

旅游减贫的门槛效应及其实证检验

——基于中国西部地区省际面板数据的研究*

赵 磊 张 晨

内容提要:基于旅游业减缓农村贫困的重要意义,本文首先引入发展经济学的 FGT 贫困指数,分别从贫困广度、贫困深度和贫困强度三方面对西部地区贫困水平进行了测度分解。然后基于 1999—2014 年中国西部 12 省(市、自治区)的面板数据,以旅游业和经济增长作为门槛变量,通过构建面板门槛回归模型,对西部地区旅游业减缓农村贫困的非线性影响效应进行实证检验。结果表明:(1)旅游业发展水平在减缓农村贫困中呈现明显的门槛效应特征,当发展水平较低时,旅游业可以显著减缓农村贫困广度和深度;但当旅游业发展水平依次跨越门槛值之后,上述贫困减缓效应则不再显著,并且还存在着加剧农村贫困强度的潜在倾向。(2)当人均实际 GDP 低于第一门槛值时,旅游业并未减缓农村贫困广度和深度;当人均实际 GDP 跨越门槛值之后,旅游业减缓农村贫困广度和深度的边际效应呈相反变化;而当人均实际 GDP 处于门槛值 8717 元前后区制时,旅游业对农村贫困强度的影响效应由负转正。(3)以人均 GDP 增长率衡量的经济增长速度对旅游业减缓农村贫困广度、深度和强度具有正向非单调性门槛效应。

关键词:旅游业 农村贫困 FGT 贫困指数 门槛效应

作者简介:赵 磊,浙江工业大学经贸管理学院副教授、博士,310023;

张 晨,浙江工业大学经贸管理学院硕士研究生,310023。

中图分类号:F590.7 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2018)05-0130-16

一、引言

根据联合国开发计划署的报告,近 30 年来,中国帮助超 7 亿人口实现脱贫,完成了全球约三分之二的减贫任务。按照最新农村扶贫标准^①测算,自改革开放以来,中国贫困发生率从 1978 年的 97.5% 降至 2014 年的 7.2%,年均脱贫人口规模达 1945 万人。然而,国际反贫困理论和实践表

* 基金项目:国家社会科学基金“新型城镇化背景下我国旅游业影响经济增长的效应、机制与政策研究”(14CGL023)。作者感谢匿名审稿专家提出的建设性修改意见。文责自负。

^① 1978 年以来,中国政府先后采用过三个贫困标准用于指导扶贫实践活动,分别是“1978 年标准”、“2008 年标准”和“2010 年标准”,最新扶贫标准为每人每年 2300 元(2010 年不变价)。

明,倘若一国的绝对贫困人口总数下降至总人口的10%以下,那么在短期内,剩余的贫困人口将很难通过经济增长摆脱贫困状态,而这部分人口往往长期处于极端贫困之中。究其原因,阿玛蒂亚·森曾提出,贫困最终会形成“基本可行能力的剥夺”,从而使得贫困文化根深蒂固,贫困的攻克也随之变得复杂艰深。目前,中国的极端贫困主要集中在西部地区,^①尤其是西部偏远农村地区和民族地区。这些地区,自然条件恶劣、经济基础薄弱、生产力水平低下、人口恶性负载以及二元经济结构等因素在不同程度上导致西部农村地区劳动力剩余严重、边际生产率较低以及现代经济体系脆弱,尤其是劳动收入水平远远低于全国水平(王大超、马园园,2008)。

如图1所示,1999—2014年,西部地区旅游总收入以年均11.4%的速度增长,旅游总人次从2.22亿提高到24.24亿,旅游外汇收入从13.59亿美元上升至96.92亿美元,国内旅游收入从861.29亿元增加至20676.63亿元,^②旅游业整体规模显著扩张。与此同时,西部地区经济也呈高速增长态势。1999—2014年,西部地区GDP总量由15354亿元增加至138010亿元,增长近9倍,人均GDP年均增速达47.8%。相较而言,农村居民人均纯收入年均增速仅为25.4%。观察西部地区农村恩格尔系数和基尼系数可知,尽管西部地区农村恩格尔系数以年均38.3%的速度下降,但基尼系数却呈现出小幅扩大趋势。换言之,西部地区在经济高速增长的背景下,呈现农村贫困减缓和收入差距扩大并存的现象。

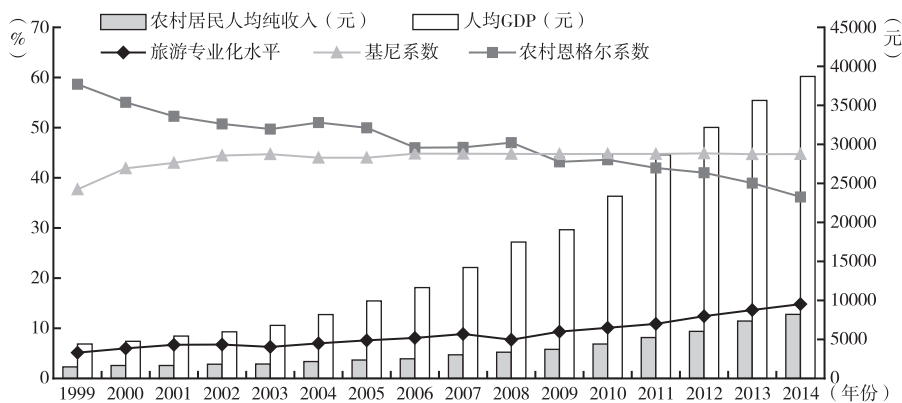


图1 西部地区旅游业、人均GDP和农村相关经济指标变化趋势

为精确识别西部地区农村贫困状况,本文首先引入发展经济学中经典的贫困 Foster-Greer-Thorbecke(FGT)分解指数,在分别测度贫困发生率、贫困深度和贫困强度的基础上,以旅游业和经济增长为门槛变量,并基于1999—2014年西部12个省级单元构成的平衡面板数据,对旅游业减缓农村贫困的非线性效应进行实证检验。本文可能的研究贡献在于:一方面,本文首次基于贫困相对性视角,揭示西部地区旅游业对绝对和相对贫困的减缓效应,尤其是综合考虑了由于农村贫困人口内部存在收入差距所可能导致对贫困减缓的抑制效应;另一方面,鉴于旅游业与贫困减缓关系的复杂性,可以预见的事实是,旅游业对贫困减缓的影响效应并非简单的线性关系,而可能是更为一般的非线性变化,所以引入非线性面板数据模型估计技术对此予以捕捉,以有效提升模型估

① 在“八七扶贫攻坚计划”所列的592个国定贫困县中,有375个位于西部,占比达63.3%。国内18个集中连片贫困地区,有9个位于西部,涉及249个县区。西部地区省份:内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆。

② 数据均来源于西部地区12省份国民经济和社会发展统计公报。

计效率。需要强调的是,尽管着眼西部宏观发展战略,通过发展旅游业来实现农村贫困减缓是拓宽西部地区扶贫模式的有益探索,但在世界范围内缺乏旅游业减缓贫困实证证据的条件下(Mitchell 和 Ashley, 2010),基于中国西部省级面板数据,揭示旅游业减缓农村贫困的影响效应和机制,并试图为其提供相应的经验佐证,不仅可以为现行的旅游反贫困政策提供经验证据,而且也可以为实施以产业发展为导向的农村贫困减缓政策增添来自旅游业的视角。

