回复审稿人的评审意见

“互联网使用提升了环保参与度吗？”

环境经济研究（稿号：20200107）

作者感谢主编根据审稿人的意见为我们提供修改和改进论文的机会。我们已仔细阅读了这些意见，并赞同这些有价值的审阅建议。因此，我们尽力根据审稿人的意见对本文进行了修改。借此机会感谢参与该过程的每个人，对他们建设性的意见表示衷心的感谢。所有建议都已得到回复，但若审稿人有任何其他意见，我们很乐意积极配合去完善该文。

审稿人 1：

文章使用 2013 年中国综合社会调查数据（CGSS），研究了互联网使用对个体环保参与度的影响。通过构建回归模型，作者发现，在控制了个体特征、家庭背景和当地环境状况后，回归结果显示互联网使用将会显著提升个体环保参与度。总的而言，该文对互联网与居民环保参与度之间的关系展开定量研究，具有一定的现实意义。

但论文中还存在一些不足，需要进行完善。主要问题：

问题：1）该文数据量似乎不够。仅使用 2013 年数据研究互联网与居民环保参与度之间的关系可能存在如下问题：一是数据库太旧，2013 年互联网普及率与 2021 年互联网普及率之间差距太大，这会削弱研究结果的政策含义；二是互联网使用率和居民环保参与度均是一个时变概念，使用时间序列数据进行分析似乎更为恰当。

回复：感谢审稿人指出这一重要问题并提出建设性意见。中国当前已有不少全国代表性微观调查数据，例如中国家庭追踪调查数据（CFPS）、中国家庭金融调查数据（CHFS）等。但只有中国综合社会调查数据（CGSS）才有关于个体环保参与相关的变量，因此本文在数据局限条件下考虑使用 CGSS 开展相关研究。到目前为止，CGSS 已公布了 2003-2017 年的相关数据，但由于它的截面数据特征，因此难以构建一个包含时变特征的面板样本。此外，由于每次调研问卷都会根据经济社会发展需要对问题进行调整，这使每次问卷的问题并不统一，从而对于特定主题的研究运用某些年份的数据更加适合。尽管公布了更新的 CGSS 2015-2017 年的数据，**但只有 2013 年的 CGSS 数据包含最新的环境模块变量**，例如环境污染、环保参与、环保知识和对政府环保质量的评价等。除了环境模块，2013 年 CGSS 数据还提供了关于网络使用情况的信息，因此非常适用于本文关于互联网的环保参与效应研究。虽然 CGSS 2013 年的时效性并不理想，但本文所考察的互联网使用—环保参与关系是既有文献中的一个空白点，之前并没有相关研究对此予以严谨的实证检验，因而本文相关发现将构成未来进一步研究的基础。

问题：2）表 2 双样本均值比较建议列出各组样本标准差。在比较之前是否进行了同方差检验?

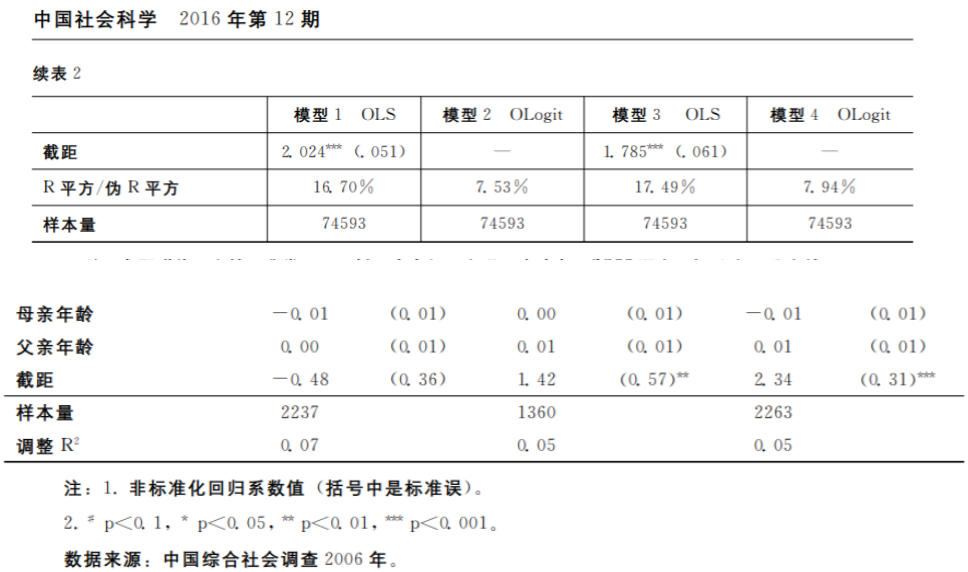
回复：为更好地检验互联网使用对个体环保参与的影响，根据审稿人提出的第六点意见，我们将 *Internet* 重新编码成了取值为 0-4 的互联网使用频率变量。此时，*Internet* 不是 0-1 虚拟变量，也就不能做双样本均值检验，因此我们删除了此部分内容。

问题：3）该文回很多归结果似有矛盾之处。以表 3 为例，四个模型中自变量大都是统计显著的，但拟合优度却只有 0.2 左右，前后矛盾。特别的，对于模型（1）只有一个自变量 Internet，它在 1%的水平下显著，但是调整后的 R2 却只有 0.184，这不合理！其他回归结果也有类似问题。

回复：感谢审稿人指出这一问题，并提出建设性思考意见。拟合优度对于模型评估和选择具有指导意义，不过在微观计量分析中，拟合优度（如 R^2 或准 R^2）通常很小，这与时间序列分析中通常较高的 R^2 形成鲜明对比。当模型（1）中只有 *Internet* 这一核心自变量时，表 2 列（4）中的拟合优度也仅为 0.190。这实际上是一个偏相关性分析，即使直接对 *Internet* 与 *EPB* 做相关性分析（correlation），从下图可知，其相关系数也仅为 0.2994。因此，在微观计量分析中拟合优度通常都很小，但这并不影响我们实证研究结果的正确性。这可以从发表在诸如《中国社会科学》等中文顶刊文章中得以验证（例如，陈云松和范晓光, 2016；胡安宁, 2017）。

```
.  corr Internet EPB
(obs=7,792)

             |  Internet      EPB
-------------+------------------
    Internet |   1.0000
         EPB |   0.2994   1.0000
```



中国社会科学　2016 年第 12 期

续表 2

	模型 1　OLS	模型 2　OLogit	模型 3　OLS	模型 4　OLogit
截距	2.024*** (.051)	—	1.785*** (.061)	—
R 平方/伪 R 平方	16.70%	7.53%	17.49%	7.94%
样本量	74593	74593	74593	74593
母亲年龄	−0.01	(0.01)	0.00	(0.01)	−0.01	(0.01)
父亲年龄	0.00	(0.01)	0.01	(0.01)	0.01	(0.01)
截距	−0.48	(0.36)	1.42	(0.57)**	2.34	(0.31)***
样本量	2237		1360		2263	
调整 R^2	0.07		0.05		0.05	

注：1. 非标准化回归系数值（括号中是标准误）。

2. # p<0.1，* p<0.05，** p<0.01，*** p<0.001。

数据来源：中国综合社会调查 2006 年。

参考文献：

[1]陈云松,范晓光.阶层自我定位、收入不平等和主观流动感知(2003—2013)[J].中国社会科学,2016(12):109-126.
[2]胡安宁.老龄化背景下子女对父母的多样化支持:观念与行为[J].中国社会科学,2017(03):77-95.

问题：4）表 3 中，请解释为何女性相比男性环保参与更高?

回复：感谢审稿人对这一问题的关切，我们做出如下修改，详情见第 8-9 页：

“相对于男性，女性的环保参与度更高，这与既有研究中的“性别社会化”（gender socialization theory）理论观点相吻合(Davidson 和 Freudenburg,1996；Wehrmeyer 和 McNeil,2000)。这种观点认为儿童早期的社会化使女性对他人的感受和需求更加敏感,因此更愿意承担关怀和养育的责任;相比之下，儿童早期的社会化导致男性更能控制自己的情绪并获得更大的价值独立和成就。女性倾向于扮演“照料者”角色，优先考虑家庭成员的健康和福祉，因此对引起潜在危险的环境因素给以更多关注；但是，倾向于扮演家庭“顶梁柱”角色的男性则更加关注经济而不是环境议题。”

参考文献：

[1]Davidson D J, Freudenburg W R, 1996. Gender and Environmental Risk Concerns: A Review and Analysis of Available Research. Environment and Behavior, 28(3): 302-339.

[2]Wehrmeyer W, McNeil M, 2000. Activists, Pragmatists, Technophiles and Tree-huggers? Gender Differences in Employees' Environmental Attitudes. Journal of Business Ethics, 28(3): 211-222.

问题：5）表 4 与表 3 的情，R2 没有发生变化，景（4）相比为何？一般而言，随着自变量个数的增加，回归平方和越来越大，残差平方和越来越小，R2 越来越大。

回复： 感谢审稿人提出这一问题。当根据审稿人对 *Internet* 变量重新编码成取值为 0-4 的互联网使用频率变量后，我们分别使用有序 Probit 和 OLS 方法估计文中式（1）的相关参数，具体结果见表 2。为检验互联网使用的环保参与效应中的异质性，我们将 *Internet* 与五个二值变量（0-1）依次相乘从而形成五个交互项放入式（1）中，估计结果见表 3。使用有序 Probit 方法的估计结果显示，表 2 中拟合优度最大为 0.061（实际上为 **0.0607**，四舍五入为 0.061），但表 3 中拟合优度也为 0.061（**实际上为 0.0612**，四舍五入为 0.261），因此整体上拟合优度在增大；类似地，使用 OLS 方法的估计结果显示，表 2 中拟合优度最大为 0.268(**实际上为 0.2677**,四舍五入为 0.268),但表 3 中拟合优度最小都为 0.268（**实际上为 0.2682**，四舍五入为 0.268），其他情况下都为 0.269，因此整体上拟合优度也在增大。

表 2 互联网使用对个体环保参与度的影响

	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）
	有序 Probit 方法			OLS 方法		
Internet	0.156***	0.037***	0.030***	0.462***	0.120***	0.102***
	(0.008)	(0.011)	(0.011)	(0.023)	(0.031)	(0.032)
控制变量	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
省份效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
拟合优度	**0.040**	**0.060**	**0.061**	**0.190**	**0.265**	**0.268**

观测值	8733	8733	8733	8733	8733	8733

注：括号中的数值是回归系数估计量的稳健性标准误；***、**、*分别表示在 1%、5% 和 10%的显著性水平上显著，下同。

表 3 异质性分析

	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）
	有序 Probit 方法			OLS 方法		
*Internet*Age(31-44)*	0.055**			0.167**		
	(0.026)			(0.074)		
*Internet*Age(45-64)*	0.082***			0.234***		
	(0.027)			(0.077)		
*Internet*Age(65-)*	0.147***			0.388***		
	(0.040)			(0.124)		
*Internet*Rural*		0.058***			0.118**	
		(0.019)			(0.051)	
*Internet*Lowincome*			0.080***			0.179***
			(0.021)			(0.058)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
拟合优度	**0.061**	**0.061**	**0.061**	**0.269**	**0.268**	**0.269**
观测值	8733	8733	8733	8733	8733	8733

