会不平等与个体激励的关系,估计结果列在表7。表7中估计(1)-(3)的不平等变量为MLD指标,(4)-(6)为泰尔不平等指数的稳健性检验。由估计结果(1)和(4)可知,直接机会不平等降低了个体认为“工人和农民的后代与其他人

表6 变量描述性统计

变量名	年份	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
ngzneffort	2003	5496	0.762	0.426	0	1
	2005	10372	0.819	0.385	0	1
	2013	10447	0.758	0.428	0	1
	2015	10847	0.750	0.433	0	1
success	2006	9439	0.681	0.466	0	1
fate	2010	3852	0.169	0.375	0	1



的后代一样,有同样多的机会成为有钱人”判断的概率,估计系数在10%水平上显著,而间接机会不平等则显著增加这种概率。估计(2)和(5)中被解释变量为fate。结果显示,而直接机会不平等的提升显著强化人类无法改变自己命运的判断。间接机会不平等系数不显著。在(3)和(6)中被解释变量为命运对成功的重要性。估计显示,间接机会不平等提升增加个体对命运对成功不重要的判断。

表7 作用机制检验结果(一)

变量	MLD机会不平等			泰尔机会不平等		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	ngzneffort	fate	success	ngzneffort	fate	success
努力 不平等	-0.0251 (-0.11)	-5.168** (-2.47)	-2.137*** (-4.55)	-0.0221 (-0.17)	-6.320** (-2.51)	-2.462*** (-4.19)
直接机会不平等	-1.253* (-1.91)	7.896*** (2.63)	-4.548*** (-4.99)	-1.253** (-1.97)	9.378** (2.53)	-5.983*** (-5.35)
间接机会不平等	6.858*** (6.11)	1.340 (0.40)	5.994*** (4.46)	7.112*** (6.34)	-5.622 (-1.38)	4.074*** (3.36)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制			控制		
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	0.649*** (5.60)	0.128 (0.26)	0.593*** (6.35)	0.647*** (5.78)	0.404 (0.70)	0.501*** (5.45)
样本量	15046	2800	8301	15046	2800	8301
伪R2	0.0311	0.0801	0.0333	0.0311	0.0801	0.0333

注:括号内是Z值,\* p<0.1, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01。

本文的不平等变量是省级指标,而个体对命运态度是微观调查。一般情况下,宏观的变量会对微观变量有一定的影响,但是微观变量很难对宏观变量发挥作用,因此本文认为这部分的估计中不太可能存在互为因果的情况<sup>①</sup>。

总的来说,本文分析认为,间接机会不平等的提升能够增加个体通过努力改变命运获取成功的判断,因此对个体努力有激励作用。在这种激励下,个体面对间接机会不平等,可能会更加努力奋斗,增加人力资本投资,由此经济活力得以提升,这种作用对经济增长而言是有促进作用的。

## (二) 间接机会不平等与个体投资

前文分析指出,间接机会不平等会增加个体的人力资本投资,激发经济活力,从而促进经济增长。为验证这一机制,本文关注间接机会不平等对个体人力资本投资活动的作用。从文献中可以发现,群体面对机会不平等存在的态度也会影响经济增长,不同的群体面对机会不平等的态度可能存在差异。故本文按群体进行分组估计,探究不同群体面对机会不平等时人力资本投资是否存在差异。本文采用两种分组方式:第一种方式是按个体对努力改变命运的态度做分组;第二种方式是将机会不平等计算中使用到的环境变量提取主成分,构造环境虚拟变量,以该主成分的均值为限,均值之上取值为1代表个体属于处于环境优势的个体,均值之下取值为0代表个体属于环境劣势的个体,做分组估计。

结合CGSS提供的调查数据,本文从个体去年是否有教育支出考察个体人力资本投资情况,并实证

<sup>①</sup> 为提供更稳健的结果,本文以2005年的间接机会不平等指标为工具变量做IV估计。IV估计的结果表明,至少机会不平等的估计是稳健的。限于篇幅,本文并未列出该估计结果,感兴趣的读者可联系作者获取。

分析间接机会不平等与人力资本投资的关系。其中是否有教育支出虚拟变量根据2006、2010和2015年CGSS调查中教育支出数据而建立,当去年个体没有教育支出的时候该虚拟变量取值0,当去年教育支出不为0的时候,该虚拟变量取值为1,数据显示有教育支出和无教育支出的群体规模相当。