二、文献综述与理论分析

(一) 文献综述

对旅游业减缓贫困的异质性效应的理解还需建立在贫困人口内部收入不平等的事实基础上,基于贫困的绝对和相对概念,围绕旅游业与贫困减缓关系的实证研究基本可归纳为两支文献。第一支文献以贫困线以下人口所占比例度量绝对贫困水平。既有文献证实,中美洲、非洲和亚洲的部分发展中国家,旅游业发展可以显著降低贫困发生率(Croes 和 Vanegas, 2008; Banerjee 等, 2015)。实际上,由于旅游业减缓贫困的影响机制还需兼顾多种约束因素,所以据此所展开的实证研究结论也不尽一致。Croes(2014)在一项针对尼加拉瓜和哥斯达黎加的对比研究中发现,旅游业可以显著降低尼加拉瓜的贫困发生率,但在经济发展水平相对较高的哥斯达黎加,旅游业的行业薪酬不仅低于全国平均水平,并且也无法创造大量就业,进而难以形成有效的旅游业对贫困的减缓效应。Croes 和 Rivera(2017)运用社会核算矩阵对旅游业减缓贫困的效应进行模拟分析,认为旅游业可以作为厄瓜多尔减缓贫困的可行工具。Kim 等(2016)的研究扩大了样本范围,通过对 1995—2012 年世界 69 个发展中国家旅游业和贫困减缓关系的实证检验发现,当一国人均年收入水平超过一定阈值(3400 美元)之后,旅游业减缓贫困的效应则会由积极转变为消极,并指出旅游业对贫困的减缓效应在经济增长的不同阶段具有显著的差异。事实上,由于受到区位交通、资源禀赋、游客消费、就业薪酬和分配机制等因素的干扰,旅游业对贫困的减缓效应并非一成不变。

由于旅游业可能会存在对不同收入分组贫困人口的系统差异性影响,尤其是旅游业对相对贫困产生减缓效应时,亦会导致收入分配的不平等(Mak, 2013),从而引申出关于旅游业和贫困相对性关系讨论的第二支文献。Blake 等(2008)利用可计算一般均衡模型,对巴西旅游业发展的分配效应进行了评估,模型按收入对家庭进行分组,依次划分为最低收入组、低收入组、中等收入组和高收入组,结果发现旅游业对巴西所有家庭分组均有显著的贫困减缓作用,但旅游业对最低收入组家庭的贫困减缓效应最低。采用类似方法,Wattanakuljarus 和 Coxhead(2008)考察了泰国旅游业对贫困人口的影响,并将家庭按照高低收入和是否从事农业就业划分为四组,研究发现旅游业确实增加了家庭总收入,但旅游业对从事农业生产的低收入组家庭的减贫效应最低,上述过程也随之出现收入差距的恶化。Croes 和 Rivera(2015)认为虽然贫困人口可在旅游业中从事就业并获益,但当经济增长放缓时,参与旅游就业的贫困人口所遭遇的负面冲击也相对较大。上述文献共同反映出一个潜在规律,即旅游业在降低整体贫困发生率的同时,亦伴随着收入分配不平等现象,此规律同样适用于印度尼西亚(Mahadevan 等, 2016)。尽管郭鲁芳、李如友(2016)研究发现中国旅游业对贫困减缓的作用以积极效应为主,但由于他们采用的测度贫困的方法过于笼统,而且其研究仅停留在绝对贫困层面,而抹杀了贫困的相对性,势必无法有效揭示旅游业对贫困的减缓效应。

(二)理论分析

旅游业减缓贫困的影响效应呈现非线性特征,其中“非线性”的表现主要来自:首先,旅游业具有劳动密集型的就业属性,从而使贫困人口可以在参与旅游发展过程中获得更为广泛的正规或非正规的就业机会,但基本的规律是,贫困人口通常仅从事低标准、低技能和低薪酬的工作岗位,俗称“穷忙一族”(Deller,2010)。^①因此,在前期要素驱动旅游业发展模式下,贫困人口往往更易分享到旅游发展红利,而随着旅游业结构转型升级,贫困人口的人力资本素质问题,犹如“玻璃幕墙”将其限定在旅游就业金字塔的底端,进而限制了贫困人口的获利能力,并导致旅游业对贫困的边际减缓效应发生衰减。其次,根据旅游发展的依附理论,贫困地区旅游经济收入的乘数效应和漏损效应始终相伴相生(Incera和Fernández,2015),旅游业减缓贫困的直接收入效应、间接产业波及效应和消费支出诱导效应综合构成旅游经济收入的乘数效应,而贫困地区旅游业过度依赖于外部资本、技术和人才,致使旅游经济利润回流,同时又会引致旅游经济收入的漏损效应(Mitchell和Ashley,2010),两者此消彼长的关系共同主导旅游业对贫困的非线性减缓效应。再次,按照传统的减贫机制,经济增长可以通过多途径的“涓滴效应”惠及贫困人口,并改善其收入和非收入状况(Ahluwalia等,1979),一方面,经济增长水平高时,旅游业不仅可以获得规模扩张所需的需求条件和供给要素,而且旅游业减缓贫困的渠道传导效率也相对较高,所以旅游业对贫困的减缓贡献也会相应较大;另一方面,倘若旅游业长期作用于目的地经济系统,则会产生旅游业减缓贫困的动态效应,例如,目的地发展旅游业刺激经济增长,同时可以产生大量外部投资,这些投资无论来自私人部门,还是公共部门,贫困地区均可从中获得较为长远的发展利益(Nowak等,2007)。当然,旅游业减缓贫困的边际效应并非与经济增长持续保持一致关系,当经济增长到一定程度之后,伴随着贫困发生率的下降,贫困人口主要以极端贫困为主,囿于能力缺乏等原因,此类人群被长期锁定在“贫困陷阱”,旅游业对贫困的减缓效应也会随之减弱。

三、农村贫困测度

(一)FGT 贫困指数测度方法

基于以上分析,本文选取 Foster 等(1984)开发的具有良好的可分可加性的 FGT 贫困指数对西部地区省际农村贫困水平进行测度,该方法能对整体贫困进行组别分解,即满足所谓的分组一致性条件,尤其是可以反映不同组别之间的贫困差异性,避免依赖贫困发生率单一指标表征贫困,因而可以合理地刻画西部地区农村的绝对贫困和相对贫困水平。FGT 贫困指数的连续形式为:

$$P_{\alpha}(x, z) = \int_0^z \left[\frac{z-x}{z} \right]^{\alpha} f(x) dx \quad \alpha \geq 0 \quad (1)$$

其中, x 表示贫困人口收入; z 表示贫困线; $f(x)$ 表示居民收入累积分布函数的概率密度; α 表示贫困厌恶系数,其值越高,表明贫困指数对贫困人口内部收入不平等的敏感性越高。当 $\alpha = 0$ 时, P_0 为贫困发生率,用 H 表示,作为贫困广度指标,反映贫困线以下人口占总人口的比例;当 $\alpha = 1$ 时, P_1 为贫困缺口,用 PG 表示,作为贫困深度指标,反映贫困人口收入与贫困线之间的相对距离,该指标不再只考虑贫困人口数量的变化,而且还关注贫困人口内部收入或消费的变化,其经济

^① “穷忙一族”在原文中的表述为“burger-flippers”以及“chambermaids”。

含义为将所有贫困人口的收入提高至贫困线水平所需要支付的扶贫资金比例;当 $\alpha = 2$ 时, P_2 为平方贫困缺口,用 SPG 表示,作为贫困强度指标,该指标在加权平均时赋予了极端贫困人口更大的权数,揭示了贫困人口内部的收入差距问题。

