

社会—生态脆弱性相互关系的计量推断方法

李 宁^{1,2,3*}, 张正涛^{1,3}, 郝晓琳^{1,3}

(1. 北京师范大学地表过程与资源生态国家重点实验室, 北京 100875; 2. 北京师范大学环境演变与自然灾害教育部重点实验室, 北京 100875; 3. 北京师范大学民政部/教育部减灾与应急管理研究院, 北京 100875)

摘 要:本文在系统分析社会生态脆弱性综合方法研究进展后指出,综合指数法可作为代表某时期在社会和生态脆弱性两方面的指标,解释总体水平下的脆弱性等级,但无法反映指标间相互影响的程度和影响方向;相关系数分析能解释两指标间的相互关系,但无法解释其因果关系;由最小二乘法得到的解释指标变动系数,但由于解释指标和被解释指标选择的主观性,其相互作用的方向性仍无法判断。针对上述关系计量推断中存在的问题,本文探讨了工具变量估计参数的可行性,通过实例证实该方法能揭示社会脆弱性和生态系统脆弱性指标之间相互影响的方向。结果表明,社会脆弱性(*SoVI*)对生态脆弱性(*NPPI*)的影响强度大于反方向的影响作用,从1980 s到2000 s,*NPPI*对*SoVI*的作用由强减弱,其作用显著省区由5个减少至2个;而*SoVI*对*NPPI*的作用由弱增强,其作用显著省区由1个增加为7个。定量且具备相互影响方向的推断方法有利于揭示社会系统和生态系统相互作用的机理。

关 键 词:社会脆弱性;生态系统脆弱性;相互影响;工具变量估计

1 引言

在全球气候变化、极端事件加剧的背景下,脆弱性成为气候变化适应和灾害风险管理研究的重要内容。脆弱性可以归为社会脆弱性和生态系统脆弱性两个方面(封珊等, 2014)。如Cutter等(2003)、周扬等(2014)从社会因素角度出发,基于地方脆弱性理论,采用主成分分析法选取与社会系统相关的人口和社会经济的关键指标体系,计算社会脆弱性指数(Social vulnerability index, *SoVI*),最终得到基于县级尺度的地区社会脆弱性等级评价结果。欧英娟等(2012)以生态系统净初级生产力(net primary product, *NPPI*)等生态系统功能特征量为指标,评估得到长江中下游地区生态系统脆弱性等级。

随着社会经济快速发展的快速发展,人与自然的相互作用日益突出,人们认识到人类及其所处的环境

都处于一个复杂的社会—生态体系之中,社会和生态的脆弱性不是独立存在的,只有综合评估社会和生态两个方面的脆弱情况,才能全面充分地认识环境的脆弱程度。因此,在生态、环境等领域已初步形成基于社会生态系统相互作用的社会—生态系统理论。到20世纪后期,国内外许多学者提出了社会—生态复合系统及其子系统的构造框架和理念(王琦妍, 2011)。国内马世骏等(1984)、王如松等(2012)、余中元等(2014)学者共同提出社会—经济—自然复合生态系统的概念,同时给出其评价指标,认为社会、经济和自然虽然为独立的三个系统,但三者之间的系统功能与结构均制约着各自的生存与发展,因而须将这三个系统视为复合系统统一考虑。在国外,Dunbar(1988)、Cumming等(2005)学者也较早使用了社会—生态系统(*SESSs*)的概念,2009年诺贝尔奖得主Ostrom(2009)提出了社会—生态系统(socio-ecological systems, *SESSs*)的分析框架,

收稿日期:2015-08;修订日期:2015-11。

基金项目:国家重大科学研究计划项目(2012CB955402);国家自然科学基金项目(41171401);中央高校基本科研业务专项资金项目(310421101) [Foundation: National Basic Program of China (973 Program), No.2012CB955402; National Natural Science Foundation of China, No.41171401; the Fundamental Research Funds for the Central Universities, No.310421101]。

作者简介:李宁(1958-),女,江苏镇江人,教授,主要从事自然灾害及风险管理研究,E-mail: ningli@bnu.edu.cn。

引用格式:李宁,张正涛,郝晓琳. 2016. 社会—生态脆弱性相互关系的计量推断方法[J]. 地理科学进展, 35(2): 214-222. [Li N, Zhang Z T, Hao X L. 2016. Quantitative inference method for the relationship between social and ecological vulnerabilities[J]. Progress in Geography, 35(2): 214-222.]. DOI: 10.18306/dlkxjz.2016.02.008

指出复杂的社会—生态体系是由多个子系统构成, 这些子系统相对分离却存在相互作用。该分析框架为社会—生态系统的研究和实践提供了有力指导。

由此可见, 脆弱性研究由最初只关注自然系统或社会系统的脆弱性, 渐渐扩展到考虑二者综合影响的社会—生态系统的脆弱性, 正在经历从概念和框架的定性描述向定量推断转变。这些定量手段可以归纳为以下三类: 一是指标体系法得到脆弱性的等级; 二是相关性分析法研究二者的联系; 三是最小二乘估计方法研究二者的回归关系。这些方法在解释其相互作用方面没有得到突破性进展。

(1) 指标体系方法研究二者综合脆弱性的等级。该方法多通过构建社会和生态单个系统指标体系, 配合线性指标综合的半定量计量方法评价二者的脆弱性。例如 De Chazal 等(2008)基于利益相关者调研以及设置的未来土地利用变化情景, 得到多个由与社会—生态属性有关指标构成的矩阵, 包括生态系统服务矩阵、描述矩阵、生态系统属性矩阵、土地利用特征矩阵、植物功能特征矩阵, 通过矩阵相乘依次计算暴露度、敏感性、可接受能力, 将计算结果进行线性叠加得到社会—生态系统的脆弱性相对等级的空间分布; 王俊等(2010)以甘肃省榆中县为例, 选择与干旱相关的社会、生态指标, 构建社会—生态系统脆弱性指标体系, 评价了该区对于干旱的社会—生态系统脆弱性等级。

