

# 基于健康营养调查(CHNS)对地理禀赋 贫困陷阱的实证分析

袁航<sup>1,2</sup>, 刘梦璐<sup>3</sup>, 刘景景<sup>\*2,4</sup>

(1. 中国人民大学 中国扶贫研究院, 中国 北京 100872; 2. 中国人民大学 农业与农村发展学院, 中国 北京 100872;  
3. 上海农村商业银行嘉定支行, 中国 上海 201800; 4. 农业部 农村经济研究中心, 中国 北京 100810)

**摘要** 通过多分格主成分分析法将多个从不同角度代表地理禀赋的指标降维成一个能够单独代表地理禀赋的指标——地理禀赋指数。将Romer生产函数与Ramsey模型相结合获得地理禀赋指数与农户消费增长率之间相关关系的欧拉方程。欧拉方程显示, 当地理禀赋指数较低时, 农户的长期消费增长率为负即落入地理禀赋贫困陷阱。随着地理禀赋指数增加, 农户的长期消费增长率由负转正并且逐渐增加即脱离地理禀赋贫困陷阱。在实证部分使用中国健康营养调查的数据验证了上述机制, 并且最终根据实证结果提出了相应的政策建议。

**关键词** Romer生产函数; Ramsey模型; 半参数估计; 中国营养健康调查数据

**中图分类号** F329.9 **文献标志码** A **文章编号** :1000 - 8462(2017)06 - 0045 - 07

**DOI**: 10.15957/j.cnki.jjdl.2017.06.007

## Empirical Analysis about the Poverty Trap of Geographical Endowment Based on China Health and Nutrition Survey (CHNS)

YUAN Hang<sup>1,2</sup>, LIU Menglu<sup>3</sup>, LIU Jingjing<sup>2,4</sup>

(1. China Anti-Poverty Research Institute, Renmin University of China, Beijing 100872, China; 2. School of Agricultural Economics and Rural Development, Renmin University of China, Beijing 100872, China; 3. Shanghai Rural Commercial Bank, Shanghai 201800, China; 4. Research Center for Rural Economy, Ministry of Agriculture, Beijing 100810, China)

**Abstract:** Using Polychoric PCA to reduce the dimensionality of a serial of geographical endowment variables into geographical endowment index. Getting the Euler function about the causal relationship between geographical endowment index and consume growth rate by merging Romer production function with Ramsey model. The Euler function indicates that the long-term growth rate of consume is negative when geographical endowment index is relatively low. The long-term consume growth rate of agricultural households transfer from negative to positive with the increasing of geographical endowment index. Using CHNS data to validate the above mechanism and putting forward some corresponding policy suggestions.

**Key words:** Romer production function; Ramsey model; semipar-parametric estimation; CHNS data

依照我国政府制定的贫困标准, 1978年农村贫困人口约为2.5亿, 占到当时农村总人口的30%。从1978年开始, 我国扶贫开发工作先后经历了体制改革推动扶贫, 大规模开发式扶贫, 扶贫攻坚等多个阶段。伴随着经济持续增长, 我国扶贫工作获得了引人注目的成果。《2015年国民经济和社会发展统计公报》数据显示, 2015年农村贫困人口数量

为5575万, 贫困发生率降至5.7%。虽然我国贫困人口显著性减少, 但是随着1990年代中期农业部门增长率下降, 减贫的速度也随之逐渐下降<sup>[1]</sup>, 并且贫困逐渐表现出地域性特征。《中国农村扶贫开发纲要(2011—2020年)》显示我国目前共有14个扶贫攻坚片区, 包括六盘山区、秦巴山区、武陵山区、乌蒙山区、大别山区等。这14个扶贫攻坚片区

收稿时间 2016-10-15; 修回时间 2017-02-06

基金项目 国家自然科学基金面上项目(71673289); 中国人民大学2016年度拔尖创新人才培育资助计划成果; 中国人民大学研究生科学研究基金项目(16XNH076)

作者简介 袁航(1989—), 男, 河南商丘人, 博士研究生。主要研究方向为农业经济理论与政策。E-mail: 693110994@qq.com。

※通讯作者 刘景景(1981—), 女, 山东青岛人, 博士研究生, 助理研究员。主要研究方向为渔业经济与政策。E-mail: liujingjing1122@163.com。

的划定也凸显着贫困的地域性特征。因此,以往对我国贫困问题的研究就遗留了两个重要问题:“地理禀赋贫困陷阱”真的存在吗?是“地理禀赋贫困陷阱”导致贫困的地域性特征吗?

