王学渊，孙婕妤. 邻里效应对农户饮水与环境卫生改善需求的影响——来自山区村庄实地调查的经验证据［J］. 山西农业大学学报（社会科学版），2021，20（2）：83-94.
WANG Xueyuan，SUN Jieyu. The influence of neighborhood effect on rural households′ demand of drinking water and sanitation——a field investigation in mountain villages［J］. Journal of Shanxi Agricultural University（Social Science Edition），2021，20（2）：83-94.
DOI：10.13842/j.cnki.issn1671-816X.2021.02.011

邻里效应对农户饮水与环境卫生改善需求的影响
——来自山区村庄实地调查的经验证据

王学渊，孙婕妤
（浙江工商大学 经济学院，浙江 杭州 310018）

摘 要：综合使用条件价值评估、Logit回归、Tobit回归方法，基于安徽、河北两省山区村庄571份农户调查数据，从社区社会网络视角探讨农户饮水与环境卫生需求的重要影响因素。研究结果显示：邻里效应显著影响山区农户饮水与环境卫生改善需求，跟随、学习或模仿效应会提升农户改水改厕支付意愿，而邻里互助效应可能会带来农户改水改厕支付意愿的下降；邻里互助效应明显减弱了邻里间跟随、学习或模仿效应对农户环境卫生改善需求产生的正面影响。在农村饮水安全巩固提升工程和厕所革命攻坚的难点重点地区，发挥已改水改厕农户的示范作用，允许有邻里互助需求的农户共建安全饮水和卫生设施共享站点，也将是改善山区安全饮水和环境卫生状况，提升农户改水改厕积极性的重要途径。

关键词：邻里效应；安全饮水；环境卫生；改水改厕；支付意愿；农户
中图分类号：F328；R127 **文献标识码：**A **文章编号：**1671-816X（2021）02-0083-12

一、研究背景

安全的饮用水和环境卫生是人类维持生命和预防疾病的重要保障，联合国视其为一项基本人权。改革开放四十多年来，中国政府一直非常重视农村改水改厕工作，农村安全饮水与环境卫生条件得到了极大的改善。2005—2017年，我国农村饮水安全工程累计投资超2800亿元，农村改厕项目累计投资超1300亿元。“十三五”期间，中央政府又先后推行农村饮水安全巩固提升工程和农村人居环境整治三年行动，明确预期目标“到2020年，农村自来水普及率达到80%以上，饮水安全集中供水率达到85%以上，卫生厕所普及率达到85%左右”。然而，在农村改水改厕实践过程中，一些地方不顾农户实际需求而片面追求项目完成进度，导致出现改水改厕质量不过关、模式选择不合理、普及率与使用率难以匹配等突出问题[1-2]。

以农户需求为导向是安全饮用水和环境卫生设施等农村公共物品实效供给的基础。目前有关居民饮水和环境卫生改善需求影响因素的已有文献主要聚焦于三个方面：一是个体和家庭特征因素。收入水平和结构、受教育程度、健康状况、性别、年龄、家庭规模、家庭儿童老人抚养赡养率等因素被认为会显著影响家庭改水改厕的支付意愿[3-7]。二是区位地理和环境因素。居住地离中心城市越近的低收入家庭越容易获得安全饮用水和环境卫生设施[8]。经济发达地区的自来水和卫生厕所覆盖率会高于经济欠发达地区[9-10]。相较于中西部地区，中国东部沿海地区农户的安全饮用水和环境卫生状况更好[11-12]。水污染严重地区的居民改水改厕意愿更强烈[3,13]。三是政策因素。发展中国家通常采取补贴政策以向低收入家庭提供获取安全饮用水和卫生设施的资金支持[8,14]。然而，Harter等发现，社区主导整体推进的零补贴项目强化了风险、态度、规范、能力和自我调节等社会心理因素对居民改厕行为的驱

收稿日期：2020-09-16 **修回日期：**2020-09-24
基金项目：国家社会科学基金青年项目“农户视角下的农村供水与环境卫生服务公平性改善策略研究”（15CGL038）
作者简介：王学渊（1981-），女，教授，博士。研究方向：农业经济，资源环境经济。E-mail：wxyrocky@163.com

动作用，其实施效果可能要好于补贴政策[15]。Garn等针对67篇核心文献的荟萃分析结果显示，在印度，“全民卫生运动”提升卫生设施覆盖率的效果最好，其次是厕所补贴措施、污水处理干预措施、卫生教育干预措施和社区主导整体推进的卫生干预措施[16]。此外，对政府或政策的信任程度也会在一定程度上影响居民安全饮水与环境卫生改善的支付意愿[8,17]。

清洁的饮用水和环境卫生是一类外部性较强的准公共物品。另外，除入户设施外，安全饮水和环境卫生基础设施具有社区内集体共用属性。农村社区内社会关系网络密集，农户的改水改厕选择极有可能受到社区内邻里效应的影响。邻里效应是指社区或集体内邻里特征对个人社会行为所产生的影响[18]。有研究发现，农户稻虾共养技术、生物农药采纳行为和家庭社会捐赠活动等均受到邻里效应的正向影响[19-22]。但也有研究表明邻里效应并不能显著影响个人生育和教育选择行为[23]。一方面，由于跟随、学习或攀比动机，农户可能会模仿同村其他农户的改水改厕选择行为[24]；另一方面，安全饮水和环境卫生设施的正外部性显著，农户因为邻里关系密切可以借用或共享邻近农户的饮水和卫生设施，自身改水改厕的支付意愿可能会降低[25]。2019年，中央农村工作领导小组启动农村厕所革命整村推进奖补政策。2020年，农村人居环境整治工程和农村供水保障工程被列入“加快投资的农业农村领域补短板重大工程项目”。但是，在部分农户已参加改水改厕的村庄，安全饮水和环境卫生进一步改善的难度仍然很大，这一问题在山区农村尤为突出[26]。面对政府补贴和多项支持举措，农户改水改厕积极性为什么不高？社区内的邻里效应是否会影响农户安全饮水和环境卫生改善的支付意愿？本研究综合使用条件价值评估（Contingent Valuation Method，简称CVM）、Logit回归、Tobit回归等方法，基于河北、安徽两省14个乡镇35个山区村庄实地调研而得的571份农户数据，系统研究邻里效应对农户安全饮水和环境卫生改善需求的具体影响，以期从社区社会网络视角探讨农户改水改厕支付意愿的重要影响因素，进而为农村饮水安全巩固提升工程和厕所革命攻坚阶段的提升策略设计提供信息参考与决策依据。

