

相对贫困测度与民族地区 贫困发生率研究^{*}

赵志君 罗红云 王文豪

2020 年是我国决胜全面建成小康社会、消除绝对贫困、完成全部贫困县摘帽的脱贫攻坚任务的收官之年。今后面临的扶贫任务是在巩固已有扶贫成果基础上,防止脱贫人口大面积返贫,解决相对贫困问题,因此,贫困的测度和评价体系也要随之发生改变。本文借助最优社会福利函数理论,构建贫困发生率、贫困线、经济增长和收入不平等测度之间的关系模型,设计以贫困发生率为被解释变量的 Logistic 回归模型,利用《中国统计年鉴》和《中国农村贫困监测报告》提供的民族地区相关经济指标,对理论模型进行检验,并指出其政策含义。研究表明,计量模型的估计结果与理论模型的预测高度拟合。为应对相对贫困问题,建议以 20% 的低收入组的人均可支配收入作为相对贫困标准。继续改善民族地区基础设施,增加工资性收入;通过发展产业,增加经营性收入;继续保持一定强度的财政转移支付,通过发展社会救济和慈善事业,增加相对贫困人口的转移性收入。

关键词:民族地区 相对贫困 贫困发生率 基尼系数 Logistic 回归

作者赵志君,新疆财经大学天山学者特聘教授,中国社会科学院经济研究所研究员。地址:北京市,邮编 100040。罗红云,女,新疆财经大学财政税务学院副院长,副教授;王文豪,新疆财经大学财政税务学院博士研究生。地址:乌鲁木齐市,邮编 831102。

减贫、分配公平和促进经济增长作为人类社会共同发展目标,历来受到各国政府,以及世界银行、国际货币基金组织等机构的重视,中国政府更是把消除绝对贫困、全部贫困县摘帽提高到事关全面建成小康社会和实现中华民族伟大复兴的高度来认识。党的十八大以来,各级政府精准施策、各族人民齐心协力,我国扶贫工作取得举世公认的成就,农村贫困发生率从 2012 年的 10.2% 下降到 2019 年的 0.6%。^①

2020 年是我国决胜全面建成小康社会和完成脱贫攻坚任务的收官之年,届时全部贫困县都将实现脱贫摘帽,绝对贫困在我国将成为历史。但是,全面小康社会的建成和精准扶贫目标的实现并不意味着贫困将远离我们而去。究其原因,第一,目前脱贫的基础还不是很牢固,贫

^{*} 本文系国家重点研发项目“金融风险的计量理论和方法”(项目编号:2018YFA0703900)、新疆维吾尔自治区社会科学基金项目“新疆南疆深度贫困地区精准扶贫政策的效果评价与优化路径研究”(项目编号:18BJY031)、新疆维吾尔自治区高校科研计划青年项目“新疆精准扶贫问题研究”(项目编号:XJEDU2017S035)的阶段性研究成果。作者感谢匿名审稿人的宝贵建议。

^① 参见卢映西:《社会制度决定脱贫成效》,《红旗文稿》2020 年第 10 期。

困线附近聚集着大约20%的低收入人口,其中相当一部分人的脱贫还不能完全摆脱各种扶贫政策的支持,对外部冲击的承受能力比较脆弱。新冠疫情、中美贸易摩擦、各种自然灾害的冲击随时可能导致他们返贫。因此,防止脱贫人口的大面积返贫、巩固已经取得的扶贫成果仍将是今后扶贫工作面临的长期艰巨任务。第二,国际经验表明,一个社会不论多么发达,相对贫困和收入分配不公的问题总是存在的。由于我国将长期存在“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”,在消除绝对贫困之后,我国也需要像发达国家一样,将扶贫工作的重心从消除绝对贫困转向应对相对贫困。

目前,学术界流行的贫困测度指标,如贫困率、贫困缺口比、基尼系数等,基本上都是围绕着绝对贫困问题构建的,对贫困、经济增长与收入分配关系的分析也大都基于直觉和经验,严谨的理性和逻辑分析相对欠缺。这就造成在理论分析中规范的成分多于实证的成分,计量模型的构造和变量的选择带有很大随意性,不同的研究者对同一现象往往给出截然不同的分析和解读。

从理论上讲,在一个社会消除绝对贫困之后,绝对贫困的理论和测度就失去了现实基础和应用价值,相对贫困的理论和测度的重要性将凸显出来。针对现有贫困理论的某些缺失,本文试图在区分绝对贫困和相对贫困概念的基础上,基于最优社会福利函数理论,构建贫困发生率、不平等测度和经济发展之间的关系模型,剖析贫困发生率与影响经济发展的其他变量之间的相互作用机理,为相对贫困发生率计量模型的设计和变量选择提供理论支撑。

由于受地理区位优势和政策导向等多种因素的共同影响,我国区域间经济发展不充分不平衡的现象一直比较突出。与东部地区相比,民族地区^①的发展相对滞后,贫困发生率比较高,家庭经济状况易受外部因素冲击。^②民族地区的扶贫攻坚事关决胜全面建成小康社会战略的全局,这就使民族地区的贫困问题研究有了特别重要的现实意义。本文拟以民族地区为对象,通过贫困发生率及其相关因素的实证分析,对贫困发生率理论模型的预测效果做出判断,并指出其政策含义。

一、贫困的概念和测度

(一) 贫困的概念

贫困是一个带有整体性、结构性、多维度的复杂概念,通常被定义为一个个体的生活水平低于可接受的最低生活标准的程度,由社会经济发展水平和收入分配状态决定。^③不同的人站在不同角度会对贫困概念产生不同的理解。由于贫困概念的复杂性,学术界难以形成一个被所有人接受的贫困测度指标体系。尽管如此,为了解贫困产生的原因、发生过程及其影响,在承认国别差异、时空差异的基础上,对贫困概念做出界定和测度仍是有理论和政策含义的。

