

自然灾害与文化形成

——基于黄泛区的研究

梁若冰*

摘要 文化、传统与习俗往往是人们对所处环境变化的响应，本文首次采用断点回归方法，利用黄泛区分析了自然灾害对传统文化观念，包括性别观、信任感与宗教观的影响。实证结果表明，相对于区外，黄泛区内县市具有更高的男性偏好，更缺乏对他人的信任，但信任政府机构与组织，更信仰宗教但排斥外来宗教。在进行系列稳健性检验之后，上述结论仍然成立。最后，本文利用历史数据分析了自然灾害的可能影响途径。

关键词 自然灾害，文化形成，黄泛区
DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2021.03.15

一、引 言

制度与文化是经济学研究中令人着迷的领域，传统研究往往将其视为事物存在的环境变量，人们在既定的制度与文化背景下进行决策优化。自从 North (1990) 将制度的长期影响引入经济学研究以来，经济学家逐渐将研究焦点聚集到制度与文化本身，并产生了一系列具有广泛影响的研究成果。目前，关于文化的经济学研究主要分为两种类型，第一类集中分析文化对经济增长的影响，重点关注社会资本（信任感）、宗教信仰以及婚姻文化的作用。近期，更多的研究开始转向第二种类型，即探讨包括性别观念 (Alesina *et al.*, 2013; Hansen *et al.*, 2015; Giuliano and Nunn, 2017)、社会资本（信任感） (Guiso *et al.*, 2016; Lowes *et al.*, 2017; Buggle and Durante, 2017)、守节文化 (Liang *et al.*, 2021) 等文化的形成、持续与演进。

由于影响文化形成的因素众多，因此相关经验研究的关键是清晰识别因果关系。其中，利用简约形式 (reduced form) 进行识别的关键又是寻找合适的外生冲击，目前研究主要集中在三类冲击上：第一类是自然灾害，例如

* 厦门大学经济学院财政系。通信地址：福建省厦门市思明南路 422 号厦门大学经济学院财政系，361005；电话：18950055028；E-mail: ruobingliang@xmu.edu.cn。作者感谢国家自然科学基金项目 (72074185, 71804058) 的资助，并且感谢三位匿名审稿人的意见与建议，当然文责自负。

Chaney (2013) 与 Belloc *et al.* (2016) 分别研究了尼罗河泛滥与意大利北部城市地震对宗教文化的影响; 第二类是气候变化, 如 Giuliano and Nunn (2020) 考察了气候波动幅度对文化持续性的影响, Buggle and Durante (2017) 分析了长期气候变化对信任感的影响; 第三类是自然适宜性, 如 Hansen *et al.* (2015) 与 Alesina *et al.* (2013) 分别考察了农业适宜性与耕犁适宜性对男女性别比、女性劳动参与率及受教育程度的影响。

从上述分析可知, 目前研究将关注焦点集中在为文化寻找合适的外生冲击上。本文利用黄河泛滥地区(简称黄泛区)作为研究对象, 探讨自然灾害对人类社会的影响, 其中主要关注区内与区外在文化形成上的差异。之所以利用黄泛区作为研究对象, 原因主要有三个: 第一, 黄河是中国的母亲河, 是中华文明的发源地, 同时也是中原地区灾难历史的制造者; 第二, 黄泛区在地理上长期处于全国中心, 既是多个朝代的政治中心, 又是发生众多重要事件的场所, 对中华文化的形成发展有着不可估量的作用; 第三, 黄泛区内外在地理地形、社会经济制度、行政区划、民族上不存在显著差异, 这为设置断点回归(regression discontinuity, RD)进行因果识别创造了良好的准实验条件。

本文利用断点回归方法, 对黄泛区内外县市在断点处的包括性别观念、宗教信仰与信任感等文化变量进行了估计, 并进行了稳健性检验与途径分析。文章的主要贡献包括: 第一, 探讨了导致地区间差异性文化的自然因素, 在强调其约束条件差异的同时, 也突出了作用机理的一般性, 将重点放在文化形成的讨论上; 第二, 利用断点回归这一准实验方法找到适当的外生冲击, 并识别出灾害与文化之间的因果关系, 降低因内生性造成的估计偏误; 第三, 研究结果对于从经济学角度理解导致地区间文化差异的原因有重要意义, 本文证实了在更长时段内, 经济冲击不仅可能改变人们的行为, 而且会强化这种改变并使其延续下来。从文献意义上, 这一发现对同类研究做出了有益补充, 表明以黄泛区为分析对象的灾害研究并非特例, 而能够反映与之相关的包括地震、旱涝、饥荒等一系列自然灾害, 乃至气候变化可能产生的一般性影响。

文章共分为七个部分, 第二部分为背景介绍与文献综述; 第三部分为计量模型设定与数据; 第四部分为基准结果估计; 第五部分为稳健性检验; 第六部分进一步讨论自然灾害对文化的影响及传承途径; 最后是结论。

二、历史背景与理论分析

(一) 黄河泛滥的历史背景

从公元前602年黄河下游地区有了第一次关于决口的历史记载开始, 直

至1938年的2540年间，黄河为患长达550多年，其中决溢1800多次，较大改道26次，平均3年两决，百年一改道。黄泛区河道摆动和泛滥波及的范围甚为广泛，且呈扇形扩张：西起太行山、伏牛山山前平原，东抵山东丘陵西麓脚下与渤海、黄海之滨，北至海河，南达江淮，地跨河北、河南、山东、安徽和江苏五省，面积达25万平方千米。黄河最大的特点是“善淤、善决、善徙”（水利部黄河水利委员会，1982），不断的决口、改道、泛滥，深刻地影响着中原地区的自然与社会。

根据历史记载，黄河决溢的频率随时间而逐渐提高。在公元前206年至公元1938年的2144年间，黄河决溢年份共413年，决溢频率达到18%。从图1可以看出，北宋之前黄河决溢频率基本低于10%，而在宋仁宗庆历八年（1048）至民国时期，决溢频率高达57%。从改道次数看，1048年前的3000多年中较大改道有9次，平均每300多年一次；而1048—1938年近900年间较大改道就有17次，平均每53年就有一次。黄河泛滥频率的日益增高，有其偶然性与必然性。从自然条件看，当黄河由中上游海拔较高的高山峡谷进入下游华北平原时，流速骤然下降，无法将其携带的大量泥沙冲入海中，从而导致河道日益淤积。当上游水位因大雨等原因暴涨时，极易在堤防薄弱处出现决口，并产生淤塞与决口的恶性循环。在此背景下，人类频繁的生产、战争甚至治水等活动又进一步恶化了黄河的先天不足，从而成为屡屡决口、改道的重要外在原因。