二、模型构建与方法说明

邻里效应的作用机制通常被划分为内生效应、外生效应和关联效应[22,27]。内生效应是指农户安全饮水与环境卫生改善需求可能会受到村庄内其他农户和邻居改善需求和行为的影响；外生效应描述的是村庄人均收入、村庄人均年龄等其他群体特征可能会影响单个农户的改水改厕支付意愿；关联效应意味着农户根据家庭偏好做出与居住在同一村庄类似特征农户相似的安全饮水和环境卫生改善选择，或由共同因素导致村庄内农户做出类似的选择行为[27]。本研究关注的邻里效应仅为内生效应。外生效应和关联效应由于样本自选择问题和混淆问题因而会干扰内生效应的有效估计[22]。一方面，选择在模型中控制群体特征变量以避免外生效应对估计结果的干扰；另一方面，关联效应的发生主要是由于社会网络的不可得性而造成个体社交网络范围难以界定[28]。Bramoullé等指出，在一般社区邻里效应的研究中，通常假设家庭可以自由选择更符合自身偏好的社区，从而导致了该家庭和邻居的行为选择有着天然的相似性[28]。本研究的调查区域为安徽、河北两省的山区村庄，由于地理和历史原因，农户的社会网络多是局限在村庄内部，宅基地制度也在一定程度上限制了山区农户居住区域的自由选择，从而减少了关联效应所带来的村庄内部农户安全饮水和环境卫生改善需求共同变动的可能性。模型中进一步控制了省份虚拟变量，并采取了在村庄层面聚类的稳健性估计。

本研究的被解释变量为农户安全饮水和环境卫生改善支付意愿调查中获取的两类变量：第一类是CVM双边界二分问法所形成的二元离散变量，即被访问农户面对某一改水改厕成本时做出的“是”或“否”的选择；第二类为连续变量，即被访问农户对改水改厕选择给出的最高支付意愿。参照苗艳青等[2]、晏艳阳等[22]和李明月等[20]的研究，本研究首先构建农户间接效用函数方程：

$$V_i = V_i\left(x, income_i, HSE_i, ISE_i, N_i, D_i, \varepsilon_i\right) \quad (1)$$

式（1）中，x代表农户拥有的饮水和卫生设施数量，$income_i$为农户i的家庭收入，HSE_i为农户i除家庭收入以外的其它家庭特征变量，ISE_i为年

龄、性别、受教育水平等户主特征，N_i为邻里效应变量，D_i为农户i的邻居群体特征，ε_i为随机扰动项。

农户i决定改善饮水和卫生设施的概率为：

$$\Pr(V_i(x_1, income_i, HSE_i, ISE_i, N_i, D_i, \varepsilon_i) > V_i(x_0, income_i, HSE_i, ISE_i, N_i, D_i, \varepsilon_i))$$

这里，x_0为农户i当前使用的饮水和卫生设施数量，x_1为农户i改善后的饮水和卫生设施数量。假设概率函数为线性形式，计量模型则可以表示为：

$$\begin{aligned}\Pr(V_i(x_1, income_i, HSE_i, ISE_i, N_i, D_i, \varepsilon_i) > V_i(x_0, income_i, HSE_i, ISE_i, N_i, D_i, \varepsilon_i)) \\ = \beta_0 + \gamma N_i + \delta D_i + \beta_1 income_i + \beta_2 HSE_i + \beta_3 ISE_i + \varepsilon_i \quad (2)\end{aligned}$$

被解释变量为农户面对某一改水改厕自费成本进行选择的二元离散变量时，式（2）用Logit回归方法进行估计，γ即为邻里效应的待估参数。

当被解释变量为农户改水改厕最高支付意愿连续变量时，假设M_i为农户i的改水改厕最高支付意愿，则式（2）可以转换为：

$$M_i = \beta_0 + \gamma N_i + \delta D_i + \beta_1 income_i + \beta_2 HSE_i + \beta_3 ISE_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

由于样本数据相对于总体支付意愿是删失的，式（3）的估计采用Tobit回归方法。

三、变量设定与数据描述

（一）数据来源

本研究所使用的数据来源于课题组2017年8月—2018年2月赴安徽省六安市和河北省承德市山区农村做的入户调查。安徽省六安市的六个区县均属2011年国家级贫困县，2020年5月实现全市脱贫。河北省承德市地处环京津贫困带，下辖的八个县中有六个县为国家级和省级贫困县，2020年2月实现全市脱贫。课题组选择的三个调查地都位于山区，六安市的霍邱县与霍山县坐落于大别山区，承德市兴隆县位于燕山山脉。在山区农村，经济贫困和地理地质一般是造成改水改厕困难的主要原因。课题组发现，调查地区农户的安全饮水和环境卫生改善参与度远低于全国平均水平。按饮用水水源分类，在总调查样本中，仅有约2/5的农户使用自来水，其余约41%的农户使用井水、13%的农户使用山泉水，还有1%左右农户只能饮用江河湖水或池塘水；按厕所类型分类，超过70%的样本农户仍在使用早期的坑式厕所，只有11%的样本农户使用政府推广的双瓮漏斗式、三联沼气式等卫生厕所，约12%的样本农户使用有完整下水道的厕所，约4%的样本农户使用公共或共用厕所。