对于上述两个问题,一种观点认为贫困的连片集中是个体的持续性空间集聚造成的,而与地理禀赋无关。这也意味着完全相同的人在不同地理禀赋地区其长期消费增长是相同的。而另外一种观点则认为地理禀赋对个体的消费增长具有决定性影响。地理禀赋具有非常强的外部性,能够改变私人投资回报率。农户处于地理禀赋较差的地区其私人投资回报率也相应处于较低水平,进而进入恶性循环,落入“地理禀赋贫困陷阱”。贫困人口如果迁移至地理禀赋较好的地区就有可能脱离贫困。由此可见,上述两个问题的回答具有一定的争议。这种争议也为我国的易地扶贫搬迁政策提供了有益的思考。如果第一种观点正确,那么我国的易地扶贫搬迁工作将很难取得预期效果。因此就有必要利用微观数据对上述争议进行回答。目前为止仅有Jalan和Ravallion<sup>[2]</sup>基于微观视角以及Ramsey-Cass-Koopmans模型<sup>[3]</sup>对上述问题进行了理论以及实证回答。但是两位学者的数据只包含中国4个省份5年的农户样本,样本代表性有所欠缺。自变量与因变量之间呈线性关系的假设本身就过于严格。其次,两位学者选取了一系列指标分别代表地理禀赋,但是其中任一单一指标很难全面代表地理禀赋。

因此本文在前人研究的基础上做出如下延伸:

①使用1989—2011中国健康营养调查(CHNS)数据来实证检验“地理禀赋贫困陷阱”是否存在。已公布的数据显示,中国健康营养调查数据涵盖全国12个省(自治区、直辖市)、累计约8601个家庭(包括城市地区和农村地区),是能够充分有效反映中国农户状况,具有极强代表性的全国性微观大样本数据。②本文通过多分格主成分分析法(Polychoric PCA)<sup>[4]</sup>将多项代表地理禀赋的指标降维成一个指标(地理禀赋指数)。在理论模型以及实证估计中都采取单一指标表示地理禀赋。与采用多指标相比,单一指标具有全面、有效、易于分析、便于理解的优势。③通过理论模型推导出的欧拉方程(式(15))可知,地理禀赋指数(核心自变量)与消费增长率(因变量)之间可能存在非线性关系。因此,不同于前人使用的线性模型,本文利用半参数估计技术来捕捉这种非线性关系。

## 1 理论模型

参考Jalan和Ravallion<sup>[2]</sup>以及Ramsey-Cass-Koopmans模型的设定,本文首先作出如下基本假设:市场中只有家庭(由劳动力组成,不存在非劳动力)与厂商两种社会角色,不考虑政府行为。根据农户的性质可知,农户既是消费者(家庭)又是生产者(厂商),因此为了便于分析,本文将同一农户拆分成家庭与厂商两种社会角色。家庭向厂商出租资本、劳动力以及购买厂商的产品。厂商向家庭销售产品,雇佣劳动以及租用资本。厂商的全部利润最终归家庭所有。

### 1.1 厂商行为

将厂商的生产函数设为式(1)的形式,且满足规模报酬不变的特性。

$$Y(t) = F(K(t), A(t)L(t), G(t)) \quad (1)$$

式中:  $L(t)$  表示时期  $t$  的总劳动投入;  $A(t)$  用以衡量劳动投入的有效性;  $A(t)L(t)$  是指总有效劳动投入;  $A(t) = A(0)e^{gt}$ , 且以外生的速率  $g$  增长;  $K(t)$  表示时期  $t$  的资本量;  $K(t)$  包括土地、物质资本、人力资本等等。本文参考Romer<sup>[5]</sup>对社会总知识的设定来设定  $G(t)$ 。

$G(t)$  代表时期  $t$  的地理禀赋指数。本文通过多分格主成分分析法将多个反映地理禀赋的变量合成单一指标  $G(t)$ 。  $G(t)$  是一个单一变量,而不是一个变量集合。这是本文的理论模型与Jalan模型<sup>[2]</sup>的重要区别。同时假设  $G(t)$  满足式(2)。

$$F(\psi K(t), \psi A(t)L(t), G(t)) = \psi F(K(t), A(t)L(t), G(t)) \quad (2)$$

根据生产函数规模报酬不变的性质,式(1)可以改写成如下形式:

$$y(t) = f(k(t), G(t)) \quad (3)$$

且  $y(t) = (Y(t)/A(t)L(t))$ ,  $k(t) = (K(t)/A(t)L(t))$ ,  $f(k(t), G(t)) = Fk((t), 1, G(t))$ 。