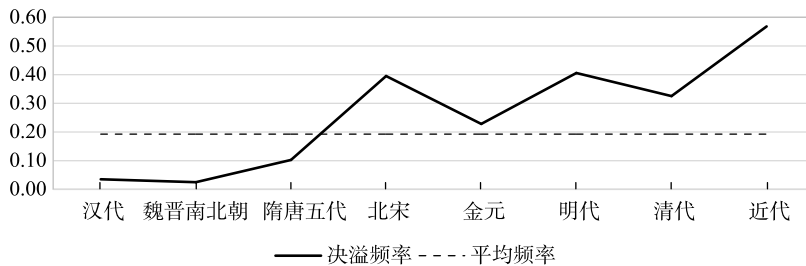


图1 历史上黄河决口的频率变化

资料来源：作者根据《黄河水利史述要》中数据绘制。

（二）自然灾害、文化形成与文化传承

自然灾害之所以能够影响人们的性别观念，基于三方面原因：第一，自然灾害强化了传统农业社会中性别分工的作用。女性由于体力相对于男性处于劣势地位，从而出现“男主内、女主外”的偏向性劳动分工，也由此导致了“重男轻女”的传统（Hansen *et al.*, 2015; Alesina *et al.*, 2013），当自然灾害发生时这一传统将对女性造成更大伤害。第二，自然灾害发生时，女性天然的生理劣势会被放大，从而利益受到损害。相对男性而言，女性不仅

在体格与体能上处于劣势,而且还可能出现特有的生理期,这些都使女性在面临灾害时处于更为不利的地位。¹第三,女性的弱势地位使其往往在灾害发生时成为资源竞争的牺牲品,尤其是在相对落后的农业社会,这一现象更为普遍(Oster, 2004; Miguel, 2005)。由此可见,由于自然灾害引发了对生存资料的激烈竞争,因而女性的利益更容易受到损害。

灾害对于信任感的影响相对较为复杂,可以分为直接影响与间接影响。直接影响主要指人们因灾害中的经历而产生的信任感差异,而间接影响主要指因灾害导致其他因素的变化,并由后者引发信任感差异。对于直接影响而言,自然灾害对信任感有正反两方面作用。一方面,自然灾害频发可能会降低人们对他人的信任感,这可能是因心理创伤导致的(Alesina and Ferrara, 2002),也可能是因灾害中对救灾物资的争夺导致的(Fleming *et al.*, 2014)。但另一方面,也有研究发现自然灾害中的救援与互助能增进相互信任,而且相互信任也能有效抵御灾害冲击(Cassar *et al.*, 2017)。就间接影响而言,因自然灾害导致的其他因素对信任感的影响并不确定,灾害的作用更复杂也更难把握。例如,意大利北部因频繁地震而较难形成自治市(Belloc *et al.*, 2016),从而导致该地区与南部相比更缺乏信任感(Guiso *et al.*, 2016)。而同时,多元族群或贫富差距小的社会又有较高的信任度(Alesina and Ferrara, 2002),那么一旦自然灾害能通过人口迁移提高族群多样性或重新配置物质资本来缩小贫富差距,就可能增加信任感。

从宗教观看,灾害的影响也是不确定的。就宗教本身而言,自然灾害会增加人们对神的敬畏,从而促进宗教信仰的形成。在前现代社会,人们往往认为自然灾害是上天或神对人类的惩罚,从而必须从内心到行为上都更加虔诚才能避免这种惩罚。在中世纪的欧洲,地震就被认为是上帝的震怒,是对人们亵渎行为的惩罚(Belloc *et al.*, 2016)。在古代中国,无论佛教、道教,还是民间信仰,对自然灾害的理解都与中国特有的“天人合一”“天人感应”密切相关。根据这一理论,自然灾害既体现了上天对人们某些恶行与亵渎的惩罚,反过来也说明人们也可以通过善行与虔诚阻止自然灾害的发生。为此,历代君王在面临天灾,尤其是旱灾时往往进行常雩及大雩礼等祭祀活动来求雨。不过,自然灾害发生时宗教更多体现为一种资源的供给者或竞争者。一方面,宗教能够为其信众提供俱乐部公共品(Chen, 2010),但另一方面,宗教组织提供的公共品也可能因挤占资源,而导致信众与非信众之间的冲突(梁若冰, 2014)。

前文讨论的主要是自然灾害对文化形成的可能影响,但随着时间的推移

¹ 参阅李合子,“地震中受难最多的是哪种性别?关注自然灾害中的性别不公”,澎湃新闻, https://www.thepaper.cn/newsDetail_forward_1760203, 访问时间:2019年5月25日。

这种文化能否传承下来，是需要讨论的另一关键问题。由于本文实证分析中的文化变量采用了近代与当代数据，而黄泛区是历经两千多年形成的，因此若将两者联系起来就必须从理论上说明这种历史的传承是持续进行的。一般而言，文化的传承与演变可以归结为四种主要途径（Feldman, 2001）：垂直传承、水平或斜向传承、群体适应以及创新。从文化演变角度观察，前两种途径主要是继承已有的文化传统，而后两种则是根据环境的变化而改变传统，并重新适应的过程。对此，学者们发现垂直传承在宗教信仰、政治态度等方面的作用较大，而水平传承在对某些具体事物认知方面的作用更大（Cavalli-Sforza *et al.*, 1982）。由此可见，垂直传承的对象往往是那些抽象的文化概念，水平传承主要作用于具体的文化变量，而本文讨论的多为抽象文化概念，因而垂直传承可能起更大作用（Fernandez and Fogli, 2005；Uslaner, 2008；Branas-Garza and Neuman, 2007）。

三、模型设定与数据分析

（一）模型设定

针对上述问题，本文提出了如下多项式断点回归模型：

$$y_{it} = \alpha + \beta_1 yrfr_i + \beta_2 f(dist_i) + \beta_3 yrfr_i f(dist_i) + \Gamma \mathbf{X} + \rho_p + \delta_t + \epsilon_{it}, \quad (1)$$

其中， y_{it} 为*i*县*t*时期的文化变量，包括性别观念、宗教信仰与信任感； $yrfr_i$ 为*i*县是否处于黄泛区的虚拟变量； $f(dist_i)$ 是多项式函数，其自变量为地区*i*与黄泛区边界的距离 $dist_i$ ； \mathbf{X} 为控制变量，对于县级样本主要包括人口相关变量，即少数民族人口比重、非农人口比重、户均规模、户籍人口比重、总人口性别比与人均收入水平，对于个体样本则主要包括年龄、性别、民族、户籍与就业； ρ_p 、 δ_t 、 ϵ_{it} 分别为省级固定效应、时间效应与随机扰动项。

由公式（1）可知，本文主要关注 $yrfr_i$ 的估计系数 β_1 ，因其捕获了黄泛区内县市相对于区外县市在边界处的局部平均处理效应（LATE）。严格来说，如果断点周围的样本是随机赋值的，那么断点变量应该只影响被解释变量，而对其他解释变量没有作用。因此，如果随机性成立，那么是否增加控制变量，事实上对断点回归的结果不应有显著影响。不过，为降低产生遗漏变量偏误的可能性，本文在基准回归中都加入了控制变量。值得注意的是，断点估计结果对模型设定的函数形式与估计方法具有高度敏感性，本文在基准回归部分将首先讨论不同多项式阶数下断点估计结果的稳健性，并选择合适的估计形式。同时，为验证上述估计结果的稳健性，本文在除断点估计之外，