FGT 贫困指数的测算依赖于对收入累积分布函数的估计,通常是基于两种参数化的洛伦兹曲线拟合实现,原因在于作为不同方式刻画居民收入分配状况的收入累积分布函数和洛伦兹曲线之间实际上存在等价性,由此对 FGT 指数的统计便可转化为如下两个基本方程:

$$L = L(p, \pi) \quad (2)$$

$$P = P(\mu/z, \pi) \quad (3)$$

式(2)中, L 为累积收入分布比例, P 为累积人口比例, π 为洛伦兹曲线的待估参数向量。式(3)中, μ 为居民人均收入水平。

(二)数据说明与处理

FGT 贫困指数测算的核心思想是基于收入分组数据首先估算出概率密度函数,然后再计算相应的贫困指数,从而可以提高贫困测度的精确性。因此,本文选取西部地区各省统计年鉴所公布的农村人均纯收入分组数据,其中部分缺失值,采用农村收入分组数据相对于城镇收入分组数据的比例予以估算。^① 如果同时缺失农村和城镇收入分组数据,则依据相应组内农村人均纯收入平均增长率进行补充。^② 关于贫困线标准的选择,本文采用国家统计局公布的最新贫困线标准,即“2010 年标准”,采用 2010 年农村人均年纯收入 2300 元作为贫困线参考,并依据居民消费价格指数(1999 = 100)调整历年的中国贫困线,以消除通胀的影响。

(三)测度结果分析

如图 2 所示,1999—2014 年,在西部地区整体层面上,分别以贫困发生率、贫困缺口指数和平方贫困缺口指数所衡量的农村贫困广度、贫困深度和贫困强度基本呈现出一致性的下降趋势。其

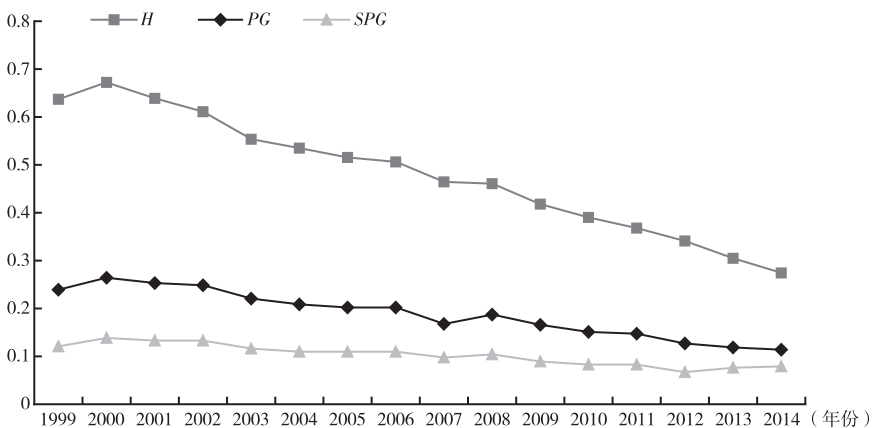


图 2 西部地区农村 FGT 贫困指数变化情况

① 当我们控制时间和省份效应之后,发现农村收入的不同分组数据均值与城镇收入的不同分组数据均值之间存在某种大致的变动规律,即西部地区省份农村收入不同分组数据均值约为城镇收入不同分组数据均值的 20% 左右。需估算的部分省份缺失数据:重庆(1999—2003 年)、四川(1999—2002 年)、贵州(2000—2009 年)、云南(1999—2010 年)、西藏(1999—2014 年)、甘肃(2004—2006 年)、青海(2000—2012 年)、宁夏(1999—2014 年)、新疆(2013 年)。

② 缺失数据如下:内蒙古(2014 年)、云南(2011—2014 年)、甘肃(1999—2003 年)、青海(2013—2014 年)。

中,贫困发生率从 1999 年的 0.636 下降到 2014 年的 0.274,平均降幅为 5.4%;贫困深度从 1999 年的 0.242 下降到 2014 年的 0.117,平均降幅为 4.4%;贫困强度从 1999 年的 0.123 下降到 2014 年的 0.080,平均降幅为 2.4%。对比来看,贫困发生率平均降幅最大,其次为贫困强度,最后为贫困深度,说明在样本期内,中国西部地区农村贫困发生的广度显著被遏制,整体贫困规模得到了有效控制;同时,相对于贫困深度,贫困强度的缓解程度更高,说明西部农村极端贫困人口的收入状况改善明显,最终使得农村贫困人口内部的收入不平等程度在整体上也有所降低。然而,需要注意的是,2012—2014 年,西部地区农村贫困强度则出现显著的上升趋势,这说明近年来极端贫困人口的收入状况开始恶化,西部农村贫困人口内部的收入不平等现象开始加剧。

四、研究设计

(一)模型设定

为了实证检验西部地区旅游业与农村贫困减缓之间的关系,本文首先建立西部地区旅游业减缓农村贫困的线性面板数据模型:

$$H_{it} = \alpha_h + \beta_h tour_{it} + \delta_h X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$PG_{it} = \alpha_{pg} + \beta_{pg} tour_{it} + \delta_{pg} X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$SPG_{it} = \alpha_{spg} + \beta_{spg} tour_{it} + \delta_{spg} X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中, H 为农村贫困发生率; PG 为农村贫困深度; SPG 为农村贫困强度; $tour$ 为旅游业发展水平; X 为一组影响农村贫困程度的控制变量集,包括财政支农、交通密度、产业结构、城镇化和人力资本。下标 i 和 t 分别表示省份和时间。

依据文献梳理与理论分析,为了考察西部地区旅游业对农村贫困减缓的非线性门槛效应,借鉴 Hansen(1999)提出的面板门槛回归模型,分别以旅游业发展水平和经济增长水平为门槛变量,本文建立西部地区旅游业影响贫困减缓的门槛模型如下:

$$H_{it} = \mu_i + \beta_{h1} tour_{it} \cdot I(Y_{it} \leq \gamma_1) + \beta_{h2} tour_{it} \cdot I(\gamma_1 < Y_{it} \leq \gamma_2) + \dots + \beta_{hn} tour_{it} \cdot I(\gamma_{n-1} < Y_{it} \leq \gamma_n) + \beta_{h(n+1)} tour_{it} \cdot I(Y_{it} > \gamma_n) + \delta_h X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

$$PG_{it} = \mu_i + \beta_{pg1} tour_{it} \cdot I(Y_{it} \leq \gamma'_1) + \beta_{pg2} tour_{it} \cdot I(\gamma'_1 < Y_{it} \leq \gamma'_2) + \dots + \beta_{pgn} tour_{it} \cdot I(\gamma'_{n-1} < Y_{it} \leq \gamma'_n) + \beta_{pg(n+1)} tour_{it} \cdot I(Y_{it} > \gamma'_n) + \delta_{pg} X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

$$SPG_{it} = \mu_i + \beta_{spg1} tour_{it} \cdot I(Y_{it} \leq \gamma''_1) + \beta_{spg2} tour_{it} \cdot I(\gamma''_1 < Y_{it} \leq \gamma''_2) + \dots + \beta_{spgn} tour_{it} \cdot I(\gamma''_{n-1} < Y_{it} \leq \gamma''_n) + \beta_{spg(n+1)} tour_{it} \cdot I(Y_{it} > \gamma''_n) + \delta_{spg} X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

其中, Y_{it} 为门槛变量; γ_1 、 γ_2 、 \dots 、 γ_n 为 $n+1$ 个门槛区间下的门槛值; β_1 、 β_2 、 \dots 、 β_{n+1} 为不同门槛区间下的估计系数; $I(\cdot)$ 为示性函数,若门槛变量满足条件时,则示性函数值为 1,否则为 0。