(2) 相关性分析法研究二者的联系。Qiu 等(2007)在对岛屿脆弱性的研究中分别研究了该区域受人类活动控制的土地利用脆弱性指数和受自然控制的环境脆弱性指数, 经过分析发现二者具有较高相关性, 从中能够看出与社会相关的脆弱性和与生态相关的脆弱性的联系。

(3) 最小二乘估计研究二者的相关程度。此类研究将和社会相关的脆弱性指数与生态相关脆弱性指数直接求回归, 由最小二乘估计分析二者的回归联系: $y = \alpha + \beta x$ 。Liu W 等(2014)对卧龙地区社会—生态系统脆弱性关键指标进行模拟, 分析得到解释变量 x 变化一个单位, 被解释变量变化 β 倍单位。

在社会—生态系统理论与脆弱性不同系统之间的蔓延与放大现象同时影响下, 气候变化和灾害研究领域的脆弱性研究开始从复合系统的角度进行思考, 人们更加关注生态系统脆弱性与社会脆弱性的相互影响产生的综合作用。然而从分析方法

看, 要么是研究脆弱性等级, 要么是研究二者的相关关系, 鲜有对社会和生态系统脆弱性指标间的相互作用展开研究; 而以上的三类方法, 在解释社会和生态系统脆弱性指标间相互作用方面均有值得解析和讨论之处。

本文基于上述三种常用方法的基本原理和分析问题的基础上, 探讨工具变量法的理论基础和用于计量社会脆弱性和生态系统脆弱性之间相互影响的必要性与可行性。通过实证研究分析在空间上哪个脆弱性影响更大, 时间上二者双方向作用增强和减弱的变化趋势, 可为进一步定量阐明社会生态系统的相互所用提供方法支撑。

2 推断方法的讨论

2.1 基于指标体系方法的推断

基于指标体系的脆弱性评估, 是现阶段最常用的评价方法, 该方法通过判定各单项指标对整个体系的贡献程度, 包含信息量程度以及所反映指标体系的综合程度等, 进而对整个体系完成综合评价, 同时兼顾资料的可获取性和详尽程度, 根据所选定的因素性状进行标准化处理, 建立评价指标集合 x_i ; 采用各种评分法根据评价指标对脆弱性的重要性程度计算其权重系数 ω_i , 将 ω_i 与集合 x_i 进行加权计算, 最终得到综合评价指数, 即脆弱性等级的评价结果。该综合指数可以代表某时期在社会和生态脆弱性两方面的总体水平, 解释脆弱性的等级, 但无法反映指标间的相互影响的程度和解释二者相互影响的方向。

假设有 m 个能反映自然灾害社会脆弱性的原始变量 Sx_1, Sx_2, \dots, Sx_m , 和 n 个能反映自然灾害生态脆弱性的原始变量 Nx_1, Nx_2, \dots, Nx_n (表 1), 将这些变量进行 Z 值标准化 (均值为 0, 标准差为 1), 确定 sw_1, sw_2, \dots, sw_m 和 nw_1, nw_2, \dots, nw_n 为权重系数, 加权求和得到社会脆弱性的综合指数 $SoVI$ (Zhou et al, 2014) 和生态脆弱性综合指数 $NPPI$ (Liu Y P et al, 2014), 同时获得其空间分布等级图 (图 1)。如果将社会和生态脆弱性的指数进行集合就可得到社会—生态脆弱性指数等级结果, 其概念模型 ($Index(SoVI, NPPI)$) 可以表示为:

$$Index(SoVI, NPPI) = f(sw_i, SoVI_i, nw_i, NPPI_i) \quad (1)$$

2.2 基于相关分析的推断

相关分析的目的是通过对数据的分析, 从图形

表1 脆弱性评估指标
Tab.1 Vulnerability assessment index

主成分因子排序及命名(方差解释率大于66.95%)	
社会脆弱性指数 <i>SoVI</i>	人口年龄、教育和总人口;农村状况、城市化;经济状况;性别;粮食保障等
生态脆弱性指数 <i>NPPI</i>	年平均降水量,年平均气温,光合有效辐射; <i>NDVI</i> 指数;土地覆盖等

指标来源:Zhou等(2014)和Liu Y P等(2014)。

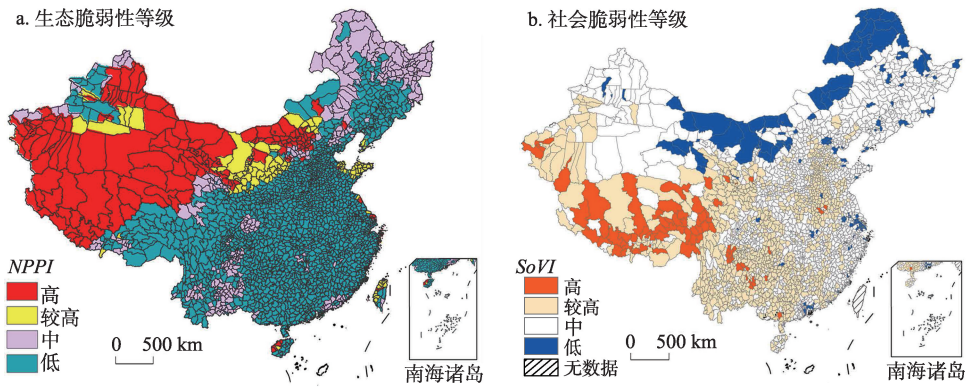


图1 脆弱性等级的评价结果
Fig.1 Results of vulnerability assessment

和数值上看出两个变量之间的相关性程度(或称密切程度)。两个变量 x 和 y 间关联性的强度用相关系数 r 来表示;检验是否具有显著性的相关关系取决于样本容量与相关系数的大小。线性相关分析所表现的变量间的伴随关系是对等关系,并非必须为因果关系。求解的要求是两个变量服从正态分布。