还分别进行了两方面处理,一是选择断点周围±100千米范围内的县市样本,利用 OLS 回归,估计其平均处理效应 (ATE):

$$y_{it} = \alpha + \gamma yrfr_i + \Phi X + \rho_p + \delta_i + \varepsilon_{it}. \quad (2)$$

二是采用黄泛区替代变量,即各县级地区历史决口次数 ($burst_i$) 来解释文化差异:

$$y_{it} = \alpha + \lambda burst_i + \Psi X + \rho_p + \delta_i + \varepsilon_{it}. \quad (3)$$

对于公式 (3) 的设定,由于其他地区也可能受除黄河之外自然灾害的影响,仅考虑黄河决口可能会产生测量误差问题,因而本文将样本范围限定在黄泛区影响的河北、河南、山东、安徽和江苏五个省份。

(二) 数据分析

本文主要的解释变量为黄泛区,包括两类变量:一是黄泛区变量 ($yrfr$),为处于黄泛区内的虚拟变量,数据来源于《黄河流域地图集》。本文首先利用地理信息系统 (GIS) 绘制出黄泛区范围,然后依据各县市是否处于区内来赋予相应数值,并测出各县市与黄泛区边界的距离;二是各县市累计决口的次数 ($burst$),数据来源于《黄河水利史述要》。被解释变量也包括两种类型:一是县级人口数据,即 0—4 岁男女性别比,来源于 2000 年与 2010 年进行的第五次、第六次人口普查的县级统计数据;二是微观调查数据,包括女性劳动参与、性别观、信任感以及宗教观变量,来自 2010—2013 年的中国综合社会调查 (CGSS)。此外稳健性与途径分析中用到的明清守节妇女数据来源于《嘉庆重修大清一统志》、民国基督教数据来源于《1901—1920 年中国基督教调查资料》、明清战乱与灾荒数据来源于《中国历代天灾人祸表》。文中主要变量的描述性统计及其数据来源列于表 1 中。

表 1 主要变量的描述性统计量与数据来源

| 类别 | 变量名 | 含义 | 样本量 | 均值 | 标准差 | 数据来源 |
|-------|------------|---------------------|--------|------|------|------|
| 被解释变量 | $sexr0_4$ | 0—4 岁男女性别比 | 3 758 | 1.17 | 0.13 | A |
| | $employ$ | 是否有工作 (0, 1) | 40 576 | 0.64 | 0.48 | B |
| | $trust$ | 大多数人是可以信任的吗? (1—4) | 5 819 | 2.02 | 0.65 | B |
| | $religion$ | 是否信仰宗教 (0, 1) | 28 814 | 0.09 | 0.28 | B |
| | $relifreq$ | 参加宗教活动频率 (1—9) | 30 220 | 1.69 | 1.64 | B |
| 解释变量 | $yrfr1$ | 县市是否位于黄泛区 (0, 1) | 4 036 | 0.08 | 0.27 | C |
| | $yrfr2$ | 个体所在地是否位于黄泛区 (0, 1) | 40 606 | 0.09 | 0.28 | C |
| | $burst$ | 县市历史决口次数 (次) | 3 135 | 0.18 | 1.63 | D |

(续表)

| 类别 | 变量名 | 含义 | 样本量 | 均值 | 标准差 | 数据来源 |
|----------|------------------|---------------|--------|-------|-------|------|
| | <i>sexrat</i> | 总人口性别比 | 3 758 | 1.07 | 0.05 | A |
| | <i>mingroup</i> | 少数民族比重 (%) | 3 758 | 20.40 | 32.26 | A |
| | <i>urbanrate</i> | 城市人口比重 (%) | 3 758 | 27.69 | 15.02 | A |
| | <i>nonagri</i> | 非农人口比重 (%) | 3 758 | 17.09 | 11.55 | A |
| 控制 变量 | <i>popuphh</i> | 户均规模 (人/户) | 3 758 | 3.52 | 0.54 | A |
| | <i>pgdp</i> | 人均收入 (元/人) | 3 758 | 7581 | 6576 | A |
| | <i>sex</i> | 是否男性 (0, 1) | 40 606 | 0.49 | 0.50 | B |
| | <i>urban</i> | 是否城市户口 (0, 1) | 40 606 | 0.60 | 0.49 | B |
| | <i>age</i> | 年龄 (岁) | 40 604 | 48.40 | 23.34 | B |
| | <i>ethnic</i> | 是否汉族 (0, 1) | 40 554 | 0.92 | 0.28 | B |

数据来源：A：《2000 人口普查分县资料》与《中国 2010 年人口普查分县资料》；B：CGSS 数据库 (2010—2013)；C：《黄河流域地图集》；D：《黄河水利史述要》。

表 1 中，除了男女性别比，其他主要被解释变量都来自 CGSS 微观调查数据库。首先，CGSS 对性别观念差异的分析包括五个相关问题，变量取值 1—5 分别代表从“完全不同意”到“完全同意”。总体上，变量值越大代表当地居民在性别观念上越重男轻女。其次，信任感数据采用的是 2012 年调查问卷中，针对“是否可以信任他人？”这一问题给出取值范围为 1—4 的回答，越大表示越不信任。同时，我们还采用了对个人与组织的信任调查结果。最后，CGSS 数据库中的宗教调查包括是否信仰宗教、信仰何种宗教以及参加宗教活动的频率。参加宗教活动的频率由 1—9 分别表示被调查者参加宗教活动的频率为：“从来没有参加过”“一年不到 1 次”“一年大概 1 次到 2 次”“一年几次”“大概一月 1 次”“一月 2 次到 3 次”“差不多每周都有”“每周都有”和“一周几次”。同时，问题中也包括了具体的宗教种类，本文为简化分析，将佛教、道教、民间宗教归类为中国传统宗教，将基督新教、天主教、东正教归类为基督教。

四、基准结果分析

(一) 断点估计的可行性

在断点估计中，研究者往往面临如何权衡估计精度与估计效率的问题。对于多项式估计而言，选择合适的阶数是难点。为说明本文的回归分析具有可行性，我们首先利用不同阶数多项式对基准模型中的婴幼儿男女性别比进行估计。对于断点估计而言，绘图可以直观地分析断点左右两侧的差异。图 2 中断点左、右两侧的点分别表示黄泛区外部与内部的男女婴儿性别比，从中

可以看出黄泛区内男女性别比显著高于区外。为此,本文利用公式(1)对婴幼儿性别比进行了多阶多项式的断点估计。

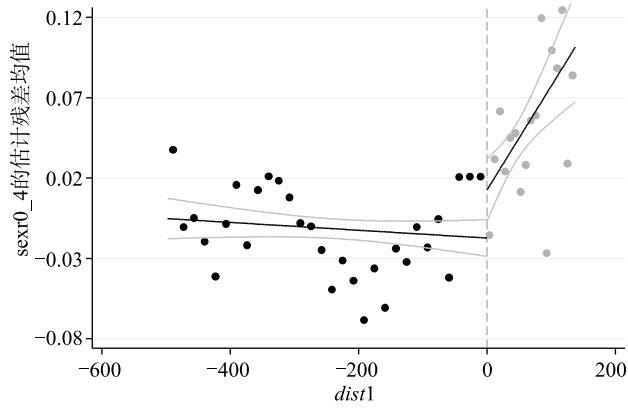


图2 黄泛区与0—4岁男女性别比

表2中的第(1)—(3)列分别报告了采用线性式、二阶及三阶多项式进行拟合的断点估计结果,第(4)—(6)列展示了同时控制时间与省级固定效应以及控制变量的线性、二阶与三阶多项式估计结果。从估计系数可知,位于黄泛区内对0—4岁男女性别比的处理效应处于0.027与0.064之间,而且在加入控制变量与固定效应之后基本稳定在0.04左右。这表明相对于黄泛区外,区内每一百个女孩对应的男孩数量比区外县市多4个左右,无论统计显著性还是经济显著性都有较大影响。此外,从表中估计结果可知,黄泛区系数并未随着多项式阶数增加而发生大幅变化。