注：*Age(31-44)*代表年龄位于 31-44 岁的群体，其他类似，*Rural* 为农村地区，*Lowincome* 为低收入群体；将年龄位于 17-30 岁作为基准对照组，同时将城市、高收入群体分别作为基准对照组，控制变量与表 3 相同。

问题：6）本文的因变量是“是否适用互联网”，若使用互联网则赋值为 1，反之不使用互联网赋值为 0，这种定义是否过于武断？建议以一年中互联网使用频率区分更为合理，一年内完全不适用互联网这种假设似乎不太切合实际。

回复： 感谢审稿人指出该问题并就此提出建设性意见。基于此，我们做了如下修改，详情见文中第 4 页：

“本文自变量：互联网使用（*Internet*）。它是通过“过去一年，您对互联网（包括手机上网）的使用情况怎么样？”问题衡量的。受访者从 5 个选项中进行选择：“0. 从不”、“1. 很少”、“2. 有时”、“3. 经常”和“4. 非常频繁”。从中可知，它是一个关于互联网使用频率的有序变量，取值范围为 0-4，值越大表明互联网使用频率越高。因此，本文需要研究的问题变为：使用互联网频率更高的个体是否有更高的环保参与度。”

问题：7）作者发现“年龄与环保参与度呈现出倒 U 型关系，即环保参与度先随着年龄增加而出现提升，但到达峰值后就会随着年龄增加而出现衰减”，为何是这样?

回复： 感谢审稿人就此问题进行审人探讨。在追溯相关文献后，我们做出如下修改，详情见第 9 页：

“年龄与环保参与度呈现出倒 U 型关系，即当年龄尚未跨过某一门槛时，环保参与度先随着年龄增加而出现提升，当年龄跨过某一门槛时，环保参与度会随着年龄增加而出现衰减。这主要源于生命周期效应（life-cycle effect），受其影响个体会根据其年龄和生命阶段而对环保产生不同程度的重视(Torgler 和 García-Valiñas,2007; Franzen 和 Meyer,2010)。一方面，随着个体的剩余寿命越短，其对未来收益的折扣就越大，从而获得的未来收益贴现值就越少，因此老年人的环保参与度较低。另一方面，年轻人对未来收益的折扣也很大，因为他们尚未孕育下一代（这减少了未来环境收益的折现），同时对世界的危险或安全度缺乏足够了解（从进化的角度看，这意味着他们最好表现得好像没有明天一样）。无论是哪个缘由，从年轻阶段到中年阶段都可以减少跨期折扣，继而增加中年阶段环保参与的收益。因此，生命周期效应很可能呈倒 U 形，并在中年阶段达到环保参与的顶峰。”

参考文献：

[1]Torgler B, García-Valiñas M A, 2007. The determinants of individuals' attitudes towards preventing environmental damage. Ecological Economics, 63(2): 536-552.
[2]Franzen A, Meyer R, 2010. Environmental Attitudes in Cross-National Perspective: A Multilevel Analysis of the ISSP 1993 and 2000. European Sociological Review, 26(2): 219-234.

问题：8) 在研究机制层面，作者发现“对当地政府环保工作评价是互联网影响环保参与度的负向机制”，给出的解释是“互联网会降低使用者对当地政府环保工作的评价进而降低其环保参与度”，这种解释逻辑性不强，不足以令人信服。

回复： 感谢审稿人对这一问题的关注，若不加以清楚佐证这一逻辑，确实容易让读者引起疑惑。不过，对于这一问题，不仅在理论上而且在实证上都取得了较为一致的结论，即互联网使用确实降低了公众对政府环保质量的评价，而公众对政府环保工作的评价（满意感）直接关系到其环保参与度。因此，我们才提出如下路径假设：互联网使用——降低公众对政府环保质量的评价——降低了个体环保参与度。具体地，我们做了如下修改，详情见第 3 页：

“已有研究表明，政府若能调整自身角色功能、积极参与环境治理并有效引导公民的环境行为，使其在环境治理中发挥主体性作用，则能有效提升公民环境行为参与水平(王磊和钟杨,2014;Tsang等,2009)。例如，周亚雄和张蕊(2020)指出，若政府与公众能够资源共享、有效协同，那么政府环境治理有利于健全环保制度与环境基础设施、梳通公众环保参与渠道、改善政府与公众在环境问题上的紧张关系，从而政府治理能够提升公众环保参与度。这表明公众对政府环保治理的评价与个体的环保行为呈显著正相关，政府环保治理的有效性将直接影响个体的环保参与度。然而，人们对互联网上正面信

息和负面信息的偏好是不对称的。根据社会心理学中的消极偏见理论（negative bias theory），人们通常倾向于更多地关注负面信息而不是积极和中立的信息(Dai 等,2016; Goldsmith 和 Dhar,2013)。因此，在通过互联网访问环境质量信息的过程中，消极偏见可能导致人们更加关注与环境质量有关的负面信息，例如生态破坏、水污染、空气污染等。此外，为了获得更多关注度和更高的点击率，网络媒体也非常热衷于报道与环境污染有关的负面信息(Ito 等,1998)。例如，当发生严重烟雾时，互联网媒体立即以突出的位置发布许多有关烟雾的图片和视频，以吸引网民的关注。Zhang 等(2018)基于中国的数据发现，与不使用互联网的人相比，互联网用户对政府环保质量的评价更低。因此，互联网的使用可能会降低个体对政府环保工作的评价，从而抑制其环保参与度。”

参考文献：

[1]Dai Q, Wei J, Shu X, Feng Z, 2016. Negativity bias for sad faces in depression: An event-related potential study. Clinical Neurophysiology, 127(12): 3552-3560.

[2]Goldsmith K, Dhar R, 2013. Negativity bias and task motivation: testing the effectiveness of positively versus negatively framed incentives. J Exp Psychol Appl, 19(4): 358-366.

[3]Ito T A, Larsen J T, Smith N K, Cacioppo J T, 1998. Negative information weighs more heavily on the brain: the negativity bias in evaluative categorizations. J Pers Soc Psychol, 75(4): 887-900.

[4]Tsang S, Burnett M, Hills P, Welford R, 2009. Trust, public participation and environmental governance in Hong Kong. Environmental Policy and Governance, 19: 99-114.

[5]Zhang J, Cheng M, Wei X, Gong X, Zhang S, 2018. Internet use and the satisfaction with governmental environmental protection:Evidence from China. Journal of Cleaner Production, 212: 1025-1035. [6]王磊, 钟杨, 2014. 中国城市居民环保态度、行为类别及影响因素研究——基于中国 34 个城市的调查. 上海交通大学学报(哲学社会科学版), 22(06): 63-73.

[7]周亚雄, 张蕊, 2020. 公众参与环境保护的机制与效应——基于中国 CGSS 的经验观察. 环境经济研究, 5(03): 76-97.

问题：9）建议作者提供原始数据以便验证本文相关结果。

回复： 我们已将数据存放到 Harvard Dataverse，以便审稿人验证本文实证结果。

链接地址如下：

https://dataverse.harvard.edu/dataset.xhtml?persistentId=doi:10.7910/DVN/REH1VY&version=DRAFT

问题：10）该文文字方面还需要更进一步凝练，目前多处语句啰嗦，尚未达到出版要求。

回复： 感谢审稿人指出该问题，我们进一步对文字进行了凝练和精简，以求达到出版要求。

问题：11）政策建议部分太宽泛，不需要本文的分析也能得到。

回复： 感谢审稿人的意见，我们根据最新的实证结果，对文章政策建议部分进行了如下修改，详情见文中第 14 页：

“本文的研究有重要的政策启示。在既有的研究个体环保参与度的文献中，学者多从经济发展水平、教育等角度预测人们的环保参与度，但很少有学者从互联网科技的角度解释环保意识和环保参与度。尽管互联网已经渗透到经济、社会生活的方方面面，但尚未有文献将其纳入到环保参与的分析中。而基于本文的研究发现，可能的政策建议如下：第一，应持续扩大互联网在弱势群体中的普及率和使用率。对于生活在农村地区的那些老年、低收入群体而言，互联网使用率相对较低在一定程度上限制了其环保参与效应，因此政府要加大互联网基础设施建设，降低联网费用，提高联网速度，甚至为上述群体免费提供互联网。二是充分发挥互联网等新媒介在居民环保参与中的信息渠道作用。互联网在增进人们环保知识和对环境污染情况的了解中，具有传统媒体平台所不具备的高效率、去中心化等特点，随着 5G 技术的发展，互联网在促进人们环保参与度方面会发挥着越来越大的作用，因此应进一步提升互联网使用的效率和信息传播的质量，畅通互联网进行信息传播的渠道，以获取新的互联网使用的环保参与溢出效应。三是应树立正确的互联网舆论监督导向机制。鉴于互联网信息的开放性和多样性可能降低公众对政府环保质量的评价，因此应当加强网络媒体的管控和监督，引导正确的互联网媒介价值规范，减弱并逐步消除互联网对居民环保参与所产生的负面影响。”

审稿人 2：

《互联网使用提升了环保参与度吗？》一文运用 CGSS2013 数据分析了互联网使用对个体环保参与度的影响，讨论了环保知识、对当地政府环保工作评价等因素的中介传导机制，以及在不同年龄人群与区域间的差异性特征。本文作者在研究设计和实证回归方面做了大量工作，是一篇值得研读的作品。

现将该文中我存有疑问的地方提出来，以供与编辑及作者商榷：

问题：1)本文在文献梳理方面存在不足，主要体现在以下几方面：首先，在第二部分中“H1a：环保知识是互联网使用影响个体环保参与度的正向影响机制”的分析中，只探讨了互联网能促进公众环保知识的增长，但并没有证明公众环保知识增长对其环保参与行为有正向作用。其次，在“H1b：对当地政府环保工作评价是互联网使用影响个体环保参与度的负向影响机制”的分析中，只讨论了互联网使用对当地政府环保工作评价存在负向作用(而且互联网真的对当地政府环保工作评价只存在负向作用吗？这个假设本身也值得商榷），但并没有证明对当地政府环保工作评价会对环保参与度有正向作用（如图 1 所示的那样）。再次，同样在“H2a：互联网的环保参与效应在年轻群体中表现更为明显；H2b：互联网的环保参与效应在西部地区中表现更为明显”的分析中，文献支持明显不足。