根据 Hansen(1999)的研究,动态面板门槛回归模型可以无须给定非线性方程的具体形式,并且门槛值个数完全由样本数据内生决定,另外还可以有效克服因反向因果、测量误差或遗漏变量所产生的模型内生性偏误,所以本文采用广义矩(GMM)估计方法,使用 $tour$ 的滞后一阶($tour_{it-1}$)和滞后二阶($tour_{it-2}$)作为工具变量对上述计量模型进行估计。

(二) 变量选取

1. 被解释变量。参照张萃(2011)、Njoya 和 Seetaram(2017)测度贫困水平的方法,本文采用 FGT 贫困指数所分解的贫困广度、贫困深度和贫困强度作为被解释变量,三类指数均为负向指标,指数上升表明贫困恶化。

2. 核心解释变量。参照 Fayissa 等(2009)、Adamou 和 Clerides(2010)度量旅游业发展水平的做法,本文采用旅游专业化水平,即省份旅游总收入占 GDP 的比值予以度量,并采用 GDP 指数以 1999 年为基期进行平减。

3. 门槛变量。如前文所述,由于受到内外部因素约束,西部地区旅游业对农村贫困减缓的影响效应可能存在一般意义上的非线性特征,并且另需兼顾经济增长对减缓贫困的“涓滴效应”,因此本文分别选取旅游业和经济增长作为门槛变量。遵循陆铭、陈钊(2004)的处理方法,同时为了尽可能地反映经济增长水平和速度对旅游业减缓贫困机制的影响,本文分别采用人均实际 GDP 自然对数($pgdp$)和人均 GDP 增长率($rgdp$)作为经济增长的度量指标。之所以加入人均 GDP 增长率作为门槛变量来反映经济增长速度,是考虑到“九五”时期以后,我国一直在经济增长方式转型的道路上不断探索前行,特别是在近期经济增速放缓的前提下,旅游业对贫困减缓会存在何种变化,也是本文需要关注的现实问题。

4. 控制变量。为了缓解遗漏变量所可能产生的估计偏误,避免对实证检验结果的有效性产生严重影响,我们还需将影响农村贫困的一系列相关宏观控制变量纳入门槛模型中。除经济增长变量之外,其余控制变量主要包括:(1)财政支农(gov)。根据财政支农的减贫理论,财政支农减缓农村贫困主要是通过促进农业增长和政府财政转移支付来实现增收(秦建军、武拉平,2011)。参考既有文献(苏静等,2013),本文选用“宽口径”的财政农业支出与农业总产值的比值进行度量。由于统计口径变化,本文所采用的财政支农数据 1999—2002 年为支援农村生产支出、农业综合开发支出和农林水利气象等部门的事业费之和,2003—2006 年为农业支出、林业支出和水利气象支出之和,2007—2014 年为农林水事务支出。(2)交通密度(tra)。交通基础设施可以促进生产要素的合理分配,显著提升农业生产率,是拉动农村经济增长的长期动力(李慧玲、徐妍,2016)。参照已有研究(赵东喜,2008),本文采用铁路里程数、公路里程数和内河航运里程数总和除以省份国土面积衡量。(3)产业结构(ind)。经济增长的部门结构能够影响农村贫困减缓,尤其是第三产业在农村地区的劳动密集程度更高,且第三产业对农村贫困的减缓效应大于其他产业(单德朋,2012)。与胡文骏(2017)的处理方法类似,本文采用第三产业就业人数占总就业人数的比重衡量。(4)城镇化率(urb)。城镇化进程有利于改善农村居住环境、增加农村就业机会和活跃农村生产要素流动,进而促进农村贫困减缓(崔艳娟,2014)。为避免城镇化水平被低估,参考部分文献(余凤龙等,2014;唐云锋、马春华,2017),本文采用城镇户籍人口占总人口比重衡量。(5)人力资本(edu)。教育在消除长期性贫困方面具有长期性质和溢出效应,尤其是通过教育获得人力资本质量提升,是减缓农村贫困的内生动力(林迪珊等,2016)。本文选择人均受教育年限衡量。

(三) 数据来源

本文实证分析的研究样本覆盖 1999—2014 年中国西部地区 12 个省(市、自治区)的数据资料。同时,涵盖 12 个省级单元的旅游业和农村贫困数据,能够全面地反映中国西部地区旅游业与农村贫困减缓关系的基本情况。旅游业数据来源于历年《中国旅游年鉴》,其他原始数据来源于历年《中国统计年鉴》和国研网宏观经济数据库。

五、实证结果分析

(一) 门槛效应检验

根据 Hansen(1999)的思路,门槛模型检验包括门槛效应显著性检验和门槛估计值检验。首先对门槛效应进行显著性检验,目的是识别门槛的个数,以便确定门槛模型的设定形式。分别以旅游业和经济增长为门槛变量,依次在不存在门槛、单一门槛与双重门槛的设定下分别对方程(7)、(8)和(9)进行估计。表 1 报告了三个门槛模型检验的 F 统计量和采用自抽样法(Bootstrap)模拟得到的 P 值。首先,以旅游业作为门槛变量时,旅游业在 5% 的显著性水平上分别对贫困广度和贫困深度呈现单一门槛效应和双重门槛效应,而在 10% 的显著性水平上对贫困强度呈现三重门槛效应。其次,以经济增长水平(人均实际 GDP)作为门槛变量时,旅游业在 5% 的显著性水平上对贫困广度和贫困深度均呈现出双重门槛效应,在 1% 的显著性水平上也对贫困强度具有双重门槛效应。最后,以经济增长速度(人均 GDP 增长率)作为门槛变量时,旅游业在 5% 的显著性水平上对贫困广度和贫困深度均呈现双重门槛效应,但对贫困强度则呈现单一门槛效应。

表 1 门槛效应检验

| 门槛变量 | 门槛数 | 被解释变量 | | |
|------|------|------------|------------|------------|
| | | H | PG | SPG |
| tour | 单一门槛 | 15.112 ** | 7.065 * | 6.080 |
| | 双重门槛 | 3.593 | 5.762 ** | 7.853 * |
| | 三重门槛 | 4.512 | 3.976 | 5.297 * |
| pgdp | 单一门槛 | 24.055 *** | 16.137 *** | 26.342 *** |
| | 双重门槛 | 6.677 ** | 5.374 ** | 19.359 *** |
| | 三重门槛 | 3.845 | 4.373 | 2.672 |
| rgdp | 单一门槛 | 3.340 | 10.306 ** | 18.611 ** |
| | 双重门槛 | 4.569 ** | 7.727 ** | 4.577 |
| | 三重门槛 | 3.535 | 1.791 | 1.068 |

注:P 值与临界值均为采用 Bootstrap 反复抽样 300 次得到的结果;*** ** * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的统计水平上显著。下表同。

门槛效应检验过后,需要对门槛模型的门槛值进行识别,主要采用基于最小二乘的似然比统计量对相应门槛值进行识别。对于任意给定的 γ 值,可通过最小二乘法获得相应的估计系数 $\hat{\beta}(\gamma)$ 以及残差平方和 $SSR(\gamma)$,进一步采用逐步搜索法最小化 $SSR(\hat{\gamma})$,即 $\hat{\gamma} = \text{argmin}SSR(\gamma)$,最终得到 $\hat{\beta}(\hat{\gamma})$,当原假设 $H_0: \gamma = \hat{\gamma}$ 成立时,利用似然比统计量 $LR(\gamma) = [SSR(\gamma) - SSR(\hat{\gamma})] / \hat{\sigma}^2$ 构造出 γ 的置信区间。