表2 黄泛区与0—4岁男女性别比:多项式

| | 线性式 | 二项式 | 三项式 | 线性式 | 二项式 | 三项式 |
|--------|--------------------|--------------------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 是否黄泛区内 | 0.027** (0.012) | 0.039** (0.017) | 0.064*** (0.021) | 0.049*** (0.011) | 0.044*** (0.014) | 0.037** (0.018) |
| 总人口性别比 | | | | 0.493*** (0.033) | 0.500*** (0.034) | 0.497*** (0.034) |
| 人均GDP | | | | -0.023*** (0.003) | -0.023*** (0.003) | -0.024*** (0.003) |
| 少数民族比重 | | | | -0.001*** (0.000) | -0.001*** (0.000) | -0.001*** (0.000) |
| 非农人口比重 | | | | -0.096*** (0.021) | -0.090*** (0.021) | -0.095*** (0.021) |
| 城市人口比重 | | | | -0.002*** (0.000) | -0.002*** (0.000) | 0.000*** (0.000) |

(续表)

| | 线性式 | 二项式 | 三项式 | 线性式 | 二项式 | 三项式 |
|-------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 户均规模 | | | | 0.033*** (0.005) | 0.033*** (0.005) | 0.033*** (0.005) |
| _cons | 1.206*** (0.003) | 1.202*** (0.004) | 1.176*** (0.005) | 0.486*** (0.077) | 0.418*** (0.076) | 0.485*** (0.078) |
| 时间固定效应 | 否 | 否 | 否 | 是 | 是 | 是 |
| 省级固定效应 | 否 | 否 | 否 | 是 | 是 | 是 |
| 样本量 | 3 758 | 3 758 | 3 758 | 3 758 | 3 758 | 3 758 |
| 调整 R ² | 0.134 | 0.135 | 0.151 | 0.435 | 0.470 | 0.436 |

注：括号内为省级聚类标准误；* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

(二) 女性地位

根据上节的多项式估计结果，本文认为可以采用更具一般性的三阶多项式作为平滑函数来分析后续文化变量。首先，本文利用 CGSS 微观数据考察女性劳动参与以及对两种性别的态度。表 3 报告了利用微观数据估计的黄泛区对女性地位的处理效应，表中的控制变量包括被调查个体的性别、年龄、民族、是否城市户口以及表 2 中的县级控制变量。对于 RD 回归而言，若断点周围的处理变量是随机分配的，那么是否加入控制变量对处理效应的估计结果应当没有影响，针对个体微观数据的研究结果可以从另一个角度印证黄泛区更重男轻女的事实。

表 3 黄泛区与女性地位

| | 女性劳动参与 | 男人以事业为重、女人以家庭为重 | 男性能力天生比女性强 | 干得好不如嫁得好 | 经济不景气时应先解雇女员工 | 夫妻应均等分摊家务 |
|-------------------------------------|---------------------|------------------|-------------------|-------------------|--------------------|------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 是否黄泛区内 | -0.211** (0.080) | 0.215 (0.149) | 0.230* (0.125) | -0.151 (0.100) | 0.276** (0.134) | 0.305 (0.324) |
| 样本量 | 20 545 | 34 880 | 34 835 | 34 809 | 34 683 | 34 863 |
| 调整 R ² /伪 R ² | 0.070 | 0.020 | 0.011 | 0.008 | 0.018 | 0.015 |

注：括号内为县级聚类标准误；表中回归控制了时间固定效应、省份固定效应、控制变量以及距离的三阶多项式；控制变量包括个体的性别、年龄、是否汉族以及是否城市户口，以及县级层面的总人口性别比、少数民族人口比重、非农人口比重、城市人口比重与户均规模；* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

表 3 中，第 (1) 列为女性劳动参与变量的估计结果，可知黄泛区内女性就业显著低于区外县市 21.1 个百分点；第 (2) — (6) 列分别为五个反映性别

观念的问题,由于该类变量均为1—5的排序变量,因此本文采用序数 Probit (ordered Probit) 估计方法,其拟合优度也为伪 R^2 。根据回归结果,CGSS 问卷中“男性能力天生比女性强”与“经济不景气时应先解雇女员工”的估计结果均为显著正值,而这两类变量主要在职业层面展示出很强的性别倾向,表明黄泛区内外对于男女在工作能力上的认识具有较为明显的差异。另外三个问题,即“男人以事业为重,女人以家庭为重”、“干得好不如嫁得好”与“夫妻应均等分摊家务”的估计参数均不显著。由此可见,总体上黄泛区内居民相对区外居民呈现出更为重男轻女的文化特征,且这种特征主要体现在对于两者工作能力的认识上。

(三) 信任感与宗教观

在文化经济学研究中,除性别观念外,信任感与宗教观是经常被关注的问题。首先,社会资本对经济发展的重要性日益凸显,经济学家对其形成及影响的兴趣也日趋浓厚;其次,针对宗教问题的研究对于我们理解例如工业革命、人力资本形成等与经济增长密切相关的问题有重要作用。因此,我们将继续针对这两类变量进行回归分析。

表4中,第(1)列是问题“总的来说,您认为大多数人是可以信任的吗?”的估计结果,为2012年调查的问题,其取值越大表明他人越不可信。因该变量为1—4的多元排序变量,因此采用序数 Probit 进行估计,结果表明黄泛区内居民对他人的信任感显著低于区外居民。第(2)、(3)列分别为宗教信仰与宗教活动参与频率,第(4)、(5)列为信仰的宗教种类。由于宗教活动频率为取值1—9的排序变量,因而也采用序数 Probit 进行估计。从结果可知,黄泛区内居民比区外居民信仰宗教的概率显著高出17.8个百分点,且参与宗教活动的频率也更高。在信仰宗教的种类方面,区内居民并未更信仰中国传统宗教,但较为排斥西方宗教。由此可见,在传统农业社会早期,自然灾害一方面会增加人们对不确定性的恐惧,从而寻求超自然力量的解救;另一方面也希望利用宗教形式组织起来,共同对抗灾害带来的冲击。但在形成较固定的宗教传统之后,新进入宗教将会因为引发资源争夺,从而导致与传统宗教的冲突。