回复： 感谢审稿人宝贵的修改建议，

1.就“环保知识是互联网使用影响个体环保参与度的正向影响机制”的分析中，

a.我们首先探讨了互联网能促进公众环保知识的增长，修改如下：

“首先，与传统媒体有所不同，互联网既能将保护环境的积极效应等正面信息推送给用户，也能将破坏环境导致的生态恶化等负面信息扩散开，这种传播过程中多维度特点能更有效地增进个体对环保问题的认知。例如，任丙强和孙龙(2015)表明，互联网为城市居民提供了讨论空间，使公众通过网络了解环保知识，形成对于环境问题的自我认知；彭代彦等(2019)也表明，经常使用互联网浏览信息的居民，能够积累相对更多的环境知识。”

b.紧接着，又探讨了公众环保知识增长对其环保参与行为有正向作用，修改如下：

“而系列研究表明，个体环境知识的储备会对其环保行为产生积极影响(王惠娜等，2018；Xiao 和 Hong，2010)。例如，Wang 和 Hao(2018)研究显示，互联网使用会增加人们在环保方面的认识，并促使人们由亲环境态度向实际的环保行为转变。因此，互联网可以帮助获取环境污染或保护的相关知识，从而增进人们对生态环境影响个人、家庭和社会方面的认知水平，并通过外部或内部力量激励个体参与到环保工作中。”

2.就“对当地政府环保工作评价是互联网使用影响个体环保参与度的负向影响机制”的分析中，

a.我们首先探讨了政府环保治理质量将提升公众环保参与度，修改如下：

“已有研究表明，政府若能调整自身角色功能、积极参与环境治理并有效引导公民的环境行为，使其在环境治理中发挥主体性作用，则能有效提升公民环境行为参与水平(王磊和钟杨,2014; Tsang 等,2009)。例如，周亚雄和张蕊(2020)指出，若政府与公众能够资源共享、有效协同，那么政府环境治理有利于健全环保制度与环境基础设施、梳通公众环保参与渠道、改善政府与公众在环境问题上的紧张关系，从而政府治理能够提升公众环保参与度。这表明公众对政府环保治理的评价与个体的环保行为呈显著正相关，政府环保治理的有效性将直接影响个体的环保参与度。”

b.紧接着，又探讨了互联网使用会降低公众对政府环保治理质量的评价，修改如下：

“人们对互联网上正面信息和负面信息的偏好是不对称的。根据社会心理学中的消极偏见理论（negative bias theory），人们通常倾向于更多地关注负面信息而不是积极和中立的信息(Dai 等,2016; Goldsmith 和 Dhar,2013)。因此，在通过互联网访问环境质量信息的过程中，消极偏见可能导致人们更加关注与环境质量有关的负面信息，例如生态破坏、水污染、空气污染等。此外，为了获得更多关注度和更高的点击率，网络媒体也非常热衷于报道与环境污染有关的负面信息(Ito 等,1998)。例如，当发生严重烟雾时，互联网媒体立即以突出的位置发布许多有关烟雾的图片和视频，以吸引网民的关注。Zhang 等(2018)基于中国的数据发现，与不使用互联网的人相比，互联网用户对政府环保质量的评价更低。”

3.关于异质性分析部分，我们考虑后认为，从更小的行政单元看，西部也有较发达的地区和环境污染严重的情况，东部也有欠发达的地区和环境优良的情况，因此按照东西部的分类讨论并没有多大意义。因此，我们对异质性部分进行了如下调整：删除了东西部的异质性讨论，在年龄异质性的基础上，进一步加入的城乡异质性和收入群体的异质性。同时我们进一步分析发现，老年群体而非青年群体的环保参与度受互联网的影响更为明显，对此我们也进行了调整，详情见文章第 4-5 页

“ 考虑到不同地区的不同群体间在很多方面存在差异，因而互联网的环保参与效应可能具有异质性特征。为更好地为政府提供针对性政策建议，本文主要从年龄、城乡和收入差异三个维度探讨互联网影响个体环保参与行为的异质性效应，并提出研究假说2：

H2：互联网的环保参与效应在老年群体、农村地区以及低收入群体中表现更为明显。

首先，尽管互联网具有强大的信息扩散与传播效应，但是不同年龄阶段的互联网用户在使用习惯、上网时长和对互联网的依赖性上具有明显差异，因而接收到来自互联网的信息的强度存在一定区别（Paul和Stegbauer,2005)。老年人曾经获取外部信息的渠道主要是电视、广播、报纸等传统媒体，这类媒体的报道具有一定的偏向性，并不注重突出环境污染等相关领域的问题(Garz,2014)，因此他们往

往难以准确知晓环境污染的程度及其危害。但是随着互联网的广泛应用，各类环境污染和环保呼吁的信息逐渐无差别地传递至老年人面前时，基于传统媒体建立起来的固有环境认知就会受到前所未有的冲击，这会极大地改变他们的环保参与行为。因而，互联网的环保参与效应在老年群体中表现更为明显。

其次，从城乡环保实践看，城市的工业密集度、汽车保有量等指标明显高于农村，环境污染面临更大的压力，这会直接影响个体环保意识和行为(Ding等,2017)。同时，为解决环境问题，城市地区出台了更多的环境规制措施，以强化环境污染治理力度，这进一步强化了城市地区民众的环保意识和行为。此外，城市里由于同群效应的存在，新进入城市的移民群体也会受原住居民影响，提高自身的环保行为和环境知识水平(郑怡林和陆铭,2018)。在这些内外部因素约束下，互联网对城市群体环保参与度的影响可能相对有限。相对而言农村地区的环保意识更为淡薄，而且面临的环境规制措施力度相对较小，这导致了农村地区更低的环保参与度(唐林等,2020)。由于内外部因素约束有限，使得互联网在改变这一状况的过程中起到更大的作用。当农村地区的个体通过互联网接触到大量关于环境污染的危害，以及因环境污染给生产生活带来恶劣影响的信息后，其环保意识开始觉醒，环保感知力逐渐上升到一个更高的层次(贺爱忠等,2012)。因而，互联网的环保参与效应在农村地区表现更为明显。

再次，从收入水平差异看，由于环保知识储备和环境意识是影响个体环保参与度的重要决定因素(田万慧和陈润羊,2013;Tam和Chan,2017)，而高收入群体本身就具有更高的环保知识和环境意识(Philippsen等,2017)，因此互联网等新媒介工具对其环保行为的影响较小。相对而言，低收入群体的环保知识相对匮乏，其关注的主流传统媒体也很少报道负面环境信息，从而使其环保参与度较低。然而，随着互联网的广泛应用，低收入群体借助互联网拓展了环保知识储备，了解到了更多的环境破坏的信息和必要的环境规制举措，这会提高其环保参与度。因此，互联网使用对低收入群体的环保参与行为影响更为直接。”

参考文献：

[1]Dai Q, Wei J, Shu X, Feng Z, 2016. Negativity bias for sad faces in depression: An event-related potential study. Clinical Neurophysiology, 127(12): 3552-3560.

[2]Ding Z, Wang G, Liu Z, Long R, 2017. Research on differences in the factors influencing the energy-saving behavior of urban and rural residents in China – A case study of Jiangsu Province. Energy Policy, 100: 252-259.

[3]Garz M, 2014. Good news and bad news: evidence of media bias in unemployment reports. Public Choice, 161(3): 499-515.

[4]Goldsmith K, Dhar R, 2013. Negativity bias and task motivation: testing the effectiveness of positively versus negatively framed incentives. J Exp Psychol Appl, 19(4): 358-366.

[5]Ito T A, Larsen J T, Smith N K, Cacioppo J T, 1998. Negative information weighs more heavily on the brain: the negativity bias in evaluative categorizations. J Pers Soc Psychol, 75(4): 887-900.

[6]Paul G, Stegbauer C, 2005. Is the digital divide between young and elderly people increasing? First Monday, 10

[7]Philippsen J, Angeoletto F, Santana R, 2017. Education level and income are important for good environmental awareness: A case study from south Brazil. Ecologia Austral, 27: 39-44.
[8]Tam K-P, Chan H-W, 2017. Environmental concern has a weaker association with pro-environmental behavior in some societies than others: A cross-cultural psychology perspective. Journal of Environmental Psychology, 53: 213-223.
[9]Tsang S, Burnett M, Hills P, Welford R, 2009. Trust, public participation and environmental governance in Hong Kong. Environmental Policy and Governance, 19: 99-114.
[10]Wang Y, Hao F, 2018. Does Internet penetration encourage sustainable consumption? A cross-national analysis. Sustainable Production and Consumption, 16: 237-248.
[11]Xiao C, Hong D, 2010. Gender differences in environmental behaviors in China. Population and Environment, 32(1): 88-104.
[12]Zhang J, Cheng M, Wei X, Gong X, Zhang S, 2018. Internet use and the satisfaction with governmental environmental protection:Evidence from China. Journal of Cleaner Production, 212: 1025-1035.
[13]彭代彦，李亚诚，李昌齐，2019. 互联网使用对环保态度和环保素养的影响研究. 财经科学，08：97-109.
[14]贺爱忠，唐宇，戴志利，2012. 城市居民环保行为的内在机理. 城市问题，01：53-60.
[15]任丙强，孙龙，2015. 互联网与环境领域的集体行动:比较案例分析. 经济社会体制比较，02：143-152.
[16]唐林，罗小锋，张俊飚，2020. 环境规制如何影响农户村域环境治理参与意愿. 华中科技大学学报(社会科学版)，34(02)：64-74.
[17]田万慧，陈润羊，2013. 甘肃省农村居民环境意识影响因素分析——基于年龄、性别、文化水平群体的分析. 干旱区资源与环境，27(05)：33-39.
[18]王惠娜，邵玉香，薛秋童，2018. 城市居民环保责任归因、环保效用感知与环保行为研究. 华侨大学学报(哲学社会科学版)，04：128-140.
[19]王磊，钟杨，2014. 中国城市居民环保态度、行为类别及影响因素研究——基于中国 34 个城市的调查. 上海交通大学学报(哲学社会科学版)，22(06)：63-73.
[20]郑怡林，陆铭，2018. 大城市更不环保吗?——基于规模效应与同群效应的分析. 复旦学报(社会科学版)，60(01)：133-144.
[21]周亚雄，张蕊，2020. 公众参与环境保护的机制与效应——基于中国 CGSS 的经验观察. 环境经济研究，5(03)：76-97.

问题: 2) 在模型（1）中，因变量 EPB 为 10-30 的有序变量，核心解释变量为 0-1 二值变量，在这种情况下为什么选择 OLS 回归而不是有序响应回归？关于回归模型选择需要进行必要说明。

回复：感谢审稿人的意见。正如审稿人所言，由于 *EPB* 是一个取值为 0-20 的有序变量，本文首先使用有序响应模型估计模型中的参数。考虑到 *EPB* 取值跨度较大，使得边际效应难以估计和解释，本文借鉴 Acemoglu 等(2020)的做法也使用 OLS 对式（1）进行估计。但从后面的实证分析结果可知，无论使用有序 Probit 还是 OLS 方法，模型中相关参数都具有相同的符号和显著性，从而增强了估计结果的稳健性。

参考文献：

[1]Acemoglu D, De Feo G, De Luca G D, 2020. Weak States: Causes and Consequences of the Sicilian Mafia. The Review of Economic Studies, 87(2): 537-581.