(二) 旅游业门槛效应模型估计结果

出于对比分析的考虑,表 2 首先报告了西部地区旅游业与农村贫困减缓关系的线性模型估计结果。由表 2 可知,在以贫困广度和贫困深度为被解释变量时,旅游业估计系数均在 1% 的水平上高度显著;以贫困强度为被解释变量时,旅游业估计系数在 5% 的水平上具有显著性。这说明在样本期间,当其他条件不变时,西部地区旅游业对农村贫困减缓具有积极意义,并且当旅游业水平提

表 2 线性模型和旅游业门槛模型 GMM 估计结果

| 变量 | 线性模型 | | | 门槛模型 | | |
|--|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|
| | <i>H</i> | <i>PG</i> | <i>SPG</i> | <i>H</i> | <i>PG</i> | <i>SPG</i> |
| <i>tour</i> | -0.821 *** (0.195) | -0.448 *** (0.104) | -0.197 ** (0.081) | | | |
| <i>pgdp</i> | -0.272 *** (0.048) | -0.131 *** (0.025) | -0.073 *** (0.019) | -0.288 *** (0.047) | -0.138 *** (0.025) | -0.013 (0.018) |
| <i>gov</i> | 0.162 *** (0.042) | 0.081 (0.023) | 0.021 (0.018) | 0.145 *** (0.043) | 0.065 (0.022) | 0.003 (0.014) |
| <i>tra</i> | -0.364 *** (0.096) | -0.160 *** (0.051) | -0.114 *** (0.039) | -0.315 *** (0.093) | -0.143 *** (0.050) | -0.069 ** (0.033) |
| <i>ind</i> | -0.156 (0.128) | -0.072 (0.068) | 0.002 (0.053) | -0.114 (0.123) | -0.012 (0.068) | -0.069 (0.042) |
| <i>urb</i> | -0.167 ** (0.083) | -0.024 * (0.044) | -0.001 (0.034) | -0.191 ** (0.082) | -0.042 ** (0.043) | 0.027 ** (0.027) |
| <i>edu</i> | -0.049 *** (0.014) | -0.013 * (0.007) | 0.001 (0.006) | -0.055 ** (0.013) | -0.018 ** (0.007) | -0.011 ** (0.005) |
| <i>tour</i> · <i>I</i> (<i>tour</i> ≤ 0.082) | | | | -0.516 ** (0.202) | | |
| <i>tour</i> · <i>I</i> (<i>tour</i> > 0.082) | | | | 0.621 (0.407) | | |
| <i>tour</i> · <i>I</i> (<i>tour</i> ≤ 0.073) | | | | | -0.257 ** (0.113) | |
| <i>tour</i> · <i>I</i> (0.073 < <i>tour</i> ≤ 0.207) | | | | | 0.460 (0.254) | |
| <i>tour</i> · <i>I</i> (<i>tour</i> > 0.207) | | | | | 0.169 (0.213) | |
| <i>tour</i> · <i>I</i> (<i>tour</i> ≤ 0.038) | | | | | | -0.115 (0.074) |
| <i>tour</i> · <i>I</i> (0.038 < <i>tour</i> ≤ 0.083) | | | | | | 0.766 ** (0.295) |
| <i>tour</i> · <i>I</i> (0.083 < <i>tour</i> ≤ 0.207) | | | | | | 0.162 (0.149) |
| <i>tour</i> · <i>I</i> (<i>tour</i> > 0.207) | | | | | | 0.032 (0.103) |
| R ² | 0.835 | 0.749 | 0.519 | 0.851 | 0.769 | 0.721 |
| N | 192 | 192 | 192 | 180 | 180 | 180 |
| Sargan(P) | | | | 0.758 | 0.534 | 0.776 |

注:括号内为标准差。下表同。

高 1% 时, 会相应减缓农村贫困广度、深度和强度, 三者分别降低 0. 821%、0. 448% 和 0. 197%。与此同时, 从旅游业估计系数的绝对值来看, 旅游业对农村贫困广度、深度和强度的减缓弹性也在依次递减, 说明西部地区旅游业对农村贫困减缓的线性影响效应存在衰减现象。对此也不难理解, 国际反贫困的相关理论和实践表明, 当一国绝对贫困发生率低于 10% 时, 在短期内, 剩余极端贫困人口将会遭遇“贫困陷阱”, 因而很难摆脱贫困状态。但不容忽视的是, 由于旅游业可以显著减缓农村贫困深度, 说明西部地区通过发展旅游业可以帮助处于贫困线附近的农村贫困人口减缓贫困, 甚至摆脱贫困, 这也为西部实施旅游反贫困政策提供了实证依据。更为关键的是, 由于旅游业对贫困强度的减缓效应要弱于对贫困深度的影响效应, 进而反映出在西部地区旅游业显著促进整体贫困发生率下降, 以及缩小贫困缺口差距的同时, 亦伴随出现农村贫困人口内部的收入差距扩大或者分配不平等现象, 主要表现为旅游业对具有相对较高收入的一般贫困人口的惠及效应要高于极端贫困人口。Njoya 和 Seetaram (2017) 利用动态可计算的一般均衡模型模拟发现, 在肯尼亚农村地区, 旅游业对贫困广度、深度和强度的减缓效应分别为 -0. 09、-0. 34 和 -0. 21, 由此也进一步证实了本文研究发现的规律性。

门槛效应检验结果表明, 旅游业和经济增长对旅游业影响农村贫困减缓机制具有不同的门槛效应。接下来分别以旅游业和经济增长为门槛变量, 对西部地区旅游业减缓农村贫困的非线性门槛效应进行实证检验。表 2 同时报告了根据旅游业门槛值的确定, 在内生性地划分门槛区间的情况下, 西部地区旅游业减缓农村贫困的门槛模型参数估计结果。表 2 显示, 西部地区旅游业对农村贫困广度、深度和强度的减缓效应显著地存在基于自身发展水平的门槛效应。首先, 在绝对贫困层面, 旅游业对农村贫困广度的减缓效应存在单一门槛特征。当以旅游专业化衡量的旅游业发展水平低于门槛值 0. 082 时, 旅游业对农村贫困广度具有显著的减缓效应, 影响系数为 -0. 516, 并在 5% 的水平上显著, 而当旅游业发展水平跨越门槛值时, 旅游业不再显著减缓农村贫困广度。其次, 在相对贫困层面, 旅游业对农村贫困深度的减缓效应存在双重门槛特征。当旅游业发展水平低于第一门槛值 0. 073 时, 旅游业可以显著减缓农村贫困深度, 旅游业发展水平提高 1% 时, 则会相应促进农村贫困深度下降 0. 257%; 而当旅游业进入第一门槛值 0. 073 与第二门槛值 0. 207 区制时, 甚至跨越第二门槛值时, 在后续两个区制内, 旅游业估计系数为正, 但并不显著。最后, 尽管旅游业对农村贫困强度的减缓效应存在三重门槛特征, 但仅在低于第一门槛值 0. 038 时, 表现出对农村贫困强度微弱而不显著的负向影响效应; 当进入第一门槛值 0. 038 与第二门槛值 0. 083 区制时, 旅游业则显著地加剧了农村贫困强度; 当旅游业发展水平分别跨越第二门槛值 0. 083 和第三门槛值 0. 207 时, 旅游业则表现出对农村贫困强度并不显著的正向影响效应。