添加如下两个假设:①厂商的产品市场与要素市场都是完全竞争市场且产出品价格为1;②不存在折旧。实际利率(资本的价格)等于资本的实际报酬,获得式(4)。

$$r(t) = f'_{k(t)}(k(t), G(t)) = F'_{K(t)}(K(t), A(t)L(t), G(t)) \quad (4)$$

劳动的边际产品可以表示成如下形式:

$$W(t) = \frac{Y(t)}{L(t)} = \frac{A(t)L(t)f(k(t), G(t))}{L(t)} \quad (5)$$

$$= A(t)[f(k(t), G(t)) - k(t)f'_{k(t)}(k(t), G(t))]$$

每单位有效劳动的工资为:

$$w(t) = \frac{W(t)}{A(t)} = f(k(t), G(t)) - k(t)f_{k(t)}(k(t), G(t)) \quad (6)$$

## 1.2 家庭行为

### 1.2.1 家庭的预算约束

设经济中的总人口为  $L(t)$ , 且满足  $L(t) = L(0)e^{nt}$ ,  $n$  为人口增长率,  $L(t)$  为初期总人口。经济体中一共有  $H$  个家庭, 因此每个家庭的人口数为  $L(t)/H$ 。每个家庭的劳动总收入为  $W(t)L(t)/H$ , 每个家庭的消费支出为  $C(t)L(t)/H$ 。整个社会财富(或者说是资本)最初存量为  $K(0)$ , 则每个家庭的存量为  $K(0)/H$ 。因此, 家庭的预算约束可以写成如下形式:

$$\int_0^{\infty} e^{-R(t)} C(t) \frac{L(t)}{H} dt \leq \frac{K(0)}{H} + \int_0^{\infty} e^{-R(t)} W(t) \frac{L(t)}{H} dt \quad (7)$$

其中,  $e^{-R(t)}$  表示家庭消费效应的贴现, 如果没有贴现因子, 效应  $U$  将趋于无穷大, 并且将  $R(t)$  定义为  $\int_{\omega=0}^t r(\omega) d\omega$ 。接下来将  $c(t)$  定义为每单位有效劳动的消费, 每个家庭成员的消费为  $C(t) = A(t)c(t)$ 。  $k(0)$  为 0 时刻每单位有效劳动的资本量,  $K(0)/H = k(0)A(0)L(0)/H$ 。所以式(5)可以改写成式(8)。

$$\int_0^{\infty} e^{-R(t)} c(t) \frac{A(t)L(t)}{H} dt \leq \frac{k(0)A(0)L(0)}{H} + \int_0^{\infty} e^{-R(t)} w(t) \frac{A(t)L(t)}{H} dt \quad (8)$$

将  $A(t)L(t) = A(0)L(0)e^{gt+nt}$  代入式(6)并化简可得式(9):

$$\int_0^{\infty} e^{-R(t)} c(t) e^{gt+nt} dt \leq k(0) + \int_0^{\infty} e^{-R(t)} w(t) e^{gt+nt} dt \quad (9)$$

### 1.2.2 家庭效应最大化

瞬时效应函数采取如下形式:

$$U(C(t)) = \frac{1}{1-\theta} C(t)^{1-\theta} \quad (10)$$

该效应函数属于相对风险厌恶效应函数, 家庭的目的是最大化其终生效应, 即最大化式(11)。

$$U(C(t)) = \int_0^{\infty} e^{-\gamma t} \frac{1}{1-\theta} C(t)^{1-\theta} \frac{L(t)}{H} dt \quad (11)$$

将  $A(0)e^{gt} c(t) = C(t)$  和  $L(t) = L(0)e^{nt}$  代入式(11)并且化简可得式(12):

$$U(C(t)) = V \int_0^{\infty} e^{-\gamma t} \frac{c(t)^{1-\theta}}{1-\theta} dt \quad (12)$$