问题: 3) 根据图 1 的分析，互联网使用影响个体环保参与度之间存在两个可能的中介效应：环保知识和对当地政府环保工作评价，而且文章也给出了中介效应占比，但是在“（4）影响机制”部分并没有结出完整的中介效应回归结果。

回复：感谢审稿人对这一问题的重视。在重新考量互联网使用影响个体环保参与度的影响机制后，我们在两个原有中介机制基础上增加了一个新的影响机制——对环境污染情况的了解。如图 1 所示，互联网使用会通过增进环保知识和对环境污染情况的了解途径提高个体的环保参与度，但也会通过降低对政府环保质量的评价途径降低个体的环保参与度。

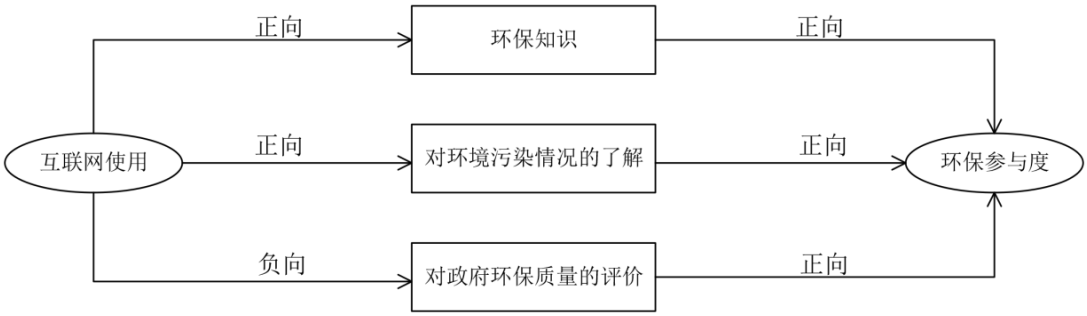


图 1 互联网使用影响个体环保参与度的概念框架示意图

对于上述三个中介效应的检验，本文采用的是 Persico 等(2004)和王伟同和周佳音(2019)的思路，即在基准回归中分别加入上述三个机制变量，通过观察 *Internet* 估计系数的变化来判断上述机制是否存在以及传导方向。这一影响机制检验方法出现在诸如 The Journal of Political Economy 等经济学顶刊（Persico 等，2004），在实证分析中被广泛使用。具体修改如下，详情见第 11-12 页：

“（4）影响机制。下面分别从环保知识、对环境污染情况的了解和对政府环保质量的评价三方面解释互联网使用影响个体环保参与度的作用机制。在实证分析过程中，借鉴 Persico 等(2004)和王伟同和周佳音(2019)的思路，在基准回归中分别加入上述三个中介变量，通过观察 *Internet* 估计系数的变化来判断上述机制是否存在以及传导方向。当加入一个中介变量到基准回归中，*Internet* 的系数相对变小，则表明该中介变量是互联网使用影响个体环保参与的正向传导机制。如图二所示，在以下两种情况下，中介变量 *M* 都是自变量 *X* 影响因变量 *Y* 的正向传导机制：自变量 *X* 正（或负）向影响中介变量 *M*，且中介变量 *M* 也正（或负）向影响因变量 *Y*。因此，若知中介变量 *M* 是一个正向传导机制，且 *M* 正向影响 *Y*，此时暗含 X 也会正向影响 *M*，这对应着图二上方路径。反之，当加入一个中介变量到基准回归中，*Internet* 的系数相对变大，则表明该中介变量是互联网使用影响个体环保参与的负向传导机制。如图三所示，在以下两种情况下，中介变量 *M* 都是自变量 *X* 影响因变量 *Y* 的负向传导机制：自变量 *X* 正（或负）向影响中介变量 *M*，但中介变量 *M* 却负（或正）向影响因变量 Y。因此，若知中介变量 *M* 是

一个负向传导机制，且 *M* 正向影响 *Y*，此时暗含 *X* 会负向影响 *M*，这对应着图三下方路径。

图二 中介变量 M 作为自变量 X 影响因变量 Y 的正向传导机制

图三 中介变量 M 作为自变量 X 影响因变量 Y 的负向传导机制

为缓解互联网使用的内生性问题，表 5 给出了 2SLS 的估计结果[1]，其中列（1）是基准回归结果，它与表 4 列（3）相同。基于回归结果的发现可归纳为如下两点。第一，从表 5 列（2）、（3）和（4）可知，当控制了相关影响因素后，*Knowledge*、 *Sense* 和 *Evaluation* 的系数均在 1%水平上显著为正。这表明，个体环保知识和对环境污染情况的了解越多，以及对政府环保质量的评价越积极，都会在一定程度上提升个体环保参与度。因此，*Knowledge*、*Sense*、*Evaluation*——*EPB* 的正向路径得以验证。这与图二上方和图三下方的路径都相吻合，但具体是哪条路径还需要做进一步分析。第二，与列（1）相比，当分别把 *Knowledge*、 *Sense* 和 *Evaluation* 变量加入到基准模型中，列（2）和（3）中 *Internet* 的系数均出现了显著下降，但在列（4）中其系数却出现了显著上升。这表明，环保知识和对环境污染情况的了解是互联网使用影响个体环保参与度的两个正向机制，而对政府环保质量的评价是互联网影响个体环保参与度的负向机制。以上两点结果表明，本文的 *Internet*——*Knowledge*、*Sense*——*EPB* 对应着图二上方路径，而 *Internet*——*Evaluation*——*EPB* 对应着图三下方路径，这里暗含着存在 *Internet*——*Knowledge*、*Sense* 的正向路径，*以及 Internet*——*Evaluation* 的负向路径[2]。因此，互联网使用会通过增强个体环保知识和对环境污染的了解从而提高其环保参与度，但也会通过降低对政府环保质量的评价弱化其环保参与度。从而，文中假说 1 得证。

[1] 由于在 IV-Oprobit 模型中，很难直接通过观察估计系数变化情况检验可能的影响机制，基于此在该部分只列出 2SLS 估计结果。

[2] 实际上，当用 *Knowledge*、*Sense* 和 *Evaluation* 分别对 *Internet* 进行有序 Probit 回归时，我们也发现 *Internet* 与 *Knowledge*、*Sense* 存在正向关系，而 *Internet* 与 *Evaluation* 存在负向关系。

进一步地，与列（1）的基准回归相比，*Internet* 的系数在表 5 列（2）和（3）中从 1.556 下降到 1.072 和 1.481，降幅分别为 31.11%、4.82%，而在列（3）中却从 1.556 上升到 1.878，升幅达 20.69%。这表明，环保知识和对环境污染情况的了解的中介效应分别 31.11%、4.82%，总计为 35.93%，而对政府环保质量的评价的中介效应为 20.69%。据此可知，两个正向机制的中介效应 35.93%，远大于负向机制的中介效应 20.69%，从而互联网使用对个体环保参与度总体上具有显著提升作用。

表 5 影响机制检验（2SLS）

	（1）	（2）	（3）	（4）
自变量\因变量	*EPB*	*EPB*	*EPB*	*EPB*
Internet	1.556***	1.072***	1.481***	1.878***
	(0.382)	(0.398)	(0.375)	(0.501)
Knowledge		0.206***		
		(0.022)		
Sense			0.161***	
			(0.010)	
Evaluation				0.110***
				(0.026)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
省份效应	Yes	Yes	Yes	Yes
拟合优度	0.076	0.201	0.121	-0.052
观测值	8733	8700	8722	7028

注：尽管列（4）中的拟合优度为负数，但对于 2SLS 参数估计没有任何影响，下同。既有文献表明，拟合优度在 2SLS 或 IV 的情况下确实没有统计意义(Sribney 等,2005)。在两阶段最小二乘法中，当我们估计参数时，某些回归变量将作为工具变量进入计量模型中，但由于我们的目标是估计结构模型，因此会使用实际值而不是工具变量来确定回归平方和（ESS）。该模型的残差是根据一组与用于拟合模型的回归量不同的自变量计算得到的。这意味着，尽管两阶段最小二乘模型估计了截距，但因变量的单一常数模型并没有嵌套在两阶段最小二乘模型中，从而残差平方和（RSS）不再被限制小于总平方和（TSS）。因此，当 RSS 超过 TSS 时，ESS 和 R^2 为负。

以下是附注的内容，用于审稿人更好地就此问题做出判断：

在表 5 中，我们没有直接给出 *Internet*——*Knowledge*、*Sense* 和 *Evaluation*——*EPB* 路径的前半部分（*Internet*——*Knowledge*、*Sense* 和 *Evaluation*）实证结果，主要是因为根据 Persico 等(2004)和王伟同和周佳音(2019)的思路，一旦加入中介变量后 *Internet* 系数的变化程度可以直接计算出中介效应大小。此外，若 *Internet* 系数的变化方向确定，且 *Internet*——*Knowledge*、*Sense* 和 *Evaluation*——*EPB* 路径的后半部分（*Knowledge*、*Sense* 和 *Evaluation*——*EPB*）方向也确定，也就暗含着前半部分的影响方向。因此，只通过表 5 的回归结果，我们不仅可以计算出中介效应大小，而且还可以验证出假说 1：互联网使用会通过增强个体环保知识和对环境污染的了解从而提高其环保参与度，但也会通过降低对政府环保质量的评价弱化其环保参与度。

为打消审稿人的疑虑，我们在下方附表中也给出了互联网使用影响环保知识、对环境污染的了解和

对政府环保质量的评价三个中介变量的回归结果，即 *Internet*——*Knowledge*、*Sense* 和 *Evaluation*——*EPB* 路径的前半部分（*Internet*——*Knowledge*、*Sense* 和 *Evaluation*）实证结果。从中也可知，互联网使用会增进个体环保知识和对环境污染情况的了解，但也会降低对政府环保质量的评价。

附表 互联网使用影响环保知识、对环境污染的了解和对政府环保质量的评价

	（1）	（3）	（5）
自变量\因变量	*Knowledge*	*Sense*	*Evaluation*
Internet	0.228***	0.055*	-0.126***
	(0.024)	(0.031)	(0.023)
控制变量	Yes	Yes	Yes
省份效应	Yes	Yes	Yes
拟合优度	0.368	0.192	0.107
观测值	8700	8722	7028

参考文献：

[1]Persico N, Postlewaite A, Silverman D, 2004. The Effect of Adolescent Experience on Labor Market Outcomes: The Case of Height. *Journal of Political Economy,* 112(5): 1019-1053.

[2]Sribney W, Wiggins V, Drukker D, StataCorp (2005). Negative and missing R-squared for 2SLS/IV. https://www.stata.com/support/faqs/statistics/two-stage-least-squares/.

[3]王伟同, 周佳音, 2019. 互联网与社会信任:微观证据与影响机制. 财贸经济, 40(10): 111-125.

