

社区邻里效应对个人贫困的影响有多大^{*}

解 垚 宋颜群

内容提要:社区邻里效应是造成个体长期贫困以及贫困集聚的主要原因之一,研究中国的社区邻里效应现象有助于解决中国的贫困集聚问题。本文基于中国健康与营养调查(CHNS)1989—2015年的数据,检验了社区邻里效应的存在性,计算了社区邻里效应对个体贫困概率的影响大小,探究了社区邻里效应对个体贫困的长期影响以及对个体贫困时长的影响,最后还计算了社区邻里效应能够解释个体贫困、学历水平以及收入水平差异的百分比。结果发现:中国存在显著的社区邻里效应,同时社区邻里效应具有非线性特征;良好的社区邻里环境使得个体贫困概率显著降低、学历水平和收入水平显著提高,女性和城市个体的贫困状态更易受到社区邻里效应的影响,不可观测因素在一定程度上增强了社区邻里效应对个体贫困、学历和收入的作用;社区邻里效应对个体贫困的影响具有长期特征,对个人贫困时长的影响也十分显著;个体贫困状态差异的1/4、个体学历水平和收入水平差异的1/5可归因于社区邻里效应。因此,扶贫过程中应当关注社区邻里效应。

关键词:社区邻里效应 贫困 不可观测因素 长期效应

作者简介:解 垚(通讯作者),山东大学经济学院教授、博士生导师,250100;

宋颜群,山东大学经济学院博士研究生,250100。

中图分类号:F126 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2020)02-0024-15

一、引言及文献综述

贫困现象是世界各国都十分关注的重要议题,其引起经济学家和社会学家的极大兴趣。中国自改革开放以来,经济得到了迅速发展,但是收入差距也越来越大,据国家统计局数据可知,尽管近些年中国的基尼系数处于不断下降趋势,但一直大于4.0(国际警戒线)。收入差距的扩大使得资本要素分配不均,最终导致一些个体长期处于贫困状态。这些个体的长期贫困状态是否源于较差的社区邻里?近些年来,中国农村地区出现了贫困集聚现象,最为典型的代表就是连片特困地

^{*} 基金项目:国家自然科学基金面上项目“面向家庭和个人的公共转移支付减贫效应研究”(71673167)。作者感谢匿名审稿人的宝贵意见,文责自负。解垚电子邮箱:sdcyxe@sina.com。

区,城市地区也出现了明显的隔离和分化现象,高收入群体聚集在高档小区,而低收入群体则聚集在被边缘化的小区。这和20世纪20年代后美国城市居民居住空间格局的隔离和分化较为相似,隔离和分化的主要表现是白人和中高收入群体聚集在城市郊区,而黑人和低收入群体则生活在极度贫困的社区邻里中,犯罪、抑郁、失业等社会行为也常常在一些极度贫困的社区中集聚发生。中国是否存在社区邻里效应?中国的社区邻里效应对个人贫困概率的影响究竟有多大,邻里效应如何对个体贫困产生长期影响,是否会对个人的贫困时长产生影响?这些问题都需要进行深入研究。

社区邻里效应通常指社区邻里特征对个人社会行为所产生的影响。许多学者通过研究发现,个体结果变量(贫困状态、学历水平、收入等)不仅受自身因素的影响,同时还受社区邻里效应的影响。大部分学者认为社区邻里效应影响了个人社会行为(Sampson等,2002;Graham,2018)。也有学者认为社会邻里效应对个人的社会行为影响较小(Cullen和Levitt,2006)。

学者们常常采用实验或者准实验方法对学校及社区邻里效应进行估计。Oreopoulos(2003)和Jacob(2004)在住房项目结束后使用准随机分配的方法估计邻里效应对学生成绩的影响程度;类似地,Kling等(2007)对MTO(Moving To Opportunity)^①实验进行了评估,这些研究认为迁移到低贫困率社区中的个体的结果变量并未得到较大改善。Cullen和Levitt(2006)在芝加哥公立学校通过随机发放参与券的研究方法,也没有发现该项目对个体高中毕业概率存在影响。相反,Angrist等(2016)通过随机发放参与券发现,相对于就读两年制大学,就读波士顿特许高中对考试成绩和四年制大学的出勤率均有正向影响。Chetty等(2016)使用美国国税局(Internal Revenue Service)数据对MTO实验对个体收入、大学入学率和单亲家庭情况的影响进行研究,结果发现,13岁及以前搬到贫困程度较低社区的儿童在25岁左右能获得较高的年收入增长,而13岁以后搬到贫困程度较低社区的儿童,则不会有任何收益或损失,并且随着接触贫困程度较低社区年数的增加,成人收入受MTO项目的影响程度不断增加。Aliprantis(2017)通过研究发现,在低贫困率社区发放住房券对个体收入、就业和考试成绩等结果变量没有影响,放松邻里质量指标(贫困率)假设后,发放住房券则对个体结果变量产生影响。一些学者使用兄弟姐妹差分方法研究邻里效应。Aaronson(1998)使用PSID(The Panel Study of Income Dynamics)数据,通过设计兄弟姐妹差分方法对邻里效应进行研究,结果发现地区贫困率和高中辍学率对个体辍学行为和受教育年限有显著影响。Chetty和Hendren(2018)使用兄弟姐妹差分方法,并利用高质量的税收记录数据,研究了县级层面邻里效应对个体收入的影响,结果发现邻里效应显著存在。与实验(准实验)和兄弟姐妹差分方法不同,Galster等(2007)则使用工具变量(IV)估计方法进行研究,发现个体在儿童时期长期处于贫困社区对高中学业和未来收入有独立且显著的影响,但对青少年生育行为和接受大学教育的影响并不显著。

一些学者指出了研究社区邻里效应应当注意的问题。Van Ham等(2018)认为,在分析邻里效应对个体结果变量影响的同时,应考虑选择偏差对实证结果可能带来的影响,其研究结果表明社区剥夺对后续收入存在持续影响,居住地在一定程度上决定了个体的经济福祉。Hicks等(2018)认为,应当关注社区邻里效应的强度,其将社区邻里效应处理为连续变量,研究社区劣势对个体阅读和数学考试分数的累积影响,结果发现对于儿童的考试成绩来说,接触弱势社区的总时间可能

^① 该项目是准实验的代表,在美国的巴尔的摩、波士顿、芝加哥、洛杉矶和纽约五个城市实施。该项目为随机选择的家庭提供住房券,使其搬到贫困程度低的社区,并使用对照组的实验设计,该项目极大推进了邻里效应的相关研究。

比平均接触时间更重要。社区邻里效应的相关研究主要包括以下几方面:(1)不良的社区邻里环境对青少年所带来的影响(Oberwittler, 2007; Galster 等, 2007);(2)社区邻里效应对成年个体的健康、就业、贫困等结果变量的影响(Johnson, 2012; Fang 和 Zou, 2014);(3)社区邻里效应影响个人社会行为的门槛和非线性特征(Galster, 2008);(4)社区邻里效应影响个人行为的途径(Bramley 和 Kofi Karley, 2007; Wodtke 和 Parbst, 2017)。