在相关分析中需要注意的是,相关并非意指因果关系,相关只是说明二者之间的密切程度。用相关分析不足以解释社会生态脆弱性指标间的相互影响程度以及二者相互影响的方向。

2.3 基于最小二乘估计方法的推断

最小二乘法作为常用的“观测组合”工具,其主要利用大量的观测样本数据得到“最好”结果以及“可能性最高”的表现形式。例如,已知两变量 y 为被解释变量, x 为解释变量,假设二者为线性关系,将通过 n 次观测所得的 n 对数据代入方程求得 α 、 β 的解,当 α 、 β 无确定解时,最小二乘法则给出其求解方法,即搜索距离 n 个观测样本点最近的直线 $y=\alpha+\beta x+\mu$ 。 α 与 β 为待估计的参数, μ 为随机误差项。误差项 μ 是一个期望值为零的随机变量,即 $E(\mu)=0$ 。这意味着在式 $y=\alpha+\beta x+\mu$ 中,由于 α 和 β 都是常数,所以有 $E(\alpha)=\alpha$, $E(\beta)=\beta$ 。因此对于一个给定的 x 值, y 的期望值为 $E(y)=\alpha+\beta x_i$ 。

由最小二乘法估计得到的估计量 β 就是表示在

解释变量 x 变动时,被解释变量 y 的变动系数,该系数的大小说明解释变量对于被解释变量产生作用的程度。建立多元性回归模型时,为保证回归模型具有优良的解释能力和预测效果,应满足:①解释变量对被解释变量必须有显著的影响,并呈现密切的线性相关;②在解释变量与误差项不相关的假设条件下,普通最小二乘法估计是回归参数的最小方差的线性无偏估计。

最小二乘法将解释变量定义为在依存关系中变异较小(较易测定)或者“因”一方的变量,其中依存关系可为从属关系或因果关系。在社会和生态脆弱性相互作用的研究中,解释变量和被解释变量的选择多为主观选择,目的只是把二者间的关系用函数定量表达出来,解释主观选择的解释变量和被解释变量间的影响大小。选择的主观性导致二者相互作用的方向性仍然无法判断。

针对社会—生态系统中的各个子系统相对分离却存在相互作用的特点,要估计二者的相互影响,仅仅依赖于上文中体现二者线性累加作用的指标体系法、相关分析法和最小二乘法都难以全面推断二者的相互作用。有必要寻求新的推断方法解析二者的相互影响,揭示二者对社会—生态系统的贡献水平并基于各自的影响程度和贡献水平识别不同地区的社会—生态脆弱性的差异。

3 基于工具变量估计的推断

在研究中,当解释变量 x (假设为社会脆弱性)与被解释变量 y (假设为生态脆弱性)间存在双向因果关系(即变量的联立性)时,会导致模型中的解释变量与误差项出现相关(即内生性问题),此时由于不满足最小二乘法估计(OLS)的假设条件,OLS不再适用。而工具变量估计可解决内生性问题,为此,通过引入满足一定条件的工具变量进行参数估计。

3.1 工具变量估计的基本原理

工具变量(Instrumental Variable, IV)估计由工具变量 Z 代替随机解释变量 X ,形成有效正规方程组并最终获得模型参数的估计量。工具变量在模型估计过程中作为工具使用,所替代的变量为模型中与误差项有关的随机解释变量。该方法由 Philip G. Wright 于 20 世纪 20 年代末提出,在社会经济分析中得到广泛应用。IV 估计的关键问题是工具变量的选择,其估计原理可通过如下简单模型进行说明(陈云松, 2012):

$$y = \alpha + \beta x + \mu \quad (2)$$

式中,当解释变量 x 存在内生性,即 x 与 u 相关,此时,如果存在可观测的变量 z ,满足两个假定:

① z 与 u 不相关, ② z 与 x 相关, 则 z 可以作为 x 的工具变量。可以得到 β 的 IV 估计量 $\hat{\beta}$, 如公式(3)所示:

$$\hat{\beta} = \frac{\sum_{i=1}^n (z_i - \bar{z})(y_i - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n (z_i - \bar{z})(x_i - \bar{x})} \quad (3)$$

式中,当存在两个工具变量(Z_1, Z_2)时,IV 估计也叫做两阶段最小二乘法估计(two stage least squares, 2SLS),换言之可以通过两个阶段来获得估计量。第一阶段,用工具变量拟合内生变量,获得 x 的拟合值 \hat{x} ;第二阶段,对式 $y = \alpha + \beta \hat{x} + \mu$ 的 OLS 进行估计,得到 $\hat{\beta}$ 值。