问题: 4) 稳健性检验部分通过不同的样本与添加控制变量方法，只是证明了互联网使用对个人环保参与度的关系非常稳健，但并没有对假设 H1a、H1b、H2a、H2b 提供相应的检验。

回复： 感谢审稿人指出这一问题。确实正如审稿人所言，稳健性检验部分通过替换因变量和添加控制变量的方法，证明了互联网使用对个人环保参与度的关系非常稳健。对第二节中提出的两个假设 H1 和 H2 的检验，我们分别放在了第三节第（2）部分的“异质性分析”和第（4）部分“影响机制”。具体修改如下，详情见文中第 9 页和第 11-12 页：

“（2）异质性分析。由于不同年龄、收入群体以及城乡地区经济社会发展的差异，个体环保参与度方程中可能存在异质性，即在不同群体或地区中互联网使用对环保参与度存在不同的影响。为多角度评估互联网使用的环保参与效应，本节分别考察互联网效应在不同年龄群体、城乡地区和不同收入组别中可能的差异。首先，按照年龄层次将样本划分为 17-30、31-44、45-64 和 65 岁及以上四个子区间。其次，按照城乡定义将样本划分为农村和城镇地区。再次，以收入的均值作为阈值将样本划分为低收入和高收入群体。本文将因变量与上述各二值变量（0-1）依次相乘从而形成五个交互项，用以反映年龄层、城乡和收入因素对互联网使用可能的调节作用。使用与表 2 相同的变量集，表 3 展示了主要交互项系数及其显著性。从中可知，无论是使用有序 Probit 还是 OLS 方法，互联网使用的环保参与效应在老年、低

收入群体和农村地区中都更为明显。**因此，文中假说 2 得证。”**

表 3 异质性分析

	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）
	有序 Probit 方法			OLS 方法		
*Internet*Age(31-44)*	0.055**			0.167**		
	(0.026)			(0.074)		
*Internet*Age(45-64)*	0.082***			0.234***		
	(0.027)			(0.077)		
*Internet*Age(65-)*	0.147***			0.388***		
	(0.040)			(0.124)		
*Internet*Rural*		0.058***			0.118**	
		(0.019)			(0.051)	
*Internet*Lowincome*			0.080***			0.179***
			(0.021)			(0.058)
控制变量				Yes	Yes	Yes
省份效应				Yes	Yes	Yes
拟合优度	0.061	0.061	0.061	0.269	0.268	0.269
观测值	8733	8733	8733	8733	8733	8733

注：*Age(31-44)*代表年龄位于 31-44 岁的群体，其他类似，*Rural* 为农村地区，*Lowincome* 为低收入群体；将年龄位于 17-30 岁作为基准对照组，同时将城市、高收入群体分别作为基准对照组，控制变量与表 3 相同。

（4）影响机制。下面分别从环保知识、对环境污染情况的了解和对政府环保质量的评价三方面解释互联网使用影响个体环保参与度的作用机制。在实证分析过程中，借鉴 Persico 等(2004)和王伟同和周佳音(2019)的思路，在基准回归中分别加入上述三个中介变量，通过观察 *Internet* 估计系数的变化来判断上述机制是否存在以及传导方向。当加入一个中介变量到基准回归中，*Internet* 的系数相对变小，则表明该中介变量是互联网使用影响个体环保参与的正向传导机制。如图二所示，在以下两种情况下，中介变量 *M* 都是自变量 *X* 影响因变量 *Y* 的正向传导机制：自变量 *X* 正（或负）向影响中介变量 *M*，且中介变量 *M* 也正（或负）向影响因变量 *Y*。因此，若知中介变量 *M* 是一个正向传导机制，且 *M* 正向影响 *Y*，此时暗含 X 也会正向影响 *M*，这对应着图二上方路径。反之，当加入一个中介变量到基准回归中，*Internet* 的系数相对变大，则表明该中介变量是互联网使用影响个体环保参与的负向传导机制。如图三所示，在以下两种情况下，中介变量 *M* 都是自变量 *X* 影响因变量 *Y* 的负向传导机制：自变量 *X* 正（或负）向影响中介变量 *M*，但中介变量 *M* 却负（或正）向影响因变量 Y。因此，若知中介变量 *M* 是一个负向传导机制，且 *M* 正向影响 *Y*，此时暗含 *X* 会负向影响 *M*，这对应着图三下方路径。

图二 中介变量 M 作为自变量 X 影响因变量 Y 的正向传导机制

图三 中介变量 M 作为自变量 X 影响因变量 Y 的负向传导机制

为缓解互联网使用的内生性问题，表 5 给出了 2SLS 的估计结果[3]，其中列（1）是基准回归结果，它与表 4 列（3）相同。基于回归结果的发现可归纳为如下两点。第一，从表 5 列（2）、（3）和（4）可知，当控制了相关影响因素后，*Knowledge*、 *Sense* 和 *Evaluation* 的系数均在 1%水平上显著为正。这表明，个体环保知识和对环境污染情况的了解越多，以及对政府环保质量的评价越积极，都会在一定程度上提升个体环保参与度。因此，*Knowledge*、*Sense*、*Evaluation*——*EPB* 的正向路径得以验证。这与图二上方和图三下方的路径都相吻合，但具体是哪条路径还需要做进一步分析。第二，与列（1）相比，当分别把 *Knowledge*、 *Sense* 和 *Evaluation* 变量加入到基准模型中，列（2）和（3）中 *Internet* 的系数均出现了显著下降，但在列（4）中其系数却出现了显著上升。这表明，环保知识和对环境污染情况的了解是互联网使用影响个体环保参与度的两个正向机制，而对政府环保质量的评价是互联网影响个体环保参与度的负向机制。以上两点结果表明，本文的 *Internet*——*Knowledge*、*Sense*——*EPB* 对应着图二上方路径，而 *Internet*——*Evaluation*——*EPB* 对应着图三下方路径，这里暗含着存在 *Internet*——*Knowledge*、*Sense* 的正向路径，*以及 Internet*——*Evaluation* 的负向路径[4]。因此，互联网使用会通过增强个体环保知识和对环境污染的了解从而提高其环保参与度，但也会通过降低对政府环保质量的评价弱化其环保参与度。**从而，文中假说 1 得证**。

进一步地，与列（1）的基准回归相比，*Internet* 的系数在表 5 列（2）和（3）中从 1.556 下降到 1.072 和 1.481，降幅分别为 31.11%、4.82%，而在列（3）中却从 1.556 上升到 1.878，升幅达 20.69%。这表明，环保知识和对环境污染情况的了解的中介效应分别 31.11%、4.82%，总计为 35.93%，而对政府环保质量的评价的中介效应为 20.69%。据此可知，两个正向机制的中介效应 35.93%，远大于负向机制的中介效应 20.69%，从而互联网使用对个体环保参与度总体上具有显著提升作用。

[3] 由于在 IV-Oprobit 模型中，很难直接通过观察估计系数变化情况检验可能的影响机制，基于此在该部分只列出 2SLS 估计结果。

[4] 实际上，当用 *Knowledge*、*Sense* 和 *Evaluation* 分别对 *Internet* 进行有序 Probit 回归时，我们也发现 *Internet* 与 *Knowledge*、*Sense* 存在正向关系，而 *Internet* 与 *Evaluation* 存在负向关系。

表 5 影响机制检验（2SLS）

	（1）	（2）	（3）	（4）
自变量\因变量	*EPB*	*EPB*	*EPB*	*EPB*
Internet	1.556***	1.072***	1.481***	1.878***
	(0.382)	(0.398)	(0.375)	(0.501)
Knowledge		0.206***		
		(0.022)		
Sense			0.161***	
			(0.010)	
Evaluation				0.110***
				(0.026)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
省份效应	Yes	Yes	Yes	Yes
拟合优度	0.076	0.201	0.121	-0.052
观测值	8733	8700	8722	7028

以下是附注的内容，用于审稿人更好地就此问题做出判断：

在表 5 中，我们没有直接给出 *Internet*——*Knowledge*、*Sense* 和 *Evaluation*——*EPB* 路径的前半部分（*Internet*——*Knowledge*、*Sense* 和 *Evaluation*）实证结果，主要是因为根据 Persico 等(2004)和王伟同和周佳音(2019)的思路，一旦加入中介变量后 *Internet* 系数的变化程度可以直接计算出中介效应大小。此外，若 *Internet* 系数的变化方向确定，且 *Internet*——*Knowledge*、*Sense* 和 *Evaluation*——*EPB* 路径的后半部分（*Knowledge*、*Sense* 和 *Evaluation*——*EPB*）方向也确定，也就暗含着前半部分的影响方向。因此，只通过表 5 的回归结果，我们不仅可以计算出中介效应大小，而且还可以验证出假说 1：互联网使用会通过增强个体环保知识和对环境污染的了解从而提高其环保参与度，但也会通过降低对政府环保质量的评价弱化其环保参与度。

为打消审稿人的疑虑，我们在下方附表中也给出了互联网使用影响环保知识、对环境污染的了解和对政府环保质量的评价三个中介变量的回归结果，即 *Internet*——*Knowledge*、*Sense* 和 *Evaluation*——*EPB* 路径的前半部分（*Internet*——*Knowledge*、*Sense* 和 *Evaluation*）实证结果。从中也可知，互联网使用会增进个体环保知识和对环境污染情况的了解，但也会降低对政府环保质量的评价。

附表 互联网使用影响环保知识、对环境污染的了解和对政府环保质量的评价

	（1）	（3）	（5）
自变量\因变量	*Knowledge*	*Sense*	*Evaluation*
Internet	0.228***	0.055*	-0.126***
	(0.024)	(0.031)	(0.023)
控制变量	Yes	Yes	Yes
省份效应	Yes	Yes	Yes
拟合优度	0.368	0.192	0.107

观测值	8700	8722	7028

参考文献：

[1]Persico N, Postlewaite A, Silverman D, 2004. The Effect of Adolescent Experience on Labor Market Outcomes: The Case of Height. *Journal of Political Economy*, 112(5): 1019-1053.

[2]Sribney W, Wiggins V, Drukker D, StataCorp (2005). Negative and missing R-squared for 2SLS/IV. https://www.stata.com/support/faqs/statistics/two-stage-least-squares/.

[3]王伟同, 周佳音, 2019. 互联网与社会信任:微观证据与影响机制. 财贸经济, 40(10): 111-125.