中国学者对于邻里效应方面的研究较少,主要研究邻里效应对个人和家庭行为产生的影响。例如,女性社会活动和适应类型(金斗燮、杨洋, 2014)、农户行为(姚瑞卿、姜太碧, 2015)、人口流动和贫困动态(方迎风、张芬, 2016)、农民工城市居住选择(戚迪明等, 2016)、家庭社会捐献活动(晏艳阳等, 2017)、家庭教育支出(余丽甜、詹宇波, 2018)、青少年的生活态度和社会行为(孙伦轩, 2018)、少儿学业成就(刘欣、夏彘, 2018)、居民心理健康(邱婴芝等, 2019)等。

通过对国内外有关邻里效应文献的梳理可知,国外的相关研究较为丰富,但是国内的研究仍处于初步阶段。国内对贫困邻里效应的研究较少,更有学者关注社区邻里效应对个人贫困概率的直接影响,也几乎没有学者研究社区邻里效应对个人贫困概率的影响究竟有多大。本文基于前人研究,在使用多层回归模型的基础上,借鉴 Altonji 和 Mansfield(2018)计算邻里效应时使用的方法,在控制个人、家庭和社区三个层面特征的情况下,^①研究了社区邻里效应的存在性以及社区邻里效应对个人贫困概率的影响程度,分析了社区邻里效应对个体贫困的长期影响以及社区邻里效应对个体贫困时长的影响,最后本文还探究了个人之间的贫困差异、学历水平差异以及收入水平差异在多大程度上归因于社区邻里效应。本文的研究结果为实现 2020 年消除绝对贫困提供理论基础,也为将来缓解相对贫困问题提供可能的政策建议。本文的创新之处在于,在多层回归模型(Multi-Level Regression Model)的基础上,综合考察社区邻里变量对个人贫困概率的联合处理效应,^②同时关注不可观测因素对实证结果可能带来的影响,丰富了国内社区邻里效应和贫困的相关研究。

本文接下来的结构安排如下:第二部分是研究方法和数据,第三部分是实证结果分析,第四部分是进一步讨论,第五部分是结论及政策建议。

二、研究方法和数据

(一)研究方法

1. 社区邻里效应影响个体贫困概率程度的计算方法

(1)个体贫困概率的决定模型。使用传统的处理效应方法计算社区邻里效应往往会造成估计结果的不准确,也不能计算不可测因素对结果变量带来的影响(Altonji 和 Mansfield, 2018)。因此本文在计算社区邻里效应影响个体贫困概率的程度时,考虑了不可观测因素。个体贫困概率的决定模型如下:

$$P(Y_{ik} = 1) = \Phi(M_i\Pi + W_{1k}\Gamma_1 + W_{2k}\Gamma_2 + v_{ik}) \quad (1)$$

其中, Y_{ik} 是 k 社区中 i 个体的贫困状态, $M_i = [X_i Z_i]$, X_i 表示影响个体贫困概率的自身因素

^① 增加变量可在一定程度上缓解选择偏误问题。

^② 该方法可以较好地解决内生性问题(样本选择偏差),同时还可计算社区邻里效应对个体贫困的影响程度。

(健康状态、年龄、性别、学历水平), Z_i 表示影响个体贫困概率的家庭因素[家庭所处位置(城乡)、家庭净收入、家庭规模], $W_k = [W_{1k} W_{2k}]$ 是社区邻里效应变量, W_{1k} 表示社区贫困率、社区平均收入和社区平均学历, W_{2k} 表示城镇化情况、社区教育类别、人口密度情况和交通便利情况。个体和社区层面的不可观测因素包含在 v_{ik} 中。由于每个社区中个体的不可观测因素存在相关性, 这将导致 $W_k \Gamma$ 不能准确衡量社区邻里效应对个体贫困概率的影响。

(2) 个体贫困概率的方差分解。将决定个体贫困概率的因素分解为可观测因素和不可观测因素, 并对其进行组内和组间方差分解。

$$\begin{aligned} \widehat{Var}(Y_{ik}) &= \widehat{var}(Y_{ik} - Y_k) + \widehat{var}(Y_k) = \widehat{var}((M_i - M_k)\Pi) + \widehat{var}(v_{ik} - v_k) + \widehat{var}(W_{1k}\Pi) \\ &+ 2 \widehat{cov}(W_{1k}\Pi, W_{1k}\Gamma_1) + 2 \widehat{cov}(W_{1k}\Pi, W_{2k}\Gamma_2) + 2 \widehat{cov}(W_{1k}\Gamma_1, W_{2k}\Gamma_2) \\ &+ \widehat{var}(W_{1k}\Gamma_1) + \widehat{var}(W_{2k}\Gamma_2) + \widehat{var}(v_k) \end{aligned}$$

其中, $\widehat{var}(v_{ik} - v_k) = 1$ 。本文基于 $\widehat{var}(W_k \Gamma) = \widehat{var}(W_{1k} \Gamma_1) + \widehat{var}(W_{2k} \Gamma_2)$, 计算不考虑不可观测因素情况下社区邻里变量对个体贫困概率的影响程度, 基于 $\widehat{var}(W_k \Gamma + v_k) = \widehat{var}(W_k \Gamma) + \widehat{var}(v_k)$, 计算考虑不可观测因素情况下社区邻里变量对个体贫困概率的影响程度。另外, $\widehat{var}(W_k \Gamma) = \frac{1}{N} [\sum_i (W_{k(i)} \widehat{\Gamma} \widehat{\Gamma}' W'_{k(i)}) - \sum_i (W_{k(i)} \widehat{var}(\widehat{\Gamma}) W'_{k(i)})]$, N 为样本观察值。

(3) 社区层面不可观测因素的方差估计。社区层面不可观测因素的方差可表示为:

$$\widehat{var}(v_k) = \max \left\{ 0, \frac{K}{K - K_w} \widehat{var}(v_k)_{ML} + \left(\frac{K}{K - K_w} - 1 \right) \frac{\widehat{var}(v_i)}{N_s} \right\}$$

$$\text{其中, } \widehat{var}(v_i) = \frac{N - K - 1}{N - K - K_M - 1} \widehat{var}(v_i)_{ML} = \frac{N - K - 1}{N - K - K_M - 1}, \widehat{var}(v_k)_{ML} \approx \frac{SSR}{K} - \frac{\widehat{var}(v_i)}{N_s},$$

$SSR = \sum_{k=1}^K (\bar{Y}_k - W_{1k} \widehat{\Pi} - W_{1k} \widehat{\Gamma}_1 - W_{2k} \widehat{\Gamma}_2)^2$, K 表示总的社区个数, K_w 表示社区层面的变量个数, K_M 表示个人和家庭层面的变量总个数, N_s 表示每个社区的平均观察值个数。

(4) 模型中的参数估计。本文的被解释变量为个体贫困状态, 由于需要将 $\widehat{var}(v_{ik} - v_k)$ 标准化为 1, 因此在对贫困状态进行回归时, 采用多层 Probit 模型, 估计方法为极大似然估计法 (ML)。在进一步讨论部分 (对个体学历水平和收入变化量的估计), 使用多层线性回归模型, 估计方法为受限极大似然估计法 (REML)。