为保证估计的合理性,需对 IV 估计进行检验,主要包括:①弱工具变量检验:检验 z 和 x 的相关。如若二者相关很小,IV 估计会出现出较大方差的问题,即弱工具变量问题。②过度识别检验:检验 z 与 μ 的不相关,即是否满足式(2),在内生变量不只有一个工具变量的情况下,可以检验得知是否至少有一个工具变量与误差项不相关。③内生性检验:利用豪斯曼内生性检验(Hausman Test of Endogene-

ity),判断 OLS 估计值和 2SLS 估计值是否在统计上存在显著差异;如存在显著差异则断定存在内生性,应采用工具变量估计。

3.2 工具变量估计的适用性分析

由 IV 估计的基本原理可以看出,工具变量估计适用于变量之间存在联立性的估计方法。本文研究的社会系统与生态系统存在相互渗透影响才能维持长期均衡发展,无法仅由其中一个解释另一个,二者存在联立性,有必要借助 IV 方法的联立方程诠释二者之间的关系。假设 $SoVI$ 用 y 表示, $NPPI$ 用 x 表示,能够找到满足检验的工具变量 z ,如果由于工具变量 z 的变动引起了被解释变量 y 的变动,且这种变动是显著的,则可说明这种作用是由 $z \rightarrow x \rightarrow y$ 的因果效应,估算其参数可得到 x 对 y 的单向影响。对于 x 和 y 联立的情况,可分别寻找 x, y 的工具变量 Z_2, Z_1 ,判断 x 对 y 的影响($x \rightarrow y$)以及 y 对 x 的影响($y \rightarrow x$),用参数 β_1, β_2 (图2)表示。因此,IV 估计能很好地推断变量之间的单项因果效应,判断其影响,适用于本文关于社会脆弱性和生态系统脆弱性相互影响研究。

3.3 估计方程建立及工具变量选择

社会脆弱性和生态脆弱性指数分别用 $SoVI$ 和 $NPPI$ 表示,用 $y = NPPI, x = SoVI$ 。选择 Z_1 为 $NPPI$ 的工具变量,包括年降水量(P)和年平均气温(T),其现实意义为年降水量(P)和年平均气温(T)会直接影响当年的 $NPPI$,不直接影响社会系统的 $SoVI$,且 P 与 T 从根本上是由太阳辐射、大气环流、海陆分布等模型之外的因素决定的,受模型内因素的影响相对较小,因而满足工具变量法要求的条件。工具变量 Z_2 为 $SoVI$ 的工具变量,它包括本区邻域区的平均社会脆弱性指数(Nei)和样本区上级行政单元的人口密度($City$),其实际意义解释为:邻域社会脆弱性指数平均值(Nei)可作为工具变量,是由于各样本县区与邻域县区存在较多贸易往来和人口迁移等联系,社会经济情况易受邻域影响,而在生态方面则由于归属权不同不易受直接影响,且样本县区对其

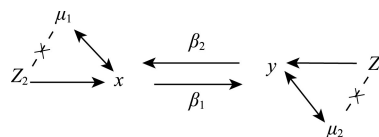


图2 工具变量因果推断示意

Fig.2 The sketch map of the instrumental variable approach to causal inference

邻域社会发展的整体平均水平也难以构成明显影响,故认为 Nei 是满足条件的工具变量。以上级行政单元($City$)的指标作为工具变量在研究中是比较常见的(高吉喜等, 2004; 李鹤等, 2008),因为上级行政单元的社会发展水平必然会对辖区内的社会系统产生引导作用或规模效应影响,但又不直接影响辖区内个体的其他具体行为,而且样本县区对上级行政单元也不具备较大影响,因此 $City$ 也可视为 $SoVI$ 的工具变量,满足工具变量法要求的选择条件。

由此考虑构建联立方程如式(4)和式(5),利用工具变量法估计参数,公式为:

$$(NPPI)_i = \alpha_{1i} + \beta_{1i}(SoVI_i) + \gamma_{1i}(P_i) + \theta_{1i}(T_i) + \mu_{1i} \quad (4)$$

$$i = 1, 2, \dots, n$$

$$SoVI_i = \alpha_{2i} + \beta_{2i}(NPPI_i) + \gamma_{2i}(Nei_i) + \theta_{2i}(city_i) + \mu_{2i} \quad (5)$$

$$i = 1, 2, \dots, n$$

式中: $NPPI$ 为样本区净初级生产力偏差($Pg \cdot C/m^2$); $SoVI$ 为样本区社会脆弱性指数; P 、 T 分别为样本区当年的降水量(mm)和年平均气温($0.1^\circ C$); Nei 为样本区邻域区的平均社会脆弱性指数; $City$ 为样本区上级行政单元的人口密度(人/ m^2); α_1 、 β_1 、 γ_1 、 θ_1 、 α_2 、 β_2 、 γ_2 、 θ_2 为待估参数; μ_1 、 μ_2 为误差项;

在该联立方程中, $NPPI$ 和 $SoVI$ 是两个内生变量,除此之外的其他变量均视为外生变量。可以看出,方程(4)、(5)均是可识别的,选择工具变量并建立联立方程后,就可采用两阶段最小二乘法进行参数估计。

4 工具变量估计推断的实证研究

4.1 资料来源

根据资料的可获取性与数据质量要求,本研究主要搜集了1980s、1990s和2000s的全国县级尺度气象、生态、社会和经济数据。气象数据为中国756个基准站(其中包括西藏10个一般站)记录的地面观测资料,来源于中国气象科学共享服务网(<http://www.escience.gov.cn/metdata/page/index.html>)。社会、经济数据来源于中国人口普查资料、中国城市统计年鉴,新中国六十年统计资料汇编以及中国社会经济与社会发展统计数据库(<http://www.cnki.net/>)。生态数据来源于文献(Liu Y P et al, 2014)陆地生态系统脆弱性研究中的遥感影像资料。

4.2 数据处理

(1) 县级社会脆弱性指数($SoVI$)

按照2.1的方法,基于Cutter等(2003)提出的社

会脆弱性理论,计算了1982年、1990年、2000年的中国县域社会脆弱性指数 $SoVI$ (Zhou et al, 2014);并通过空间分析确定每个县的邻域县,计算了每个县各年邻域县的平均社会脆弱性指数(Nei)。为了使其数值在不同年代可比, $SoVI$ 进行了标准化处理, $SoVI$ 值越大表示评价地区社会越脆弱。

(2) 县级植被净初级生产力($NPPI$)

