·比较论坛·

中国青年眼中的中国共产党：文化与制度的两重逻辑

张　扬　唐文方

内容提要：文章意在探究不同世代的中国青年的政党信任差异，以及经济环境和这种差异之间的关系。通过分析 1990～2018 年五轮世界价值观调查数据，文章发现：中国青年的政党信任随代际更替不断提高，95 后青年的政党信任高于之前任何一代；微观经济变量（家庭经济状况满意度）的作用是有限的，宏观经济环境（中国占世界 GDP 比重）有更显著的作用；政党信任的产生主要发生在青年初期（16 岁），而不是调查年份。这些发现更有力地支持了政党信任的文化逻辑，而不是基于理性选择的制度逻辑。

关键词：政治信任　社会化　理性选择　中国青年

中图分类号：D668　　**文献标识码**：A　　**文章编号**：1003-3947(2022)01-0158-13

一、引　言

政党是现代政治不可或缺的组成部分。然而，在许多西方发达国家，公民对于政党以及选举、立法、行政等各种政治机构的信任全面下降（Norris，2011），更倾向于一种新型公民政治。其核心特征之一是政党的政治标签和象征性功能被弱化，选民不再长期不变地支持某个政党，而是更多地基于候选人或自己关心的特定社会问题作出选择（Dalton，2014）。西方发达国家的青年群体被认为是新型公民政治的主要参与者，他们具有较强的后物质主义价值观（Inglehart，1997）和批判性公民特质（Norris，1999）。改革开放以来，中国的国民生活水平迅速提升，基础教育得到普及，中产阶层日益壮大，根据现代化理论的解释，社会经济环境的转变为新型公民政治创造了有利条件。那么，当代中国青年是否发展出类似的政治观念？不同世代的中国青年在政党信任上是否存在显著的差异？如果政党信任的代际差异存在，那么不断变动的经济环境如何影响这种差异？这些是本文试图探究的主要问题。

对于政党信任以及其他制度信任的来源，主要存在制度和文化两种解释逻辑（Mishler & Rose，2001）。制度逻辑认为，制度信任的基础是理性选择，关键在于一种制度是否有令人满意的表现。因此，随着制度绩效的上下浮动，制度信任也会呈现出一定的波动性。与之相反，文化逻辑认为，制度信任受到价值观念和社会规范的约束，而这些文化框架形成于青少年时期，且一旦形成便难以改变，制度信任对制度表现优劣的反应并不那么敏感。若基于制度逻辑，政党信任应更多地取决于人们对某一个特定时期的制度绩效的评价；但若基于文化逻辑，政党信任的差异应主要体现为代际差异。此外，经济环境因素以两种不同的机制作用于政党信任：根据制度逻辑，民众对政府绩效的感知主要基于近几年内经济发展水平的变化；但根据文化逻辑，一个人对当前政党信任水平与其青少年成长时期的社会经济环境密切相关，青少年成长期的经历往往对政治态度产生最为长久的影响（Alwin et al.，1991；Tang & Lin，2020）。

作者简介：张扬，中国人民大学国际关系学院讲师。唐文方（通讯作者），香港中文大学（深圳）人文社会科学院讲座教授。

基金项目：教育部人文社会科学研究青年项目“新时代中国的城镇化水平与居民获得感研究——基于大数据挖掘与大样本跟踪调查”（项目编号：2020JBKYZY019）。

(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

通过分析世界价值观调查(World Value Survey) 发现,中国青年的政党信任在全球范围内基本处于最高水平。2018 年第七轮调查数据显示,18 ~35 岁的中国青年受访者中政党信任的总比例为 89.4%; 而综合对比分析 1990 ~2018 年的五轮数据后发现,每一代中国青年都表现出比上一代更强的政党信任; 受访者 16 岁时的宏观经济环境(尤其是中国占世界 GDP 的比重) 比调查年份家庭经济状况对政党信任有更强的影响。上述分析结果证明,相比于制度逻辑,文化逻辑更有力地解释了中国青年政党信任的发展变化。

二、政党信任的两重逻辑

在中国经济高速发展的进程中,政党信任没有像西方那样出现下降的趋势,普遍的政党信任依旧维持着中国政权的韧性(Tang, 2016) 。中国的各项政党信任指标都处于很高的水平,这一发现令西方学界感到意外,却被世界价值观调查、亚洲民主动态调查、皮尤研究中心调查等跨国数据反复验证(Tang, 2018) 。对此,以往研究主要基于政党信任的制度和文化逻辑予以解释,本文将在阐释这两个理论逻辑的基础上,进一步区分经济因素对政党信任的两种作用机制(时期效应和世代效应) 。

(一) 政党信任的制度逻辑

在制度逻辑看来,政党信任的基本解释框架是理性选择理论。在政治领域中,每一个公民同时也是一个经济人,任何判断和决策都基于成本和收益的理性权衡,制度信任取决于制度产生的收益。经济投票模型(economic voting model) 充分体现了政党信任的制度逻辑。该模型的主要结论是,经济表现决定了选民是否选择继续支持现任政府: 当经济表现符合或高于预期时,选民更倾向于投票给执政的政党或候选人(Lewis - Beck, 1990) 。普遍的政党信任很大程度上依赖于国家政策能否产生令大多数人满意的结果。不同世代对于政党制度的评价依据大致相同,即近期国家的经济状况、福利水平、综合国力等。若基于政党信任的制度逻辑,世代本身无法很好地解释政党信任水平的差异和变化,更为相关的时间变量应是对政党制度进行评价的具体时间,也就是开展民意调查的年份。