(5) 社区邻里效应对个体贫困概率的影响程度。本文在考虑和不考虑不可观测因素两种情况下计算社区邻里效应对个体贫困概率的影响程度。本文根据社区环境质量对社区进行排序, 计算个体由环境质量 10 分位数社区进入环境质量 p ($p = 20, 30, 40, \dots, 90$) 分位数社区时, 其自身贫困概率的变化程度, 也即处于 10 分位数社区 (环境质量最差的社区) 的个体若搬迁至环境质量更好的社区后, ① 个体的贫困概率将会变化多少? 计算个体贫困概率的变化量使用式 (2) 和式 (3):

① 本文的社区环境质量是指, 以社区平均学历、ln 社区平均收入、城镇化指数、社区教育类别等社区环境变量均值为基础, 根据回归模型结果计算的社区环境质量标准差 ($\widehat{var}(W_k \Gamma)^{0.5}$) 波动后所得到的社区环境质量, 向上波动表明社区环境质量变好, 向下波动表明社区环境质量变差。

$$E[\hat{Y}^p - \hat{Y}^{10}] = -\frac{1}{N} \sum_i \Phi \left(\frac{M_i \hat{\Pi} + W_{1k} \hat{\Gamma}_1 + W_{2k} \hat{\Gamma}_2 + q(\widehat{\text{var}}(W_k \Gamma)^{0.5})}{(1 + \widehat{\text{var}}(v_k))^{0.5}} \right) - \frac{1}{N} \sum_i \Phi \left(\frac{M_i \hat{\Pi} + W_{1k} \hat{\Gamma}_1 + W_{2k} \hat{\Gamma}_2 - 1.28(\widehat{\text{var}}(W_k \Gamma)^{0.5})}{(1 + \widehat{\text{var}}(v_k))^{0.5}} \right) \quad (2)$$

$$E[\hat{Y}^p - \hat{Y}^{10}] = -\frac{1}{N} \sum_i \Phi(M_i \hat{\Pi} + W_{1k} \hat{\Gamma}_1 + w_{2k} \hat{\Gamma}_2 + q(\widehat{\text{var}}(w_k \Gamma + v_k)^{0.5})) - \frac{1}{N} \sum_i \Phi(M_i \hat{\Pi} + W_{1k} \hat{\Gamma}_1 + w_{2k} \hat{\Gamma}_2 - 1.28(\widehat{\text{var}}(W_k \Gamma + v_k)^{0.5})) \quad (3)$$

其中, \hat{Y}^p 是指在按照社区环境质量排序的情况下, 个体处于环境质量 p 分位数社区的贫困概率估计值, $p=20, 30, 40, \dots, 90$, p 越大, 表明个体所处的社区环境质量越好, \hat{Y}^{10} 表示个体处于环境质量 10 分位数社区的贫困概率估计值, N 表示样本的观察值个数, Φ 是标准正态分布的累积分布函数。 $W_{1k} \hat{\Gamma}_1$ 和 $W_{2k} \hat{\Gamma}_1$ 均表示代表性样本的均值。式(2)为不考虑不可观测因素的情况下, 个人贫困概率的变化量, 式(3)为考虑不可观测因素的情况下, 个人贫困概率的变化量。

根据标准正态分布在不同分位数上的临界值, 若 p 表示分位数, q 表示正态分布密度曲线自变量对应的临界值。当 $p=10$ 时, $q=-1.28$; 当 $p=20$ 时, $q=-0.84$; 当 $p=30$ 时, $q=-0.52$; 当 $p=40$ 时, $q=-0.25$; 当 $p=50$ 时, $q=0$; 当 $p=60$ 时, $q=0.25$; 当 $p=70$ 时, $q=0.52$; 当 $p=80$ 时, $q=0.84$; 当 $p=90$ 时, $q=1.28$ 。由标准正态分布表可知, 正态分布密度图在临界值 -1.28 左边所围成的面积是 0.1, 正态分布密度图在临界值 1.28 左边所围成的面积是 0.9。

2. 多层回归模型

由于本文研究数据包含三个层面, 如果直接进行回归将存在估计偏差问题, 而多层回归模型允许观察值的残差项之间存在相关关系, 进而提高估计结果的准确性, 同时该模型还能够缓解模型设定过程中可能出现的遗漏变量问题以及数据不平衡等问题 (Duncan 和 Jones, 2000)。多层回归模型的估计方法包含两种: 极大似然估计 (ML) 和受限极大似然估计 (REML), 本文使用极大似然估计方法, 将不可观测因素方差标准化为 1, 进一步讨论部分使用受限极大似然估计方法。

(二) 数据和描述性统计

本文使用中国健康与营养调查 (CHNS) 1989—2015 年的数据。中国健康与营养调查 (CHNS) 由北卡罗来纳大学人口研究中心、美国国家营养与食品安全研究所和中国疾病与预防控制中心联合执行。迄今为止, 该调查已经进行了 10 次, 本文对该调查所涉及的所有年份数据进行整理, 选取关键变量后, 删掉缺失值, 并保留年龄大于等于 16 岁的样本, 最后剩余样本量为 82827 个, 城镇样本量为 27689 个, 农村样本量为 55138 个。

根据 Oberwittler (2007)、Fang 和 Zou (2014)、Wodtke 和 Parbst (2017)、Altonji 和 Mansfield (2018) 等的研究, 个人层面的变量选取学历水平、健康状况、性别以及年龄; 家庭层面的变量选取城乡、家庭净收入和家庭规模; 社区层面邻里效应变量^①选取社区贫困率、社区平均学历、社区平均

^① 被解释变量是贫困的情况下, 社区贫困率不在模型设定内。在进一步讨论部分, 本文还研究了社区邻里效应对个体学历水平以及收入的影响, 回归过程中, 当被解释变量是个体学历水平时, 将社区邻里变量中的社区平均学历除去, 当被解释变量是个体收入时, 将社区邻里变量中的社区平均收入除去。

收入、城镇化指数、社区教育类别、人口密度以及社区交通便利情况。各变量的描述性统计信息如表 1 所示。

表 1 各变量描述性统计信息

被解释变量	变量	N	均值	标准差	最小值	最大值	中位数
个人层面变量	贫困	82827	0.1110	0.3150	0	1	0
	学历水平(0~6)	82827	1.8250	1.4170	0	6	2
	健康(不健康=1)	82827	0.0515	0.2210	0	1	0
	性别(女性=1)	82827	0.4840	0.5000	0	1	0
家庭层面变量	年龄	82827	44.0600	15.3000	16	100	43
	城乡(1~4)	82827	2.9820	1.1750	1	4	4
	ln 家庭净收入	82827	9.4410	1.3050	0	14.7400	9.4170
社区邻里效应变量	家庭规模	82827	3.9890	1.5920	1	15	4
	贫困率	82827	0.1112	0.1245	0	0.8108	0.0714
	社区平均学历	82827	1.8245	0.8676	0.1200	5.0606	1.5833
	ln 社区平均收入	82827	8.6241	1.2172	6.3807	11.6106	8.5820
	城镇化指数	82827	58.5900	21.1000	14.2600	106.5000	57.1300
	社区教育类别	82827	3.3670	1.6760	0.4800	9.5200	2.8800
	人口密度	82827	5.9590	1.4780	0	10	6
	交通便利情况	82827	5.3150	2.5340	0	10	5