贫困问题可按绝对贫困和相对贫困的分类进行研究。^④虽然学术界对绝对贫困和相对贫

① 本文的民族地区指内蒙古、广西、新疆、宁夏、西藏五个自治区和云南、贵州、青海三个省。

② 曹可成:《西部地区农村居民收入差距、社会福利及其分解》,《统计与决策》2020年第2期。

③ 参见 P. K. Sen, "The Gini Coefficient and Poverty Indexes: Some Reconciliations," *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 81, No. 396, 1986。

④ 参见 A. Sen, "Issues in the Measurement of Poverty," *Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 81, No. 2, 1979。

困的标准存在很大争议,但越来越多的学者认为,绝对贫困标准是个人或家庭维持生存需要的最低收入门槛,通常可用满足最低生存需要的“一篮子”商品的货币价值衡量。^① 该标准虽然要根据通货膨胀率的变化做出调整,却不随时间和国别的变化而变化。^② 但在实践中,不同的国家、地区和国际组织执行的标准很难保持一致。20世纪80年代世界银行将贫困标准确定为每人每天1美元的生活费,2005年将贫困标准上调至每人每天1.25美元,2015年再次上调贫困标准至每人每天1.9美元。改革开放以来,我国的贫困标准也经历过4次调整,执行过四个不同标准,分别发生在1978—1999年、2000—2007年、2008—2010年和2010年至今。2010年以来,我国执行的标准是年人均可支配收入2300元(按2010年不变价)。我国2010年的贫困发生率,按2008年的旧标准为2.8%,按2010年的新标准为17.2%。

如果一个国家的所有人都摆脱了绝对贫困,那么绝对贫困测度就失去了存在的意义。按世界银行的绝对贫困标准,2016年美国的贫困发生率只有1.2%,但按照相对贫困标准,其贫困发生率是17.8%。^③ 基于这种比较,学者们普遍认为,世界银行的绝对贫困标准对发达国家来说是没有多大意义的。目前,发达国家普遍采用相对贫困标准来确定其贫困发生率。

相对贫困标准是由个人或家庭的基本生活需求决定,它与不平等和剥夺概念有关,随着文化、习惯和特定经济发展水平的变化而变化。由于消费模式的巨大变化,很难对家庭的基本生活需求下一个广泛认可的定义,即使营养学家也无法就不同性别、年龄、职业或生活水平所需的热量达成共识。^④ 经合组织(OECD)以家庭收入中位数的50%为相对贫困标准。陈宗胜等建议将农村人均纯收入均值的40%—50%设为相对贫困线。^⑤ 张青提出将人均收入的1/3至40%作为相对贫困线的设定范围。^⑥ 程永宏等建议按人均收入的50%确定贫困线。^⑦ 美国按家庭的人口构成、年龄构成和婚姻状况制定相对贫困标准。2017年美国一个典型的三口之家(家庭人口3人,户主65岁以下,一个18岁以下儿童)的贫困门槛为19,730美元。^⑧ 随着脱贫攻坚任务的完成和绝对贫困走进历史,2020年之后相对贫困标准在我国经济协调发展的重要性将越来越突出。

(二) 贫困的测度

如果把一个社会的收入分配用一个概率分布来表示,则任何一个贫困测度指标都可看作是该分布的数字特征。假设 ξ 是一个表示个体收入的随机变量,其分布函数为 $F(y) = P\{\xi \leq y\}$,其中 $y \in R^+ = [0, \infty)$,则贫困线 $m(>0)$ 以下的人口占比就是贫困发生率,可表示为:

$$\alpha_m = F(m) \quad (1)$$

贫困发生率是一个既简单又被广泛使用的贫困测度指标。^⑨ 一般而言,它是贫困线的增

① 参见沈扬扬、李实:《如何确定相对贫困标准?——兼论“城乡统筹”相对贫困的可行方案》,《华南师范大学学报》2020年第2期。

② 参见 A. B. Atkinson, *Poverty in Europe*, Blackwell, 1998。

③ ⑧ 参见王哲:《美国的减贫政策体系及启示》,《宏观管理研究》2019年第12期。

④ 参见 P. Ruggles, *Drawing the Line*, Urban Institute Press, 1990。

⑤ 参见陈宗胜、沈扬扬、周云波:《中国农村贫困状况的绝对与相对变动——兼论相对贫困线的设定》,《管理世界》2013年第1期。

⑥ 参见张青:《相对贫困标准及相对贫困人口比率》,《统计与决策》2012年第6期。

⑦ 参见程永宏、高庆昆、张翼:《改革以来中国贫困指数的测度与分析》,《当代经济研究》2013年第6期。

⑨ 参见 P. K. Sen, “The Gini Coefficient and Poverty Indexes: Some Reconciliations,” *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 81, No. 396, 1986。

函数。在其他条件不变的情况下,贫困线越高,贫困发生率越大。^①但贫困发生率既不能完整地刻画一个社会的贫困状态,也不能代表贫困群体的福利水平。作为贫困测度指标,贫困发生率不满足贫困测度的单调性公理和转移公理。单调性公理的含义是,假如其他因素不变,一个收入低于贫困线的人的收入下降,意味着贫困测度的增加。转移公理的含义是,假如其他因素不变,一个收入低于贫困线的人的部分收入转移给比他更富有的人,意味着贫困测度的增加。贫困发生率不满足单调性公理和转移公理的原因在于,穷人的收入在贫困组内的重新分配并不引起贫困发生率的变化,一个穷人的部分财富转移给更富的人也未必引起贫困发生率的上升,但这种分配或转移却意味着贫困人口贫困程度的加深和贫富差距的扩大。