式中:  $V = [A(0)^{1-\theta} L(0)]/H$ ;  $\gamma = -g(1-\theta) + \rho - n$ 。

上式为所要最大化的效应函数, 限制条件为式

(8)又由于消费的边际效应总是正值, 所以家庭将以等式满足式(8)。所以构造如下拉格朗日函数, 并求其最大化的解

$$L = V \int_0^{\infty} e^{-\gamma t} \frac{c(t)^{1-\theta}}{1-\theta} dt + \lambda \left[ k(0) + \int_0^{\infty} e^{-R(t)} w(t) e^{gt+nt} dt - \int_0^{\infty} e^{-R(t)} c(t) e^{gt+nt} dt \right] \quad (13)$$

对  $c(t)$  求导数并且取对数可得

$$\ln V - \gamma t - \theta \ln c(t) - \ln \lambda + R(t) - gt - nt = 0 \quad (14)$$

上式对  $t$  求导并将  $r(t) = F'_{k(t)}(K(t), A(t)L(t), G(t))$ ,  $\gamma = -g(1-\theta) + \rho - n$  代入并且整理可得式(15):

$$g(t) = d \ln c(t) = \frac{F'_{k(t)}(K(t), A(t)L(t), G(t)) - \rho - \theta g}{\theta} \quad (15)$$

式(15)是最终的欧拉方程,  $g(t)$  是指消费的增长率, 其经济学含义是某个家庭长期的消费变化。如果某个家庭的  $g(t)$  为正, 那么长期内这个家庭的消费呈逐步增长的趋势。如果某个家庭的  $g(t)$  为负, 那么在长期, 这个家庭的消费将逐步降低, 福利将逐渐损失, 落入贫困而无法自我挣脱。

因此, 判断  $g(t)$  的正负号就有一定的意义。一般假定  $\theta$  为正值,  $g(t)$  的符号就取决于式(15)分子的正负号。  $F'_{k(t)}(\cdot)$  是  $G(t)$  的增函数。  $G(t)$  在时期  $t$  内对于某个家庭是固定的, 但是不同的家庭拥有不同的地理禀赋, 即拥有不同的  $G(t)$ 。当  $G(t)$  达到某个临界值时, 式(15)的分子恰好为零。当农户家庭的  $G(t)$  大于这个临界值时, 该农户的消费在长期将持续增长。当农户的  $G(t)$  小于这个临界值时, 农户的消费在长期将持续下降。本文把由于农户家庭的  $G(t)$  小于临界值而在长期陷入消费持续下降的现象称之为“地理禀赋贫困陷阱”。

## 2 实证模型

由于  $G(t)$  与  $g(t)$  可能存在高度非线性关系, 为了准确捕捉这种高度非线性关系, 本文参考 Robinson<sup>[6]</sup> 建立如下半参数模型进行估计, 式(16)是由非参部分以及参数部分两部分组成:

$$y_i = f(Z_i) + \sum_{k=1}^K \beta_k x_{ik} + \varepsilon_i \quad (16)$$

式中:  $y_i$  是农户  $i$  的家庭人均消费支出增长率;  $Z_i$  是地理禀赋指数;  $x_{ik}$  是  $K$  个协变量即  $K$  个家庭特征变量;  $\varepsilon_i$  是随机扰动项。与参数方法相比, 半参数模型能够捕捉高度非线性。与非参数方法相比, 半参数模型能够控制其他协变量对因变量的影响。

为了保证结果的稳健性,本文在实证章节不但列出半参数模型对  $\beta_k$  的估计值,还利用OLS,RE模型估计式(16)的参数部分。

### 3 数据来源与指标的描述性统计分析

#### 3.1 数据来源

本文所用数据来自于中国健康营养调查(CHNS)数据库。CHNS是由北卡罗来纳大学教堂山分校人口研究中心、美国国家营养与健康研究所(NINH)和中国疾病与预防控制中心(CDC)合作开展的调查项目。调查组采取多阶段整体抽样的方法选择样本进行调查,目前公开的数据中共包括9轮调查数据,分别为1989、1991、1993、1997、2000、2004、2006、2009与2011年。包括黑龙江、辽宁、北京、山东、河南、湖北、上海、湖南、广西、贵州、江苏、重庆在内的12个省、直辖市以及自治区。截至目前共收集了8601个家庭数据,是能够有效反映中国农户现状的微观大样本数据。

本文从中国健康营养调查(CHNS)数据库中抽取农户样本,将人均消费支出为0的样本剔除并进行1%的缩尾处理。由于样本农户的某些指标存在缺漏值,所以最终用于估计的样本量为1448个。