注:(1)被解释变量为贫困,指国家统计局标准,每年的贫困线已根据物价指数调整;(2)学历水平取值为 0~6(0=文盲,1=小学毕业,2=初中毕业,3=高中毕业,4=中等技术学校、职业学校毕业,5=大专或大学毕业,6=硕士及以上);(3)城乡取值为 1~4(1=城市,2=郊区,3=县城,4=农村);(4)贫困率、社区平均学历以及 ln 社区平均收入均根据个人情况汇总得到;(5)城镇化指数、社区教育类别、人口密度以及交通便利情况均直接来源于 CHNS 社区层面的调查结果。

由表 1 可以看出,样本中的大多数个体处于非贫困状态,学历是初中及以上的居多,年龄大多在 43 岁以上。家庭大多数位于农村地区,家庭规模在 4 人及以上的居多。

三、实证结果分析

本文首先对个人贫困状态的邻里效应进行分析,^①并计算了个体由社区环境质量 10 分位数社区搬迁至环境质量更好的社区后,个体的贫困概率会如何变化。

(一)个人贫困状态的邻里效应分析

由表 2 可知,个人学历水平能够显著缓解个体贫困,不健康的个体贫困可能性更大,女性个体更有可能陷入贫困状态。年龄和贫困概率呈现显著的正 U 型关系,农村个体陷入贫困的可能性更大,这均符合中国的现实情况。家庭净收入和个体的贫困可能性呈现显著的反向关系。家庭规模的增加能够显著提升个体的贫困概率,这与方迎风和张芬(2016)的研究结果类似。另外,社区平均学历与个体贫困概率呈现较为显著的倒 U 型关系,这也意味着只有当社区平均学历达到一定水平时,社区邻里效应对个人贫困的缓解才能发挥作用。值得注意的是,尽管社区平均收入与个体贫困概率之间的关系呈现正 U 型,但以全样本为例,只要社区平均收入低于 528263.24[e 的(0.6167/2/0.0234)次方]元,

① 由于样本数据时间跨度较长(10 年),本文在回归过程中控制了时间效应。感谢匿名审稿专家的宝贵意见。

社区平均收入对个体概率的影响就是负向的,这表明社区平均收入对个体概率的影响几乎都是负向的(样本中社区平均收入的99%分位数是62351.39元)。这与Oberwittler(2007)的研究结果类似,个体位于环境质量好的社区将有利于其自身的发展,个体位于环境质量差的社区将不利于其自身发展。城镇化水平与个体贫困概率之间的关系表现出了异质性,对城市和东部地区而言,城镇化能够显著缓解个体贫困,而对其他地区来说,城镇化反而增加了个体贫困概率。

表2 个人贫困状态的邻里效应分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	农村	城镇	西部	中部	东部	全样本
贫困						
学历水平	-0.0687*** (-7.4373)	-0.0621*** (-3.5363)	-0.0570*** (-3.8088)	-0.0658*** (-5.2358)	-0.0672*** (-4.2793)	-0.0690*** (-8.5309)
健康	0.1185*** (3.9058)	0.0553 (0.7042)	0.0765* (1.8106)	0.1473*** (3.1663)	0.1874*** (2.8077)	0.1155*** (4.1196)
性别	0.1632*** (10.3899)	0.3239*** (8.7007)	-0.0448* (-1.7050)	0.2743*** (12.3501)	0.3379*** (11.7087)	0.1855*** (12.9005)
年龄	-0.0899*** (-34.8110)	-0.0271*** (-4.5276)	-0.0974*** (-24.8351)	-0.0724*** (-19.7123)	-0.0552*** (-11.6456)	-0.0767*** (-33.4894)
年龄平方	0.0010*** (35.8722)	0.0004*** (6.2604)	0.0011*** (25.0729)	0.0008*** (20.7959)	0.0007*** (13.8766)	0.0009*** (35.2193)
城乡	0.0556** (2.4635)	0.0530* (1.6540)	0.1053*** (2.9359)	0.0617** (2.1150)	0.0823** (2.4393)	0.0847*** (4.6841)
ln 家庭净收入	-0.6875*** (-66.1779)	-0.8389*** (-31.1185)	-0.7394*** (-40.1912)	-0.6549*** (-45.3584)	-0.7861*** (-40.8355)	-0.7051*** (-73.3546)
家庭规模	0.1200*** (22.1895)	0.1780*** (13.4532)	0.1183*** (14.4189)	0.1259*** (15.7374)	0.1714*** (15.5565)	0.1283*** (25.6421)
社区平均学历	0.2707** (2.2260)	0.1208 (0.6273)	0.2214 (1.0227)	0.1893 (1.3468)	0.4507** (2.4970)	0.1852** (2.0420)
社区平均学历平方	-0.1263*** (-4.5537)	-0.0141 (-0.3999)	-0.1024** (-2.2304)	-0.1140*** (-3.7644)	-0.1154*** (-3.4794)	-0.0897*** (-5.0167)
ln 社区平均收入	-0.6851*** (-4.4199)	-0.4943 (-1.0136)	-0.3840 (-1.2051)	-0.7732*** (-3.3107)	-0.2979 (-1.1883)	-0.6167*** (-4.3347)
ln 社区平均收入平方	0.0270*** (2.8639)	0.0278 (1.0131)	0.0034 (0.1718)	0.0344** (2.4981)	0.0033 (0.2149)	0.0234*** (2.7274)
城镇化指数	0.0014 (1.0566)	-0.0054* (-1.6804)	0.0022 (1.0262)	0.0010 (0.5804)	-0.0073*** (-3.0795)	-0.0013 (-1.0891)
社区教育类别	-0.1237*** (-2.8502)	0.0562 (0.8413)	-0.0645 (-0.8147)	-0.0882* (-1.6764)	-0.0488 (-0.6845)	-0.0822** (-2.2992)
人口密度	-0.0226* (-1.8370)	0.0004 (0.0186)	-0.0420 (-1.6424)	-0.0195 (-1.3044)	-0.0172 (-0.7813)	-0.0237** (-2.1758)
交通便利情况	-0.0070 (-1.5901)	-0.0036 (-0.3100)	-0.0161** (-2.0398)	-0.0076 (-1.2236)	0.0050 (0.5913)	-0.0038 (-0.9311)

续表 2

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
贫困	农村	城镇	西部	中部	东部	全样本
是否控制地区效应	√	√	—	—	—	√
是否控制时间效应	√	√	√	√	√	√
<i>N</i>	55138	27689	20255	31276	30044	82827