另一个重要的贫困测度指标是贫困缺口比,记为 β_m 。贫困缺口,即贫困标准与贫困人口的平均收入之差,是一个带有量纲的量,不便于用于贫困状态的动态比较和国别比较。与其相关的贫困缺口比是贫困缺口与贫困线的比值,反映了贫困人口摆脱贫困的难易程度,适于贫困状况的动态比较和国别比较。贫困缺口比越大,贫困程度越高,脱贫难度越大。贫困缺口比满足单调性公理但不满足转移公理,它与贫困线、贫困发生率和收入分布的关系为:

$$\beta_m = 1 - m^{-1} [\alpha_m^{-1} \int_0^m y dF(y)] \quad (2)$$

在(1)和(2)的基础上,阿玛蒂亚·森(A. Sen)构造出贫困指数:^②

$$\pi_s = \alpha_m [\beta_m + (1 - \beta_m) G_m] \quad (3)$$

其中, G_m 是对应于贫困人口收入分配的基尼系数。由于 π_s 存在一些不尽人意的地方,高山宪之(Noriyuki Takayama)根据截尾分布构造了新贫困测度 π_T 。^③其与 α_m 、 β_m 和 G_m 的关系是:

$$\pi_T = \alpha_m G_m + \alpha_m (1 - \alpha_m) (1 - \alpha_m \beta_m)^{-1} (\beta_m - G_m) \quad (4)$$

普拉纳布·库马尔·森(P. K. Sen)提出了一个具有稳健性的贫困测度指标:^④

$$\pi^* = \alpha_m \beta_m^{1 - G_m} \quad (5)$$

以上所有指数仅与绝对贫困线以下的人的收入有关,与贫困线之上的人的收入无关,因此,它们只能反映绝对贫困程度,没有抓住相对贫困的特点。要构造既体现绝对贫困,又体现相对贫困的综合贫困测度,需要先确定一个相对贫困线,但相对贫困线的确定也有很大的主观性。需要指出的是,一些贫困测度公理,如单调性公理和转移公理是根据离散型收入分布提出的、关于一个人的收入变化和转移对总体影响的命题。在分布连续的情况下,任何一个个体收入的变化不会改变贫困测度。所以,贫困测度公理对连续型分布未必适用。

二、基于最优社会福利函数的相对贫困测度

从贫困测度指数构造的历史考察可以发现,贫困指数大都是根据学者们的直觉和价值判断构造出来的,具有很强的随意性。这种贫困指数的构造似乎脱离了主流经济学理论框架。主流经济学的一个很突出的特点是经济人行为的理性化,认为一个经济体的总量和结构是市场中的

① ② 参见 A. Sen, "Poverty: An Ordinal Approach to Measurement," *Econometrica*, Vol. 44, No. 2, 1976。

③ 参见 N. Takayama, "Poverty, Income Inequality and Their Measures: Professor Sen's Axiomatic Approach Reconsidered," *Econometrica*, Vol. 47, No. 3, 1979。

④ 参见 P. K. Sen, "The Gini Coefficient and Poverty Indexes: Some Reconciliations," *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 81, No. 396, 1986。

个体优化行为和政府优化行为相互作用的结果,但从贫困测度指标的构建过程丝毫看不到家庭、企业和政府优化行为在收入分配中扮演的角色。根据经济学的基本原理,消费者和企业是追求效用最大化和利润最大化的实体,假如政府的目标是通过各种政策手段实现社会福利最大化,则社会经济结构和收入分布状态可以看作是在个体和政府参与下社会资源优化配置的一种结果。按照这个逻辑,贫困发生率、经济增长和收入分配不平等之间的关系应该建立在经济主体行为假设的基础上。这是审视贫困、收入分配和经济增长之间三角关系的一个新的理论视角。

(一) 贫困、收入与不平等测度的关系的社会福利视角

大量文献将贫困发生率与“贫困—增长—不平等”的三角关系理论联系在一起。^① 这个理论认为:第一,经济增长是发展中国家迅速脱贫的首要原因,经济增长对贫困人口有“涓滴效应”,如同大海里的航船随潮起落,贫困人口的数量也随经济发展水平高低而增减。中国改革开放四十多年,能使 7.6 亿人口脱贫,首先应该归功于经济增长的带动。第二,收入分配对贫困有显著的调节作用。如果一个社会的经济增长伴随着收入不平等程度的下降,则贫困程度将会显著地降低;如果社会平均收入不变,收入不平等程度的下降也会导致贫困程度的下降;最糟糕的情况是经济停滞不前,同时又出现了收入分配两极化,会导致贫困程度加重。

为建立贫困发生率与最低收入、贫困线、平均收入和基尼系数的关系模型,记社会平均收入 $EY = \bar{y}$, y_0 为最低收入者的收入, G 是收入分配的基尼系数, m 为绝对贫困线, $U(\xi)$ 是用来评价个体效用的函数,则贫困发生率可以写成:

$$\alpha_m = P(\xi < m) = P(U(\xi) < U(m)) \quad (6)$$

效用函数表示评价社会福利的价值标准和参照系。赵志君将社会福利函数视为在某些约束条件下社会群体的最大期望效用,得到最优社会福利函数:^②

$$E[U(\xi)] = U(y_0) - y_0 U'(y_0) + U'(y_0)(\bar{y}(1-G)) \quad (7)$$

定义 $\epsilon = U(\xi) - U(y_0) + y_0 U'(y_0) - U'(y_0)(\bar{y}(1-G))$ 为个体效用与社会福利的差值,设其分布函数是 $F_\epsilon(x)$,则个体随机效用函数可表示为:

$$U(\xi) = U(y_0) - y_0 U'(y_0) + U'(y_0)(\bar{y}(1-G)) + \epsilon \quad (8)$$

根据(6)和(8)可得:

$$\alpha_m = F_\epsilon(U(m) - U(y_0) + y_0 U'(y_0) - U'(y_0)\bar{y}(1-G)) \quad (9)$$

(9)表达了贫困发生率(α_m)、贫困线(m)、最低收入(y_0)、平均收入($\bar{y}$)和基尼系数(G)之间的关系。其中,贫困发生率、贫困线、最低收入、平均收入和基尼系数等都是可观测变量,可以用官方统计数据或调查数据进行估计,但偏好和分布函数都是不可观测变量,只有知道了它们的结构和显式表达,才可以对它们进行参数估计。虽然偏好的形式多种多样,但由于分布函数形式由效用函数的形式决定,社会福利函数是由效用函数和分布函数决定的非线性期望,贫困发生率的表达式和社会福利函数的表达式具有很好的稳健性。