这些最终用于估计的样本在省际间的分布见表1。

#### 3.2 指标的描述性统计分析

本文基于数据可得性以及相应参考文献<sup>[7-10]</sup>选取上述变量。文中所有涉及货币的变量都以2011年为基期进行了CPI调整。

如果家庭成员中至少有一名国家干部,那么该家庭就定义为干部户。如果户主为少数民族,那么该家庭就为少数民族户。农业生产性投资根据投入类别可以分为种子投入、化肥投入、农药投入、雇工投入等。农业生产性投资根据经营内容可以分为果菜园经营投入、粮食作物经营投入、陆地养殖经营投入、渔业经营投入。农业生产性投资就是上述内容的货币总和。农业生产性资产包括(大、中、小型)拖拉机、手扶拖拉机、灌溉设备、电动打谷机、家用水泵等,最终使用这些资产的价值总和来代表农业生产性资产。因变量以及农户家庭特征变量全部根据中国健康营养调查(CHNS)的数据计算获得。

地理禀赋相关变量根据中国统计年鉴、全国人口普查、全国人口变动情况抽样调查、全国1%人口抽样调查样本数据、国家统计局数据库等相关数据计算获得。其中,所处省份城市化率是利用该省城

表1 样本省际间分布

Tab.1 Samples distribution based on provinces

	辽宁	黑龙江	江苏	山东	河南	湖北	湖南	广西	贵州
频数	134	168	234	191	315	123	49	209	25
频率/%	9.25	11.60	16.16	13.19	21.75	8.49	3.38	14.43	1.73

表2 指标的描述性统计(样本量:1448)

Tab.2 Descriptive statistics of variables(Sample:1448)

变量类别	变量名	变量含义	度量	均值	
因变量	perex	家庭人均消费支出	单位:元/人	1602	
	dperex	人均消费支出增长率	单位:元/人	0.0160	
	meaneduc	家庭平均受教育年限	单位:年/人	6.360	
农户家庭特征变量	cadre	是否干部户	是=1,否=0	0.136	
	gender	户主性别	男=1,女=0	0.933	
	nationality	是否少数民族户	是=0,否=1	0.925	
	perland	家庭人均耕地	单位:亩/人	2.962	
	perinvest	家庭人均农业生产性投资	单位:元/人	759.2	
	perasset	家庭人均农业生产性资产	单位:元/人	1262	
	border	所处省份是否与别国接壤	是=0,否=1	0.647	
	区位	coast	所处省份是否沿海省份	是=1,否=0	0.530
		enthic	是否少数民族聚居省	是=0,否=1	0.511
		pergdp	所处省份人均GDP	单位:元/人	23941
cityratio		所处省份城市化率		0.417	
地理禀赋变量	road	所处省份每万人公路长度	单位:km	18.25	
	employee	所处省份每万人服务业企业雇佣人数	单位:人	1597	
	医疗	bed	每千人床位数	单位:个	2.782
		nurse	每千人护士数量	单位:名	1.170
	教育	nonilli	所处省份非文盲率		0.915
		pereduc	所处省人口平均受教育年限	年/人	8.286

镇人口与总人口相除获得。文盲率等于文盲人口占15岁及以上人口的比重(%)。而本文用于估计的非文盲率等于1减去文盲率。

为了使用非参数模型分析地理禀赋指数与人均消费支出增长率之间的相关关系,就需要把上述的11个地理禀赋变量降维成一个指标。本文使用Kolenikov和Angeles<sup>[4]</sup>提出的多分格主成分分析法将11个指标降维成一个指标。需要特别指出的是,本文首先将11个指标进行标准化处理再通过多分格主成分分析法降维。结果显示,第一主成分(命名为地理禀赋指数)的特征根为6.25,并且解释了总变异的56.84%。因此可以认为地理禀赋指数可以代表11个地理禀赋变量。

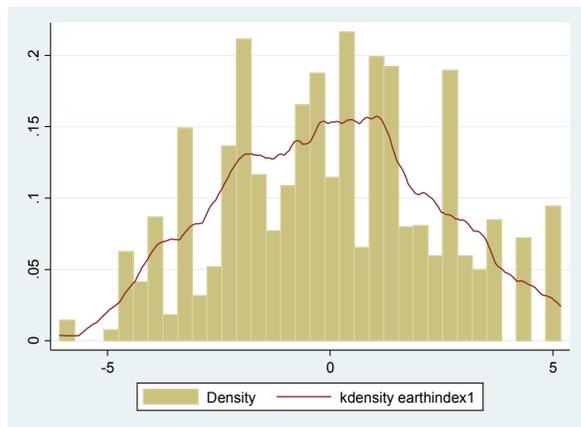


图1 地理禀赋指数的核密度函数图

Fig.1 The kernel density function chart of geographical endowment index

通过观察图1可以发现,地理禀赋指数在样本间的分布类似于正态分布。地理禀赋指数处于中间位置的农户居多,两边的农户都相对较少。由于11个地理禀赋变量都经过了标准化处理,因此最后