问题：5）摘要部分不够流畅，而且对研究结果的梳理不全面。

回复：感谢审稿人提出的意见和建议，为了增加摘要的流畅度，我们对其做了如下修改，详情见第 1 页：

“本文使用 2013 年中国综合社会调查数据（CGSS）研究互联网使用对个体环保参与度的影响。回归结果显示，互联网使用显著提升了个体环保参与度。利用工具变量处理内生性偏误并进行多种稳健性检验后，这一结论依然成立。异质性分析表明，互联网使用的环保参与效应在老年、低收入群体和农村地区表现得更为明显。机制分析发现，互联网使用能够通过增进环保知识、对环境污染情况的了解途径提升个体环保参与度，也会通过影响使用者对政府环保质量的评价降低个体环保参与度。最后本文提出了差异化和精准性的政策建议，以提升人们在互联网时代的环保参与度。”

问题: 6)文章中的一些用语也存在商榷之处，如“节能减排、低碳环保的理念将逐渐成为普通城镇居民生活中的重要组成部分”，难道农村居民就不需要考虑环境问题？“而生活在绿水青山的环境中，外部环境规制措施力度也小，因而西部地区的人们环保意识较淡薄，环保参与度往往会更低。”西部真的是绿水青山吗？这是导致西部地区居民环保意识较淡薄的原因吗？

回复：感谢审稿人提出的不足，我们已对全文的文字表述进行了凝炼和修正。关于西部问题环境的描述与异质性讨论部分，诚如审稿人的所指出的那样，我们考虑后也认为，从更小的行政单元看，西部也有较发达的地区和环境污染严重的情况，东部也有欠发达的地区和环境优良的情况，因此按照东西部的分类讨论并没有多大意义。因此，我们对异质性部分进行了如下调整：删除了东西部的异质性讨论，在年龄异质性的基础上，进一步加入的城乡异质性和收入群体的异质性。同时我们进一步分析发现，老年群体而非青年群体的环保参与度受互联网的影响更为明显，对此我们也进行了调整，详情见文章第 4-5 页：

H2：互联网的环保参与效应在老年群体、农村地区以及低收入群体中表现更为明显。

首先，尽管互联网具有强大的信息扩散与传播效应，但是不同年龄阶段的互联网用户在使用习惯

、上网时长和对互联网的依赖性上具有明显差异，因而接收到来自互联网的信息的强度存在一定区别(Paul和Stegbauer,2005)。老年人曾经获取外部信息的渠道主要是电视、广播、报纸等传统媒体，这类媒体的报道具有一定的偏向性，并不注重突出环境污染等相关领域的问题(Garz,2014)，因此他们往往难以准确知晓环境污染的程度及其危害。但是随着互联网的广泛应用，各类环境污染和环保呼吁的信息逐渐无差别地传递至老年人面前时，基于传统媒体建立起来的固有环境认知就会受到前所未有的冲击，这会极大地改变他们的环保参与行为。因而，互联网的环保参与效应在老年群体中表现更为明显

其次，从城乡环保实践看，城市的工业密集度、汽车保有量等指标明显高于农村，环境污染面临更大的压力，这会直接影响个体环保意识和行为(Ding等,2017)。同时，为解决环境问题，城市地区出台了更多的环境规制措施，以强化环境污染治理力度，这进一步强化了城市地区民众的环保意识和行为。此外，城市里由于同群效应的存在，新进入城市的移民群体也会受原住居民影响，提高自身的环保行为和环境知识水平(郑怡林和陆铭,2018)。在这些内外部因素约束下，互联网对城市群体环保参与度的影响可能相对有限。相对而言农村地区的环保意识更为淡薄，而且面临的环境规制措施力度相对较小，这导致了农村地区更低的环保参与度(唐林等,2020)。由于内外部因素约束有限，使得互联网在改变这一状况的过程中起到更大的作用。当农村地区的个体通过互联网接触到大量关于环境污染的危害，以及因环境污染给生产生活带来恶劣影响的信息后，其环保意识开始觉醒，环保感知力逐渐上升到一个更高的层次(贺爱忠等,2012)。因而，互联网的环保参与效应在农村地区表现更为明显。

再次，从收入水平差异看，由于环保知识储备和环境意识是影响个体环保参与度的重要决定因素(田万慧和陈润羊,2013;Tam和Chan,2017)，而高收入群体本身就具有更高的环保知识和环境意识(Philippsen等,2017)，因此互联网等新媒介工具对其环保行为的影响较小。相对而言，低收入群体的环保知识相对匮乏，其关注的主流传统媒体也很少报道负面环境信息，从而使其环保参与度较低。然而，随着互联网的广泛应用，低收入群体借助互联网拓展了环保知识储备，了解到了更多的环境破坏的信息和必要的环境规制举措，这会提高其环保参与度。因此，互联网使用对低收入群体的环保参与行为影响更为直接。

参考文献：

[1]Ding Z, Wang G, Liu Z, Long R, 2017. Research on differences in the factors influencing the energy-saving behavior of urban and rural residents in China – A case study of Jiangsu Province. Energy Policy, 100: 252-259.

[2]Garz M, 2014. Good news and bad news: evidence of media bias in unemployment reports. Public Choice, 161(3): 499-515.

[3]Paul G, Stegbauer C, 2005. Is the digital divide between young and elderly people increasing? First Monday, 10

[4]Philippsen J, Angeoletto F, Santana R, 2017. Education level and income are important for good environmental awareness: A case study from south Brazil. Ecologia Austral, 27: 39-44.

[5]Tam K-P, Chan H-W, 2017. Environmental concern has a weaker association with pro-environmental behavior

in some societies than others: A cross-cultural psychology perspective. Journal of Environmental Psychology, 53: 213-223.
[6]贺爱忠, 唐宇, 戴志利, 2012. 城市居民环保行为的内在机理. 城市问题, 01: 53-60.
[7]唐林, 罗小锋, 张俊飚, 2020. 环境规制如何影响农户村域环境治理参与意愿. 华中科技大学学报(社会科学版), 34(02): 64-74.
[8]田万慧, 陈润羊, 2013. 甘肃省农村居民环境意识影响因素分析——基于年龄、性别、文化水平群体的分析. 干旱区资源与环境, 27(05): 33-39.
[9]郑怡林, 陆铭, 2018. 大城市更不环保吗?——基于规模效应与同群效应的分析. 复旦学报(社会科学版), 60(01): 133-144.

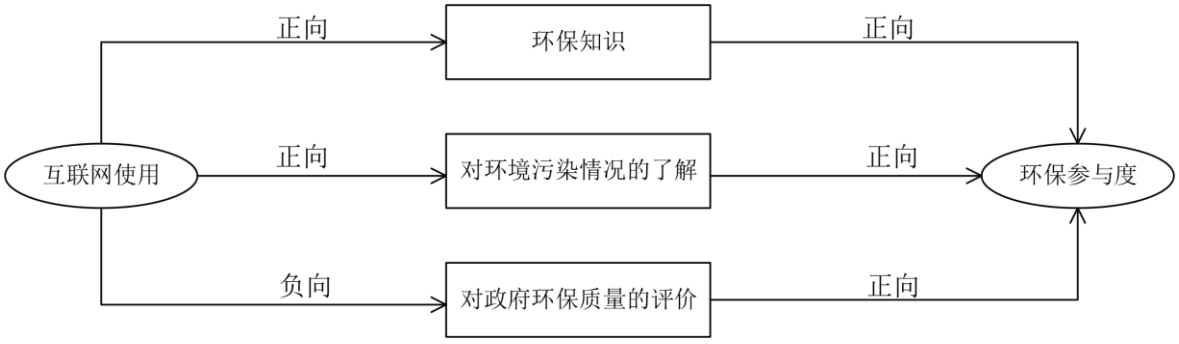
审稿人 3：

“互联网使用提升了环保参与度吗？”一文试图从互联网视角研究个体的环保参与度。这样的分析与当下的新时代要求相契合。且全文工作量丰富，实证方法使用得当，数据详实可靠，总体上逻辑较为清晰，具有一定的价值。

但论文在以下几方面需要进一步深入探讨。

问题: 1）研究假说部分关于机制分析的讨论不够聚焦。作者虽然采用文献逻辑推理的方式辅助理解。但其合理性不足，是否存在更为重要的机制变量需要作者多加考虑，建议作者进一步完善。

回复：感谢审稿人指出这一缺陷，并就此提出建设性意见。在最初版本中，我们使用了两个机制变量解释互联网使用对个体环保参与度的影响，其中一个是正向机制，另一个是负向机制。就负向机制的传导机理部分，读者很容易产生疑惑和误解，因此，我们基于最新实证文献重新阐释了该部分的影响机制。此外，为更深入理解互联网使用影响个体环保参与度的内在逻辑，我们进一步增加了一个新的机制变量——对环境污染情况的了解。



同时，为使实证分析更加合理，我们也重新完善了上述机制的影响逻辑，并加以相关文献予以佐证，具体修改如下，详情见文章第 3-4 页：

“为使实证分析更加合理，首先从概念上阐述互联网可能影响个体环保参与度的内在机制，即增进了环保知识、对当地环境污染情况的了解和降低了政府环保质量的评价，并提出研究假说 1：

H1：环保知识、对环境污染情况的了解是互联网使用影响个体环保参与度的两个正向影响机制；而对政府环保质量的评价是互联网使用影响个体环保参与度的负向影响机制。

首先，与传统媒体有所不同，互联网既能将保护环境的积极效应等正面信息推送给用户，也能将破坏环境导致的生态恶化等负面信息扩散开，这种传播过程中多维度特点能更有效地增进个体对环保问题的认知。例如，任丙强和孙龙(2015)表明，互联网为城市居民提供了讨论空间，使公众通过网络了解环

保知识,形成对于环境问题的自我认知；彭代彦等(2019)也表明，经常使用互联网浏览信息的居民，能够积累相对更多的环境知识。而系列研究表明，个体环境知识的储备会对其环保行为产生积极影响(王惠娜等,2018; Xiao 和 Hong,2010)。例如，Wang 和 Hao(2018)研究显示，互联网使用会增加人们在环保方面的认识，并促使人们由亲环境态度向实际的环保行为转变。因此，互联网可以帮助获取环境污染或保护的相关知识，从而增进人们对生态环境影响个人、家庭和社会方面的认知水平，并通过外部或内部力量激励个体参与到环保工作中。

其次，与电视、报纸、广播等传统媒介传播中的话题偏向性和严格的信息审查筛选制度不同，互联网等新型媒介工具以及自媒体等信息传播形式能够将各类隐晦或被忽略的环境问题披露出来(Bahri 等,2018)。当大量与个体息息相关，尤其涉及人们自身利益的环境恶化的信息被呈现出来时，会迅速形成网络热议的话题，这增加了人们对所处地区环境污染情况的了解，继而激发了人们的环保参与动机。Huang(2016)发现，许多环境污染与生态破坏的情况在互联网上被披露后，公众对环境改善的诉求在网络上迅速发酵，继而引发社会各界的关注和政府部门的重视。因此，互联网使用可以增进人们对环境污染情况的了解，从而激发公众的环保参与度。