表4 黄泛区与信任感及宗教观

| | 大多数人是否 可以信任 (1) | 是否信仰 宗教 (2) | 参加宗教 活动的频率 (3) | 是否信仰中国 传统宗教 (4) | 是否信仰 西方宗教 (5) |
|-------------------|-----------------------|---------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|
| 是否黄泛区内 | 0.747*** (0.244) | 0.178*** (0.052) | 0.664** (0.284) | 0.037 (0.055) | -0.072*** (0.018) |
| 样本量 | 5 815 | 28 787 | 30 190 | 11 759 | 11 759 |
| 调整 R^2 /伪 R^2 | 0.017 | 0.138 | 0.108 | 0.118 | 0.024 |

注:括号内为县级聚类稳健标准误;表中回归均控制了省份固定效应、控制变量与距离的三阶多项式,除第(1)列外均控制了时间固定效应;控制变量同表3;* $p < 0.1$,** $p < 0.05$,*** $p < 0.01$ 。

从表 4 结果可知，黄泛区内的居民平均而言更不信任他人，但具体到不同种类的“他人”，2010 年和 2012 年的 CGSS 分别进行了分类问卷调查，根据两次调查的内容，我们可以分为两个主要类别：一是针对机构或者组织的信任感，二是针对不同职业或职位的个人的信任感，两类结果分别展示在表 5 的 Panel A、Panel B 中，均采用了序数 Probit 估计。表中 Panel A 为 2010 年调查的估计结果，取值越大表明越信任；Panel B 中除“领导干部”为 2010 年调查之外，均为 2012 年调查的估计结果，取值越大表明越不信任。从估计结果可知，黄泛区内居民相对于区外居民更加信任政府组织，而更不信任民间组织；对于个人而言，除了领导干部，黄泛区内居民对大多数职业的个人都持更不信任的态度。而且，一个有趣的对比是：黄泛区内居民更信任公安部门，但却更不信任警察。这表明，在面临较高的灾害频率时，个体可能需要政府组织予以救助，同时也更可能将其他人视为资源的潜在竞争者。

表 5 黄泛区与对机构及个人的信任感差异

| Panel A | 中央政府 | 全国人民 代表大会 | 公安部门 | 军队 | 本地政府 | 民间组织 |
|---------|--------------------|---------------------|--------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| 是否黄泛区内 | 0.272** (0.116) | 0.446*** (0.172) | 0.459** (0.180) | 0.703*** (0.151) | 0.356* (0.211) | -0.308** (0.130) |
| 样本量 | 11 761 | 11 761 | 11 761 | 11 761 | 11 761 | 11 761 |
| 伪 R^2 | 0.053 | 0.051 | 0.032 | 0.041 | 0.024 | 0.011 |
| Panel B | 领导干部 | 公司高管 | 警察 | 医生 | 教师 | 银行职员 |
| 是否黄泛区内 | 0.297* (0.158) | 0.474* (0.257) | 0.381** (0.162) | 0.753*** (0.204) | 1.029*** (0.190) | 0.595*** (0.207) |
| 样本量 | 11 761 | 5 815 | 5 815 | 5 815 | 5 815 | 5 815 |
| 伪 R^2 | 0.022 | 0.016 | 0.027 | 0.028 | 0.040 | 0.025 |

注：括号内为县级聚类稳健标准误；表中回归均控制了省份固定效应、控制变量与距离的三阶多项式；控制变量同表 3；* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

五、稳健性检验

（一）替代样本与替代变量估计

为验证断点回归估计结果的稳健性，本文还利用替代变量与替代样本进行了补充检验，包括两类处理：一是利用公式（2）对黄泛区边界内外 100 千米范围内的县市样本进行 OLS 估计，获得其局部平均处理效应；二是以黄泛区所在的五个省份，即河北、河南、山东、安徽和江苏作为样本，利用公式（3）估计历史上黄河决口的次数对婴幼儿性别比的影响。由于历史上有黄河

决口记录的市县数量较少,因而能够与 CGSS 数据库中微观数据进行匹配的数量不足以进行回归分析,本文只能利用该方法估计黄泛区对性别比的影响。而且,由于远离黄泛区的县市可能受到其他灾害的影响,因而为避免因测量误差导致的内生性,本文利用黄泛区五省作为考察样本。

表 6 中,第 (1)–(5) 列为利用断点周围 100 千米样本进行的 OLS 估计结果。从估计系数的符号看,表中结果与表 2 和表 3 一致,但除了性别比指标外,其他指标估计系数均有较大程度的下降。这表明黄泛区内外较小距离范围内的县市之间平均差异,小于通过三阶多项式拟合估计出的处理效应,说明区内外相关变量之间的差异并未随距离趋近边界而单调减,而有可能存在波动的态势,因而利用高阶多项式进行拟合是必要的。另外,在利用五省样本考察黄河决口次数对婴幼儿男女性别比的影响中,我们可以看到历史上决口次数越多的县市,其婴幼儿男女性别比越高。具体而言,历史上的每一次决口导致该县市 100 个女婴对应的男婴多出 0.5 个。

表 6 替代样本与替代变量估计

| | ±100KM 样本 | | | | | 五省样本 |
|-------------------|---------------------|---------------------|-------------------|---------------------|--------------------|-------------------|
| | 婴幼儿男 女性别比 | 不景气时应先 解雇女员工 | 大多数人是 否可以信任 | 宗教 信仰 | 宗教活 动频率 | 婴幼儿男 女性别比 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 是否黄泛区内 | 0.040*** (0.010) | 0.198*** (0.062) | -0.187 (0.205) | 0.053*** (0.018) | 0.516** (0.202) | |
| 黄河决口次数 | | | | | | 0.005* (0.002) |
| 样本量 | 564 | 7 167 | 1 192 | 8 218 | 6 076 | 1 174 |
| 调整 R^2 /伪 R^2 | 0.424 | 0.066 | 0.026 | 0.078 | 0.099 | 0.274 |

注:第 (1)、(6) 列括号内为省级聚类标准误,第 (2)–(5) 列为县级聚类标准误;表中回归均控制了省份固定效应、控制变量与距离的三阶多项式,除第 (3) 列外均控制了时间固定效应;第 (1)、(6) 列中的控制变量同表 2 第 (4)–(6) 列,第 (2)–(5) 列控制变量同表 3;* $p < 0.1$,** $p < 0.05$,*** $p < 0.01$ 。

(二) 人口迁移的影响

对于分析长期历史影响的量化研究,人口迁移是无法回避的问题。在黄泛区形成与演变的长期历史过程中,人口迁移伴随着灾荒、战乱持续进行。人口迁移可能会造成三种影响:第一,迁入迁出随机进行,不会影响基本结论;第二,尽管迁移具有特定文化特征,但若净迁出的是具有前述文化特征的人口,那么只会低估黄泛区的处理效应,而不影响基本结论;第三,若净

迁入的是区外具有前述文化特征的人口，将会导致估计结果向上偏误，从而高估处理效应。对此，本文利用两种方法进行处理：一是剔除CGSS样本中的外地迁入样本；二是根据黄泛区县市人口迁移率确定最高分位数，并将区内各类文化变量的相应分位样本剔除。此处，本文以黄泛区影响的河南、河北、山东、安徽和江苏五省平均总迁移率作为黄泛区迁移率的代理变量。由于1954—2000年间五省平均迁移率为4%，因而可以将各类文化变量的最高4%样本剔除。由于女性劳动参与宗教信仰均为二元变量，因此本文分别采用对“男性能力天生比女性强”的回答与宗教活动频率作为样本剔除依据。