本研究调查的主要内容包括五个方面。一是农户家庭的基本信息，包括家庭人口、家庭总收入、儿童抚养和老人赡养以及邻里关系情况等；二是农户家庭用水基本情况和改水意愿，包括家中是否已经改水、现有饮水状况、改水的支付意愿等；三是农户家庭厕所使用基本情况和改厕意愿，包括家中是否改厕、现有厕所类型、改厕的支付意愿等；四是家庭成员的安全饮水和卫生健康知识水平，对受访者进行安全饮水知识和卫生知识测试；五是户主的基本信息，包括年龄、性别、受教育程度等。通过近半年的实地调查，课题组最终在安徽、河北两省霍山、霍邱和兴隆三县的14个乡镇35个山区村庄获取了583份调查问卷，有效调查问卷571份，样本有效率达到97.94%。其中，安徽省调查问卷370份，河北省调查问卷201份。

（二）变量设定

表1显示的是计量模型中使用的主要变量定义和说明及各变量的统计描述特征。本研究的被解释变量为农户改水改厕的支付意愿。一类被解释变量为被访问农户给出的改水改厕的最高支付意愿，受访农户平均改水最高支付意愿为429.72元/年、平均改厕最高支付意愿为464.60元/年，样本农户改厕支付意愿普遍高于改水。另一类被解释变量为被访问农户改水改厕的支付意愿概率，是基于给定投标值的二值选择变量。不同水平的自费成本会导致农户不同的饮水和环境卫生改善意愿。通过预调查，设定200元、500元和1000元为改水支付意愿调查中的投标值；设定500元、900元和1500元为改厕支付意愿调查中的投标值。如表1所示，随着投标值的逐级增加，样本农户改水和改厕的支付意愿概率呈下降趋势。

本研究核心解释变量是邻里效应变量，也分为两类。第一类邻里效应变量设定为村庄除受访者以外的其他受访者的平均改水改厕支付意愿，主要是为了验证邻里效应对农户饮水与环境卫生改善需求的正向影响，即农户可能会跟随、学习或攀比相似人群的改水改厕支付意愿。借鉴宴艳阳等[22]的做法，该变量计算方法为除去农户i，村庄内被调查的其他农户的平均改水或改厕支付意愿，公式为：

$$\text{peer}WTP=\frac{\sum_1^{n^j}WTP_i^j-WTP_i^j}{n^j-1} \tag{4}$$

WTP_i^j表示村庄j农户i的改水或改厕支付意愿。n^j是村庄j的样本农户户数。

第二类邻里效应变量设定为每月参加正式邻里活动次数，目的是考察农户是否由于邻里互助动机，而导致自身的饮水和环境卫生改善支付意愿较低。一般来说，经常参加邻里活动、与邻居关系密切的农户更可能采取邻里互助行为。

表1 变量说明与统计性描述

变量类型	变量名	含义	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量1	*WWTP*	改水最高支付意愿（元/年）	429.72	591.52	0	2000
	TWTP	改厕最高支付意愿（元/年）	464.60	706.26	0	3000
被解释变量2	*WWTP1*	改水自费成本为200，是否愿意支付	0.51	0.50	0	1
	WWTP2	改水自费成本为500，是否愿意支付	0.38	0.49	0	1
	WWTP3	改水自费成本为1000，是否愿意支付	0.20	0.40	0	1
	TWTP1	改厕自费成本为500，是否愿意支付	0.38	0.49	0	1
	TWTP2	改厕自费成本为900，是否愿意支付	0.28	0.45	0	1
	TWTP3	改厕自费成本为1500，是否愿意支付	0.12	0.33	0	1
邻里效应	*peerWWTP*	村庄除受访者以外的其他受访者的平均改水改厕支付意愿	429.72	252.79	0	2000
	peerTWTP		464.60	268.22	0	1525
	neighbour	参加正式邻里活动月次数	2	0.68	1	4
群体特征	*peerincome*	村庄平均家庭人均收入（万元）	1.43	0.41	0.54	3.07
	peerage	村庄平均年龄	53.46	3.87	36.50	60.26
	peerWknowledg	村庄平均安全饮水知识得分	5.57	0.81	3	7.56
	peerTknowledg	村庄平均环境卫生知识得分	5.98	1.36	2.67	8.95
	peertrust	村庄平均政策信任程度	2.72	0.55	1	4.30
家庭特征	*Aincome*	家庭人均收入（万元）	1.43	1.09	0	6
	olds	家中65岁以上老人人数	1.13	0.90	0	3
	kids	家中6岁以下儿童人数	0.86	0.83	0	6
	waterimproved	是否进行过改水：否=0，是=1	0.56	0.50	0	1
	toiltimproved	是否进行过改厕：否=0，是=1	0.22	0.42	0	1
户主特征	*Wknowledge*	户主安全饮水知识得分	5.57	1.63	0	8
	Tknowledge	户主环境卫生知识得分	5.98	2.31	0	12
	trust	户主对政策信任程度	2.76	1.01	1	5
	age	户主年龄	53.46	12.01	19	84
	gender	户主性别：女性=0，男性=1	0.64	0.48	0	1
	education	户主受教育程度：小学以下=0，小学和初中=1，高中及以上=2	0.99	0.67	0	2
地区变量	*Province*	安徽=0，河北=1				

四、实证结果分析

（一）农户改水支付意愿概率方程估计

表2给出了农户饮水改善意愿概率方程的Logit回归估计结果。模型（1）与（2）的被解释变量为农户面对自费成本投标值为200元时的饮水改善支付意愿概率；模型（3）与（4）的被解释变量为农户面对自费成本投标值为500元时的饮水改善支付意愿概率，模型（5）与（6）的被解释变量为农户面对自费成本投标值为1000元时的饮水改善支付意愿概率。六个模型的拟合均通过了χ2检验，Pseudo R2结果表明邻里效应变量的增加会提升模型的解释力度。