从(9)可以推知 $\frac{\partial \alpha_m}{\partial m} \geq 0$, $\frac{\partial \alpha_m}{\partial y_0} \leq 0$, $\frac{\partial \alpha_m}{\partial \bar{y}} \leq 0$, $\frac{\partial \alpha_m}{\partial G} \geq 0$ 。这意味着在最优分配状态下,第一,贫困发生率与贫困线的高低成正比。贫困线越高,贫困发生率越高;贫困线越低,贫困发生率越

① 参见 F. Bourguignon, *The Poverty—Growth—Inequality Triangle*, Paper Presented at the Indian Council for Research on International Economic Relations, New Delhi, 2004。

② 参见赵志君:《收入分配与社会福利函数》,《数量经济技术经济研究》2011年第9期。

低。第二,贫困发生率与最低收入水平有关,提高最低收入导致贫困发生率下降。第三,贫困发生率与人均收入变化的方向相反。人均收入越高,贫困发生率越低。贫困发生率与人均收入的这种关系从理论上诠释了“大河有水小河满”的道理。第四,贫困发生率与基尼系数变化方向一致,表明收入差别越大,贫困发生率越高;收入差别越小,贫困发生率越低。

(二)相对贫困测度与最大可行基尼系数

基尼系数是贫困和社会福利测度不可或缺的重要指标,但迄今为止,国家统计局只公布了部分年度全国居民收入分配的基尼系数,各省区的城乡收入分配的基尼系数不容易获得。如何在数据缺失的条件下估计各地历年的居民收入分配基尼系数就成为一个具有挑战性的现实问题。针对国家统计局公布的城乡居民收入分配的五分法统计资料,胡祖光给出了基尼系数的简易计算公式,发现根据该公式计算的基尼系数与利用原始样本计算的基尼系数相当接近。^① 张磊等针对只有贫富两类群体的社会,提出了最大可行基尼系数的概念和计算公式。^② 假定 y_m 为贫困人口最低生存标准的收入水平, $\bar{y} > 0$ 是社会平均收入水平, N 为全社会人口总规模,而 $\alpha_m > 0$ 是全社会贫困人口占总人口的比重,则在数据缺失条件下,可考虑用模型(10)估计最大可行基尼系数:

$$G^* = \alpha_m \left(1 - \frac{y_m}{\bar{y}} \right) \quad (10)$$

由于贫困测度的相对性和规范性, α_m 的取值在实际计算时具有一定的灵活性。在绝对贫困消除之前, α_m 可视作贫困发生率, G^* 是一个反映绝对贫困和相对贫困测度的综合指标。在绝对贫困消除之后, 贫困发生率 $\alpha_m = 0$, G^* 就失去了测度绝对贫困的意义,但我们仍然可以用它来测度相对贫困,不过 α_m 的含义需要做相应调整。

本文以中位数收入为基准将社会人口分成贫富两部分,计算对应 $\alpha_m = 50\%$ 的最大可行基尼系数。根据我国 2017 年的农村居民收入分配五分组统计, 20% 的低收入组的人均收入是 3302 元。^③ 在全面建成小康社会之后, 国家仍需要关注 20% 的低收入者的生活状态, 使他们的生活境况随着国民经济得到同步改善。因此, 不妨把 20% 的低收入组的平均收入确定为相对贫困标准。

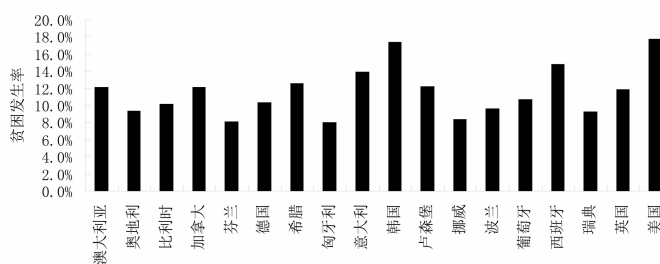


图 1 2017 年部分 OECD 国家贫困发生率^④

① 参见胡祖光:《基尼系数理论最佳值及其简易计算公式研究》,《经济研究》2004年第9期。

② 参见张磊、韩雷、刘长庚:《中国收入不平等可能性边界及不平等提取率:1978~2017》,《数量经济技术经济研究》2019年第11期。

③ 参见国家统计局住户调查办公室编:《中国农村贫困监测报告 2018》,中国统计出版社 2018 年版,第 17 页。

④ 数据来源:OECD 官方网站: <https://data.oecd.org/inequality/poverty-rate.htm#indicator-chart>。

通常,社会对平均收入的关注度比较高,一个群体的平均收入要远大于中位数收入。在常替代弹性偏好和最优社会福利状态下,约 63.2% 的人的收入低于社会平均收入。^① 因此,如果把低收入组 20% 的人口的平均收入作为相对贫困线,则收入低于相对贫困线的人口占比约等于 12.64%。这个数值与 2017 年 OECD 国家 11.6% 的平均相对贫困率比较接近(见图 1)。在某个行业公布平均工资水平后经常有人发出“被平均”的感叹,原因就在于此。

三、贫困发生率模型的计量分析

(一)变量选取

计量模型的构造和变量选取必须以理论为依据。根据贫困发生率模型(9),进入计量模型的首选变量是标准理论模型包含的变量,如贫困线、贫困发生率、最低收入、平均收入和基尼系数等;其次是那些基准模型没有明示但隐含在其他相关理论中的重要变量,如政府税收和转移支付、公路、教育等公共基础设施投资等。根据 2019 年《中国统计年鉴》,民族地区地方本级财政普遍存在巨大缺口,需要中央财政转移支付、债券融资来弥补,因此,财政转移在扶贫中的作用也是计量建模的重要考量。公路、教育等对经济具有直接的拉动作用和间接的外溢效应,也应纳入计量分析的范围。所以,在本文中,计量模型的备选变量包括三类:第一类是理论模型自身所包含的变量,第二类是被其他理论和实证分析证明有意义的辅助变量,第三类是体现地区异质性的截面效应和时间效应变量。