注：*、**和***分别表示系数在10%、5%和1%的水平下显著，下同。括号内为Z值。

当然，表2仅仅表明社区邻里效应是存在的，但是社区邻里效应以及不可观测因素对个体贫困概率的影响究竟有多大，这需要进一步计算和探究。

(二)个体贫困概率的变化程度

表3呈现的是当个体由环境质量10分位数的社区搬迁至环境质量更好的社区时，其贫困概率的变化程度。

表 3 个体贫困概率的变化程度

社区环境质量由低到高	个体贫困概率变化	农村	城镇	西部	中部	东部	全样本
基于邻里效应 ($\widehat{var}(W_k\Gamma)$)	10到20分位数	-0.0022*** (-304.5913)	-0.0032*** (-129.4819)	-0.0037*** (-242.9445)	-0.0059*** (-261.0801)	-0.0175*** (-283.5273)	-0.0103*** (-515.0985)
	10到30分位数	-0.0060*** (-336.2290)	-0.0065*** (-135.3444)	-0.0067*** (-245.4833)	-0.0109*** (-266.5083)	-0.0322*** (-294.1488)	-0.0186*** (-526.6377)
	10到50分位数	-0.0219*** (-406.1903)	-0.0137*** (-145.8933)	-0.0117*** (-249.7888)	-0.0202*** (-276.0426)	-0.0601*** (-313.6587)	-0.0338*** (-546.9948)
	10到70分位数	-0.0615*** (-500.3005)	-0.0244*** (-157.8863)	-0.0172*** (-254.3252)	-0.0312*** (-286.5243)	-0.0932*** (-336.3462)	-0.0510*** (-569.5094)
	10到90分位数	-0.1889*** (-702.6377)	-0.0480*** (-178.4901)	-0.0261*** (-261.3912)	-0.0506*** (-303.7223)	-0.1508*** (-376.4117)	-0.0802*** (-606.7638)
基于邻里效应和不可观测因素 ($\widehat{var}(W_k\Gamma+v_k)$)	10到20分位数	-0.0002*** (-13.4476)	-0.0001** (-2.5282)	-0.0000** (-2.1821)	-0.0001*** (-3.2674)	-0.0005*** (-13.8674)	-0.0002*** (-10.6525)
	10到30分位数	-0.0010*** (-30.9426)	-0.0002*** (-2.8295)	-0.0001*** (-4.3591)	-0.0002*** (-5.0623)	-0.0023*** (-27.4098)	-0.0007*** (-26.5662)
	10到50分位数	-0.0098*** (-86.1757)	-0.0008*** (-9.9542)	-0.0016*** (-23.5412)	-0.0016*** (-21.8650)	-0.0214*** (-63.7529)	-0.0082*** (-93.4111)
	10到70分位数	-0.0587*** (-162.3006)	-0.0117*** (-50.9436)	-0.0147*** (-65.2413)	-0.0148*** (-73.0809)	-0.1114*** (-119.8774)	-0.0557*** (-183.2786)
	10到80分位数	-0.1375*** (-224.4380)	-0.0479*** (-88.5856)	-0.0451*** (-94.1269)	-0.0456*** (-110.8234)	-0.2340*** (-170.0286)	-0.1364*** (-255.3687)
10到90分位数	-0.3298*** (-348.7322)	-0.1999*** (-156.9919)	-0.1519*** (-146.1625)	-0.1539*** (-173.4564)	-0.4777*** (-276.3859)	-0.3366*** (-400.0830)	

注：篇幅限制，表3只列示了部分计算结果。

由表3可知,个体贫困概率的减少值都十分显著。当个体由环境质量较差的社区搬迁至环境质量较好的社区后,个体的贫困概率显著减少,尤其是当个体搬迁至环境质量最好的社区(位于90分位数上的社区)后。更加值得关注的是,个体搬迁所至的社区环境质量越好,其贫困概率的减少幅度越大。以农村样本为例,在不考虑不可观测因素的情况下,当个体由10分位数社区(环境质量最差的社区)搬迁至20分位数社区时,其贫困概率的平均减少值为0.0022;当个体由10分位数社区搬迁至90分位数社区(环境质量最好的社区)时,其贫困概率的平均减少值是0.1889。如果考虑不可观测因素,个体在搬迁至环境质量较好的社区时其贫困概率降低幅度更大(当个体由10分位数社区搬迁至环境质量最好的社区时,其贫困概率的平均减少值是0.3298)。这表明,不可观测因素在一定程度上增强了社区邻里效应对个体贫困的作用。

对于不同的子样本而言,相对于城镇个体,农村个体贫困概率变化量更大。与西部地区和中部地区相比,东部地区个体贫困概率变化量更大。为了探究个体所处社区环境质量仅优化一个层级时其概率的变化程度,本文又计算了个体由社区环境质量10分位数社区搬迁至20分位数社区、由社区环境质量20分位数社区搬迁至30分位数社区等等的贫困概率变化程度。由结果^①可知,当个体所处社区环境质量只上升一个层级时,个体贫困概率也显著降低。

四、进一步讨论

为了进一步分析社区邻里效应对个体不同变量的影响,该部分进行五个方面的讨论。

(一)不同子样本下的实证结果

由回归结果可以看出,^②学历水平对不同性别个体的贫困概率均表现出负向影响。与城市样本相比,郊区、县城和农村样本的个体学历水平对贫困的影响更显著。社区平均学历与个体贫困概率依旧呈现显著的倒U型关系,社区平均收入也能够较为显著地缓解个体贫困,城镇化指数、社区教育类别、人口密度以及交通便利情况对个体贫困概率的影响为负,表明社区邻里效应显著存在,其他变量的回归结果和前文无显著差异,此处不再赘述。

将所有样本分为男性、女性、城市、郊区、县城和农村子样本后,个体贫困概率的变化程度和上文无本质区别,只不过不同子样本间的贫困概率减少量存在异质性。例如,与男性相比,女性个体的贫困概率减少量更大。可能的原因是,男性个体受社区邻里效应的影响较小,但女性个体受身边其他个体以及社区环境的影响较大。经比较可知,按照城乡更详细地分组后,城市样本的社区邻里效应最为明显,而县城样本的社区邻里效应最不明显。

(二)社区邻里效应影响个人贫困的长期效应

为了考察社区邻里效应对个体贫困的长期影响,本文在构建模型时考虑了时间因素,具体回归结果如表4所示。

为了分析社区邻里效应对个体贫困的长期影响,本文又使用多层非线性模型对个体贫困进行回归,回归过程中将个体学历水平转化为离差形式(见表4)。另外,模型中还加入了个人学历水平、社区平均学历与年份(*Year*)的乘积,加入两个交乘项的目的是分析社区邻里效应对个

^① 篇幅限制,本部分计算结果未在文中列示,感兴趣的读者可向作者索取。感谢匿名审稿专家的宝贵意见。

^② 篇幅限制,本部分回归结果未在文中列示,感兴趣的读者可向作者索取。

人贫困的长期影响。由表4可以看出,以全样本为例,个人学历水平对个人贫困的影响是-0.1232,社区平均学历对个人贫困的影响是-1.3265,很明显,社区学历水平对个人贫困的影响更大。^①这与Van Ham和Manley(2010)的研究结果较为相似,其认为居住在贫困社区对居民生活机遇的负面影响超过了他们个人特征的影响。个人学历水平和年份的交乘项系数为-0.0001,社区平均学历和年份的交乘项系数是0.1042,表明随着时间的推移,个人学历水平对自身贫困的缓解作用在不断增强,而社区平均学历对个人贫困的缓解作用在不断减弱,大约经历12^②年后,个人学历水平对于贫困的缓解作用才能赶上或者超过社区平均学历对个体贫困的缓解作用。如果社区本身的教育环境对个人贫困的影响更大,且在某一段时间内这种作用一直大于个人学历水平的作用,个人即使努力提高学历水平也很难在较短的时间内脱离贫困。这也在一定程度上解释了为什么中国某些农村偏远地区长期处于贫困状态,并形成连片贫困区域。