模型（1）、（3）和（5）参数估计结果显示，村庄邻里平均改水支付意愿概率水平的增加会在1%的统计水平上显著提升农户自身面对三项自费改水成本投标值的支付意愿概率。村庄邻里平均改水支付意愿概率每增加1%，农户愿意支付200元改水自费成本的概率将会提升1.8%，农户愿意支付500元改水自费成本的概率将会提升2.8%，农户愿意支付1000元改水自费成本的概率将会提升2.9%。模型（2）和（4）参数估计结果显示，参加正式邻里活动月次数越多的农户，面对200元和500元自费改水成本投标值的支付意愿概率会降低，这一影响分别在5%和1%的统计水平上显著，但对于农户面对1000元自费改水成本投标值支付意愿概率的影响并不明显。参加正式邻里活动月次数多50%的农户，面对200元自费改水成本投标值的支付意愿概率相对低26.6%，面对500元自费改水成本投标值的支付意愿概率相对低33.6%。

可见，农户饮水改善支付意愿概率方程的邻里效应参数估计结果基本符合研究预期。具体说来，山区样本农户安全饮水改善需求的邻里效应既包含了跟随、学习或模仿效应，同时也表现出邻里互助效应。受跟随、学习或模仿效应影响，当同一村庄的其他农户改水支付意愿概率较高时，该农户的饮水改善支付意愿概率相应也会提高；在邻里互助效应的影响下，邻里关系相对更密切农户的改水支付意愿概率可能更低。

从家庭特征变量来看，在1%的统计水平上，已经参加过改水农户面对三项自费成本投标值的饮水改善支付意愿概率均显著低于从未参加过改水的农户，这一差异在40%～50%；投标值越高，有改水经历农户的饮水改善支付意愿概率相对更低。另外，当改水自费成本投标值较低时，家中65岁以上老人越多的农户改水支付意愿概率会更高，需要赡养的老人人数增加一人，农户面对200元改水自费成本投标值的支付意愿概率将提升50%，但这一影响只在10%的统计水平上显著；当改水自费成本较高时，家中6岁以下儿童越多的农户改水支付意愿概率会更低，需要抚养的儿童人数增加一人，农户面对1000元改水自费成本投标值的支付意愿概率将下降30%～40%，这一影响也仅在5%或10%的统计水平上显著。此外，六个模型的估计结果都没有发现家庭收入显著影响农户改水支付意愿概率的证据。

在户主特征变量中，户主受教育程度和性别均对农户改水支付意愿概率无明显影响，户主年龄对农户改水支付意愿概率的影响最显著，户主年龄增加一岁，农户改水支付意愿概率约减少2%～3%。户主安全饮水知识得分越高的农户面对200元和500元自费成本投标值的改水支付意愿概率可能会更高；户主对政策信任程度越高的农户面对1000元自费成本投标值的改水支付意愿概率可能也会更高。从区域角度来看，河北省农户面对低投标值的改水支付意愿概率显著小于安徽省农户，面对高投标值的改水支付意愿概率两地差异不明显。

（二）农户改厕支付意愿概率方程估计

表3显示的是农户环境卫生改善意愿概率方程的Logit回归估计结果。模型（7）与（8）的被解释变量为农户面对自费成本投标值为500元时的改厕支付意愿概率；模型（9）与（10）的被解释变量为农户面对自费成本投标值为900元时的改厕支付意愿概率，模型（11）与（12）的被解释变量为农户面对自费成本投标值为1500元时的改厕支付意愿概率。六个模型的拟合也都通过了χ2检验，Pseudo R2结果也均表明邻里效应变量的增加会在一定程度上提升模型的解释力度。

模型（7）、（9）和（11）参数估计结果显示，村庄邻里平均改厕支付意愿概率水平的增加会在1%的统计水平上显著提升农户自身面对500元和900元自费成本投标值的支付意愿概率。村

表2 农户饮水改善意愿概率方程估计结果

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
被解释变量	改水自费成本为200，是否愿意支付		改水自费成本为500，是否愿意支付		改水自费成本为1000，是否愿意支付	
村庄邻里平均改水支付意愿	1.018***		1.028***		1.029***	
	(0.006)		(0.005)		(0.008)	
参加正式邻里活动月次数		0.734**		0.664***		0.825
		(0.146)		(0.146)		(0.179)
村庄平均家庭人均收入对数	1.637		1.113		0.776	
	(0.358)		(0.312)		(0.351)	
村庄平均年龄	0.977		0.970		0.956	
	(0.029)		(0.028)		(0.036)	
村庄平均安全饮水知识得分	1.169		1.154		0.982	
	(0.149)		(0.152)		(0.172)	
村庄平均政策信任程度	0.991		0.966		1.187	
	(0.264)		(0.260)		(0.328)	
家庭人均收入对数	1.127	1.193	1.146	1.135	1.257	1.262
	(0.139)	(0.136)	(0.141)	(0.134)	(0.162)	(0.155)
家中65岁以上老人人数	1.521*	1.478*	1.351	1.239	1.176	1.168
	(0.225)	(0.218)	(0.226)	(0.214)	(0.272)	(0.258)
家中6岁以下儿童人数	0.917	0.904	0.878	0.940	0.635**	0.683*
	(0.168)	(0.166)	(0.175)	(0.163)	(0.210)	(0.201)
是否进行过改水	0.535***	0.534***	0.465***	0.406***	0.430***	0.388***
	(0.239)	(0.221)	(0.230)	(0.210)	(0.284)	(0.255)
户主安全饮水知识得分	1.052	1.143**	1.033	1.128**	1.115	1.120
	(0.063)	(0.060)	(0.064)	(0.060)	(0.084)	(0.080)
户主对政策信任程度	0.975	1.018	1.118	1.164	1.215	1.285**
	(0.102)	(0.101)	(0.108)	(0.104)	(0.130)	(0.123)
户主年龄	0.980**	0.982**	0.982*	0.983*	0.973**	0.969***
	(0.009)	(0.009)	(0.010)	(0.009)	(0.011)	(0.011)
户主性别	0.779	0.778	0.855	0.857	0.972	0.939
	(0.198)	(0.195)	(0.205)	(0.197)	(0.253)	(0.245)
户主受教育水平（对照组：小学以下）						
小学和初中	1.060	1.186	0.757	0.853	0.929	0.921
	(0.244)	(0.238)	(0.263)	(0.258)	(0.333)	(0.333)
高中及以上	1.209	1.235	1.106	1.086	1.471	1.325
	(0.328)	(0.321)	(0.352)	(0.336)	(0.423)	(0.406)
省份	0.451**	0.244***	0.688	0.550**	0.747	0.712
	(0.387)	(0.258)	(0.362)	(0.253)	(0.454)	(0.313)
常数项	1.171	4.510**	1.316	2.461	3.593	0.998
	(2.188)	(0.762)	(2.244)	(0.785)	(2.682)	(0.949)
Pseudo R2	0.116	0.085	0.117	0.058	0.129	0.077
$\chi 2$	80.64	57.33	86.92	43.07	68.68	40.47
样本数	571	571	571	571	571	571