(三) 经济增长门槛效应模型估计结果

表 3 报告了西部地区旅游业对农村贫困的减缓效应基于以人均实际 GDP 衡量经济增长水平的多重门槛模型参数估计结果。在静态的经济增长意义上, 首先, 旅游业对农村贫困广度的减缓效应存在双重门槛特征。当人均实际 GDP 低于门槛值 3689 元时, 旅游业并不能显著降低绝对贫困发生率, 而当人均实际 GDP 进入第一门槛值 3689 元与第二门槛值 4885 元区制, 或者跨越第二门槛值之后, 旅游业估计系数分别为 -0. 553 和 -0. 773, 且均在 1% 的水平上显著为负, 说明当人均实际 GDP 进入更高的门槛区制时, 旅游业发展水平提高 1%, 则会相应促进农村贫困广度减缓 0. 553% 和 0. 773%, 旅游业对农村贫困广度的减缓效应逐渐增强。其次, 同样在经济增长水平对旅游业影响农村贫困深度减缓机制具有双重门槛效应的条件下, 旅游业对农村贫困深度的非线性减缓效应也呈现出与农村贫困广度相反的变动规律。即当人均实际 GDP 低于门槛值 6180 元时,

旅游业估计系数并无统计显著性;而当人均实际 GDP 分别跨越第一门槛值 6180 元和第二门槛值 7927 元时,旅游业对农村贫困深度减缓的边际促进效应出现衰减。另外,旅游业对农村贫困强度的减缓效应存在基于经济增长水平的三重门槛特征。当人均实际 GDP 在第一门槛值 6192 元和第二门槛值 8717 元所构成的两个区制内时,旅游业估计系数分别为 -0.175 和 -0.128 , 分别在 5% 和 10% 的水平上显著;而当人均实际 GDP 跨越第二门槛值之后,旅游业则开始转为显著地加剧农村贫困强度。显然,当人均实际 GDP 在不同区制时,旅游业对农村贫困的减缓效应存在显著的非线性门槛特征。

表 3 经济增长水平门槛模型 GMM 估计结果

| 变量 | <i>H</i> | <i>PG</i> | <i>SPG</i> |
|---|-----------------------|-----------------------|----------------------|
| $tour \cdot I(pgdg \leq 8.213)$ | -0.241 (0.266) | | |
| $tour \cdot I(8.213 < pgdg \leq 8.494)$ | -0.553 *** (0.154) | | |
| $tour \cdot I(pgdg > 8.494)$ | -0.773 *** (0.171) | | |
| $tour \cdot I(pgdg \leq 8.729)$ | | 0.083 (0.185) | |
| $tour \cdot I(8.729 < pgdg \leq 8.978)$ | | -0.521 *** (0.111) | |
| $tour \cdot I(pgdg > 8.978)$ | | -0.439 *** (0.091) | |
| $tour \cdot I(pgdg \leq 8.731)$ | | | -0.175 ** (0.070) |
| $tour \cdot I(8.731 < pgdg \leq 9.073)$ | | | -0.128 * (0.066) |
| $tour \cdot I(pgdg > 9.073)$ | | | 0.531 *** (0.143) |
| R^2 | 0.918 | 0.843 | 0.829 |
| <i>N</i> | 180 | 180 | 180 |
| Sargan (<i>P</i>) | 0.779 | 0.709 | 0.747 |

表 4 报告了西部地区旅游业对农村贫困的减缓效应基于以人均 GDP 增长率衡量经济增长速度的多重门槛模型参数估计结果。在动态的经济增长意义上,首先,旅游业对农村贫困广度的减缓效应存在双重门槛特征。当经济增长速度依次处在第一门槛值 0.088 和第二门槛值 0.143 所构成的三个区制时,旅游业估计系数均在 1% 的水平上具有统计显著性,旅游业发展水平提高 1%, 依次促进农村贫困广度减缓 0.491%、0.672% 和 0.89%。其次,与贫困广度类似,当经济增长速度分别位于第一门槛值 0.108 和第二门槛值 0.138 构成的三个区制时,旅游业发展水平提高 1%, 可以显著减缓农村贫困深度,依次降低 0.338%、0.535% 和 0.681%。最后,旅游业对农村贫困强度的

减缓效应存在单一门槛特征。当经济增长速度低于门槛值 0.107 时,旅游业估计系数为负,但不具有统计显著性;而当经济增长速度跨越门槛值后,旅游业估计系数则在 1% 的水平上显著,并且旅游业提高 1%,可以显著促进贫困强度降低 0.582%。

表 4 经济增长速度门槛模型 GMM 估计结果

| 变量 | H | PG | SPG |
|---|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| $tour \cdot I(rgdp \leq 0.088)$ | -0.491 *** (0.163) | | |
| $tour \cdot I(0.088 < rgdp \leq 0.143)$ | -0.672 *** (0.145) | | |
| $tour \cdot I(rgdp > 0.143)$ | -0.890 *** (0.169) | | |
| $tour \cdot I(rgdp \leq 0.108)$ | | -0.338 *** (0.093) | |
| $tour \cdot I(0.108 < rgdp \leq 0.138)$ | | -0.535 *** (0.082) | |
| $tour \cdot I(rgdp > 0.138)$ | | -0.681 *** (0.102) | |
| $tour \cdot I(rgdp \leq 0.107)$ | | | -0.114 (0.087) |
| $tour \cdot I(rgdp > 0.107)$ | | | -0.582 *** (0.179) |
| R ² | 0.844 | 0.857 | 0.829 |
| N | 180 | 180 | 180 |
| Sargan(P) | 0.586 | 0.767 | 0.747 |

(四)进一步分析

在控制了外部宏观约束变量的情况下,当旅游业处于起步阶段时,旅游业对农村贫困广度和深度具有显著的减缓效应,即旅游业可以减少农村贫困人口规模,并且缩小贫困缺口,但同时也可能加剧农村极端贫困状态。随着旅游业规模的不断扩张,旅游业对农村贫困的减缓效应却不再显著。在旅游业发展初期,农村贫困人口可以广泛参与各类旅游非正规和正规就业,旅游业劳动密集型的行业特点被表现得淋漓尽致,大部分贫困人口因此获得了新的生计选择,并且相应增加了家庭劳动和非劳动收入。然而,根据阿玛蒂亚·森的能力贫困理论,极端贫困人口由于不具备“基本可行能力”而处于被“剥夺”状态,进而被长期锁定在“贫困陷阱”,由于技能缺乏、权利劣势、性别歧视和身体素质等条件限制,最终导致极端贫困人口无法通过参与旅游经营活动而获利,甚至会加剧此类人群的相对贫困状态。至于西部地区旅游业发展水平越高,对农村贫困的减缓效应却受到抑制,甚至会存在加剧农村贫困的潜在风险,原因在于两点:一方面,西部地区虽然产业结构单一、经济体系脆弱,但却拥有极具地域和文化特色的自然和人文旅游资源,这显然为旅游业发展提供了必要条件,但由于在旅游开发过程中过度依赖外部要素支持,从而导致旅游经济收入的漏

损效应无法避免;另一方面,在旅游业发展过程中,旅游需求扩大和旅游工资上涨,会同时引发农村贫困地区商品和服务价格抬升,导致价格体系扭曲,其所引致的“荷兰病”效应,不仅严重侵蚀了农村贫困地区传统非旅游部门竞争力,并且使得并未参与旅游经营活动的贫困人口额外承担了价格成本。