表4 社区邻里效应对个人贫困的长期影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
贫困	农村	城镇	西部	中部	东部	全样本
学历水平(离差)	-0.0544 (-1.6293)	-0.2968*** (-4.0101)	0.0164 (0.3034)	-0.1700*** (-3.7043)	-0.1726*** (-2.8904)	-0.1232*** (-4.0759)
社区平均学历	-1.3034*** (-8.2257)	-0.9451*** (-3.2152)	-1.5181*** (-5.3472)	-1.0980*** (-5.6375)	-1.3133*** (-4.6600)	-1.3265*** (-9.7444)
学历水平 × Year	-0.0112** (-2.0063)	0.0336*** (2.8192)	-0.0317*** (-3.2774)	0.0118 (1.5503)	0.0137 (1.4310)	-0.0001 (-0.0119)
社区平均学历 × Year	0.1324*** (13.4888)	0.0517*** (2.8481)	0.1285*** (8.0468)	0.0755*** (5.6945)	0.1003*** (6.9731)	0.1042*** (12.8522)
是否控制地区效应	√	√	—	—	—	√
N	55138	27689	20255	31276	30044	82827

注:篇幅限制,表4只列示部分变量回归结果。

以上分析表明,中国存在显著的社区邻里效应,社区平均学历对个体贫困概率的影响显著为负,且具有长期效应。这和Johnson(2012)的研究结果也较为相似,该作者认为儿童童年时期居住于贫困集中的社区,其未来的健康状况将受到社区邻里效应的长期影响,且家庭背景和社区环境对个体健康的影响更重要。经计算可得,农村、城市、西部、中部和东部大约分别需要经历9年、35

① 个体学历水平离差形式所代表的含义是,个体学历水平减去社区平均学历,此处的离差形式是为了分析构成效应。构成效应在分析个体变量与其他层面变量对个人贫困的影响方面十分重要。例如构建模型为: $Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}(X_{ij} - \bar{X}_{.j}) + e_{ij}$, $\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01}\bar{X}_{.j} + u_{0j}$, $\beta_{1j} = \gamma_{10}$, 则 $\gamma_{01} - \gamma_{10}$ 代表组变量和个体变量对被解释变量影响的差异。

② 假设 t 年后,个人学历水平对个人贫困的作用和社区平均学历对个人贫困的作用相同,则可列等式: $-0.1232 - 0.0001t = -1.3265 + 0.1042t$ 。解得 $t = 11.5369$ 年,即构成效应。

年、10年、15年和13年后,个体学历对其自身贫困的作用才能等于或者超过社区平均学历对贫困的作用,即社区邻里效应对个体贫困的影响具有长期特征。

(三) 社区邻里效应对个人贫困时长的影响^①

为了分析社区邻里效应对个体贫困时长的影响,本文参考 Ling 等(2018)、余丽甜和詹宇波(2018)的做法,分析社区贫困率^②对个体贫困时长的影响。本文通过不同年份的数据进行匹配,计算出了个体的贫困时长(将数据处理为平衡面板后计算),并构建多层线性模型考察社区邻里效应对个体贫困时长的影响。由回归结果可以看出,当个体的被解释变量是贫困时长的情况下,模型结果与上文回归结果无本质差异。贫困率对个体贫困时长的影响显著为正,个体学历水平对贫困时长的影响显著为负,其他结果此处不再赘述。

(四) 社区邻里效应对个人学历水平和收入的影响^③

为了更加全面地考察社区邻里效应对个人福利的影响,本文再次使用上文方法,计算了社区邻里效应对个体学历水平和收入的影响程度。

先来看社区邻里效应对个体学历水平的影响程度。由计算结果可知,个体学历水平增加量在1%的水平下显著。个体由环境质量较差的社区搬迁到环境质量较好的社区后,其自身的学历水平理论上将会得到提升,并且随着其搬迁所至的社区环境质量的提升,个体学历水平提升的幅度大体上也会增加。以农村样本为例,在不考虑不可观测因素的情况下,个体由10分位数社区(环境质量最差的社区)搬迁至20分位数社区时,个体学历水平平均增加0.6542;个体由10分位数社区搬迁至90分位数社区(环境质量最好的社区)时,个体学历水平平均增加3.8064。在考虑不可观测因素的情况下,良好的社区邻里环境对个体学历水平的影响幅度更大。从不同的子样本可以观察到,城镇地区个体的学历水平增加值大于农村地区,东部地区个体的学历水平增加值大于西部和中部地区。

再来看社区邻里效应对个体收入水平的影响程度。仍以农村地区为例,在不考虑不可观测因素的情况下,个体由10分位数社区(环境质量最差的社区)搬迁至20分位数社区时,其收入平均将会增加443.2423元;个体由10分位数社区搬迁至90分位数社区(环境质量最好的社区)时,其收入平均将会增加25497.2200元。在考虑不可观测因素的情况下,良好的社区邻里环境对个体收入的影响幅度更大。这同样表明,不考虑不可观测因素将会低估社区邻里效应对个体收入的影响。

另外,不同的子样本之间存在较为明显的异质性,与城市地区相比,农村地区个体的收入增加量相对较少。可能的原因是,农村地区的收入水平较低,社区邻里效应发挥作用的空間较小,再加上社区邻里环境不具有较大优势,不同社区间的环境质量相差不大,因此社区邻里效应对个体收入影响的数量相对较小。而对城市地区而言,社区邻里效应对个体收入影响的数量较大。可能的原因是,城市地区本身收入水平较高,社区发挥邻里效应的空間较大,再加上良好的社区邻里环境,因此个体收入变化量较大。另外一个可能的原因是,城市地区的收入差距较大,因此不同社区间的收入差距也较大,最终使得个体搬迁至环境质量较好的社区后收入

① 篇幅限制,本部分回归结果未在文中列示,感兴趣的读者可向作者索取。

② 此处个体*i*面对的贫困率=(社区中的总贫困人口-个体*i*的贫困状态)/(社区总人数-1)。该贫困率与描述性统计分析中的贫困率略有不同,描述性统计中的贫困率未剔除个体*i*本身的贫困状态。

③ 篇幅限制,本部分计算结果未在文中列示,感兴趣的读者可向作者索取。

变化量较大。本文同样计算了个体所处社区环境质量只上升一个层级时(由20分位数社区搬迁至30分位数社区、由30分位数社区搬迁至40分位数社区等),个体学历水平和收入水平的变化程度。由结果①可知,个体所处社区环境质量只上升一个层级时,个体学历水平和收入水平也显著提高。

(五)社区邻里效应解释个体间结果变量差异的百分比

最后,本文还借鉴Johnson(2012)的研究方法,计算了社区邻里效应能够解释个体贫困、学历水平以及收入差异的百分比。② 具体的计算结果如表5所示。

表5 社区邻里效应对个人结果变量差异解释的百分比

邻里效应对个体结果变量差异解释的百分比(%)	农村	城镇	西部	中部	东部	全样本
贫困	21.4597*** (5.6743)	10.2823** (2.5271)	25.2151*** (3.5284)	28.6793*** (4.3794)	21.9313*** (3.5670)	25.9537*** (6.9042)
学历水平	16.4306*** (13.6564)	17.7369*** (11.6227)	20.2494*** (8.3074)	21.3655*** (11.4100)	18.3033*** (12.1280)	20.2691*** (19.4489)
收入水平	16.7423*** (8.1567)	16.3578*** (7.6767)	15.6549*** (4.9406)	12.2531*** (4.4868)	25.5929*** (10.2382)	19.5161*** (12.6105)