按照2.1的方法,选择CASA模型模拟计算了1982年、1990年、2000年的中国县域 $NPPI$ (Yu, 2014)。 $NPPI$ 表示各陆地生态系统每年净积累生物量的大小,其值越小表示评价单元生态系统越脆弱。

(3) 数据匹配以及样本县域筛选

由于各类资料来源不同,为保证数据的可靠性,本文对资料时间长度和空间范围进行了统一的匹配和筛选,主要包括以下4个方面:①县域名称与范围界定。以中国科学院提供的2000年全国1:25万基础地理数据为基准界定中国县级行政单元边界。其他年份同一空间范围行政单元发生名称变更的,更新或还原为2000年名称;其他年份同一名称行政单元发生范围变更的,以2000年的边界划定,并将相应数据进行拆分或合并。②数据长度和时间节点的确定。由于不同资料来源数据的质量与长度有所不同,因此根据其中最短时间内长度和最大数据量横截面确定年代节点, $NPPI$ 资料获取至2000年,社会经济数据在1982年、1990年、2000年包含了详尽的人口普查数据,因此统一将时间点定为1982年、1990年和2000年,以此反映1980s、1990s和2000s的年代际状况。③点、面数据的空间化与匹配。将气象站点的数据匹配入站点上述县级行政单元,以表征该县级单元的气象状况,同一县级单元包含多个站点的,取其数据平均值;将社会、生态系统面数据统一匹配入对应的县级行政单元,对于不同资料中县域名称或范围不同的,均按照上述方法进行数据拆分或合并。④统一样本及数据筛选。根据不同来源数据的匹配程度以及不同年份数据的连续性,最终选择了551个县域样本,分布于全国各省。该551个县级单元各自所含数据包括1982年、1990年、2000年的 $SoVI$ 、 $NPPI$,县所属地级市人口密度,邻域县平均社会脆弱性指数,年降水量和年平均气温。

4.3 模型结果分析

4.3.1 模型检验结果

(1) 联立性(内生性)检验结果

本文使用Hausman检验,判断工具变量拟合内

生变量后的残差序列与另一个内生变量的相关是否显著为零,结果发现列出通过内生性显著检验的地区(表2)。约50%地区社会脆弱性方程与生态系统脆弱性方程之间存在联立性。对于551个样本区所涉及的28个省区中,其中13个省(甘肃、贵州、河南、黑龙江、吉林、江西、辽宁、青海、山东、山西、四川、云南、浙江)在0.1显著性水平上拒绝了原假设,表明该地区NPPI与SoVI存在显著内生性(联立性);其余15省(安徽、福建、广东、广西、海南、河北、湖北、湖南、江苏、内蒙古、宁夏、陕西、西藏、新疆、重庆)则不存在显著内生性(联立性)。依据检验结果,对存在内生性(联立性)的地区选择IV估计。

(2) 工具变量检验结果

为了避免工具变量选择不当而引起偏误,需对工具变量进行检验。

a. 弱工具变量检验

对于弱工具变量检验,通常认为在2SLS的第一阶段, F 统计量经验值大于10,即可判断不存在弱工具变量问题,本文中,首先对551个县基于全国尺度进行了2SLS估计,社会脆弱性方程和生态脆弱性方程第一阶段的 F 值分别为595.258和910.729,故认为不存在弱工具变量问题。

b. 过度识别检验

使用过度识别检验对工具变量的外生性检验,分别对1980s、1990s、2000s 3个时间段的工具变量基于全国尺度进行检验,其Sargan统计量及 P 值见表3,在5%显著水平上,可以得出:①SoVI的工具变

量邻域社会脆弱性(Nei)和上一级行政单元($City$)接受了外生性假设。②NPPI的工具变量年降水量(P)和平均温度(T)在1990s、2000s满足外生性;而在1980s则高度拒绝了至少有一个工具变量外生的原假设,不满足外生性,通过对1980s进一步分省区检验,发现1980s除辽宁以外,工具变量均满足外生性。

4.3.2 方程估计结果与分析

(1) NPPI与SoVI相互影响时空特征分析

通过采用适合各地区的估计方法,对联立方程模型中的系数进行估计,由于研究重在讨论NPPI与SoVI的相互影响,故主要关注系数 β_1 、 β_2 。 β_1 和 β_2 的估计结果见表4。根据联立方程定义形式,系数含义如下:

β_1 为SoVI对NPPI的影响($SoVI \rightarrow NPPI$, \rightarrow 表示影响方向),含义为其他因素不变时,SoVI变动1个单位,NPPI变动 $(100\beta_1)\%$; $\beta_1 < 0$ 时,SoVI对NPPI为正向影响,即随着社会脆弱性的增大(减小),生态脆

表3 过度识别检验

Tab.3 Tests of overidentifying restrictions

内生变量	SoVI(IV: Nei , $City$)		
Sargan	1980s	1990s	2000s
显著水平	2.80298 (0.0941)	1.37466 (0.2410)	2.12708 (0.1447)
内生变量	NPPI(IV: P , T)		
Sargan	1980s	1990s	2000s
显著水平	9.33124 (0.0023)	1.51412 (0.2185)	0.957537 (0.3278)