降维生成的地理禀赋指数的具体数值没有实际意义。但是地理禀赋指数却可以准确反映农户地理禀赋的大小。比如,农户A的地理禀赋指数为-0.1,农户B的地理禀赋指数为0.2,那么就可以认为农户B的地理禀赋优于农户A。

## 4 实证估计

### 4.1 参数部分

本文首先使用半参数模型估计式(16),其估计结果为模型1(没有控制时间和省份虚拟变量)。为了保证式(16)参数部分估计结果的稳健性,本文还估计了模型2(半参数模型并且控制了时间和省份虚拟变量)、模型3(OLS估计并且没有控制时间和省份虚拟变量)、模型4(OLS估计并且控制时间和省份虚拟变量)、模型5(RE估计并且没有控制时间和省份虚拟变量)以及模型6(RE估计并且控制时间和省份虚拟变量)。由于是否干部户(cadre)以及是否少数民族户(nationality)两个变量不随时间改变,固定效应模型(FE)无法估计出系数。因此本文并没有进行FE模型估计。

全部估计结果在表3中进行了列示。平均受教育年限(meaneduc)、是否干部户(cadre)以及是否少数民族户(nationality)在六个模型中都不显著,这就表明上述三个变量对家庭人均消费支出增长率没有显著性影响。户主性别(gender)、人均农业生产性资产对数(lnperasset)以及人均农业投资对数(lnperinvest)在半参数模型(模型1与模型2),OLS(模型3与模型4)以及RE(模型5与模型6)的估计结果中都大致在10%及以上的显著水平上显著,部分不显著的变量其符号也与显著部分相一致。男性户主家庭人均消费支出增长率要显著性

表3 参数部分估计结果

Tab.2 Results of parameter estimation

	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6
meaneduc	0.006(0.011)	0.007(0.012)	0.008(0.011)	0.004(0.012)	0.008(0.011)	0.004(0.011)
cadre	-0.012(-0.077)	0.011(0.077)	-0.045(0.080)	0.016(0.079)	-0.045(0.070)	0.016(0.068)
gender	0.302*** (0.110)	0.192* (0.110)	0.282** (0.123)	0.180(0.119)	0.282** (0.113)	0.180* (0.105)
nationality	0.036(0.102)	0.001(0.107)	-0.030(0.093)	-0.066(0.105)	-0.030(0.086)	-0.066(0.095)
perland	-0.013(0.007)	-0.024*** (0.008)	-0.005(0.010)	-0.030*** (0.011)	-0.005(0.009)	-0.030*** (0.010)
lnperasset	0.058*** (0.018)	0.042** (0.019)	0.060*** (0.019)	0.050*** (0.018)	0.060*** (0.017)	0.050*** (0.017)
lnperinvest	-0.306*** (0.027)	-0.322*** (0.028)	-0.285*** (0.038)	-0.325*** (0.040)	-0.285*** (0.038)	-0.325*** (0.040)
时间虚拟变量	NO	YES	NO	YES	NO	YES
省份虚拟变量	NO	YES	NO	YES	NO	YES
_cons	-	-	1.101*** (0.284)	1.672*** (0.298)	1.101*** (0.288)	1.711*** (0.310)
N	1 448	1 448	1 448	1 448	1 448	1 448
R <sup>2</sup>	0.090	0.133	0.082	0.126	-	-

注: \*、\*\*以及\*\*\*分别表示10%、5%以及1%显著水平上显著。

高于女性户主家庭。户主是一个家庭的领导核心,户主为女性的家庭一般缺少男性劳动力。与女性相比较而言,男性在工作方面享有天然优势。因此男性户主家庭一般净收入更高。农业生产性资产同样是收入流的来源,人均农业生产性资产较多的农户一般具有更高的净收入。人均农业生产性投资是一项投资,同时也是一种成本。较高的成本就有可能降低农户的净收入。由此可见,三个变量都会作用于净收入,两个变量正向影响,一个变量负向影响。除此之外,我国近年来惠农力度逐渐加大,农户的净收入提高幅度也越来越大。根据凯恩斯的绝对收入消费理论<sup>[11]</sup>,净收入越高的农户其消费也就越高。这就解释了人均农业生产性资产以及男性户主对家庭人均消费支出增长率具有正向影响而人均农业生产性投资对家庭人均消费支出增长率具有负向影响的原因。