由表5可以看出,社区邻里效应对个人贫困状态、学历水平和收入差异的解释力度相差不大。以农村样本为例,社区邻里变量对个人贫困状态差异的解释达到21.4597%,这表明在农村地区,个体贫困状态差异的1/5是由社区邻里效应所导致的。以此类推,个体收入水平状态差异的1/6是由社区邻里效应所导致的,个体学历水平状态差异的1/6是由社区邻里效应所导致的。这与Johnson(2012)的研究结论较为相似,其通过研究发现,家庭背景和社区环境(包括学校质量)对个人健康差异的解释能够达到3/5,超过了个人特征本身的影响。从不同的子样本来看,社区邻里效应对中部个体贫困差异的解释力度最大,可达28.6793%;对中部个体学历水平差异的解释力度最大,大约为21.3655%;对东部个体收入水平差异的解释力度最大,可达25.5929%。这可能与不同地区本身的贫困程度、学历水平和收入水平相关。例如,中部地区个体贫困状态和学历水平差异本身较大,西部地区个体的贫困程度普遍更大、学历水平普遍偏低,而东部地区经济发展条件较好,个体间收入差距较大。

五、结论及建议

本文首先选取多层非线性/线性模型进行回归,在实证回归模型的基础上,根据社区环境质量

① 篇幅限制,本部分计算结果未在文中列示,感兴趣的读者可向作者索取。

② Johnson(2012)使用社区随机截距项系数方差占总方差的比重代表邻里效应对个体结果变量差异解释的百分比。例如,假设社区随机截距项系数为 η_{00c} ,家庭随机截距项系数为 ϕ_{0jc} ,个体随机截距项系数为 δ_{ijc} , $var(\eta_{00c}) = \sigma_c^2$, $var(\phi_{0jc}) = \sigma_{jc}^2$, $var(\delta_{ijc}) = \sigma_{ijc}^2$,则社区邻里效应对个体结果变量差异解释的百分比 = $\sigma_c^2 / (\sigma_c^2 + \sigma_{jc}^2 + \sigma_{ijc}^2)$ 。

将社区进行排序,然后计算个体由环境质量较差的社区搬迁至环境质量较好的社区后其贫困概率的平均变化量。在进一步讨论部分,本文研究了社区邻里效应影响个体贫困概率的异质性,考察了社区邻里效应影响个体贫困的长期效应和对个人贫困时长的影响,还计算了社区邻里效应对个人学历水平和收入水平的影响大小,最后分析了个体间贫困、学历水平和收入差异在多大程度上可归因于社区邻里效应。结果发现:(1)中国存在显著的社区邻里效应,邻里效应具有非线性特征;(2)社区邻里效应对个体贫困概率的影响不容忽视,个体由环境质量较差的社区搬迁至环境质量较好的社区后,其贫困概率显著降低,不可观测因素在一定程度上增强了社区邻里效应对个体贫困的作用;(3)社区邻里效应对不同性别和区域的个体的影响具有异质性,女性以及城市个体更容易受社区邻里效应的影响;(4)社区邻里效应对个体贫困的影响具有长期特征,即社区邻里变量对个体贫困的影响在较长一段时间内大于个体特征对自身贫困的影响,社区邻里效应对个体贫困时长的影响也十分显著;(5)个体间贫困差异的 1/4 可归因于社区邻里效应,个体间学历水平和收入水平差异的 1/5 可归因于社区邻里效应。

根据所得结论,本文提出以下政策建议。在帮助个体脱贫的过程中,首先应当关注其所处的社区经济环境。由于中国存在显著的社区邻里效应,应当尽量避免较差的社区环境质量对个体结果变量所带来的不良影响,尽可能地提升整个社区的平均收入、平均学历水平,进行城镇化的同时还要关注个体劳动技能的提升,提高社区教育水平,等等。其次,还应当关注个体所处的社区人文环境。由于经济条件较差的社区很容易形成“贫困文化”,即社区内的个体过于依赖政府补贴,进而养成“等靠要”的思想,在这种情况下,政府应当加大宣传,形成积极的社区文化,鼓励低收入群体勇于“闯干拼”,避免消极的社区文化对个体所带来的不利影响。再次,由于社区邻里效应对个体贫困的作用具有长期性,因此对农村个体可采取适当的异地搬迁扶贫政策,改善贫困群体的居住环境,对城市个体可适当地采取类似于西方国家的 MTO 项目,尽可能地避免贫困居民集聚形成贫困小区,为贫困群体提供脱贫机会。最后,对于新建的商品房,政府可强制开发商建设一定比例的社会保障住房,这样更有利于各阶层之间的交流,更容易缩小不同社区之间的差距,同时也可作为 2020 年消除绝对贫困以及未来缓解相对贫困提供良好的社会环境。

当然,本文在计算社区邻里效应对个体结果变量的影响时,并未考虑迁移对实证结果可能带来的影响。对农村地区而言,社区中迁出的个人或者家庭往往是收入相对较高的群体,其会选择定居于城镇地区,因此本文所估计的农村社区环境质量的方差可能偏小,所计算的农村地区社区邻里效应对个体结果变量的影响程度可能偏低。对城镇地区而言,不管是对从农村搬迁出来的个体/家庭来说,还是对城镇土著个体/家庭而言,其搬迁的目的都是去往环境质量更高的社区,因此本文所估计的城市社区环境质量的方差可能偏大,所计算的城市地区社区邻里效应对个体结果变量的影响程度可能偏高。未来研究社区邻里效应的过程中可考虑迁移因素。

参考文献:

1. 方迎风、张芬:《邻里效应作用下的人口流动与中国农村贫困动态》,《中国人口·资源与环境》2016年第10期。
2. 金斗燮、杨洋:《居住地区民族构成对婚姻移民女性社会活动和适应类型产生的影响:邻里效应的检验》,《贵州大学学报(社会科学版)》2014年第6期。
3. 刘欣、夏彧:《中国城镇社区的邻里效应与少儿学业成就》,《青年研究》2018年第3期。
4. 威迪明、江金启、张广胜:《农民工城市居住选择影响其城市融入吗?——以邻里效应作为中介变量的实证考察》,《中南财

经政法大学学报》2016年第4期。

5. 邱婴芝、陈宏胜、李志刚、王若宇、刘晔、覃小菲：《基于邻里效应视角的城市居民心理健康影响因素研究——以广州市为例》，《地理科学进展》2019年第2期。

6. 孙伦轩：《中国城镇青少年成长的邻里效应——基于“中国教育追踪调查”的实证研究》，《青年研究》2018年第6期。

7. 晏艳阳、邓嘉宜、文丹艳：《邻里效应对家庭社会捐赠活动的影响——来自中国家庭追踪调查（CFPS）数据的证据》，《经济学动态》2017年第2期。

8. 姚瑞卿、姜太碧：《农户行为与“邻里效应”的影响机制》，《农村经济》2015年第4期。

9. 余丽甜、詹宇波：《家庭教育支出存在邻里效应吗？》，《财经研究》2018年第8期。

10. Aaronson, D. , Using Sibling Data to Estimate the Impact of Neighborhoods on Children's Educational Outcomes. *Journal of Human Resources*, Vol. 33, No. 4, 1998, pp. 915 - 946.