一般认为,发达地区人均实际 GDP 高于欠发达地区,但因所处发展阶段不同,也会出现发达地区经济增长速度低于欠发达地区的情况。鉴于此,本文在水平和速度两维概念上对基于经济增长的旅游业减缓农村贫困的门槛模型进行实证检验。以经济增长水平为门槛变量,西部地区旅游业对农村贫困减缓效应的三重门槛模型参数估计结果反映出两个基本事实:其一,随着经济增长水平由低到高依次进入门槛区制,旅游业从对农村贫困广度和深度尚无减缓贡献到可以显著减缓农村贫困广度和深度,差异在于旅游业对农村贫困广度的边际减缓效应逐渐增强,后者则开始减弱,而旅游业对农村贫困强度的影响则经历了由减缓到加剧的反转过程。其二,从旅游业对农村贫困的减缓效应比较审视,旅游业对农村贫困广度、深度和强度的减缓贡献始终依次递减,说明随着经济增长水平不断跨越门槛值,基于绝对贫困视角,旅游业能够显著降低农村绝对贫困发生率,并真正实现人口规模意义上的摆脱贫困;而由于旅游业对贫困强度的减缓效应低于其对贫困深度的减缓效应,意味着旅游业在缩小贫困缺口时,伴随着收入差距扩大的现象。对于前者,可能的原因在于,与发达地区相比,旅游业对欠发达地区经济增长水平的促进作用更强(赵磊等,2014),所以旅游业对经济增长的收入效应直接带来贫困人口规模的显著减少;然而不能忽视的是,经济增长水平进入每段跃迁过程,都需要获得相应的内生动力源泉,尤其是跃迁层次越高,其对技术创新的要求也越高,而旅游业作为具有弱专利性质的低创新部门(Sundbo 等,2007),对经济增长水平的贡献不断弱化是导致旅游业减缓农村贫困深度和强度的边际效应逐渐减弱的重要原因。以经济增长速度为门槛变量,西部地区旅游业对农村贫困的减缓效应基本上显著存在基于经济增长速度的正向非单调性门槛效应。门槛模型参数估计结果几乎一致表明,随着经济增长的不断加速,旅游业减缓农村贫困广度和深度的边际效应逐渐增强,而且旅游业对农村贫困强度的减缓效应也由不显著转为显著,这也说明经济增长速度与旅游业对农村贫困的减缓效应之间具有正相关关系。目的地持续的经济增长速度依靠资本不断积累、结构转型升级、制度创新优化、技术效率改善和基础设施健全等因素共同实现,而根据后结构主义观点,上述经济增长机制对于复杂的旅游业与贫困减缓关系而言,尤其是有效推动了旅游业在经济体系中的多层次网络化发展(Cheong 和 Miller, 2000),因而皆在不同程度上为旅游业减缓农村贫困孕育了优良条件。

六、结论与启示

在政治经济学领域,尽管旅游业具备贫困减缓潜力,但对此关系机制的深入解析并未得到足够重视,更是缺乏对旅游业和贫困减缓关系的实证研究,进而导致关于旅游业是否减缓贫困的争议不断(Zhao 等,2007)。正如 Ashley 和 Mitchell(2008)所言,“学术界关于旅游业减缓贫困的理解并未形成任何共识”,尽管围绕旅游业减缓贫困的探讨较之以往更为深刻,但对此关系的研究仍显不足(Harrison,2008)。那么,对于旅游业减缓贫困质疑的核心是什么?问题的症结在于对贫困水平的科学测度。我们在聚焦旅游业是否能够显著降低绝对贫困发生率的同时,还要深入到贫困人口内部,重点关注旅游业对相对贫困的影响。

本文研究发现:(1)线性模型估计结果表明,西部地区旅游业对农村贫困广度、深度和强度具

有显著的减缓效应,并且边际促进效应依次递减。(2)以旅游业为门槛变量的模型估计结果表明,旅游业对农村贫困广度、深度和强度的减缓效应分别存在基于旅游业的单一、双重和三重门槛特征。当旅游业发展水平较低时,旅游业可以显著减缓农村贫困广度和深度;但当旅游业发展水平依次跨越门槛值之后,上述贫困减缓效应则不再显著,并且旅游业还存在加剧农村贫困强度的潜在倾向。(3)以经济增长为门槛变量的模型估计结果表明,以人均实际 GDP 衡量的经济增长水平对旅游业减缓农村贫困具有显著的三重门槛特征。当人均实际 GDP 分别低于第一门槛值 3689 元和 6180 元时,旅游业并未减缓农村贫困广度和深度;当人均实际 GDP 分别跨越门槛值之后,旅游业减缓农村贫困广度和深度的边际效应呈相反变化;而当人均实际 GDP 处于门槛值 8717 元前后区制时,旅游业对农村贫困强度的影响效应由负转正。以人均 GDP 增长率衡量的经济增长速度对旅游业减缓农村贫困广度、深度和强度具有正向非单调性门槛效应,经济增长速度越快,旅游业减缓农村贫困广度、深度和强度的边际效应越强。

基于以上研究结论,可得到如下政策启示:(1)旅游业可以显著降低西部地区农村贫困发生率,从而折射出旅游业对于西部地区反贫困战略推进的存在价值,所以西部农村贫困地区在条件具备时应鼓励旅游业发展,并可将旅游业视为贫困地区脱贫攻坚、促进发展的产业工具,但也需要警惕旅游业所引致的农村贫困人口内部收入分配差距扩大的风险,重点在于通过建立精准旅游扶贫机制来提高旅游业对极端贫困人口的惠及效应。(2)在以旅游业为主导的西部农村贫困地区,旅游业发展水平并非与旅游业对农村贫困的减缓效应正相关,随着旅游业规模的不断扩张,农村贫困地区不仅要推动旅游业发展模式由外部要素依赖向创新内生驱动转型,而且还需要实现旅游业价值链共创机制,增强旅游经济活动与本地经济体系互动的密切程度,以避免“收入漏损”和“资源诅咒”对旅游业减缓农村贫困的抑制效应。(3)随着经济增长水平的不断提升,由于社会实际收入的基准也将随之上升,进而导致农村相对贫困程度日益严重,所以农村贫困地区应当理性审视旅游扶贫策略,积极探索包括旅游业在内的多元化产业扶贫机制。另外,对于经济增长不断加速的欠发达地区,采取适度的旅游业倾斜政策,可以有效释放旅游业对农村贫困减缓的边际效应。

参考文献:

1. 崔艳娟:《金融发展、城镇化与贫困减缓——基于系统 GMM 的估计》,《兰州学刊》2014 年第 8 期。
2. 郭鲁芳、李如友:《旅游减贫效应的门槛特征分析及实证检验——基于中国省际面板数据的研究》,《商业经济与管理》2016 年第 6 期。
3. 胡文骏:《财政支出、贸易开放与收入分配》,《财贸经济》2017 年第 12 期。
4. 李慧玲、徐妍:《交通基础设施、产业结构与减贫效应研究——基于面板 VAR 模型》,《技术经济与管理研究》2016 年第 8 期。
5. 林迪珊、张兴祥、陈毓虹:《公共教育投资是否有助于缓解人口贫困——基于跨国面板数据的实证检验》,《财贸经济》2016 年第 8 期。
6. 陆铭、陈钊:《城市化、城市倾向的经济政策与城乡收入差距》,《经济研究》2004 年第 6 期。
7. 秦建军、武拉平:《财政支农投入的农村减贫效应研究——基于中国改革开放 30 年的考察》,《财贸研究》2011 年第 3 期。
8. 单德朋:《产业结构、劳动密集度与西部地区贫困减缓——基于动态面板系统广义距方法的分析》,《中南财经政法大学学报》2012 年第 6 期。
9. 苏静、胡宗义、唐李伟:《农村非正规金融发展减贫效应的门槛特征与地区差异——基于面板平滑转换模型的分析》,《中国农村经济》2013 年第 7 期。
10. 唐云锋、马春华:《财政压力、土地财政与“房价棘轮效应”》,《财贸经济》2017 年第 11 期。
11. 王大超、马园园:《中国贫困问题的历史分析与三十年反贫困的社会巨变效应》,《理论探讨》2008 年第 5 期。