#### 4.2 非参部分

由图2可以看出降维后形成的地理禀赋指数与家庭人均消费支出增长率之间是一种高度非线性的关系,因此本文选择半参数模型是合适的。在地理禀赋指数较低时,人均消费支出增长率也相对较低。例如,地理禀赋指数为-6时,人均消费支出增长率低至-10%。这就说明在样本中,地理禀赋最差的那部分农户在未来长期人均消费支出将以每年10%的速度递减。随着地理禀赋指数逐渐增大,人均消费支出增长率也逐渐增加。在-4左右第一次由负转正,但又很快由正转负。在-4~-3这个区间内,人均消费支出增长率在0值附近震荡。在地理禀赋指数突破3以后,人均消费支出增长率直线上升。样本集中,地理禀赋指数最高的农户在未来长期中,人均消费支出将以每年5%的速度递增。综上所述,虽然曲线在0值附近有所震荡,但整体

而言,人均消费支出增长率随着地理禀赋指数的增长而增长并且由负转正。实证结果支持式(15)所得出的结论。图3的结果与图2一致,这也体现出实证结果的稳健性。因此,“地理禀赋贫困陷阱”可以在中国健康营养调查数据集中得到验证。

## 5 结论与政策性建议

本文在Jalan和Ravallion模型的基础上将多个从不同角度代表地理禀赋的变量合成单一变量(地理禀赋指数)而不是视为变量的集合,进而推导出地理禀赋指数与农户家庭人均消费支出增长率之间的欧拉方程。欧拉方程显示,当地理禀赋指数较低时,农户未来长期的人均消费支出增长率为负值。这就说明在未来长期,地理禀赋较差的农户其家庭人均消费支出将持续下降,逐步落入贫困深渊而无法自主挣脱,形成“地理禀赋贫困陷阱”效应。实证环节的结论可以划分为参数部分结论与非参部分结论。①参数部分结论:男性户主家庭其人均消费支出增长率要显著性高于女性户主家庭。人均农业生产性资产对家庭人均消费支出增长率具有显著性正向影响而人均农业生产性投资对家庭人均消费支出增长率具有显著性负向影响。②非参部分结论:当地理禀赋指数较低时,样本农户家庭人均消费支出增长率为负值。随着地理禀赋指数逐渐增大,曲线首先在0值附近震荡,最终逐渐增加。这就说明欧拉方程得出的结论可以在中国健康营养调查数据集中得到验证。因此可以认为地理禀赋较差的农户会落入“地理禀赋贫困陷阱”而无法自主挣脱。本文的结果为我国的易地扶贫搬迁政策提供了有力的理论支持。除此之外,本文还提出如下建议:

第一,易地扶贫搬迁工作应当坚持因地制宜。

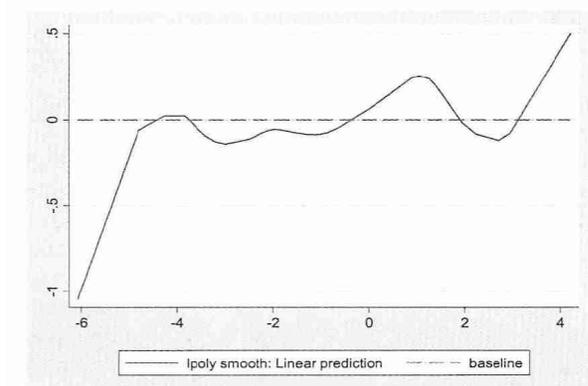


图2 非参数估计图(模型1)

Fig.2 Non-parametric estimation (model 1)

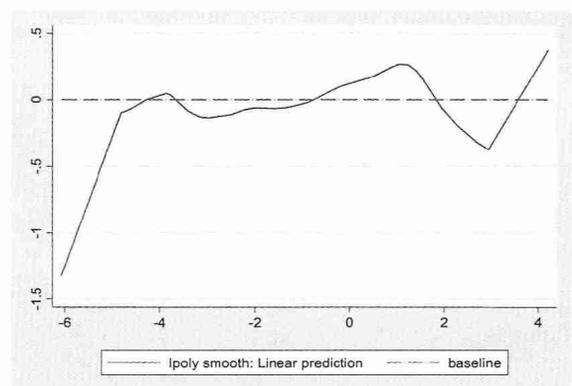


图3 非参数估计图(模型2)