表8考察机会不平等与是否有教育支出的关系,采用probit模型估计,(1)-(3)列出MLD机会不平等与是否有教育支出的估计,(4)-(6)是泰尔指数机会不平等的稳健性检验估计结果。从估计结果表明,直接机会不平等有降低教育支出的可能性,而努力不平等和间接机会不平等显著增加教育支出可能性。按个体对努力改变命运的态度做分组的估计中,由于仅在2015年个体对努力改变命运的态度做分组和教育支出同时有有效值,该估计的样本较少,估计表明,努力不平等和直接机会不平等显著负向影响教育支出,而间接机会不平等系数显著,且不同组别之间不存在显著差异,泰尔指数估计结果是一致的。按照个体所处环境分组的估计与基准估计一致,不同组别之间不存在显著差异,且在不同的不平等指数估计中结果稳健。

表8 作用机制检验结果(二)

变量	MLD不平等指数			泰尔不平等指数		
	基准估计	态度分组	环境分组	基准估计	态度分组	环境分组
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
努力不平等	0.412*** (5.68)	-3.010*** (-9.49)	0.437*** (4.43)	-0.188*** (-3.87)	-1.544*** (-7.41)	-0.182*** (-2.77)
直接机会不平等	-5.446*** (-33.08)	-3.223*** (-3.41)	-5.701*** (-25.71)	-4.745*** (-32.36)	-5.249*** (-6.48)	-4.939*** (-25.24)
间接机会不平等	5.281*** (25.26)	5.184*** (4.56)	5.752*** (20.27)	3.851*** (19.44)	5.524*** (5.47)	4.192*** (15.66)
努力不平等与虚拟变量交互项		0.233 (0.64)	0.102 (0.67)		0.0649 (0.27)	0.376 (1.22)
直接机会不平等与虚拟变量交互项		1.003 (0.92)	0.468 (1.34)		1.048 (1.13)	0.165 (0.39)
间接机会不平等与虚拟变量交互项		0.775 (0.60)	-0.157 (-0.36)		1.319 (1.15)	0.118 (1.15)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	1.702*** (40.86)	3.462*** (17.11)	1.598*** (28.13)	1.899*** (47.87)	3.139*** (16.22)	1.792*** (33.03)
样本量	19040	2236	18133	19040	2448	18133
伪R2	0.0294	0.0804	0.0320	0.0284	0.0751	0.0307

注:括号内是Z值,\* p<0.1, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01。

### (三) 间接机会不平等与社会流动

本文认为,间接机会不平等的提升本质上属于机会不平等程度的加重,同时也意味着社会流动性减弱。为分析间接机会不平等与社会流动性的关系,本文采用2008-2017年CGSS调查中涉及的“10年前个体所处社会地位”与“当前个体社会地位”主观判断之间的变动程度来代理社会地位流动情况。社会地位向上流动和向下流动均属于社会地位的流动状况,因此本文首先用个体10年前社会地位和当前社会地位主观判断之间的差值绝对值代理社会地位流动性,该值越大,则表明社会流动性越强。

本文首先做间接机会不平等与社会地位流动绝对值的估计。同时社会地位向上流动和向下流动具有不同的意义,为区分机会不平等对社会地位向上和向下流动的差异,本文还构造虚拟变量,当10年前

社会地位比当前社会地位主观判断低,则该虚拟变量取值为1,代表社会地位向上流动,否则取0,然后根据该虚拟变量做间接机会不平等与社会地位流动绝对值的分组估计,并均采用MLD和泰尔不平等指数估计进行,估计结果见表9。分析表9可以发现,间接机会不平等显著减少社会流动情况。分组估计结果表明,对向下流动的群体来说,间接机会不平等对其社会地位的向下流动的作用是减弱的,但这种作用在向上流动的群体中存在显著差异,且F检验表明,对向上流动的群体来说,间接机会不平等对其社会地位流动的作用不显著异于0。综合来看,间接机会不平等会降低社会流动状况,总的来说这种作用主要体现在降低群体社会地位的下降上,但对个体社会地位的提升并没有显著作用。这意味着间接机会不平等会加剧社会地位固化,不利于社会流动,验证前文分析。

表9 作用机制检验结果(三)