表7分别展示了上述两类方法进行样本处理后的估计结果。首先，对于CGSS中非外地迁入人口的替代样本估计，估计系数与基准估计结果差别不大。其次，对于剔除黄泛区各类文化指标最高4%样本的估计，可以看出总体估计结果与剔除迁入样本估计结果很接近，只有参加宗教活动的频率下降较多，但仍然保持显著，这可能与宗教参与频率样本本身较少有关。总体而言，无论是采用本地样本，还是剔除最高4%的极端样本，我们仍能获得与基准结果类似的结论。当然，上述处理只能解决当代数据中迁移带来的影响，而无法了解历史上人口迁移的影响。事实上，文化形成本身就是不断演进与调整的过程，早期迁入人口若要生存下去，必须适应当地自然环境与文化的变化(Feldman, 2001)。如果将这一融合过程也考虑进本文研究的文化演进中，那么利用当代数据进行历史文化形成的考察就是合理的。

表7 考虑人口迁移

| | 不景气时应先解雇 女员工 | | 大多数人是否 可以信任 | | 是否信仰宗教 | | 参加宗教 活动的频率 | |
|-------------------|---------------------|-------------------|---------------------|---------------------|--------------------|---------------------|---------------------|-------------------|
| | 剔除迁出 | 剔除4% | 剔除迁出 | 剔除4% | 剔除迁出 | 剔除4% | 剔除迁出 | 剔除4% |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| 是否黄泛区内 | 0.194*** (0.093) | 0.213* (0.127) | 0.818*** (0.215) | 0.639*** (0.235) | 0.123** (0.058) | 0.153*** (0.049) | 0.846*** (0.302) | 0.513* (0.302) |
| 样本量 | 24 869 | 34 640 | 4 083 | 5 805 | 28 839 | 39 571 | 21 514 | 30 101 |
| 调整 R^2 /伪 R^2 | 0.026 | 0.040 | 0.026 | 0.021 | 0.172 | 0.148 | 0.114 | 0.113 |

注：括号内为县级聚类标准误；表中回归均控制了省份固定效应、控制变量与距离的三阶多项式，除第(3)、(4)列外均控制了时间固定效应；控制变量同表3；* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

(三) 安慰剂检验

本文的安慰剂检验主要包括三部分内容。首先，我们将可能影响文化的两类变量作为被解释变量来观察断点的存在性：第一，由于城乡之间与民族

之间可能存在较大文化差异,因而需要考虑非农人口与少数民族人口比重;第二,因为山区与平原地区居民之间存在文化差异,所以需要考虑平均海拔高度与坡度等地理地形变量。从表8中第(1)–(4)列的估计结果可知,黄泛区内外县市在非农人口比重、少数民族人口比重、平均海拔高度与平均坡度上均无显著断点,从而排除了这些因素产生影响的可能性。

表8 安慰剂分析

| | 非农人口 比重 | 少数民族 比重 | 平均海拔 高度 | 平均坡度 | 战乱 | 灾荒 |
|-------------------|------------------|-------------------|-----------------------|-------------------|------------------|-------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 是否黄泛区内 | 0.011 (0.013) | -1.087 (3.336) | -180.282 (317.114) | -0.058 (0.064) | 0.297 (0.620) | -4.921 (4.664) |
| 样本量 | 3 758 | 3 758 | 1 160 | 1 160 | 524 | 524 |
| 调整 R ² | 0.602 | 0.6782 | 0.490 | 0.300 | 0.180 | 0.385 |

注:括号内为省级聚类标准误;表中回归均控制了距离的三阶多项式,第(5)、(6)列控制了省份固定效应、时间固定效应以及控制变量,控制变量包括是否产茶、产棉、产丝和产麻地区的虚拟变量;* $p < 0.1$,** $p < 0.05$,*** $p < 0.01$ 。

其次,黄泛区的文化影响也可能捕获了战乱(战争与内乱)与灾荒(灾害与饥荒)的影响。例如,1855年黄河在铜瓦厢决口并形成大面积黄泛区,导致豫东、鲁南、皖北和苏北地区大批灾民流离失所并加入捻军。为此,本文采用了陈高佣(1939)的明清时期战乱与灾荒府级数据作为被解释变量,以黄泛区为解释变量估计处理效应。如果黄泛区变量对历史战乱或灾荒有显著影响,那么黄泛区对文化的效应有可能是捕获了这些因素的作用。不过,表8的第(5)、(6)列结果也排除了黄泛区内外的战乱与灾荒存在断点的可能性,表明基准回归中黄泛区处理效应并未捕获战乱与灾荒的影响。

最后,我们还假定各区县随机分布于黄泛区内外,通过观察处理效应来分析黄泛区变量是否捕获了其他无法观测变量的影响。具体而言,本文首先根据黄泛区内外县市比重设定各县市出现在黄泛区内部的概率,然后依据该概率对各县市是否处于黄泛区进行随机赋值,再将模拟黄泛区变量视为解释变量,来估计其对各类文化变量的处理效应。将上述程序重复1 000次,从而可以获得估计系数的分布,并将其与表2和表4中的估计系数进行比较。图3A、图3B和图3C分别展示了模拟黄泛区对性别比、信任感与宗教观的估计系数,可知模拟估计系数都远离实际估计系数,表明基准回归中黄泛区对文化的处理效应并未捕获其他不可观测变量的影响。