贫困发生率是扶贫工作首要的绩效考核指标,其高低随着历史条件的变化和国别、国情的变化而变化。由于 2010 年前我国执行的贫困标准低于世界银行的标准,贫困发生率可能存在低估现象。按照 1978 年的标准,2007 年我国的贫困发生率已经下降到 1.6%,绝对贫困基本被消除。而按 2008 年的标准,2007 年贫困发生率升至 4.6%,2010 年我国农村贫困人口已经下降到 2688 万人,贫困发生率降至 2.8%。但如果按 2010 年 2300 元的新标准,2010 年我国贫困人口数骤然上升到 16,566 万人,贫困发生率升到 17.2%。

表 1 2010—2019 年民族地区农村贫困发生率

单位: %

年度	国家贫困标准	贫困发生率								
		全国	内蒙古	广西	贵州	云南	西藏	青海	宁夏	新疆
2010	2300	17.2	19.7	24.3	45.1	40	49.2	31.5	18.3	44.6
2011	2536	12.7	12.2	22.6	33.4	27.3	43.9	28.5	18.3	32.9
2012	2673	10.2	10.6	18.0	26.8	21.7	35.2	21.6	14.2	25.4
2013	2736	8.5	8.5	14.9	21.3	17.8	28.8	16.4	12.5	19.8
2014	2800	7.2	7.3	12.6	18.0	15.5	23.7	13.4	10.8	18.6
2015	2855	5.7	5.6	10.5	14.7	12.7	18.6	10.9	8.9	15.8
2016	2952	4.5	3.9	7.9	11.6	10.1	13.2	8.1	7.1	12.8
2017	2952	3.1	2.7	5.7	8.5	7.5	7.9	6.0	4.5	9.9
2018	2995	1.7	1.0	3.3	5	4.8	5.1	2.6	2.2	5.7
2019		0.6	0.11	0.6	0.85	1.8	0	0	0.47	1.2

注:表中 2010—2019 年的贫困标准和贫困发生率数据来源于《中国农村贫困监测报告》(国家统计局住户

① 参见赵志君:《分配不平等与再分配的最优税率结构》,《经济学动态》2016 年第 10 期。

调查办公室编,中国统计出版社出版);2019年的贫困发生率数据来自官方网站。^①

2010年民族地区的农村贫困发生率基本上位于20%—50%之间(见表1),普遍高于全国平均水平。其中,贫困发生率最高的是西藏(49.2%),紧随其后的依次是贵州(45.1%)、新疆(44.6%)、云南(40%),青海、广西、内蒙古和宁夏贫困发生率分别是31.5%、24.3%、19.7%和18.3%。从这些指标可以想见,民族地区减贫任务之繁重、压力之巨大。经过多年扶贫攻坚,2018年民族地区农村贫困发生率都下降至6%以下,其中内蒙古、广西、贵州、云南、西藏、青海、宁夏、新疆的贫困发生率分别是1.0%、3.3%、5%、4.8%、5.1%、2.6%、2.2%、5.7%。2019年全国农村贫困人口进一步下降到551万,贫困发生率下降到0.6%,相应地,民族地区的贫困发生率都下降到2%以下,其中内蒙古、西藏和青海提前实现脱贫目标。

表2 2010—2018年民族地区农村居民人均可支配收入和最大基尼系数 单位:元

年度	变 量	内蒙古	广西	贵州	云南	西藏	青海	宁夏	新疆
2010	人均收入	5530	4543	3472	3952	4139	3863	4675	4643
	基尼系数	0.2920	0.2469	0.1688	0.2090	0.2221	0.2023	0.2540	0.2523
2011	人均收入	6642	5231	4145	4722	4904	4608	5410	5442
	基尼系数	0.3091	0.2576	0.1941	0.2315	0.2415	0.2248	0.2656	0.2670
2012	人均收入	7611	6008	4753	5416	5719	5364	6180	6394
	基尼系数	0.3244	0.2775	0.2188	0.2533	0.2663	0.2509	0.2837	0.2910
2013	人均收入	8985	7793	5898	6724	6553	6462	7599	7847
	基尼系数	0.3477	0.3245	0.2681	0.2965	0.2912	0.2883	0.3200	0.3257
2014	人均收入	9976	8683	6671	7456	7359	7283	8410	8724
	基尼系数	0.3597	0.3388	0.2901	0.3122	0.3098	0.3078	0.3335	0.3395
2015	人均收入	10776	9467	7387	8142	8244	7933	9119	9425
	基尼系数	0.3675	0.3492	0.3068	0.3247	0.3268	0.3201	0.3435	0.3485
2016	人均收入	11609	10359	8090	9020	9094	8664	9852	10183
	基尼系数	0.3729	0.3575	0.3176	0.3364	0.3377	0.3296	0.3502	0.3551
2017	人均收入	12584	11325	8869	9862	10330	9462	10783	11045
	基尼系数	0.3827	0.3697	0.3336	0.3503	0.3571	0.3440	0.3631	0.3664
2018	人均收入	13803	12435	9716	10768	11450	10393	11708	11975
	基尼系数	0.3915	0.3796	0.3459	0.3609	0.3692	0.3559	0.3721	0.3749

注:农村居民人均可支配收入来自《中国统计年鉴》(2011—2019);最大可行基尼系数根据模型(10)和表1、表2中的数据计算得到。

贫困线附近聚集着大量的贫困易感人群。从收入分配的五分组数据可以发现,2017年20%的低收入农民平均收入是3303元,比2995元国家贫困标准高约10%。由此可以推断,分布在20%的低收入组中的农村居民对贫困线特别敏感,而这部分农民中收入低于贫困线者

① 参见内蒙古新闻网:<http://inews.nmgnews.com.cn/system/2020/01/09/012830593.shtml>;广西壮族自治区人民政府门户网站:<http://www.gxzf.gov.cn/gxyw/t5248359.shtml>;贵州省扶贫开发办公室:http://fpb.guizhou.gov.cn/xwzx/zwyw/202003/t20200302_52734098.html;中国新闻网云南频道:<http://www.yn.chinanews.com/news/2020/0612/57455.html>;中国西藏网:http://www.tibet.cn/cn/index/politics/polotocs2/202003/t20200302_6748307.html;人民网青海频道:<http://qh.people.com.cn/n2/2020/0115/c378418-33720260.html>;银川人民政府网:http://www.yinchuan.gov.cn/xwzx/mrdt/202001/t20200114_1921874.html;人民网新疆频道:<http://xj.people.com.cn/n2/2020/0107/c395316-33696617.html>。