Fig.3 Non-parametric estimation (model 2)

移民安置区普遍存在开发空间小,就业岗位有限的情况。当地应该根据自身实际情况有序创造就业机会。“宜农”地区应积极培育农民专业合作社、种粮大户、家庭农场等新型经营主体。“宜工”地区应对招收一定规模搬迁农户的企业给予一定的税收减免或者税收返还,提高企业的积极性与市场竞争能力,确保搬迁农户拥有稳定的收入流。努力实现每一个搬迁农户都有所依托。

第二,易地扶贫搬迁工作应当坚持因人而异。易地扶贫搬迁工作自实施以来,有能力、有意愿的农户已经陆续迁出。剩余农户基础相对薄弱,缺乏市场竞争意识与竞争能力。要充分尊重剩余农户的自身意愿,有序引导剩余农户迁出。坚决杜绝违背农户意愿,强迫迁移现象的发生。除此之外,当地政府应该综合考虑当地市场需求以及搬迁农户意愿有针对性的提供职业技能培训服务,进而提高搬迁农户的就业能力。

第三,易地扶贫搬迁工作应当坚持原有社会结构。应该将整个村落或者村庄内部的亲戚朋友整体搬迁至移民安置区。村庄内部的社会结构建议保留。刚刚搬迁至移民安置区的一段时间是最困难的时期,原有社会结构的保留可以促使农户互帮互助,在缺乏正规保险市场扶持的情况下形成非正规风险共担机制<sup>[12]</sup>,有效帮助搬迁农户抵御风险,克服困难。

第四,易地扶贫搬迁工作应当杜绝追求“表面工程”。移民安置区建设应该根据搬迁农户实际经济状况以及当地资金投入预算进行适当规划。坚决防止过度建设,盲目扩大建筑面积与装修标准,将农户实际需求与建设可行性相结合,保障安置区建设可持续进行。

第五,后续发展是检验“易地扶贫搬迁”成败的

关键,将后续发展作为工作考核的核心,形成有力抓手。在扶贫工作开展过程中,要落实工作责任制,实行目标管理。移民安置区建成以及搬迁农户入住以后应当持续考核后续发展,真正做到搬迁农户“稳得住、能致富”。

#### 参考文献:

- [1] Ravallion M. A Comparative Perspective on Poverty Reduction in Brazil, China and India [J]. Social Science Electronic Publishing, 2009, 26(1): 71 - 104.
- [2] Jalan J, Ravallion M. Geographic poverty traps? A micro model of consumption growth in rural China [J]. Journal of applied econometrics, 2002, 17(4): 329 - 346.
- [3] 罗默. 高级宏观经济学 [M]. 王根蓓, 译. 上海: 上海财经大学出版社, 2009.
- [4] Kolenikov S, Angeles G. Socioeconomic status measurement with discrete proxy variables: Is principal component analysis a reliable answer? [J]. Review of Income and Wealth, 2009, 55 (1): 128 - 165.
- [5] Romer P M. Increasing Returns and Long-Run Growth [J]. Journal of Political Economy, 1986, 94(5): 1 002 - 1 037.
- [6] Robinson P M. Root-N-consistent semiparametric regression [J]. Econometrica: Journal of the Econometric Society, 1988: 931 - 954.
- [7] Bloom D E, Canning D, Sevilla J. Geography and Poverty Traps [J]. Journal of Economic Growth, 2003, 8(4): 355 - 378.
- [8] 许南, 黄颖. 我国省际居民消费变动的实证分析——基于变系数面板数据模型的检验 [J]. 经济地理, 2012, 32(9): 104 - 107.
- [9] 王艳萍, 张瑜. 基于 Panel Date 的中部农村居民消费结构实证分析——以山西省为例 [J]. 经济地理, 2012, 32(9): 126 - 131.
- [10] 韩玉萍, 邓宗兵, 王炬, 等. 收入不确定性对农村居民消费影响的空间异质性研究 [J]. 经济地理, 2015, 35(11): 144 - 151.
- [11] 高鸿业. 西方经济学: 宏观部分 [M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2011.
- [12] Townsend R M. Risk and insurance in village India [J]. Econometrica: Journal of the Econometric Society, 1994: 539 - 591.