再次，已有研究表明，政府若能调整自身角色功能、积极参与环境治理并有效引导公民的环境行为，使其在环境治理中发挥主体性作用，则能有效提升公民环境行为参与水平(王磊和钟杨,2014; Tsang 等,2009)。例如，周亚雄和张蕊(2020)指出，若政府与公众能够资源共享、有效协同，那么政府环境治理有利于健全环保制度与环境基础设施、梳通公众环保参与渠道、改善政府与公众在环境问题上的紧张关系，从而政府治理能够提升公众环保参与度。这表明公众对政府环保治理的评价与个体的环保行为呈显著正相关，政府环保治理的有效性将直接影响个体的环保参与度。然而，人们对互联网上正面信息和负面信息的偏好是不对称的。根据社会心理学中的消极偏见理论（negative bias theory），人们通常倾向于更多地关注负面信息而不是积极和中立的信息(Dai 等,2016; Goldsmith 和 Dhar,2013)。因此，在通过互联网访问环境质量信息的过程中，消极偏见可能导致人们更加关注与环境质量有关的负面信息，例如生态破坏、水污染、空气污染等。此外，为了获得更多关注度和更高的点击率，网络媒体也非常热衷于报道与环境污染有关的负面信息(Ito 等,1998)。例如，当发生严重烟雾时，互联网媒体立即以突出的位置发布许多有关烟雾的图片和视频，以吸引网民的关注。Zhang 等(2018)基于中国的数据发现，与不使用互联网的人相比，互联网用户对政府环保质量的评价更低。因此，互联网的使用可能会降低个体对政府环保工作的评价，从而抑制其环保参与度。

如图 1 所示，互联网使用会增进环保知识和对环境污染情况的了解，进而提高个体的环保参与度，但也会降低对政府环保质量的评价，而降低个体的环保参与度。因此，互联网使用对个体环保参与度的最终影响方向和程度需结合中国数据进行实证检验。值得注意的是，虽然本文的研究设计认为环保知识、

对环境污染情况的了解和对政府环保质量的评价可能成为互联网使用影响个体环保参与度的中间机制，但并不认为这三个可能的影响机制足以解释个体环保参与度与其互联网使用之间的所有差异。除了这三个变量外可能有其他的机制同时也在发挥作用。所以，从某种意义上来讲，本研究所做的仍然是探索性工作。”

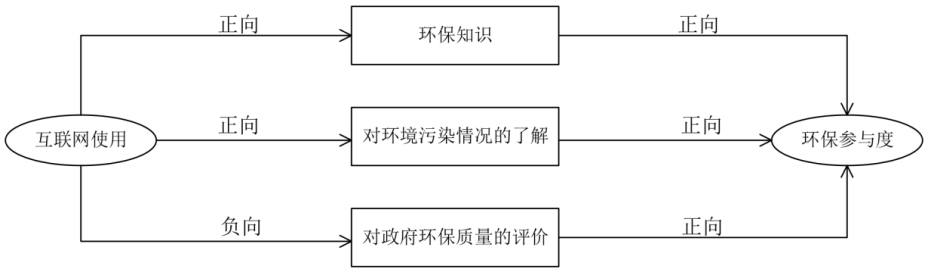


图 1 互联网使用影响个体环保参与度的概念框架示意图

参考文献：

[1]Bahri L, Carminati B, Ferrari E, 2018. Decentralized privacy preserving services for Online Social Networks. Online Social Networks and Media, 6: 18-25.

[2]Dai Q, Wei J, Shu X, Feng Z, 2016. Negativity bias for sad faces in depression: An event-related potential study. Clinical Neurophysiology, 127(12): 3552-3560.

[3]Goldsmith K, Dhar R, 2013. Negativity bias and task motivation: testing the effectiveness of positively versus negatively framed incentives. J Exp Psychol Appl, 19(4): 358-366.

[4]Ito T A, Larsen J T, Smith N K, Cacioppo J T, 1998. Negative information weighs more heavily on the brain: the negativity bias in evaluative categorizations. J Pers Soc Psychol, 75(4): 887-900.

[5]Tsang S, Burnett M, Hills P, Welford R, 2009. Trust, public participation and environmental governance in Hong Kong. Environmental Policy and Governance, 19: 99-114.

[6]Wang Y, Hao F, 2018. Does Internet penetration encourage sustainable consumption? A cross-national analysis. Sustainable Production and Consumption, 16: 237-248.

[7]Xiao C, Hong D, 2010. Gender differences in environmental behaviors in China. Population and Environment, 32(1): 88-104.

[12]Zhang J, Cheng M, Wei X, Gong X, Zhang S, 2018. Internet use and the satisfaction with governmental environmental protection:Evidence from China. Journal of Cleaner Production, 212: 1025-1035.

[8]彭代彦，李亚诚，李昌齐，2019. 互联网使用对环保态度和环保素养的影响研究. 财经科学，08: 97-109.

[9]王磊，钟杨，2014. 中国城市居民环保态度、行为类别及影响因素研究——基于中国 34 个城市的调查. 上海交通大学学报(哲学社会科学版)，22(06): 63-73.

[10]周亚雄，张蕊，2020. 公众参与环境保护的机制与效应——基于中国 CGSS 的经验观察. 环境经济研究，5(03): 76-97.

问题: 2) 变量取值方法。在被解释变量环保参与度（EPB）的取值方法上存在主观因素。如对“从不”的取值为 1。但一般来说对这类回答的取值为 0。作者使用这一方式是否有一定的证据佐证。

回复： 为了与惯例相统一，在修改版本中“从不”、“偶尔”和“经常”选项对应的取值分别为 0、1 和 2，值越大表明受访者参与上述环保活动或行为的频率越高。然后将 10 种活动或行为的得分加总求

和，从而得到一个反映个体环保参与状况的综合指标——环保参与度（*EPB*）。其取值范围为 0-20，值越大个体环保参与度越高。具体修改如下，详情见文章第 5 页：

“本文因变量：环保参与度（EPB）。它是通过“在最近一年，你是否从事过下列活动或行为？”问题测度的，这些活动或行为从不同角度反映了个体环保参与状况。具体包括：“1.垃圾分类投放”、“2.采购日常用品时自己带购物篮或购物袋”、“3.对塑料包装袋进行重复利用”、“4.与自己的亲戚朋友讨论环保问题”、“5.为环境保护捐款”、“6.主动关注新闻报道的环境问题和环保信息”、“7.积极参加政府和单位组织的环境宣传教育活动”、“8.积极参加民间环保团体举办的环保活动”、“9.自费养护树林或绿地”和“10.积极参加要求解决环境问题的投诉、上诉”等 10 种活动或行为。受访者从如下 3 个选项中做出选择：“从不”、“偶尔”和“经常”，对应的取值分别为 0、1 和 2，因此值越大表明受访者参与上述环保活动或行为的频率越高。本文将上述 10 种活动或行为的得分加总求和，从而得到一个反映个体环保参与状况的综合指标——环保参与度。其取值范围为 0-20，值越大表明个体环保参与度越高。”

问题：3）作者在进行地区异质性分析时的解释过于牵强。作者的立脚点在于东部地区环境污染更为严重，西部地区是“绿水青山的环境”。但早已有新闻报道西部地区的污染问题同样存在。详见：http://news.ifeng.com/c/7fYQJ1MPUwb。

回复：感谢审稿人提出的这一问题的不足。我们考虑后也认为，从更小的行政单元看，西部也有较发达的地区和环境污染严重的情况，东部也有欠发达的地区和环境优良的情况，因此按照东西部的分类讨论并没有多大意义。因此，我们对异质性部分进行了如下调整：删除了东西部的异质性讨论，在年龄异质性的基础上，进一步加入的城乡异质性和收入群体的异质性。同时我们进一步分析发现，老年群体而非青年群体的环保参与度受互联网的影响更为明显，对此我们也进行了调整，详情见文章第 4-5 页：

H2：互联网的环保参与效应在老年群体、农村地区以及低收入群体中表现更为明显。

首先，尽管互联网具有强大的信息扩散与传播效应，但是不同年龄阶段的互联网用户在使用习惯、上网时长和对互联网的依赖性上具有明显差异，因而接收到来自互联网的信息的强度存在一定区别(Paul和Stegbauer,2005)。老年人曾经获取外部信息的渠道主要是电视、广播、报纸等传统媒体，这类媒体的报道具有一定的偏向性，并不注重突出环境污染等相关领域的问题(Garz,2014)，因此他们往往难以准确知晓环境污染的程度及其危害。但是随着互联网的广泛应用，各类环境污染和环保呼吁的信息逐渐无差别地传递至老年人面前时，基于传统媒体建立起来的固有环境认知就会受到前所未有的冲击，这会极大地改变他们的环保参与行为。因而，互联网的环保参与效应在老年群体中表现更为明显

其次，从城乡环保实践看，城市的工业密集度、汽车保有量等指标明显高于农村，环境污染面临

更大的压力，这会直接影响个体环保意识和行为(Ding等,2017)。同时，为解决环境问题，城市地区出台了更多的环境规制措施，以强化环境污染治理力度，这进一步强化了城市地区民众的环保意识和行为。此外，城市里由于同群效应的存在，新进入城市的移民群体也会受原住居民影响，提高自身的环保行为和环境知识水平(郑怡林和陆铭,2018)。在这些内外部因素约束下，互联网对城市群体环保参与度的影响可能相对有限。相对而言农村地区的环保意识更为淡薄，而且面临的环境规制措施力度相对较小，这导致了农村地区更低的环保参与度(唐林等,2020)。由于内外部因素约束有限，使得互联网在改变这一状况的过程中起到更大的作用。当农村地区的个体通过互联网接触到大量关于环境污染的危害，以及因环境污染给生产生活带来恶劣影响的信息后，其环保意识开始觉醒，环保感知力逐渐上升到一个更高的层次(贺爱忠等,2012)。因而，互联网的环保参与效应在农村地区表现更为明显。

再次，从收入水平差异看，由于环保知识储备和环境意识是影响个体环保参与度的重要决定因素(田万慧和陈润羊,2013;Tam和Chan,2017)，而高收入群体本身就具有更高的环保知识和环境意识(Philippsen等,2017)，因此互联网等新媒介工具对其环保行为的影响较小。相对而言，低收入群体的环保知识相对匮乏，其关注的主流传统媒体也很少报道负面环境信息，从而使其环保参与度较低。然而，随着互联网的广泛应用，低收入群体借助互联网拓展了环保知识储备，了解到了更多的环境破坏的信息和必要的环境规制举措，这会提高其环保参与度。因此，互联网使用对低收入群体的环保参与行为影响更为直接。

参考文献：

[1]Ding Z, Wang G, Liu Z, Long R, 2017. Research on differences in the factors influencing the energy-saving behavior of urban and rural residents in China – A case study of Jiangsu Province. Energy Policy, 100: 252-259.

[2]Garz M, 2014. Good news and bad news: evidence of media bias in unemployment reports. Public Choice, 161(3): 499-515.

[3]Paul G, Stegbauer C, 2005. Is the digital divide between young and elderly people increasing? First Monday, 10

[4]Philippsen J, Angeoletto F, Santana R, 2017. Education level and income are important for good environmental awareness: A case study from south Brazil. Ecologia Austral, 27: 39-44.

[5]Tam K-P, Chan H-W, 2017. Environmental concern has a weaker association with pro-environmental behavior in some societies than others: A cross-cultural psychology perspective. Journal of Environmental Psychology, 53: 213-223.