需要依靠扶贫才能脱贫。另外,由于 29.5%的可支配收入属于工资性收入(见表 3),主要来自外出打工,受新冠疫情对农民外出打工机会的负面影响,今年扶贫工作面临巨大挑战。

十年来,我国农村人均可支配收入从 2010 年的 6273 元增加到 2019 年的 16,021 元,增幅高达 155%。民族地区八个省区农村居民人均可支配收入的增幅超过全国平均水平,高达 166%(见表 2)。

在 2018 年农村人均可支配收入构成中(见表 3),经营净收入占的比重最大,达到 47.3%;工资性收入的比重次之,为 29.5%;转移净收入的比重占第三位,为 20.9%;财产净收入占比只有 2.3%。农村居民巨大的转移性收入主要来源于各地增加的扶贫投入,包括最低生活保障、扶贫款等人均社会救济和补助款。

表 3 2018 年民族地区农村人均可支配收入及其构成 单位:元;%

	可支配收入	工资性收入	经营净收入	财产净收入	转移净收入
内蒙古	12584	21.1	50.7	4.1	24.1
广西	11325	28.6	45.1	1.6	24.7
贵州	8677	41.3	38.2	0.8	19.7
云南	9862	28.3	54.9	1.8	15.0
西藏	10330	23.5	55.5	1.7	19.3
青海	9462	28.6	39.8	3.4	28.2
宁夏	10738	39.3	39.6	3.0	18.0
新疆	11045	25.3	54.7	2.1	17.9
平均	10503	29.5	47.3	2.3	20.9

数据来源:《中国统计年鉴 2019》。

然而,受改革起步晚、分税制和自然条件的限制,民族地区地方财政自给能力严重不足,财政缺口长期居高不下(见表 4)。2018 年民族地区各省区的财政缺口占财政支出的比重都高于 60%,财政缺口比最高的西藏高达 88.3%,最低的内蒙古也达到了 61.4%。从财政缺口的跨期变化看,民族地区地方财政缺口占比从 2010 年的 70.6%下降到 2014 年 66.6%,此后逐年回升,2018 年达到 71.6%。

表 4 2010—2018 年民族地区地方财政缺口占比 单位:%

年度	内蒙古	广西	贵州	云南	西藏	青海	宁夏	新疆
2010	52.9	61.5	67.3	61.9	93.3	85.2	72.5	70.5
2011	54.6	62.8	65.6	62.1	92.8	84.3	68.8	68.5
2012	54.7	60.9	63.2	62.5	90.4	83.9	69.5	66.6
2013	53.3	58.9	60.9	60.7	90.6	81.8	66.6	63.2
2014	52.5	59.1	61.4	61.7	89.5	81.3	66.0	61.3
2015	53.8	62.7	61.8	61.6	90.1	82.4	67.2	65.0
2016	55.3	65.0	63.4	63.9	90.2	84.4	69.1	68.6
2017	62.4	67.1	65.0	67.0	89.0	83.9	69.6	68.4
2018	61.4	68.3	65.6	67.2	88.3	83.4	68.9	69.3

数据来源:《中国统计年鉴》2011—2019。

由于西部民族地区的地方本级财政无力承担巨大的扶贫资金需求,农民的转移性收入只能依靠中央财政转移资金、中央财政专项资金和债务融资来解决。2017 年,4419.5 亿元的贫困地区贫困县扶贫资金,包括 832.3 亿元的中央财政专项扶贫资金、733.8 亿元中央扶贫贴息

贷款、114.1亿元中央专项退耕还林还草工程补贴、373.4亿元中央拨付的低保资金,省级财政安排的扶贫资金332亿元,国际资金6.9亿元,其他资金2027亿元。扶贫资金投向主要是异地搬迁、村通公路、农业生产、农村中小学建设、农村危房改造、电力基础设施建设和饮用水安全工程等项目,占到扶贫资金的70%以上。^①

基尼系数作为收入不平等测度指标,在许多贫困测度指标和最优社会福利函数中扮演角色,在特殊情况下,甚至可以直接作为贫困指标看待,如高山(Takayama)贫困指数和最大可行基尼系数。考虑到数据的可得性和相对贫困测度的需要,本文根据人均可支配收入和最大可行基尼系数(见表2)计算出社会福利指数(见表5)。容易看出,收入、社会福利指数最高的是内蒙古,最低的是贵州。

表5 2010—2018年民族地区社会福利指数

年度	内蒙古	广西	贵州	云南	西藏	青海	宁夏	新疆
2010	3914.8	3421.7	2886.0	3126.0	3219.4	3081.4	3487.5	3471.4
2011	4588.8	3883.7	3340.7	3629.0	3720.2	3572.0	3973.0	3989.0
2012	5142.2	4340.3	3713.0	4044.8	4196.2	4018.7	4426.7	4533.4
2013	5860.5	5264.5	4317.0	4730.0	4644.5	4599.0	5167.5	5291.5
2014	6388.0	5741.5	4735.5	5128.0	5079.5	5041.5	5605.0	5762.0
2015	6815.5	6161.0	5121.0	5498.5	5549.5	5394.0	5987.0	6140.0
2016	7280.5	6655.5	5521.0	5986.0	6023.0	5808.0	6402.0	6567.5
2017	7768.0	7138.5	5910.5	6407.0	6641.0	6207.0	6867.5	6998.5
2018	8398.8	7714.9	6355.6	6881.5	7222.4	6694.2	7351.3	7484.8