变量	MLD不平等指数		泰尔不平等指数	
	(1)	(2)	(3)	(4)
直接机会不平等	1.111*** (5.48)	1.020*** (6.08)	0.992*** (5.99)	0.912*** (6.67)
间接机会不平等	-0.575*** (-2.60)	-0.633*** (-3.53)	-0.379* (-1.78)	-0.531*** (-3.10)
努力不平等	0.0790 (1.12)	0.160*** (2.79)	0.0120 (0.28)	0.0347 (1.01)
直接机会不平等与虚拟变量交互		-1.442*** (-5.46)		-1.184*** (-5.65)
间接机会不平等与虚拟变量交互		1.023*** (3.39)		0.918*** (3.25)
努力不平等与虚拟变量交互		0.140 (1.45)		0.167*** (2.74)
控制变量	略	略	略	略
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
常数项	1.177*** (30.49)	0.0603** (1.98)	1.190*** (31.92)	0.0874*** (3.00)
样本量	69335	69335	69335	69335

注:括号内是T值,\* p<0.1, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01。

## 五、结论与政策建议

本文研究间接机会不平等对经济增长的作用,并探讨间接机会不平等发挥作用的机制。利用中国综合社会调查(CGSS)2003-2017年的数据分析发现,间接机会不平等显著促进经济增长,但间接机会不平等二次项显著抑制经济增长,直接机会不平等显著抑制经济增长,这一结果在稳健性检验下依旧显著。本文分析认为间接机会不平等之所以能促进经济增长,主要是间接机会不平等在现实中以努力不平等的形式体现,因而间接机会不平等的提升一定程度上让个体认为努力回报提升,进而增加努力改变命运的信心,增加人力资本投资。机制分析表明,间接机会不平等会增加个体对努力改变命运的信心,同时增加个体的教育投入,验证了本文的分析。虽然间接机会不平等有着努力不平等的表现形式,但是其本质是机会不平等,间接机会不平等的提升意味着处于环境优势的个体得到更多的经济回报,因而间接机会不平等的提升会造成环境优势的个体得到更多的经济回报,进而加剧社会固化。机制分析第三部分验证这一观点:实证结果显示,间接机会不平等会降低社会流动状况,且这一降低作用主要体现在

减少社会地位的向下流动,对社会地位向上流动则不显著。因此间接机会不平等对经济增长的作用随着间接机会不平等程度的增加而削弱。

针对上述结论,本文从以下几个方面提出相关政策建议:

第一,直接机会不平等会显著降低个体通过努力改变命运的激励。因而机会不平等不仅意味着社会不公平,还会造成个体缺乏努力意愿。间接机会不平等因其努力不平等的展现形式,其能刺激个体努力意愿。但其本质上是机会不平等,其提升也是社会不公平的体现。因此,要关注社会中的机会不平等现象,促进社会公平,让个体能够有公平的发展环境。

第二,关注环境弱势群体努力机会均等。机会均等的相关研究表明,不受个体控制的环境因素造成的收入差距是不公平的,需要被控制,而努力造成的收入差距则有利于激励个体努力,促进经济增长。但是现实中个体努力的机会也受环境因素的影响。环境弱势群体,如低收入群体、偏远地区的人群等,往往在努力机会上就处于弱势地位。因而促进社会公平,不仅需要关注环境因素直接造成的收入差异,还需要关注环境弱势群体的努力机会,为每个人提供公平的发展机会。

第三,促进教育机会公平,让不同环境的个体拥有公平的受教育机会。Roemer在机会不平等分析框架中,教育被认为是努力因素。因而个体的教育回报差异是努力不平等的表现形式。但是间接机会不平等分析结论表明,个体的受教育机会也受环境因素的影响,若处于不同环境的个体拥有不同的受教育机会,则教育回报差异本身包含着环境因素造成的教育差异。此时的教育回报差异包含机会不平等,在这一背景下教育回报的提升很可能蕴含着间接机会不平等的提升,实际上不利于社会公平和教育的代际流动。因而让不同环境的个体拥有同样的受教育机会是促进教育机会公平需要考虑的问题,且在此基础上的教育回报差异才是努力回报差异。

第四,关注间接机会不平等对社会流动的负向作用。间接机会不平等虽然会促进个体的教育投资,增加个体努力意愿,但却不利于社会流动,对经济增长的促进作用在长期削弱。因此不能因为间接机会不平等促进经济增长便不重视解决间接机会不平等。