11. Aliprantis, D. , Assessing the Evidence on Neighborhood Effects from Moving to Opportunity. *Empirical Economics*, Vol. 52, No. 3, 2017, pp. 925 - 954.

12. Altonji, J. G. , & Mansfield, R. K. , Estimating Group Effects Using Averages of Observables to Control for Sorting on Unobservables: School and Neighborhood Effects. *American Economic Review*, Vol. 108, No. 10, 2018, pp. 2902 - 2946.

13. Angrist, J. D. , Cohodes, S. R. , Dynarski, S. M. , Pathak, P. A. , & Walters, C. R. , Stand and Deliver: Effects of Boston's Charter High Schools on College Preparation, Entry, and Choice. *Journal of Labor Economics*, Vol. 34, No. 2, 2016, pp. 275 - 318.

14. Bramley, G. , & Kofi Karley, N. , Homeownership, Poverty and Educational Achievement: School Effects as Neighborhood Effects. *Housing Studies*, Vol. 22, No. 5, 2007, pp. 693 - 721.

15. Chetty, R. , & Hendren, N. , The Impacts of Neighborhoods on Intergenerational Mobility II: County-Level Estimates. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 133, No. 3, 2018, pp. 1163 - 1228.

16. Chetty, R. , Hendren, N. , & Katz, L. F. , The Effects of Exposure to Better Neighborhoods on Children: New Evidence from the Moving to Opportunity Experiment. *American Economic Review*, Vol. 106, No. 4, 2016, pp. 855 - 902.

17. Cullen, J. B. , & Levitt, J. S. , The Effect of School Choice on Participants: Evidence from Randomized Lotteries. *Econometrica*, Vol. 74, No. 5, 2006, pp. 1191 - 1230.

18. Duncan, C. , & Jones, K. , Using Multilevel Models to Model Heterogeneity: Potential and Pitfalls. *Geographical Analysis*, Vol. 32, No. 4, 2000, pp. 279 - 305.

19. Fang, Y. , & Zou, W. , Neighborhood Effects and Regional Poverty Traps in Rural China. *China & World Economy*, Vol. 22, No. 1, 2014, pp. 83 - 102.

20. Galster, G. C. , Quantifying the Effect of Neighbourhood on Individuals: Challenges, Alternative Approaches and Promising Directions. *Journal of Applied Social Science Studies*, Vol. 128, No. 1, 2008, pp. 7 - 48.

21. Galster, G. , Marcotte, D. E. , Mandell, M. , Wolman, H. , & Augustine, N. , The Influence of Neighborhood Poverty during Childhood on Fertility, Education, and Earnings Outcomes. *Housing Studies*, Vol. 22, No. 5, 2007, pp. 723 - 751.

22. Graham, B. S. , Identifying and Estimating Neighborhood Effects. *Journal of Economic Literature*, Vol. 56, No. 2, 2018, pp. 450 - 500.

23. Hicks, A. L. , Handcock, M. S. , Sastry, N. , & Pebley, A. R. , Sequential Neighborhood Effects: The Effect of Long-Term Exposure to Concentrated Disadvantage on Children's Reading and Math Test Scores. *Demography*, Vol. 55, No. 1, 2018, pp. 1 - 31.

24. Jacob, B. A. , Public Housing, Housing Vouchers, and Student Achievement: Evidence from Public Housing Demolitions in Chicago. *American Economic Review*, Vol. 94, No. 1, 2004, pp. 233 - 258.

25. Johnson, R. C. , Health Dynamics and the Evolution of Health Inequality over the Life Course: The Importance of Neighborhood and Family Background. *The B. E. Journal of Economic Analysis & Policy*, Vol. 11, No. 3, 2012, pp. 1 - 69.

26. Kling, J. , Liebman, J. , & Katz, L. , Experimental Analysis of Neighborhood Effects. *Econometrica*, Vol. 75, No. 1, 2007, pp. 83 - 119.

27. Ling, C. , Zhang, A. , & Zhen, X. , Peer Effects in Consumption among Chinese Rural Households. *Emerging Markets Finance and Trade*, Vol. 54, No. 10, 2018, pp. 2333 - 2347.

28. Oberwittler, D. , The Effects of Neighborhood Poverty on Adolescent Problem Behaviors: A Multi-level Analysis Differentiated by Gender and Ethnicity. *Housing Studies*, Vol. 22, No. 5, 2007, pp. 781 - 803.

29. Oreopoulos, P., The Long-Run Consequences of Living in a Poor Neighborhood. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 118, No. 4, 2003, pp. 1533 – 1575.
30. Sampson, R. J., Morenoff, J. D., & Gannon-Rowley, T., Assessing “Neighborhood Effects”: Social Processes and New Direction in Research. *Annual Review of Sociology*, Vol. 28, No. 1, 2002, pp. 443 – 478.
31. Van Ham, M., Boschman, S., & Vogel, M., Incorporating Neighborhood Choice in a Model of Neighborhood Effects on Income. *Demography*, Vol. 55, No. 3, 2018, pp. 1069 – 1090.
32. Van Ham, M., & Manley, D., The Effect of Neighborhood Housing Tenure Mix on Labour Market Outcomes: A Longitudinal Investigation of Neighbourhood Effects. *Journal of Economic Geography*, Vol. 10, No. 2, 2010, pp. 257 – 282.
33. Wodtke, G. T., & Parbst, M., Neighborhoods, Schools, and Academic Achievement: A Formal Mediation Analysis of Contextual Effects on Reading and Mathematics Abilities. *Demography*, Vol. 54, No. 5, 2017, pp. 1653 – 1676.

How Much Does the Neighborhood Effect Affect Individual Poverty?

XIE E, SONG Yanqun (Shandong University, 250100)

Abstract: The neighborhood effect is one of the main reasons for the long-term poverty of individuals and the concentration of poverty, so studying the neighborhood effect can help address the problem of poverty concentration in China. Based on the data of China Health and Nutrition Survey (CHNS) from 1989 to 2015, this paper examines the existence of neighborhood effect, calculates its influence on the probability of individual poverty, explores its long-term influence on individual poverty and its impact on the duration of individual poverty, and finally, estimates the contribution of the neighborhood effect to individual poverty, educational attainment and income differences. The results show that the neighborhood effect is significant and non-linear in China; a good neighborhood environment decreases the probability of individual poverty and increases the education level and income level; females and urban dwellers are more susceptible to the neighborhood effect; unobservable factors to some extent reinforce the neighborhood effect on individual poverty, education and income; the neighborhood effect has long-term influence on the probability of individual poverty and significant influence on the latter’s duration; it could explain a quarter of the variation in poverty status between individuals and a fifth of the variation in education and income levels. Therefore, the neighborhood effect deserves our attention in the process of poverty alleviation.

Keywords: Neighborhood Effect, Poverty, Unobservable Factor, Long-term Effect

JEL: H31, I21, I32

责任编辑: 汀 兰