注:根据表2的数据计算得到社会福利指数=人均可支配收入*(1-最大可行基尼系数)。

另外,尽管政府的福利支出对整体收入分配通常会带来更大的后果,来自政府部门和私营部门的慈善也不容忽视,个人和企业的善举对理解贫困现象的复杂性同样至关重要。

(二)模型构造

在变量选择的基础上构建线性或非线性回归分析模型是最常见的计量建模策略。线性回归模型的一个很大局限在于,它要求因变量是定量变量而不能是定性变量。在贫困问题研究中,所谓的“贫”和“富”只能根据事先给定的标准定性地进行区分,但“贫”和“富”出现的概率可以定量表示。由于概率分布函数的取值被限制在0和1之间,计量模型的构造必须同时考虑分布函数的取值范围和它的非线性结构。对于这样的非线性理论模型,如果强行采用泰勒公式化为线性模型处理,必然会丢失原理论模型的某些性质,所以,采用线性回归模型处理此类问题显然是不合适的。

参数化非线性计量模型的具体形式取决于分布函数 $F_e(x)$ 的表达式的选择。根据历史文献,正态分布、Logistic分布和极值分布是三种常见的候选分布类型,对应的计量模型分别是Probit回归、Logistic回归和极值回归。本文假设贫困发生率服从Logistic分布,相应地,贫困发生率的Logistic回归方程可写成如下的线性形式:

$$\ln\left(\frac{p_{it}}{1-p_{it}}\right)=\beta_0+\beta_1 m_{it}+\beta_2 \bar{y}_{it}(1-Gini_{it})+\beta_3 Transfer_{it}+\beta_4 Epop_{it}+\beta_5 College_{it}+\beta_6 Express_{it}+\beta_7 Class1_{it}+\beta_8 Class2_{it}$$

^① 参见国家统计局住户调查办公室编:《中国农村贫困监测报告2018》,第35页。

$$+\beta_9 Sstand_{it}+\beta_{10} Fert_{it}+\beta_{11} Sown_{it}+\beta_{12} X_{it}+\alpha_i+\alpha_t+\mu_t \quad (11)$$

其中, α_i 代表横截面固定效应,服从 $\sum_i \alpha_i = 0$, α_t 代表时间固定效应。 p_{it} 表示贫困发生率, m_{it} 表示贫困线, $Gini_{it}$ 表示基尼系数, $Transfer_{it}$ 表示省区财政转移支付, $Epop_{it}$ 表示受教育人口数, $College_{it}$ 表示大专以上学历人口数, $Express_{it}$ 表示高速公路里程, $Class1_{it}$ 表示一级公路里程, $Class2_{it}$ 表示二等级公路里程, $Sstand_{it}$ 表示等外公路里程, $Fert_{it}$ 表示化肥使用量, $Sown_{it}$ 表示农作物播种面积, X_{it} 表示其他控制变量。另外,根据误差项的自相关程度,可设 μ_t 遵循自回归过程。

(三) 估计结果

我们按照以下步骤寻找与理论预测一致、拟合度好且具有现实意义的回归模型。

第一步,先考虑可支配收入和基尼系数的影响。根据社会福利函数理论,人均可支配收入和基尼系数可以合成社会福利指数 $\bar{y}_{it}(1-Gini_{it})$ 。^① 根据模型(9),贫困发生率随着社会福利的提高而下降,即社会福利指数的回归系数的理论预测值是负的。从分项看,贫困发生率随着人均可支配收入的增加而下降,随着基尼系数的上升而上升,这一理论结果在表6的七个计量模型中都得到了体现,说明 Logistic 回归方程的估计结果与理论预测完全一致,结论相当稳健。另外,表6中模型1的优越性还体现在它的拟合度比较高($R^2=0.83$)。但是,模型1的 $DW=2.46$,与理想的 DW 值偏离的比较大,说明误差项可能存在高度的自相关性。

第二步,为了解决误差项的自相关问题,我们引进误差项的一元自回归项 $AR(1)$,对回归模型进行重新估计,得到了模型2。其 $DW=2.07$,接近2,说明误差项的自相关问题在新模型中被基本消除了,拟合度也略有提高。从模型2可以看到,一元自相关回归模型的回归系数(-0.2379)的绝对值小于1,表明该误差项是一个平稳过程。

第三步,考虑到标准理论模型(9)包含贫困线的作用,将贫困线作为解释变量来对回归模型进行重新估计,得到模型3。易见贫困线的回归系数大于零,意味着贫困发生率随着贫困线的提高而上升。这个结论在后面的模型3—7中都有充分体现,说明计量模型的估计结果与理论预测展现出相当程度的一致性和稳健性。

第四步,在模型3的基础上考虑财政转移支付的作用,得到模型4的回归估计结果。模型4表明,财政转移支付与贫困发生率之间存在正的相关关系。根据理论和经验,这个结果不易解释为财政转移的增加引起贫困发生率的上升,因为财政转移支付实际上是地方贫困状况倒逼中央再分配政策的结果,东部发达地区,如北京、上海、深圳等地的财政自给能力强,基本不需要中央财政转移支付,所以,民族地区财政转移支付居高不下的原因在于地方财政自给能力不足,也是民族地区相对贫困的结果。从模型3和模型4比较中,我们还可以看到,在增加财政转移这个解释变量之后, R^2 仅增加0.3%,说明模型4的解释力比模型3并没有多大提高,财政转移支付对农村贫困的直接影响不是太大。

第五步,人们通常用“要想富,先修路”表达交通基础设施对扶贫有积极作用。当高速公路、一级路、二级路和等外路里程等变量被纳入回归方程后,得到模型5的回归分析结果,表明四类公路里程变量的回归系数均在1%的显著水平上通过t检验,但不同类型的公路对贫困发生率的影响的大小和方向存在差异。其中,高速公路和一级路的符号是负的,二级路和等外公路的符号是正的。由此可以发现,高等级公路建设对减贫的作用是积极的,低等级公路对减贫

① 参见赵志君:《收入分配与社会福利函数》,《数量经济技术经济研究》2011年第9期。

的作用是消极的,即高速公路和一级公路里程的增加更有利于减贫,二级公路和等外公路里程的增加对减贫的效果似乎不明显,甚至是负面的。另外,模型5的解释力比模型3显著地提高了8个百分点,比模型5提高了12个百分点,充分印证了“要想富,先修路”的道理。高等级公路扶贫的正向作用,可能主要源于它为农民工外出打工提供了正向激励,为农产品的外销提供了便利,降低了交易成本,扩大了市场范围,有利于经济主体比较优势的发挥。