说明：（1）系数已换算为Odds Ratio，括号内为聚类于村庄层面的稳健性标准误；（2）*** $p<0.01$，** $p<0.05$，* $p<0.1$

表3 农户改厕支付意愿概率方程估计结果

模型	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
被解释变量	改厕自费成本为500，是否愿意支付		改厕自费成本为900，是否愿意支付		改厕自费成本为1500，是否愿意支付	
村庄邻里平均改厕支付意愿	1.020***		1.019***		1.012	
	(0.006)		(0.007)		(0.014)	
参加正式邻里活动月次数		0.634***		0.695**		0.645**
		(0.154)		(0.166)		(0.219)
村庄平均家庭人均收入对数	0.706		0.810		1.072	
	(0.361)		(0.380)		(0.451)	
村庄平均年龄	1.006		1.043		1.072	
	(0.031)		(0.034)		(0.043)	
村庄平均环境卫生知识得分	1.272*		1.281		1.231	
	(0.142)		(0.154)		(0.199)	
村庄平均政策信任程度	0.885		0.955		0.808	
	(0.294)		(0.313)		(0.414)	
家庭人均收入对数	1.147	1.154	1.423**	1.424**	1.481**	1.494*
	(0.124)	(0.129)	(0.144)	(0.151)	(0.198)	(0.206)
家中65岁以上老人人数	0.986	0.905	0.942	0.918	1.065	1.035
	(0.235)	(0.227)	(0.242)	(0.238)	(0.312)	(0.298)
家中6岁以下儿童人数	1.170	1.182	0.901	0.941	1.004	0.971
	(0.174)	(0.170)	(0.194)	(0.192)	(0.290)	(0.283)
是否进行过改厕	0.177***	0.134***	0.199***	0.157***	0.297***	0.265***
	(0.313)	(0.310)	(0.354)	(0.351)	(0.461)	(0.449)
户主环境卫生知识得分	1.130**	1.155***	1.134**	1.146***	1.058	1.049
	(0.050)	(0.048)	(0.053)	(0.053)	(0.072)	(0.072)
户主对政策信任程度	1.048	1.112	1.213*	1.244**	1.152	1.183
	(0.110)	(0.105)	(0.114)	(0.111)	(0.148)	(0.144)
户主年龄	1.002	1.009	0.998	1.005	1.004	1.010
	(0.010)	(0.010)	(0.010)	(0.010)	(0.013)	(0.013)
户主性别	1.372	1.282	1.685**	1.577**	1.069	1.023
	(0.210)	(0.207)	(0.228)	(0.227)	(0.296)	(0.295)
户主受教育水平（对照组：小学以下）						
小学和初中	1.403	1.481	1.441	1.435	1.225	1.192
	(0.268)	(0.254)	(0.295)	(0.287)	(0.404)	(0.406)
高中及以上	3.234***	3.439***	3.202***	3.474***	3.669***	3.553**
	(0.339)	(0.332)	(0.358)	(0.356)	(0.479)	(0.495)
省份	0.329**	0.559**	0.256**	0.496**	0.291	0.608
	(0.543)	(0.259)	(0.600)	(0.273)	(0.787)	(0.352)
常数项	0.035	0.256*	0.002**	0.116***	0.000**	0.073**
	(2.405)	(0.783)	(2.629)	(0.827)	(3.206)	(1.069)
Pseudo R2	0.144	0.129	0.144	0.130	0.0970	0.0956
$\chi 2$	78.68	67.88	65.42	65.14	38.02	40.31
样本数	571	571	571	571	571	571

说明：(1) 系数已换算为Odds Ratio，括号内为聚类于村庄层面的稳健性标准误；(2) *** $p<0.01$，** $p<0.05$，* $p<0.1$

庄邻里平均改厕支付意愿概率每增加1%，农户愿意支付500元和900元改厕自费成本的概率将会提升2%。模型（8）、（10）和（12）参数估计结果显示，参加正式邻里活动月次数越多的农户，面对三项自费成本投标值的改厕支付意愿概率均会降低，这一影响在5%和1%的统计水平上显著。参加正式邻里活动月次数多50%的农户，面对500元自费成本投标值的改厕支付意愿概率相对低36.6%，面对900元自费成本投标值的改厕支付意愿概率相对低30.5%，面对1500元自费成本投标值的改厕支付意愿概率将下降35.5%。与农户饮水改善需求行为类似，山区农户环境卫生改善支付意愿概率也受到邻里效应的显著影响。当同一村庄的其他农户改厕支付意愿概率较高时，该农户的环境卫生改善支付意愿概率相应也会提高，说明了农户改厕需求跟随、学习或模仿效应的存在；邻里关系越好的农户环境卫生改善支付意愿概率越低，证实了邻里互助效应的存在。