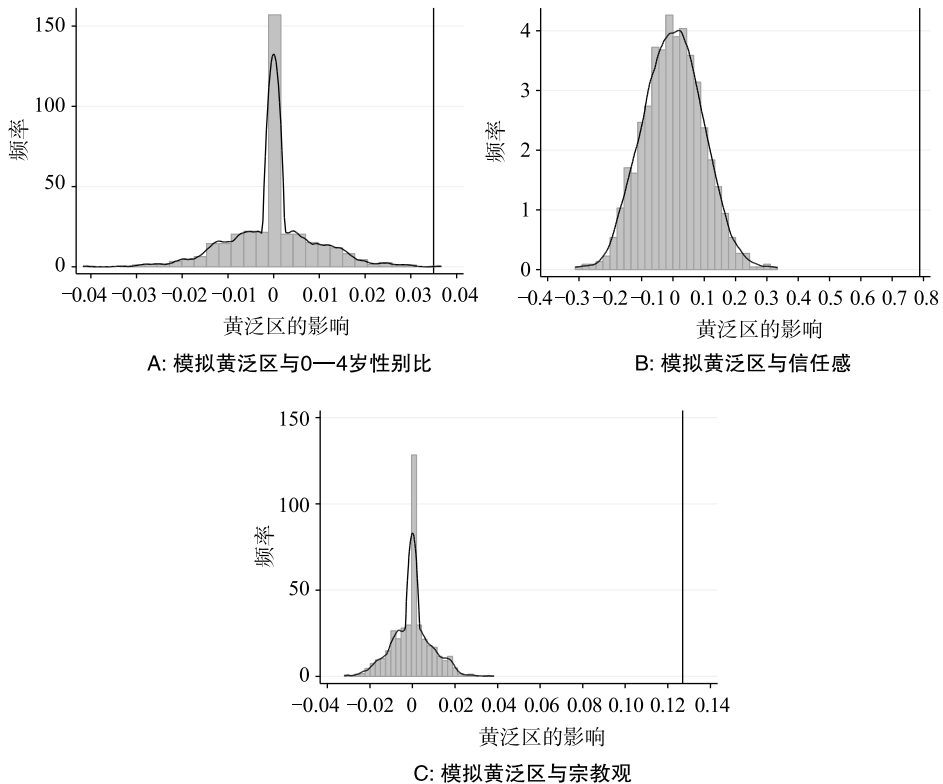


图3 模拟黄泛区与文化

六、进一步讨论：环境还是传承？

（一）节烈妇女与基督教信仰

地域文化对个人的影响既包括周围环境的间接影响，也包括父辈及自身体验与经历的直接作用。由于本文考察的是历史黄泛区，因此讨论的是文化的间接影响，即通过现实环境潜移默化的作用，而非通过自身灾害经历形成的观念。为此，我们还应利用更早期数据来考察自然灾害对文化的直接影响。由于缺乏性别观念历史数据，本文利用清代妇女守节数据进行分析。由于明清年间的棉纺织技术进步提高了相关行业的收入，从而为守节创造了经济条件 (Liang *et al.*, 2021)，因此可以利用守节数据来表示女性劳动参与。同时，由于妇女守节还体现了儒家文化与政策的影响，因此本文分别利用明代守节妇女与清代殉节妇女进行安慰剂检验。如此处理的原因在于，明代棉纺织业技术水平不足以支撑妇女的守节生活，而殉节行为往往是基于儒家传统文化的影响。此外，本文还利用清末民初的基督教统计数据，来分析黄泛区

对历史宗教信仰的影响。

表9中,第(1)列结果为黄泛区对清代府级妇女守节的影响,可知区内每万人节妇数显著低于区外,表明黄泛区内的妇女可能因劳动参与率较低而无法支撑守节生活。为此,我们利用棉纺织业较不发达的明代数据与清代殉节数量来排除文化因素的影响,从第(2)、(3)列结果可知黄泛区内并不存在显著差异,从而说明非文化或者政策上的原因,而是由经济因素导致守节人数的地区差异。表中第(4)、(5)列展示了自然灾害对清末民初基督教传入的影响,分别考察了基督教会的雇员数与信徒数,结果表明黄泛区内都小于区外地区。从上述结果可知,自然灾害对人们秉持的观念存在显著的现实影响,而这种影响基本会持续传承下来,从而形成具有地域特色的文化。

表9 黄泛区、明清节烈妇女与基督教信仰

| | 清代每万人 守节数 | 明代每万人 守节数 | 清代每万人 殉节数 | 教会雇员 | 信徒人数 |
|------------------|----------------------|-------------------|-------------------|----------------------|------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
| 是否黄泛区内 | -1.258*** (0.403) | -0.024 (0.089) | -0.174 (0.140) | -17.811** (7.916) | -223.310* (112.700) |
| 样本量 | 262 | 262 | 262 | 934 | 964 |
| 调整R ² | 0.448 | 0.236 | 0.243 | 0.093 | 0.125 |

注:括号内为省级聚类标准误;表中回归均控制了省份固定效应与距离的三阶多项式,第(1)–(3)列还控制了是否产茶、产棉、产丝和产麻地区的虚拟变量;* $p < 0.1$,** $p < 0.05$,*** $p < 0.01$ 。

(二) 1938年黄泛区

除了历史数据展示的现实影响,我们还应关心1938年花园口决口事件的影响。由于本文采用的决口范围与次数集中在1938年之前,而主要考察对象是当代居民,1938年黄泛区又主要包含在历史黄泛区内,那么本文采用的黄泛区变量就有可能捕获1938年黄泛区的影响。尽管这一问题不影响本文的主要结论,但如果我们试图了解自然灾害对文化影响的长期性,则应当将1938年黄泛区考虑进回归结果。对此本文进行两方面处理:一是从历史黄泛区内剔除1938年黄泛区包含的市县;二是将1938年黄泛区 $yrfr38_i$ 作为控制变量纳入回归模型,并控制相应的距离变量 $dist38_i$ 的多项式函数 $f(dist38_i)$,可写作如下回归方程:

$$y_{it} = \alpha + \sigma_1 yrfr_i + \sigma_2 f(dist_i) + \sigma_3 yrfr_i f(dist_i) + \theta_1 yrfr38_i + \theta_2 f(dist38_i) + \theta_3 yrfr38_i f(dist38_i) + \Lambda X + \rho_p + \delta_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

表10是本文分别利用剔除与控制1938年黄泛区两种方式进行的估计结果,主要考察了新黄泛区变量对一系列微观调查变量的影响。从结果中可知,无论剔除还是控制1938年黄泛区,三类变量估计结果与基准回归结果的符号均保持一致。新的黄泛区变量并未完全捕获传统黄泛区的影响,表明黄泛区居民相对于区外存在的性别观、信任感与宗教观等方面的文化差异,并非主要来自近代的影响,而是在长期历史影响下形成的传统文化观念。这一结论与Cavalli-Sforza *et al.* (1982)的研究相符,后者认为在宗教信仰与政治态度等更为抽象的文化概念上,垂直传承的作用更为重要。基于这一原因,在未来的相当长时间内,文中讨论的三类文化现象还会在相关地区继续传承下去。

表10 考虑1938年黄泛区的影响

| | 不景气时应先 解雇女员工 | | 大多数人是否 可以信任 | | 是否信仰 宗教 | | 参加宗教 活动的频率 | |
|-----------------------------------|--------------------|------------------|---------------------|---------------------|--------------------|--------------------|--------------------|---------------------|
| | 剔除 | 控制 | 剔除 | 控制 | 剔除 | 控制 | 剔除 | 控制 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| 是否黄泛区内 | 0.329** (0.143) | 0.672 (0.540) | 0.931*** (0.278) | 3.775*** (0.885) | 0.127** (0.056) | 0.709** (0.326) | 3.215** (1.422) | 0.769*** (0.293) |
| 样本量 | 33 789 | 34 682 | 5 661 | 5 814 | 39 460 | 40 550 | 30 190 | 29 355 |
| 调整R ² /伪R ² | 0.041 | 0.041 | 0.021 | 0.024 | 0.149 | 0.148 | 0.109 | 0.109 |

注:括号为县级聚类标准误;表中回归均控制了省份固定效应、控制变量与距离的三阶多项式,除第(3)、(4)列外均控制了时间固定效应;控制变量同表3;* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

七、结 论

自然环境、气候与灾害对于人类社会的文化、制度的形成与演进有重要影响,本文以中国历史上的黄泛区作为考察对象,利用微观调查数据,采用断点回归方法分析了区内外居民在性别观、信任感与宗教观等文化变量上的差异。研究发现,黄泛区内居民比区外居民在性别观念上更重男轻女,主要表现在0—4岁婴幼儿男女性别比与女性就业上;更倾向信仰宗教,参加宗教活动的频率更高,但排斥基督教等外来宗教;对他人更缺乏信任感,但更信任政府、军队等机构与组织。而且,上述结论在采用替代变量、替代回归形式、考虑人口迁移以及进行安慰剂估计时仍然保持稳健。