注:内生变量 Nei , $City$, P , T 与3.3中的解释相同,显著水平括号中为 p 值。

表4 方程估计结果

Tab.4 Results of the model estimation

地区	$SoVI \rightarrow NPPI(\beta_1)$			$NPPI \rightarrow SoVI(\beta_2)$		
	1980s	1990s	2000s	1980s	1990s	2000s
河南	-0.00914	0.058	-0.141*	8.089***	2.143	2.023
吉林	0.698	-0.459*	-0.42***	-1.323	0.562	-1.278
青海	-0.261	-0.988	0.163*	1.513***	1.304***	1.217***
甘肃	2.122	1.013	2.429	0.81	0.399*	0.733
辽宁	-0.463	-0.0908	0.528	-1.005	5.356	0.376*
云南	-0.0235	0.0437	-0.101	1.054**	0.679	0.992
贵州	0.143**	0.16	0.0745	-2.169	-0.2	-4.274
山西	-0.122	-0.0227	-0.451***	1.347	0.891	-0.985
四川	0.103	0.154*	-0.0256	0.332	-1.667	0.374
山东	-0.00341	0.104	0.457***	0.0859	1.322	0.113

注:*, **, ***分别代表0.05, 0.01, 0.001信度的显著性水平。

表2 NPPI与SoVI内生性检验结果

Tab.2 Endogeneous test results of NPPI and SoVI

内生变量	省份	残差系数	P 值
SoVI	甘肃	-1.487	0.093
NPPI	甘肃	-0.49	0.051
SoVI	青海	0.402	0.051
NPPI	河南	-3.118	0.022
SoVI	吉林	0.779	0.000
SoVI	辽宁	0.865	0.052
NPPI	贵州	1.723	0.090
NPPI	四川	1.978	0.062
NPPI	云南	-1.363	0.001
SoVI	山西	0.338	0.007
NPPI	浙江	-2.502	0.042
SoVI	山东	-1.462	0.005
NPPI	江西	-4.439	0.041
NPPI	黑龙江	3.099	0.026
SoVI	黑龙江	0.0966	0.073

弱性也增大(减小),二者共荣共损; $\beta_1 > 0$ 时, $SoVI$ 对 $NPPI$ 为负向影响,即随着社会脆弱性的增大(减小),生态脆弱性减小(增大),二者此消彼长。

β_2 为 $NPPI$ 对 $SoVI$ 的影响($NPPI \rightarrow SoVI$),含义为其他因素不变时, $NPPI$ 每变动1%, $SoVI$ 变动($\beta_2/100$)个单位; $\beta_2 < 0$ 时, $NPPI$ 对 $SoVI$ 为正向影响,即随着生态脆弱性的增大(减小),社会脆弱性也增大(减小),二者共荣共损; $\beta_2 > 0$ 时, $NPPI$ 对 $SoVI$ 为负向影响,即随着生态脆弱性的增大(减小),社会脆弱性减小(增大),二者此消彼长。

将表4的联立方程系数分段研究其空间变化,得到图3,以揭示 $NPPI$ 与 $SoVI$ 的相互作用。

根据方程系数的计算结果揭示的 $NPPI$ 与 $SoVI$ 之间相互影响作用的时空特征,总结为以下四点:

(1) $NPPI$ 与 $SoVI$ 存在显著的相互影响。在样本县所在28个省区中,有约50%检测出至少一年存在显著作用,且其作用在不同年代发生了改变或转换。如贵州省1980s的 $SoVI \rightarrow NPPI$ 作用显著,而在之后的年代这种作用并不显著;福建省1980s的 $NPPI \rightarrow SoVI$ 作用显著,而到了2000s不再显著;河南省1980s的 $NPPI \rightarrow SoVI$ 作用显著,而到了2000s则变为 $SoVI \rightarrow NPPI$ 作用显著。由此可以说明:二者的相互作用是的确存在的,其作用的变化和转换正是长期相互作用的结果。

(2) $NPPI$ 与 $SoVI$ 的关系具有明显的年代际趋势。从1980s到2000s, $NPPI \rightarrow SoVI$ 的作用由强减

弱, $SoVI \rightarrow NPPI$ 的作用由弱增强。尽管从整体上看,1980s、1990s、2000s中分别有6个、8个、8个地区存在显著作用,没有明显趋势,但从不同的作用方向来看:在1980s,全国 $NPPI \rightarrow SoVI$ 作用显著省区为5个, $SoVI \rightarrow NPPI$ 显著省区为1个;在1990s, $NPPI \rightarrow SoVI$ 和 $SoVI \rightarrow NPPI$ 作用显著省均为4个;而在2000s, $NPPI \rightarrow SoVI$ 作用显著省区减少为2个, $SoVI \rightarrow NPPI$ 显著省区增至7个,存在明显趋势变化。

(3) 在不同地区, $NPPI$ 与 $SoVI$ 分别表现为正向和负向相互影响,其中存在负向影响的地区和年代数目较多,而存在正向影响地区的比例在较近年代有所增加。本文中,由于 $SoVI$ 数值越大表示社会越脆弱、 $NPPI$ 数值越小表示生态系统越脆弱,因此,估计结果中 $NPPI$ 系数为负数(或正数)时表示生态系统脆弱性对社会脆弱性呈现正向(或负向)影响, $SoVI$ 系数亦然。从总数来看,负向影响的地区和年代较多,如青海(1980s、1990s、2000s)、内蒙(1990s)、甘肃(1990s)等;正向影响的地区和年代较少,如福建(1980s、1990s)、吉林(1990s、2000s)、山西(2000s)、河南(2000s)等;从时间上看,1980s存在负向影响的地区为5个、正向影响仅有1个,1990s负向、正向影响地区分别为4个,2000s负向影响地区为6个、正向为3个。

(4) $SoVI \rightarrow NPPI$ 影响强度整体上大于 $NPPI \rightarrow SoVI$ 的影响作用。这在各个年代和地区均有所体现:如河南省1980s的 $NPPI \rightarrow SoVI$ 影响为 $NPPI$