在家庭特征变量中，家庭人均收入在5%或10%的统计水平上显著影响山区样本农户面对900元、1500元投标值的改厕支付意愿概率，家庭人均收入增加1%，农户面对900元投标值的环境卫生改善支付意愿概率可能会增加42%左右，面对1500元投标值的改厕支付意愿概率可能会增加48%～49%；已经参加过改厕农户面对三项自费成本投标值的环境卫生改善支付意愿概率也均在1%的统计水平上显著低于从未参加过改厕的农户，这一差异较之农户改水支付意愿概率更大，约在70%～80%，投标值越高，有改厕经历农户的环境卫生改善支付意愿概率反而更高。

在户主特征变量中，户主为男性的农户面对900元投标值的改厕支付意愿概率在5%的统计水平上显著低于户主为女性农户32%～42%；户主环境卫生知识得分增加1分，农户面对500元和900元投标值的改厕支付意愿概率在1%或5%统计水平上显著高13%～15%；户主对政策信任程度提升一个等级，农户面对900元自费成本投标值的改厕支付意愿概率在5%或10%统计水平上显著高21%～24%；较之受户主教育水平为小学以下的农户，户主受教育程度为高中及以上面对三项投标值的支付意愿概率在1%或5%统计水平上显著高2.2～2.7倍。此外，河北省农户面对500元、900元投标值的改厕支付意愿概率在5%统计水平上分别较之安徽省农户低44%～67%、50%～74%。

（三）农户改水改厕支付意愿方程估计

表4显示的是农户改水改厕支付意愿方程的Tobit回归估计结果。模型（13）、（14）和（15）的被解释变量为农户改水最高支付意愿；模型（16）、（17）与（18）的被解释变量为农户改厕最高支付意愿。对于邻里效应的两类变量来说，与支付意愿概率方程一样，农户改水改厕支付意愿方程的参数估计结果也均证实了“跟随、学习或模仿效应”和“邻里互助效应”的共同存在。村庄邻里平均改水改厕支付意愿越高，农户改水改厕最高支付意愿也会提高。模型（13）和（16）表明，村庄邻里平均改水改厕支付意愿增加1%，农户饮水改善最高支付意愿将提高0.28%，农户环境卫生改善最高支付意愿将提高约0.23%。模型（14）和（17）显示，参加正式邻里活动月次数多1%的农户，改水最高支付意愿相对少0.3%，改厕最高支付意愿相对少0.52%。为了进一步检验“邻里互助效应”对“跟随、学习或模仿效应”的抵消作用，模型（15）和（18）中引入了“村庄邻里平均改水改厕支付意愿”和“参加正式邻里活动月次数”两个变量的交互项，该交互项的参数估计结果符号都为负，农户改水支付意愿方程中不显著，农户改厕支付意愿方程中在5%的水平上显著。

家庭特征、个体特征和区域等变量的估计结果与农户饮水与环境卫生改善支付意愿概率方程基本一致。表4表明，户主饮水和环境卫生知识水平、家庭之前是否进行过改水和区域变量是共同影响农户改水和改厕最高支付意愿的变量，从弹性结果来看，这三个变量对农户环境卫生改善支付意愿的影响要略大于饮水改善支付意愿；户主年龄不影响农户改厕支付意愿，却导致农户改水支付意愿的显著下降；户主受教育水平对农户改水支付意愿影响不明显，却会显著提升农户改厕支付意愿。

五、结论与启示

根据“十三五”规划，预计到2020年年末，

表4 农户改水改厕支付意愿方程估计结果

模型	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
被解释变量	改水最高支付意愿（元）			改厕最高支付意愿（元）		
村庄邻里平均改厕支付意愿	0.284***		0.504**	0.226***		0.887***
	(0.071)		(0.198)	(0.084)		(0.258)
参加正式邻里活动月次数		-0.297***	0.015		-0.522***	0.172
		(0.108)	(0.230)		(0.142)	(0.295)
前两个变量的交互项			-0.217			-0.692***
			(0.183)			(0.253)
村庄平均家庭人均收入对数	0.154		0.145	-0.075		-0.092
	(0.161)		(0.161)	(0.215)		(0.214)
村庄平均年龄	-0.936		-0.712	0.182		0.506
	(0.585)		(0.592)	(0.696)		(0.705)
村庄平均环境卫生知识得分	0.360		0.314	0.683		0.781*
	(0.300)		(0.301)	(0.430)		(0.427)
村庄平均政策信任程度	-0.169		-0.162	-0.079		-0.109
	(0.253)		(0.254)	(0.339)		(0.337)
家庭人均收入对数	0.038	0.048	0.043	0.063	0.072	0.078
	(0.048)	(0.048)	(0.048)	(0.065)	(0.063)	(0.064)
家中65岁以上老人人数	0.075	0.069	0.076	-0.008	-0.009	0.003
	(0.057)	(0.056)	(0.057)	(0.074)	(0.074)	(0.074)
家中6岁以下儿童人数	-0.046	-0.039	-0.046	0.046	0.053	0.023
	(0.045)	(0.044)	(0.045)	(0.058)	(0.058)	(0.058)
是否进行过改厕	-0.146***	-0.169***	-0.143***	-0.196***	-0.219***	-0.208***
	(0.049)	(0.046)	(0.049)	(0.032)	(0.032)	(0.033)
户主环境卫生知识得分	0.190	0.320**	0.249*	0.410***	0.465***	0.440***
	(0.135)	(0.131)	(0.138)	(0.148)	(0.145)	(0.148)
户主对政策信任程度	0.077	0.128	0.135	0.122	0.202	0.238*
	(0.107)	(0.105)	(0.110)	(0.138)	(0.135)	(0.140)
户主年龄	-0.481***	-0.497***	-0.437**	-0.091	0.037	-0.071
	(0.186)	(0.186)	(0.187)	(0.239)	(0.237)	(0.239)
户主性别	-0.038	-0.042	-0.044	0.084	0.063	0.067
	(0.047)	(0.047)	(0.048)	(0.063)	(0.063)	(0.063)
户主受教育水平（对照组：小学以下）						
小学和初中	0.006	0.019	0.003	0.060	0.061	0.040
	(0.053)	(0.052)	(0.053)	(0.070)	(0.069)	(0.070)
高中及以上	0.039	0.033	0.031	0.113***	0.112***	0.094***
	(0.027)	(0.027)	(0.027)	(0.036)	(0.035)	(0.036)
省份	-0.154***	-0.175***	-0.154***	-0.239**	-0.144***	-0.243**
	(0.051)	(0.039)	(0.051)	(0.095)	(0.048)	(0.095)
常数项	831.411	810.471**	383.799	-2，237.473	-517.592	-2，858.549**
	(990.710)	(352.714)	(1，025.452)	(1，361.422)	(475.561)	(1，346.428)
sigma	862.309	891.735	856.638	1，195.295	1，189.870	1，161.817
$\chi 2$	99.34	68.82	105.5	119.0	120.2	138.9
样本数	571	571	571	571	571	571