在进一步分析中,本文利用历史数据考察了黄泛区对当时文化的影响,以观察当前黄泛区文化是继承了历史文化,还是产生了变异。针对清代妇

女守节数据的分析结果,表明黄泛区女性劳动参与率可能更低。而对清末民初基督教数据的考察,也发现黄泛区居民更为排斥的态度。此外,在分析 1938 年黄泛区是否影响了本文各文化变量的基本结论时,我们发现即便考虑了较近一次黄河大规模决口的影响,传统黄泛区对文化变量的影响仍然存在。而且,相关研究也表明,这一在长期形成的文化传统在未来也可能持续。

从上述结论中可知,自然灾害等外生冲击在文化形成中起到了重要作用。在不同的灾害条件下,各地区被塑造并形成了各异的文化传统与价值观,并逐渐延续与传承下来。这一规律类似一种冲击-响应关系,人们根据所处的环境变化自动调整观念与行为方式。若这一规律成立,那么一旦人们所处的外生约束条件发生变化,他们的文化与价值观将可能在一定程度上发生变化,尽管这一过程可能是缓慢的。因此,在今后的研究工作中,我们有必要对各种文化进行长期的追踪与考察,并综合分析它们所处的不同环境背景的影响,从而为真正理解文化的形成与传承奠定基础。

参 考 文 献

- [1] Alesina, A., and E. L. Ferrara, "Who Trusts Others?", *Journal of Public Economics*, 2002, 85 (2), 207-234.
- [2] Alesina, A., P. Giuliano, and N. Nunn, "On the Origins of Gender Roles: Women and the Plough", *Quarterly Journal of Economics*, 2013, 128 (2), 469-530.
- [3] Belloc, M., F. Drago, and R. Galbiati, "Earthquakes, Religion, and Transition to Self-Government in Italian Cities", *Quarterly Journal of Economics*, 2016, 131 (4), 394-399.
- [4] Branas-Garza, P., and S. Neuman, "Parental Religiosity and Daughters' Fertility: The Case of Catholics in Southern Europe", *Review of Economics of the Household*, 2007, 5 (3), 305-327.
- [5] Buggle, J. C., and R. Durante, "Climate Risk, Cooperation, and the Co-Evolution of Culture and Institutions", CEPR Discussion Paper No. DP12380, 2017.
- [6] Cassar, A., A. Healy, and C. Von Kessler, "Trust, Risk, and Time Preferences after a Natural Disaster: Experimental Evidence from Thailand", *World Development*, 2017, 94 (1), 90-105.
- [7] Cavalli-Sforza, L. L., M. Feldman, K. H. Chen, and S. M. Dornbusch, "Theory and Observation in Cultural Transmission", *Science*, 1982, 218 (4567), 19-27.
- [8] Chaney, E., "Revolt on the Nile: Economic Shocks, Religion, and Political Power", *Econometrica*, 2013, 81 (5), 2033-2053.
- [9] 陈高佃,《中国历代天灾人祸表》。上海:商务印书馆,1939年。
- [10] Chen, D. L., "Club Goods and Group Identity: Evidence from Islamic Resurgence during the Indonesian Financial Crisis", *Journal of Political Economy*, 2010, 118 (2), 300-354.
- [11] Feldman, M. W., "Cultural Evolution: Theory and Models", In: Smelser, N. J., and P. B. Bal-

- tes (eds.), *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences*, 2001.
- [12] Fernandez, R., and A. Fogli, "Culture: An Empirical Investigation of Beliefs, Work, and Fertility", *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2005, 1 (1), 146-177.
- [13] Fleming, D. A., A. Chong, and H. D. Bejarano, "Trust and Reciprocity in the Aftermath of Natural Disaster", *Journal of Development Studies*, 2014, 50 (11), 1482-1493.
- [14] Giuliano, P., and N. Nunn, "Understanding Cultural Persistence and Change", *Review of Economic Studies*, 2020, rdaa 074.
- [15] Guiso, L., P. Sapienza, and L. Zingales, "Long-Term Persistence", *Journal of the European Economic Association*, 2016, 14 (6), 1401-1436.
- [16] Hansen, C. W., P. S. Jensen, and C. V. Skovsgaard, "Modern Gender Roles and Agricultural History: The Neolithic Inheritance", *Journal of Economic Growth*, 2015, 20 (4), 365-404.
- [17] 梁若冰, "气候冲击与晚清教案", 《经济学》(季刊), 2014 年第 13 卷第 4 期, 第 1557—1584 页。
- [18] Liang, R., X. Wang, and F. Yalmuchi, "Cotton Revolution and Widow Chastity in Ming and Qing Dynasty", *American Journal of Agricultural Economics*, 2021, 103 (1), 232-252.
- [19] Lowes, S., N. Nunn, J. A. Robinson, and J. Weigel, "The Evolution of Culture and Institutions: Evidence from the Kuba Kingdom", *Econometrica*, 2017, 85 (4), 1065-1091.
- [20] Miguel, E., "Poverty and Witch Killing", *Review of Economic Studies*, 2005, 72 (4), 1153-1172.
- [21] North, D., *Institutions, Institutional Change and Economic Performance*. Cambridge University Press, 1990.
- [22] Oster, E., "Witchcraft, Weather and Economic Growth in Renaissance Europe", *Journal of Economic Perspectives*, 2004, 18 (1), 215-228.
- [23] 水利部黄河水利委员会, 《黄河水利史述要》。北京: 水利出版社, 1982 年。
- [24] 水利部黄河水利委员会, 《黄河流域地图集》。北京: 中国地图出版社, 1987 年。
- [25] Uslaner, E. M., "Where You Stand Depends upon Where Your Grandparents Sat: The Inheritability of Generalized Trust", *Public Opinion Quarterly*, 2008, 72 (4), 725-740.

Natural Calamity and Cultural Formation

—A Study on Yellow River Flooding Region

RUOBING LIANG*

(Xiamen University)

Abstract Traditional Culture is usually regarded as the response to environmental change. In this paper we try to investigate the impact of natural calamity on the cultural for-

* Corresponding Author: Ruobing Liang, No. 422, Siming Nanlu, Xiamen University, Xiamen, Fujian, 361005, China; Tel: 86-18950055028; E-mail: ruobingliang@xmu.edu.cn.

mation by a case study of Yellow River flooding region (YRFR). Using national census and Chinese General Social Survey (CGSS) data and a regression continuity method, we estimate the influence of YRFR on the formation of cultures, including gender norms, religious belief, and the moral of trust. The results suggest that inner YRFR residents prefer boys than girls, believe aboriginal religion and repel foreign religion, and lack the trust in others despite trust more on governmental organizations. Finally, we conduct robustness checks and discuss the possible channels.

Keywords natural calamity, cultural formation, Yellow River flooding region

JEL Classification N15, Q54, Z10