## 参考文献

- [1] 王一鸣. 百年大变局、高质量发展与构建新发展格局. 管理世界, 2020, (12).
- [2] 吕光明, 徐曼, 李彬. 收入分配机会不平等研究进展. 经济学动态, 2014, (8).
- [3] J. E. Roemer. *Equality of Opportunity*. Massachusetts London: Harvard University Press, 1998.
- [4] J. C. Palomino, G. A. Marrero, J. G. Rodríguez. Channels of Inequality of Opportunity: The Role of Education and Occupation in Europe. *Social Indicators Research*, 2019, 3.
- [5] 李莹, 吕光明. 中国机会不平等的生成源泉与作用渠道研究. 中国工业经济, 2019, (9).
- [6] Sen A. *Inequality Reexamined*. Oxford US: Oxford University Press, 1992.
- [7] Marrero G A, Rodríguez J G. Inequality of Opportunity and Growth. *Journal of Development Economics*, 2013, 104.
- [8] 石大千. 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. 财贸经济, 2018, (8).
- [9] 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, (3).
- [10] Fang H, Norman P. Government-mandated Discriminatory Policies: Theory and Evidence. *International Economic Review*, 2006, 47(2).
- [11] 佐藤宏, 李实. 中国农村地区的家庭成份、家庭文化和教育. 经济学(季刊), 2008, (4).
- [12] Ferreira F H G, Gignoux J. The Measurement of Educational Inequality: Achievement and Opportunity. *The World Bank Economic Review*, 2014, 28(2).
- [13] 李莹, 吕光明. 我国城镇居民收入分配机会不平等因何而生. 统计研究, 2018, (9).
- [14] 郭晨, 张卫东. 收入不平等对企业创新的影响及机制分析——基于机会不平等与努力不平等理论视角. 中央财经大学学报, 2019, (6).
- [15] 陈晓东, 张卫东. 机会不平等与社会流动预期研究——基于CGSS数据的经验分析. 财经研究, 2018, 44(5).

- [16] 唐世平. 社会流动、地位市场与经济增长. 中国社会科学, 2006, (3).
- [17] 叶初升. 寻求发展理论的微观基础——兼论发展经济学理论范式的形成. 中国社会科学, 2005, (4).
- [18] F. Bourguignon, F. H. G. Ferreira, M. Menéndez. Inequality of Opportunity in Brazil. *Review of Income and Wealth*, 2007, 53(4).
- [19] 罗良文, 茹雪. 我国收入分配中的机会不平等问题研究——基于CGSS 2008-2015年数据的经验证据. 中国软科学, 2019, (4).
- [20] 史新杰, 卫龙宝, 方师乐等. 中国收入分配中的机会不平等. 管理世界, 2018, (3).
- [21] 万广华, 张彤进. 机会不平等与中国居民主观幸福感. 世界经济, 2021, 44(5).
- [22] 汪晨, 张彤进, 万广华. 中国收入差距中的机会不均等. 财贸经济, 2020, 41(4).

## Indirect Income Opportunity Inequality and Economic Growth

*Ye Qin* (Zhongnan University of Economics and Law)

*Ye Chusheng* (Wuhan University)

**Abstract** In Roemer's framework of unequal opportunities, inequality of opportunities caused by environmental factors is unfair and inhibits economic growth, while effort inequality is considered fair and promotes economic growth. The environment will act on efforts and cause income differences. This apparent effort inequality is essentially indirect opportunity inequality. This paper splits opportunity inequality into direct and indirect opportunity inequality and then analyses the relationship of opportunity inequality and economic growth. Research shows that direct inequality of opportunity inhibits while indirect inequality of opportunity promotes economic growth, and the quadratic term of indirect opportunity inequality has a significant negative effect on economic growth. Mechanism analysis shows that indirect opportunity inequality will enhance people's judgment that hard work can change fate and promote individual human capital investment. However, indirect opportunity inequality intensifies social solidification, which is not conducive to social mobility. When using policies to promote social equity, we should pay attention to the opportunity inequality covered by the effort inequality and the effort opportunity and return equity of environmentally disadvantaged groups.

**Key words** opportunity inequality; indirect opportunity inequality; direct opportunity inequality; economic growth; social justice

---

■ 收稿日期 2021-10-09

■ 作者简介 叶 琴, 经济学博士, 中南财经政法大学经济学院讲师; 湖北 武汉 430073;  
叶初升, 经济学博士, 武汉大学经济与管理学院教授、博士生导师; 湖北 武汉 430072。

■ 责任编辑 桂 莉