表6 Logistic回归模型(11)的计量分析结果

解释变量	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6	模型7
C	1.309691	1.300922					
m			0.000650	0.000652	0.000199	0.000287	0.000399
$\bar{y}(1-Gini)$	-0.000600	-0.000598	-0.000706	-0.000728	-0.000443	-0.000499	-0.000582
TRANSFER				6.02E-05			0.000163
EXPRESS					-1.305801	-0.904956	-1.019572
CLASS1					-0.306878	0.969330	1.443751
CLASS2					0.128042	-0.282830	-0.388729
SSTAND					0.084901	0.149304	0.142218
FERT						0.005839	0.006275
SOWN						-0.000202	-0.000241
AR(1)		-0.237905				0.164427	0.174551
R ²	0.830266	0.841368	0.793704	0.796419	0.918330	0.941629	0.946086
DW	2.460042	2.066861	2.076477	2.026726	1.901831	1.857257	1.85074

注:以上模型回归系数的t检验P-值均小于0.01。

最后,我们考虑农业生产资料对贫困发生率的影响,新的入选变量是化肥使用量和播种面积,估计结果由模型6和模型7给出。这两个模型都表明,化肥使用量的减贫效果是负面的,播种面积的减贫效果是正面的。一方面,化肥使用是农业生产丰收的必要条件,化肥使用量的提高应该有助于农业的增产增收;另一方面,化肥使用量的增加和化肥的频繁涨价加重了农民生产成本负担,很多地方出现了农业生产收益无法覆盖成本的情况,从这个角度就不难理解为什么化肥使用量的增加会引起贫困发生率的上升。播种面积的扩大既是农产品市场向好的信号,也可能是农业规模经济的表现,在市场向好或者在惠农政策力度比较大的情况下,播种面积扩大是土地资源被充分利用和农业生产有利可图的标志。因此,模型6和模型7的估计结果与经验基本相符。需要指出的是,从模型5与模型6和7的对比中,一级公路和二级公路的回归系数出现了不一致性,对此,从理论上不易给出明确的解释。

四、结 论

在我国即将决胜全面建成小康社会和实现全部人口脱贫、全部贫困县摘帽的形势下,绝对贫困在我国即将成为历史,但在未来很长的历史时期,我国仍将面临脱贫人口返贫的问题和巩固已有扶贫成果的任务。为适应新的经济形势,扶贫工作的重心将从解决绝对贫困人口的生存问题转向全社会的高质量发展问题、从摆脱绝对贫困转向帮扶相对贫困。从学术上讲,过去被广泛使用的绝对贫困测度指标体系将不再适用于新时期的相对贫困问题的研究和考核。因此,针对相对贫困问题构建新的贫困经济理论和贫困测度指标体系,就成为学术界必须面对的

重要课题。

本文的主要理论贡献是基于扶贫工作的现状、发展趋势和学术背景,将贫困、收入分配不平等、经济增长等因素纳入统一理论框架,根据最优社会福利函数理论,探索贫困发生率、贫困线、收入水平和不平等测度之间的内在联系和相互作用机制,构建了贫困发生率的理论模型,找到了贫困发生率与贫困线、收入水平和不平等测度之间的关系的非线性表达式。该模型虽然与二元选择 Logistic 回归模型的形式相同,但两者存在本质差异。二元选择模型中的被解释变量只能取值 0 或 1,而本文的 Logistic 回归模型中的贫困发生率可以取区间 $[0,1]$ 中的任何值,且可被直接观察。除了社会福利函数理论中的基本变量之外,根据财政、经济增长等相关理论,政府转移支付、教育、公路基础设施,以及农业化肥使用量和农作物播种面积等因素作为脱贫攻坚的重要因素,也被纳入到了计量分析过程。

基于我国民族地区是精准扶贫的重点区域、贫困线附近人口多、贫困发生率易受外部事件冲击的脆弱性特点,在实证分析中,利用 2010—2019 年民族地区八个省区的面板数据,对计量模型进行估计和检验,进而判断计量分析结果与理论模型的预测是否一致。实证分析结果表明:第一,贫困发生率、贫困线、社会福利指数之间的定性关系与理论模型的预测结果一致。或者说,贫困线的上升和基尼系数的扩大将推高贫困发生率,人均可支配收入的提高将降低贫困发生率,贫困发生率与社会福利指标存在负相关关系。第二,贫困发生率模型的拟合度较高。第三,政府转移支付与贫困率之间只具有微弱的正相关,这种相关不易解释财政转移与减贫的因果关系。第四,当公路建设里程作为解释变量进入到 Logistic 回归模型后,模型的解释力显著提高。第五,当进一步考虑农业化肥使用量和播种面积作为解释变量时可以发现,化肥使用量对减贫有负面作用,播种面积对减贫有正面作用,模型的解释力进一步提高,方程中的回归系数的符号与理论预期完全一致。另外,我们在考虑受教育人口数量和大学生数量对贫困的影响时,发现这两个变量对农村贫困发生率的影响是负面的,这可能是农村对大学生没有吸引力和民族地区人才外流造成的结果。

本文的主要政策含义是,在全面建成小康社会和绝对贫困消除之后,我国还面临防止脱贫人口返贫的问题,脱贫攻坚工作不能放松。在巩固已有精准扶贫成果的基础上,扶贫工作的重心应该从消除绝对贫困人口转向提高相对贫困人口的收入。应该通过改善基础设施、降低交易成本、提供平等市场参与机会来增加工资性收入;通过发展产业增加经营性收入;保持一定强度的财政转移支付,发展社会救济和慈善事业,增加相对贫困人口的转移性收入。今后扶贫工作应重点关注和扶持居民收入分配五分组中 20%的低收入组的居民收入状况,以 20%的低收入组的人均可支配收入作为相对贫困线标准开展工作。

〔责任编辑 马 骅〕