12. 余凤龙、黄震方、曹芳东:《中国城镇化进程对旅游经济发展的影响》,《自然资源学报》2014年第8期。
13. 张萃:《中国经济增长与贫困减少——基于产业构成视角的分析》,《数量经济技术经济研究》2011年第5期。
14. 赵东喜:《中国省际入境旅游发展影响因素研究——基于分省面板数据分析》,《旅游学刊》2008年第1期。
15. 赵磊、方成、吴向明:《旅游发展、空间溢出与经济增长——来自中国的经验证据》,《旅游学刊》2014年第5期。
16. Adamou, A. , & Clerides, S. , Prospects and Limits of Tourism-Led Growth: The International Evidence. *Review of Economic Analysis*, Vol. 2, No. 3, 2010, pp. 287 – 303.
17. Ahluwalia, M. S. , Carter, N. G. , & Chenery, H. B. , Growth and Poverty in Developing Countries. *Journal of Development Economics*, Vol. 6, No. 3, 1979, pp. 299 – 341.
18. Ashley, C. , & Mitchell, J. , Pathways to Prosperity: How Can Tourism Reduce Poverty? Overseas Development Institute Working Paper, 2008.
19. Banerjee, O. , Cicowiez, M. , & Gachot, S. , A Quantitative Framework for Assessing Public Investment in Tourism: An Application to Haiti. *Tourism Management*, Vol. 51, No. 1, 2015, pp. 157 – 173.
20. Blake, A. , Arbache, J. S. , Sinclair, M. T. , & Teles, V. , Tourism and Poverty Relief. *Annals of Tourism Research*, Vol. 35, No. 1, 2008, pp. 107 – 126.
21. Cheong, S. M. , & Miller, M. L. , Power and Tourism: A Foucauldian Observation. *Annals of Tourism Research*, Vol. 27, No. 2, 2000, pp. 371 – 390.
22. Croes, R. , The Role of Tourism in Poverty Reduction: An Empirical Assessment. *Tourism Economics*, Vol. 20, No. 2, 2014, pp. 207 – 226.
23. Croes, R. , & Vanegas, M. S. , Cointegration and Causality between Tourism and Poverty Reduction. *Journal of Travel Research*, Vol. 47, No. 1, 2008, pp. 94 – 103.
24. Croes, R. , & Rivera, M. A. , *Poverty Alleviation through Tourism Development: A Comprehensive and Integrated Approach*. New Jersey: Apple Academic Press, 2015.
25. Croes, R. , & Rivera, M. A. , Tourism's Potential to Benefit the Poor: A Social Accounting Matrix Model Applied to Ecuador. *Tourism Economics*, Vol. 23, No. 1, 2017, pp. 29 – 48.
26. Deller, S. , Rural Poverty, Tourism and Spatial Heterogeneity. *Annals of Tourism Research*, Vol. 37, No. 1, 2010, pp. 180 – 205.
27. Fayissa, B. , Nsiah, C. , & Tadesse, B. , Tourism and Economic Growth in Latin American Countries: Further Empirical Evidence. *Tourism Economics*, Vol. 17, No. 6, 2009, pp. 1365 – 1373.
28. Foster, J. , Greer, J. , & Thorbecke, E. , A Class of Decomposable Poverty Measures. *Econometrica*, Vol. 52, No. 3, 1984, pp. 761 – 766.
29. Hansen, B. E. , Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference. *Journal of Econometrics*, Vol. 93, No. 2, 1999, pp. 345 – 368.
30. Harrison, D. , Pro-Poor Tourism: A Critique. *Third World Quarterly*, Vol. 29, No. 5, 2008, pp. 851 – 868.
31. Incera, A. C. , & Fernández, M. F. , Tourism and Income Distribution: Evidence from an Developed Regional Economy. *Tourism Management*, Vol. 48, No. 6, 2015, pp. 11 – 20.
32. Kim, N. , Song, H. J. , & Ju, H. P. , The Relationship among Tourism, Poverty, and Economic Development in Developing Countries: A Panel Data Regression Analysis. *Tourism Economics*, Vol. 22, No. 6, 2016, pp. 1174 – 1190.
33. Mahadevan, R. , Amir, H. , & Nugroho, A. , Regional Impacts of Tourism-Led Growth on Poverty and Income Inequality: A Dynamic General Equilibrium Analysis for Indonesia. *Tourism Economics*, Vol. 23, No. 6, 2016, pp. 614 – 631.
34. Mak, J. , *Tourism and the Economy*. Honolulu: University of Huwawaii Press, 2013.
35. Mitchell, J. , & Ashley, C. , *Tourism and Poverty Reduction: Pathways to Prosperity*. London: The Cromwell Press, 2010.
36. Njoya, E. , & Seetaram, N. , Tourism and Poverty Reduction in Kenya: A Dynamic CGE Analysis. *Journal of Travel Research*, Vol. 55, No. 3, 2017, pp. 1 – 27.
37. Nowak, J. J. , Sahli, M. , & Cortés-Jiménez, I. , Tourism, Capital Good Imports and Economic Growth: Theory and Evidence for Spain. *Tourism Economics*, Vol. 13, No. 4, 2007, pp. 515 – 536.
38. Sundbo, J. , Francina, O. , & Flemming, S. , The Innovative Behavior of Tourism Firms: Comparative Studies of Denmark and Spain. *Research Policy*, Vol. 36, No. 1, 2007, pp. 88 – 106.

39. Wattanakuljarus, A. , & Coxhead, I. , Is Tourism-Based Development Good for the Poor? *Journal of Policy Modeling*, Vol. 30, No. 6, 2008, pp. 929 - 955.
40. Zhao, W. B. , Ritchie, J. R. B. , & Hall, C. M. , Tourism and Poverty Alleviation: An Integrative Research Framework. *Current Issues in Tourism*, Vol. 10, No. 2, 2007, pp. 119 - 143.

Threshold Effect and Empirical Test of Tourism on Poverty Alleviation ——Based on Provincial Panel Data in Western China

ZHAO Lei, ZHANG Chen (Zhejiang University of Technology, 310023)

Abstract: Based on the importance of tourism in alleviating rural poverty, this paper first introduces the FGT poverty index in development economics to measure the level of poverty in the western region from three aspects: head-count index, poverty gap index and squared poverty gap index. Then, based on the panel data of 12 provinces (municipalities directly under the Central Government and autonomous regions) in western China from 1999 to 2014, and taking tourism and economic growth as threshold variables, this paper builds a panel threshold regression model to evaluate the non-linear impact of tourism on rural poverty alleviation in the western region. The threshold model estimation results show that: (1) The level of tourism development shows obvious threshold effect on alleviating rural poverty. When the tourism development level is low, tourism can significantly reduce the head-count index and poverty gap index in the rural area. However, when the level of tourism development surpasses the threshold, the poverty alleviation effect mentioned above is no longer significant. And in this context, tourism has the potential to exacerbate rural poverty. (2) When the per capita real GDP is lower than the first threshold, the tourism industry does not slow down the head-count index and poverty gap index of rural poverty. When the per capita real GDP surpasses the threshold, the marginal effect of tourism in reducing the head-count index and poverty gap index of rural poverty is opposite. However, when the per capita real GDP is around the threshold of 8717 yuan, the effect of tourism on rural squared poverty gap index changes from negative to positive. (3) The economic growth rate, as measured by the growth rate of per capita GDP, has a positive non-monotonic threshold effect on the head-count index, poverty gap index and squared poverty gap index of tourism in rural poverty reduction.

Keywords: Tourism, Poverty Reduction, Foster-Greer-Thorbecke Index, Threshold Effect

JEL: L83, I32

责任编辑:无 明