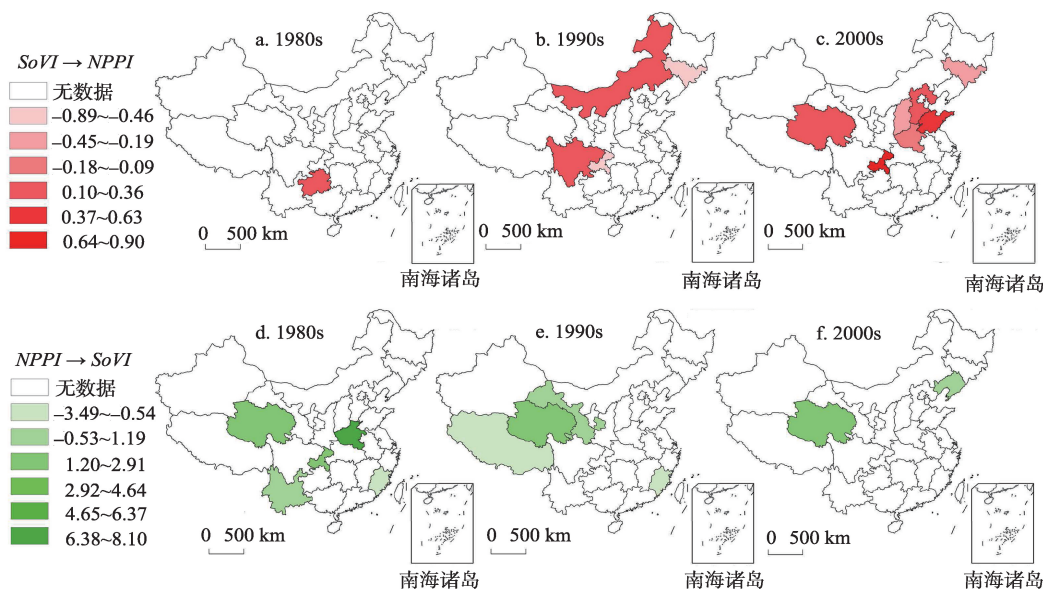


图3 $SoVI$ 与 $NPPI$ 相互影响系数的时空变化

Fig.3 Temporal and spatial changes of the interaction between $SoVI$ and $NPPI$

每变动1%, $SoVI$ 数值变动0.08, 其2000s的 $SoVI \rightarrow NPPI$ 影响为 $SoVI$ 数值每变动1, $NPPI$ 变动-14%; 青海省2000s的 $NPPI \rightarrow SoVI$ 影响为 $NPPI$ 每变动1%, $SoVI$ 数值变动0.01, 而 $SoVI \rightarrow NPPI$ 影响为 $SoVI$ 数值每变动1, $NPPI$ 则变动16%, 总体来看, $SoVI \rightarrow NPPI$ 的影响幅度更大。

5 结论与讨论

计量结果证实工具变量估计方法计量社会脆弱性和生态系统脆弱性之间的相互影响是可行的。在本案例中, 该方法不仅可以检测到二者存在显著的相互作用关系的区域, 而且还能深入了解其作用在不同地区、不同年份存在的差异; 不仅能了解到在整体上, $SoVI \rightarrow NPPI$ 的影响强度普遍大于 $NPPI \rightarrow SoVI$ 的影响作用, 还能在时间轴上剖析存在的 $NPPI \rightarrow SoVI$ 的作用由强减弱, $SoVI \rightarrow NPPI$ 的作用由弱增强的时间趋势。应用这种能体现单向和双向作用功能的方法推断的结果, 对于进一步揭示这种影响是经济发展与环境保护这一矛盾运动和对立统一规律有理论和实践意义, 可从定量统计推断角度提示我们自觉调整这种此消彼长的发展模式, 努力建立人与自然和谐相处的现代文明。同时为“只要正确地处理环境与经济发展的关系, 二者是可以相互促进的”定性理念提供了客观定量的数据支持。

任何一种方法都有其局限性, 工具变量法的不足在于工具变量的不唯一性, 使用不同工具变量产生的估计量可能有一定误差。因此要充分重视工具变量的检验, 选取通过最严格检验的工具变量。

作者认为, 像工具变量法这样既能定量且具备相互影响方向的推断方法是存在的, 对其的进一步挖掘非常必要, 因为, 只有更适合的分析方法得出的结论才能更有利于从机理上揭示社会系统和生态系统是如何相互作用的。

参考文献(References)

陈云松. 2012. 逻辑、想象和诠释: 工具变量在社会科学因果推断中的应用[J]. 社会学研究, (6): 192-216. [Chen Y S. 2012. Logic, imagination and interpretation: The application of instrumental variables for causal inference in the social sciences[J]. Sociological Studies, (6): 192-216.]

封珊, 徐长乐. 2014. 全球气候变化及其对人类社会经济影响研究综述[J]. 中国人口·资源与环境, 24(5): 6-10.

[Feng S, Xu C L. 2014. Summary of development of global climate change and its effects on social economy [J]. China Population, Resources and Environment, 24 (5): 6-10.]

高吉喜, 潘英姿, 柳海鹰, 等. 2004. 区域洪水灾害易损性评价[J]. 环境科学研究, 17(6): 30-34. [Gao J X, Pan Y Z, Liu H Y, et al. 2004. Assessment on regional vulnerability to flood[J]. Research of Environmental Sciences, 17(6): 30-34.]

李鹤, 张平宇, 程叶青. 2008. 脆弱性的概念及其评价方法[J]. 地理科学进展, 27(2): 18-25. [Li H, Zhang P Y, Cheng Y Q. 2008. Concepts and assessment methods of vulnerability[J]. Progress in Geography, 27(2): 18-25.]

马世骏, 王如松. 1984. 社会-经济-自然复合生态系统[J]. 生态学报, 4(1): 1-9. [Ma S J, Wang R S. 1984. The social-economic-natural complex ecosystem[J]. Acta Ecologica Sinica, 4(1): 1-9.]