[6]贺爱忠, 唐宇, 戴志利, 2012. 城市居民环保行为的内在机理. 城市问题, 01: 53-60.

[7]唐林, 罗小锋, 张俊飚, 2020. 环境规制如何影响农户村域环境治理参与意愿. 华中科技大学学报(社会科学版), 34(02): 64-74.

[8]田万慧, 陈润羊, 2013. 甘肃省农村居民环境意识影响因素分析——基于年龄、性别、文化水平群体的分析. 干旱区资源与环境, 27(05): 33-39.

[9]郑怡林, 陆铭, 2018. 大城市更不环保吗?——基于规模效应与同群效应的分析. 复旦学报(社会科学版), 60(01): 133-144.

问题: 4）部分控制变量选取缺乏必要的交待和说明。

回复：感谢审稿人对这一问题的重视。需要基于理论逻辑或既有文献选取控制变量，从而提高互联网使用的环保参与效应的估计准确性。基于此，我们做出如下修改，详情见文章第 6 页：

“借鉴相关文献，本文控制了一些影响个体环保参与度的重要变量(王玉君和韩冬临,2016; Berenguer 等,2005)。其中，个体特征变量包括是否女性（*Female*）、是否有城市户籍（*Urban*）、是否党员（*CPC*）、受教育层次（*Education*，文盲 =1，小学 =2，初中 =3，高中或相当于高中 =4，大专 =5，本科及以上 =6）、年收入的自然对数（*Income*，单位为元）、是否有宗教信仰（*Religion*）、健康状况（*Health*）、空闲时社交频率（*S_Activity*，很少为 1，有时为 2，经常为 3）、社会阶层（*S_Class*，1-6）、是否参与村委会选举投票（*Vote*）、年龄（*Age*）、年龄的平方（Age^2），家庭背景变量包括在你 14 岁时父亲是否在党政机关、事业单位和军队工作（*F_Unit*）、父母是否党员（*P_CPC*）、父母受教育层次（*P_Education*，与 *Education* 定义相同），环境污染状况（*Pollution*，单位为万吨）是由 2013 年中国环境统计年鉴中的省级废水排放总量、二氧化硫排放总量、氮氧化物排放总量、烟（粉）尘排放总量、工业固体废物产生量 5 个单项指标加总求和得到。”

就选取的控制变量与环保参与度的关系，我们也在实证结果部分做了进一步解释，并且附上了相关文献予以论证支持。具体修改如下，详情见文章第 8-9 页：

“此外，模型中的控制变量对个体环保参与度的影响与既有研究相一致(王玉君和韩冬临,2016; Paul,2008)，保证了控制变量选取的合理性。例如，相对于男性，女性的环保参与度更高，这与既有研究中的“性别社会化”（gender socialization theory）理论观点相吻合(Davidson 和 Freudenburg,1996; Wehrmeyer 和 McNeil,2000)[5]。拥有城市户籍的个体往往有更高的环保参与度(范叶超和洪大用,2015)，这是由于一方面他们对环境质量要求相对更高，另一方面较高的受教育程度让其环保意识更强。党员以及参与村/居委会投票的群体往往在社会发展与进步中起到模范带头作用，积极传播有益于社会的“可持续发展观”等价值理念，因此他们的环保参与度相对会更高(王晓楠和瞿小敏,2017)。个体自身及父母的受教育程度越高，其思想会更加开放和与时俱进，同时更能清晰地理解环境问题对下一代人的影响，从而积极参与到环境保护活动中。通过社交活动与他人讨论环境问题，会增强个体的环境知识和环保意识，从而促使他们参与到当地环境保护活动中去。年龄与环保参与度呈现出倒 U 型关系，即当年龄尚未跨过某一门槛时，环保参与度先随着年龄增加而出现提升，当年龄跨过某一门槛时，环保参与度会随着年

[5] 这种观点认为儿童早期的社会化使女性对他人的感受和需求更加敏感，因此更愿意承担关怀和养育的责任；相比之下，儿童早期的社会化导致男性更能控制自己的情绪并获得更大的价值独立和成就。女性倾向于扮演“照料者”角色，优先考虑家庭成员的健康和福祉，因此对引起潜在危险的环境因素给以更多关注；但是，倾向于扮演家庭“顶梁柱”角色的男性则更加关注经济而不是环境议题。

龄增加而出现衰减。这主要源于生命周期效应（life-cycle effect），受其影响个体会根据其年龄和生命阶段而对环保产生不同程度的重视(Torgler 和 García-Valiñas,2007; Franzen 和 Meyer,2010)[6]。在党政事业单位工作的父亲，更容易接触到国家的环保政策和规定，从而间接提升了家庭成员的环保意识和参与度。当地环境污染状况越严重，个体对环保的需求越旺盛，这直接刺激了当地群体的环保参与积极性(崔岩和尹木子,2015)。”

参考文献：

[1]Berenguer J, Corraliza J A, Martín R, 2005. Rural-Urban Differences in Environmental Concern, Attitudes, and Actions. European Journal of Psychological Assessment, 21(2): 128-138.

[2]Davidson D J, Freudenburg W R, 1996. Gender and Environmental Risk Concerns: A Review and Analysis of Available Research. Environment and Behavior, 28(3): 302-339.

[3]Franzen A, Meyer R, 2010. Environmental Attitudes in Cross-National Perspective: A Multilevel Analysis of the ISSP 1993 and 2000. European Sociological Review, 26(2): 219-234.

[4]Paul G H, 2008. Green or Brown? Environmental Attitudes and Governance in Greater China. Nature and Culture, 3(2): 151-182.

[5]Torgler B, García-Valiñas M A, 2007. The determinants of individuals' attitudes towards preventing environmental damage. Ecological Economics, 63(2): 536-552.

[6]Wehrmeyer W, McNeil M, 2000. Activists, Pragmatists, Technophiles and Tree-huggers? Gender Differences in Employees' Environmental Attitudes. Journal of Business Ethics, 28(3): 211-222.

[7]崔岩, 尹木子, 2015. 我国公众环保组织参与的动机研究. 青年研究, 03: 11-19+94.

[8]王晓楠, 瞿小敏, 2017. 生态对话视阈下的中国居民环境行为意愿影响因素研究——基于 2013 年 CGSS 数据的实证分析. 学术研究, 03: 62-70.

[9]王玉君, 韩冬临, 2016. 经济发展、环境污染与公众环保行为——基于中国 CGSS2013 数据的多层分析. 中国人民大学学报, 30(2): 79-92.

[10]范叶超, 洪大用, 2015. 差别暴露、差别职业和差别体验 中国城乡居民环境关心差异的实证分析. 社会, 35(03): 141-167.

问题: 5) 基本格式问题还应注重。如页码、错别字、中英文符号等，表中文字不统一，如“观测值”和“N”。此外，论文的整体行文、语言表达上需要进一步凝练、推敲。就学术论文惯例，作者也应给出变量描述性统计中的样本数量。

回复：感谢审稿人的意见和建议。我们进一步凝练了文章的整体行文和语言表达范式等，从而让文章读起来更为流畅、自然。与此同时，我们从细节入手，对文章中的页码、错别字、中英文符号等做了修正，在描述性统计中也给出了实证分析中的样本数量。

[6] 一方面，随着个体的剩余寿命越短，其对未来收益的折扣就越大，从而获得的未来收益贴现值就越少，因此老年人的环保参与度较低。另一方面，年轻人对未来收益的折扣也很大，因为他们尚未孕育下一代（这减少了未来环境收益的折现），同时对世界的危险或安全度缺乏足够了解（从进化的角度看，这意味着他们最好表现得好像没有明天一样）。无论是哪个缘由，从年轻阶段到中年阶段都可以减少跨期折扣，继而增加中年阶段环保参与的收益。因此，生命周期效应很可能呈倒 U 形，并在中年阶段达到环保参与的顶峰。

表 1 描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
EPB	8733	5.119	3.296	0	20
Internet	8733	1.186	1.551	0	4
Female	8733	0.487	0.500	0	1
Urban	8733	0.593	0.491	0	1
CPC	8733	0.108	0.310	0	1
Education	8733	2.118	1.390	0	5
Income	8733	8.539	3.212	0	13.816
Religion	8733	0.106	0.307	0	1
Health	8733	3.740	1.072	1	5
S_Activity	8733	1.897	0.806	1	3
S_Class	8733	3.360	1.435	1	6
Vote	8733	0.459	0.498	0	1
Age	8733	48.560	15.870	17	93
Age^2	8733	2609.896	1607.526	289	8649
Pollution	8733	12.344	0.617	10.444	13.647
F_Unit	8733	0.103	0.304	0	1
P_CPC	8733	0.139	0.346	0	1
P_Education	8733	1.136	1.174	0	5
Knowledge	8700	4.736	2.837	0	10
Sense	8722	8.942	3.634	0	12
Evaluation	7028	4.258	2.086	0	8

问题: 6）关于核心结论引申的政策建议描写较为粗糙，讨论不够充分，影响了本文的政策参考性与现实应用价值。应当继续斟酌。

回复：感谢审稿人指出这一问题。诚如审稿人所指出的，由核心结论引申的政策建议描写较为粗糙，影响了本文的政策参考性和应用价值。我们基于最新的实证分析结果，重新撰写了政策建议部分，详情参见文章第 14 页：

“本文的研究有重要的政策启示。在既有的研究个体环保参与度的文献中，学者多从经济发展水平、教育等角度预测人们的环保参与度，但很少有学者从互联网科技的角度解释环保意识和环保参与度。尽管互联网已经渗透到经济、社会生活的方方面面，但尚未有文献将其纳入到环保参与的分析中。而基于本文的研究发现，可能的政策建议如下：第一，应持续扩大互联网在弱势群体中的普及率和使用率。对于生活在农村地区的那些老年、低收入群体而言，互联网使用率相对较低在一定程度上限制了其环保参与效应，因此政府要加大互联网基础设施建设，降低联网费用，提高联网速度，甚至为上述群体免费提供互联网。二是充分发挥互联网等新媒介在居民环保参与中的信息渠道作用。互联网在增进人们环保知

识和对环境污染情况的了解中，具有传统媒体平台所不具备的高效率、去中心化等特点，随着 5G 技术的发展，互联网在促进人们环保参与度方面会发挥着越来越大的作用，因此应进一步提升互联网使用的效率和信息传播的质量，畅通互联网进行信息传播的渠道，以获取新的互联网使用的环保参与溢出效应。三是应树立正确的互联网舆论监督导向机制。鉴于互联网信息的开放性和多样性可能降低公众对政府环保质量的评价，因此应当加强网络媒体的管控和监督，引导正确的互联网媒介价值规范，减弱并逐步消除互联网对居民环保参与所产生的负面影响。”

最后，我们感谢审稿人提出的宝贵而富有建设性的意见，这对论文的完善起到很重要的作用。我们真诚地希望我们已经充分纳入了审稿人的建议，并提高了该论文的质量让其得以发表。