说明：(1) 主要变量系数已换算为弹性估计值，括号内为稳健性标准误；(2) *** $p<0.01$，** $p<0.05$，* $p<0.1$

中国80%以上的农村人口将会获得安全的饮用水和卫生厕所，另外20%左右农村人口的饮水安全和环境卫生保障工作将成为2035年全面建成小康社会的重点任务之一。本研究聚焦改水改厕项目推进困难的山区农村，利用河北省承德、安徽省六安两市三县14个乡镇35个山区村庄571份农户调查数据，探究邻里效应影响山区农户饮水和环境卫生改善需求的机制与渠道。本研究发现：

1. 样本农户对饮水和环境卫生改善均有一定需求，但支付意愿并不高，邻里效应是山区农户饮水与环境卫生需求的重要决定变量，不考虑邻里效应的影响，可能会低估农户改水改厕的支付意愿。

2. 农户饮水与环境卫生改善需求的邻里效应包括跟随、学习或模仿效应与邻里互助效应，前者正向影响农户改水改厕支付意愿，后者负向影响农户改水改厕支付意愿；样本农户饮水改善需求的两类效应交互影响不显著，但邻里互助效应却明显减弱了邻里间跟随、学习或模仿效应对样本农户环境卫生改善需求的提升作用。

3. 家庭收入对样本农户饮水改善需求影响不明显，但却显著增强了较高自费成本投标值下的农户改厕支付意愿概率；农户改厕需求未受到户主年龄的影响，户主年龄越大农户的改水支付意愿越低；对政府信任、饮水及环境卫生知识了解多、受教育水平为高中及以上的农户改水改厕支付意愿更高；之前有改水改厕经历的农户仍然具有一定的饮水和环境卫生改善需求，但与从未进行过改水改厕的农户相比，其支付意愿较低。

综合以上研究结果，本研究得到如下启示。

第一，发挥已改水改厕农户的示范作用，强化邻里效应对农户饮水与环境卫生改善需求的正向影响。本研究所调研的35个山区村庄是农村饮水安全巩固提升工程和厕所革命攻坚的难点和重点地区，在之前政府给予大部分补贴的情况下，农户参加改水的比例只有56%、参加改厕的比例仅为22%。邻里间的跟随、学习或模仿效应可能显著提高农户改水改厕的支付意愿，树立改水改厕典型示范户，动员示范户在饮水和环境卫生知识宣传活动中分享经验与收获，强化示范户的引领作用，从而有效带动其他农户安全饮水和环境卫生改善的积极性。

第二，因地制宜允许有邻里互助需求的农户共建、共享安全饮水和卫生设施站点，削弱邻里效应对农户改水改厕需求的负向作用。邻里互助效应的发生可能是由于单独一户改水改厕的成本较高难以承担，而选择与邻里共享饮水和环境卫生设施。调研发现有1.72%的样本农户与邻居一同建设和使用共用厕所，另有2.41%的样本农户自家没有厕所只能使用村中的公共厕所。鼓励支持农户按照自身的需求特点共建安全饮水和卫生设施共享站点，将有利于山区整村安全饮水和环境卫生改善项目的推进。

第三，实施偏向贫困和老年人口的改水改厕补贴政策，改善农村安全饮水和环境卫生服务公平性。本研究样本农户家庭人均收入中位值为1.25万元，但仍有25%的样本农户人均收入低于7500元、10%的样本农户人均收入低于4000元。伴随社会经济水平的提升，居民的生活成本提高较快，与食品、医疗和教育等生活支出相比，收入水平较低和贫困农户难以承受饮水和环境卫生改善的费用。另外，农村老龄化和老年贫困问题日益严重，老年人改水改厕的支付能力有限，无法形成有效需求。安全饮水和环境卫生是具有很强正外部性的准公共物品，重点给予老年人和贫困人口改水改厕补贴和支持，切实改善山区困难人群安全饮水和环境卫生服务可及性差等问题。

参 考 文 献

[1] 薛美琴，马超峰. 农村改厕项目的可持续性及其实践逻辑[J]. 农村经济，2019（1）：118-124.

[2] 苗艳青，杨振波，周和宇. 农村居民环境卫生改善支付意愿及影响因素研究——以改厕为例[J]. 管理世界，2012（9）：89-99.

[3] Wu S，Li L Q，Li H，et al. Assessing willingness to pay for upgrading toilets in rural areas of Shaanxi and Inner Mongolia，China [J]. Desalination and Water Treatment，2019，156：106-115.

[4] Omoniwa A E，Babatunde R O，Uthman M M B. Safe Water，Improved Sanitation and Hygiene in Rural North-Central Nigeria：Analysis of Households' Willingness to Pay [J]. Alanya Akademik Bakış，2018，2（3）：275-285.