欧英娟, 彭晓春, 周健, 等. 2012. 气候变化对生态系统脆弱性的影响及其应对措施[J]. 环境科学与管理, 37(12): 136-141. [Ou Y J, Peng X C, Zhou J, et al. 2012. Influences of climate change on ecosystem vulnerability and countermeasures[J]. Environmental Science and Management, 37(12): 136-141.]

王俊, 杨新军, 刘文兆. 2010. 半干旱区社会-生态系统干旱恢复力的量化研究[J]. 地理科学进展, 29(11): 1385-1390. [Wang J, Yang X J, Liu W Z. 2010. A quantitative research on the resilience of social-ecological system to drought in the semiarid area[J]. Progress in Geography, 29 (11): 1385-1390.]

王琦妍. 2011. 社会-生态系统概念性框架研究综述[J]. 中国人口·资源与环境, 21(S1): 440-443. [Wang Q Y. 2011. Review of the research on social-ecological systems conceptual framework[J]. China Population, Resources and Environment, 21(S1): 440-443.]

王如松, 欧阳志云. 2012. 社会—经济—自然复合生态系统与可持续发展[J]. 中国科学院院刊, 27(3): 337-345. [Wang R S, Ouyang Z Y. 2012. Social-economic-natural complex ecosystem and sustainability[J]. Bulletin of Chinese Academy of Sciences, 27(3): 337-345.]

余中元, 李波, 张新时. 2014. 社会生态系统及脆弱性驱动机制分析[J]. 生态学报, 34(7): 1870-1879. [Yu Z Y, Li B, Zhang X S. 2014. Social ecological system and vulnerability driving mechanism analysis[J]. Acta Ecologica Sinica, 34(7): 1870-1879.]

周扬, 李宁, 吴文祥. 2014. 自然灾害社会脆弱性研究进展[J]. 灾害学, 29(2): 128-135. [Zhou Y, Li N, Wu W X. Research progress on social vulnerability to natural disasters [J]. Journal of Catastrophology, 29(2): 128-135.]

- Cumming G S, Barnes G, Perz S, et al. 2005. An exploratory framework for the empirical measurement of resilience [J]. *Ecosystems*, 8(8): 975-987.
- Cutter S L, Boruff B J, Shirley W L. 2003. Social vulnerability to environmental hazards[J]. *Social Science Quarterly*, 84(2): 242-261.
- De Chazal J, Quétier F, Lavorel S, et al. 2008. Including multiple differing stakeholder values into vulnerability assessments of socio-ecological systems[J]. *Global Environmental Change*, 18(3): 508-520.
- Dunbar R I M. 1988. *Socio-ecological systems*[M]//Dunbar R I M. *Primate social system*. New York: Springer:262-291.
- Liu W, Mochizuki J, Keating A, et al. 2014. Diagnosing Disaster resilience of communities as multi-scale complex socio-ecological systems[C]//EGU General Assembly Conference Abstracts. Vienna, Austria: EGU: 16.
- Liu Y P, Yu D Y, Su Y, et al. 2014. Quantifying the effect of trend, fluctuation, and extreme event of climate change on ecosystem productivity[J]. *Environmental Monitoring and Assessment*, 186(12): 8473-8486.
- Ostrom E. 2009. A general framework for analyzing sustainability of social-ecological systems[J]. *Science*, 325: 419-422.
- Qiu P H, Xu S J, Xie G Z, et al. 2007. Analysis of the ecological vulnerability of the western Hainan Island based on its landscape pattern and ecosystem sensitivity[J]. *Acta Ecologica Sinica*, 27(4): 1257-1264.
- Zhou Y, Li N, Wu W X, et al. 2014. Local spatial and temporal factors influencing population and societal vulnerability to natural disasters[J]. *Risk Analysis*, 34(4): 614-639.

Quantitative inference method for the relationship between social and ecological vulnerabilities

LI Ning^{1,2,3*}, ZHANG Zhengtao^{1,3}, HAO Xiaolin^{1,3}

(1. State Key Laboratory of Earth Surface Processes and Resource Ecology, Beijing Normal University, Beijing 100875, China; 2. Key Laboratory of environmental Change and Natural Disaster, MOE, Beijing Normal University, Beijing 100875, China; 3. Academy of Disaster Reduction and Emergency Management, Beijing Normal University, Beijing 100875, China)

Abstract: This study systematically analyzed the results of current integrated method for social-ecological vulnerability research and found that the comprehensive index method can represent the overall level of social and ecological vulnerabilities using indicators of the two particular aspects of vulnerability in certain time period. But such method cannot reflect the degree of interaction and direction of influence of indicators. Correlation analysis can indicate a quantitative relationship between indicators, but is unable to identify causality. Least square method can generate variable coefficient of explanatory indicators when the indicators have changed, but due to the subjectivity in selecting indicators as explanatory variables or explained variables, the direction of influence between variables still cannot be determined. Given these problems, this article explores the feasibility of using instrumental variable (IV) method to reveal interactions between social and ecological vulnerabilities. By application in a case study at the country level in China, the result shows that the IV method can reveal the direction of influence between indicators of social vulnerability and ecological vulnerability, which overcomes the problem identified above. From 1980s to 2000s, the impact of ecological vulnerability on social vulnerability ($NPPI \rightarrow SoVI$) decreased, the corresponding significant impact provinces decreased from 5 to 2; the impact of social vulnerability on ecological vulnerability ($SoVI \rightarrow NPPI$) increased, and the corresponding significant impact provinces increased from 1 to 7. A quantitative method that indicates the direction of influence is expected to explain how social vulnerability and ecological vulnerability interact and affect one another.

Key words: social vulnerability; ecological vulnerability; interaction; instrumental variable estimation