[5] 李伯华，刘传明，曾菊新. 基于农户视角的江汉平原

农村饮水安全支付意愿的实证分析——以石首市个案为例[J]. 中国农村观察，2008（3）：20-28.

[6] 周向红，刘雪. 社会性别视角下陕西省改厕满意度因子分析[J]. 中国初级卫生保健，2012，26（319）：5-7.

[7] Van Minh H，Nguyen-Viet H，Thanh N H，et al. Assessing willingness to pay for improved sanitation in rural Vietnam[J]. Environmental Health and Preventive Medicine，2013，18（4）：275-284.

[8] Acey C，Kisiangani J，Ronoh P，et al. Cross-subsidies for improved sanitation in low income settlements：Assessing the willingness to pay of water utility customers in Kenyan cities[J]. World Development，2019，115：160-177.

[9] Alois N J，Hasman J A L M，Bpyil V. Protocol：Community-led total sanitation in rural areas of low and middle income countries：a systematic review of evidence on effects and influencing factors[J]. Campbell Systematic Reviews，2018，14：1-27.

[10] 胡海娟，樊福成，姚伟，等. 我国农村改厕情况及其影响因素分析[J]. 环境与健康杂志，2019，36（11）：1029-1032.

[11] 王学渊，刘子媛. 中国农户安全饮用水可及的影响因素——基于CHARLS数据的实证分析[J]. 山西农业大学学报（社会科学版），2016，15（10）：685-692.

[12] Cheng S，Li Z，Uddin S M N，et al. Toilet revolution in China[J]. Journal of Environmental Management，2018，216：347-356.

[13] 杨卫兵，丰景春，张可. 农村居民水环境治理支付意愿及影响因素研究——基于江苏省的问卷调查[J]. 中南财经政法大学学报，2015（4）：58-65.

[14] Doe B，Aboagye P D. The place of subsidy：affordable sanitation service delivery in slums of Kumasi，Ghana[J]. Geo Journal，2020：1-23.

[15] Harter M，Inauen J，Mosler H. How does Community-Led Total Sanitation promote latrine construction，and can it be improved? A cluster-randomized controlled trial in Ghana[J]. Social Science and Medicine，2020，245：1-9.

[16] Garn J，Sclar G，Freeman M，et al. The impact of sanitation interventions on latrine coverage and latrine use：A systematic review and meta-analysis[J]. International Journal of Hygiene and Environmental Health，2017，220：329-340.

[17] 梁勇. 居民对改善城市水环境支付意愿的研究[J]. 水利学报，2005，36（5）：613-623.

[18] 解垩，宋颜群. 社区邻里效应对个人贫困的影响有多大[J]. 财贸经济，2020，41（2）：24-38.

[19] 刘可，齐振宏，杨彩艳,等. 邻里效应与农技推广对农户稻虾共养技术采纳的影响分析——互补效应与替代效应[J]. 长江流域资源与环境，2020，29（2）：401-411.

[20] 李明月，罗小锋，余威震，等. 代际效应与邻里效应对农户采纳绿色生产技术的影响分析[J]. 中国农业大学学报，2020，25（1）：206-215.

[21] 林锐，周力，周曙东. 规模分化视角下农户农药施用行为的邻里效应分析——以花生种植户为例[J]. 福建农业学报，2018，33（11）：1224-1230.

[22] 宴艳阳，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数据的证据[J]. 经济学动态，2017（2）：67-87.

[23] Galster G. Quantifying the Effect of Neighbourhood on Individuals：Challenges，Alternative Approaches，and Promising Directions[J]. Schmollers Jahrbuch，2008，128：7-48.

[24] 郭桂霞，董保民. 支付意愿与公共物品供给的模仿行为——吉林省污水处理项目的居民支付意愿实证研究[J]. 辽宁大学学报（哲学社会科学版），2011，39（3）：90-96.

[25] Yishay A B，Fraker A，Guiteras R，et al. Microcredit and willingness to pay for environmental quality：Evidence from a randomized-controlled trial of finance for sanitation in rural Cambodia[J]. Journal of Environmental Economics and Management，2017，86：121-140.

[26] 刘宝林. 治理学视域下的乡村“厕所革命”[J]. 西北农林科技大学学报（社会科学版），2019，19（2）：28-34.

[27] Manski C F. Identification of Endogenous Social Effects：the Reflection Problem[J]. The Review of Economic Studies Limited，1993（60）：531-542.

[28] Bramoullé Y，Djebbari H，Fortin B. Identification of peer effects through social networks[J]. Journal of Econometrics，2009，150（1）：41-55.

The influence of neighborhood effect on rural households′demand of drinking water and sanitation ——a field investigation in mountain villages

WANG Xueyuan，SUN Jieyu

（*College of Economics*，*Zhejiang Gongshang University*，*Hangzhou* 310018，*China*）

Abstract：Based on 571 field survey data of rural households in mountainous villages in Anhui and Hebei，using contingent valuation，Logit regression，and Tobit regression，this paper explores the important factors affecting farmers′ demand for drinking water and sanitation from the perspective of community social networks. The results show that the neighborhood effect significantly affects the demand for drinking water and sanitation；learning or imitating effect increases rural households′ willingness to pay for water and sanitation，and the neighbor-helping effect reduces rural households′ willingness to pay for water and sanitation. In key areas where there are the rural drinking water safety improvement project and the toilet revolution project，the demonstration role of rural households who have improved water and sanitation will be played，and the safe drinking water and sanitation facilities sharing sites that are raised and jointly maintained by neighbors will be permitted，to effectively raise their enthusiasm to participate in water and sanitation projects.

Keywords：Neighborhood effect；Safe drinking water；Sanitation；Water and sanitation improvement；Willingness to pay；Rural household

（编辑：程俐萍）