经济表现是制度绩效的核心组成部分。经济持续低迷之下的大面积失业和高通货膨胀引发的经济崩溃都可能导致政府的合法性危机,威胁政权的稳定(Przeworski et al. , 1996) 。政府的经济表现一直是中国制度信任研究最为关注的解释变量(Yang & Tang, 2010; Wang & You, 2016) 。将因变量由投票行为替换为政党信任后,经济投票模型可以用来分析经济表现和政党信任之间的关系。由于信息的复杂性和认知能力的局限性,现实中所有人的理性都是有限的。例如,近因偏差使人们过度倚重近期经验,而忽略过往经验(Kahneman, 2011) 。当受访者在问卷调查中被要求评价一项政策或制度时,也难以摆脱近因偏差的陷阱。由此可以推知,政党信任是短视的,人们对政党制度的信任更多取决于近期的经济表现,而不是多年前的经济表现,更不用提很久之前的青少年时期了。

经济投票模型区分了人们对微观和宏观经济表现的两种不同的评价标准(Lewis - Beck, 1990) 。一方面,个人收入的提高是普通大众更关心的问题,而且他们对政府绩效最直接的感知也来自于个人或家庭经济状况的变化,因此,微观经济变量应当和制度信任之间存在较强的联系; 另一方面,国家整体经济状况反映的是国家制度的经济表现,因此,宏观经济状况也会直接影响制度信任。人均 GDP 水平和通货膨胀率是和居民生活比较密切的两个宏观经济指标,前者反映了整体经济发展水平,后者反映了整体物价水平。此外,随着高速的经济发展,中国的国际地位不断提高,极大地激发了中国人的民族自豪感,这自然而然地也会转化成对中国政党制度的肯定和信任。基于政党信任的制度逻辑,可以得出如下一组研究假设:

制度假设 1: 调查时间和政党信任之间存在显著的关系。

制度假设 2: 调查当年的家庭经济状况满意度越高,政党信任水平越高。

制度假设 3a: 调查当年的全国人均 GDP 水平越高,政党信任水平越高。

制度假设 3b: 调查当年的全国通货膨胀率水平越高,政党信任水平越低。

(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

制度假设 3c: 调查当年的中国占世界 GDP 比重越高,政党信任水平越高。

(二) 政党信任的文化逻辑

根据文化逻辑,制度信任的基础是相对稳定的文化因素,比如社会规范和价值观念。与制度逻辑不同,文化逻辑不认为人们行为的根本动机是个人利益的最大化,而是强调人的社会性。史天健(Shi, 2014) 认为,规范对人们政治态度和行为的影响是不可忽视的,而规范是区分不同社会群体的行为准则,集体主义和等级观念这两种儒家文化价值规范对中国民众制度信任的影响尤为显著。

文化是有惰性的,规范或观念一旦形成便难以改变。政治文化更是如此,一种政治倾向持续的时间越久,转变的难度就越大,往往表现出路径依赖的特征(Pierson, 2000)。政治文化的这种属性和人的认知偏差是一致的。人们总是努力维持一种内心的平衡,对挑战固有观念的外部信息有一种本能的抵触(Festinger, 1957)。人们经常有意或无意地屏蔽那些否定固有观念的信息,只接收加强固有观念的信息,导致固有观念日益增强。可见,人并不总是理性的,制度信任也不总是基于制度绩效,而在很大程度上受制于固有的政治倾向。由此推之,政党信任和近期国家经济表现之间的联系可能是有限的,经济表现的优劣可能无法有效地改变既有政党信任水平。

在文化逻辑看来,一个社会的政治文化转变,主要通过世代更替完成。英格尔哈特(Inglehart, 1977) 是持有这一观点的主要代表学者。他发现,西方国家经历了一场“消声的革命”,这场革命最重要的一个方面是从物质主义到后物质主义价值观的转变,即人们的关注点从经济安全逐渐转向生活品质和自我表达。而驱动这场革命的根本动力是世代更替: 倾向于后物质主义的年轻一代逐渐替代了倾向于物质主义的年长一代,最终导致一个国家政治文化的转变。他的这一论断主要基于物质匮乏和社会化两个假设。物质匮乏假设认为,贫困和物资短缺会增强人们对安全和物质的需求,而在富裕生活中,人们更关注个性化的后物质主义需求。社会化假设认为,青少年成长时期是个人社会化的关键时期,这个时期的人生经历对政党信任以及其他政治态度的影响是持久的,相比之下,成年后的人生经历影响甚微。

在制度逻辑看来,信任是有条件的,取决于信任的对象是否值得被信任(Hardin, 2002); 但文化逻辑认为,信任是无条件的,信任的基础是人人都值得信赖的信念,即所谓的“道德性信任”(Uslaner, 2002)。道德性信任是人们性格的一部分,影响人们对各种人和事物的认识和判断,既包括社会对象,也包括政治对象。对于道德性信任强的人而言,无论是社会信任还是政治信任,都高于猜疑性格的个体。成长时期也是道德性信任形成的关键时期。在富裕的生活环境中,青少年可以获得更高的安全感,因而在与社会的接触中,他们更容易信任而不是猜忌他人。这种信任会逐渐发展成其性格的一部分,即使之后经济状况会上下波动,也不会发生很大的改变。而且当人们涉足政治生活时,信任也会从社会对象延伸至政党等政治对象。青少年成长时期的国家经济状况会影响整个一代人的性格和政党信任,基于此,可以引出如下一组研究假设:

文化假设 1: 世代和政党信任之间存在显著的关系。

文化假设 2a: 成长时期的全国人均 GDP 水平越高,政党信任水平越高。

文化假设 2b: 成长时期的全国通货膨胀率越高,政党信任水平越低。

文化假设 2c: 成长时期的中国占世界 GDP 比重越高,政党信任水平越高。

三、数据、变量与描述性分析

(一) 数据来源

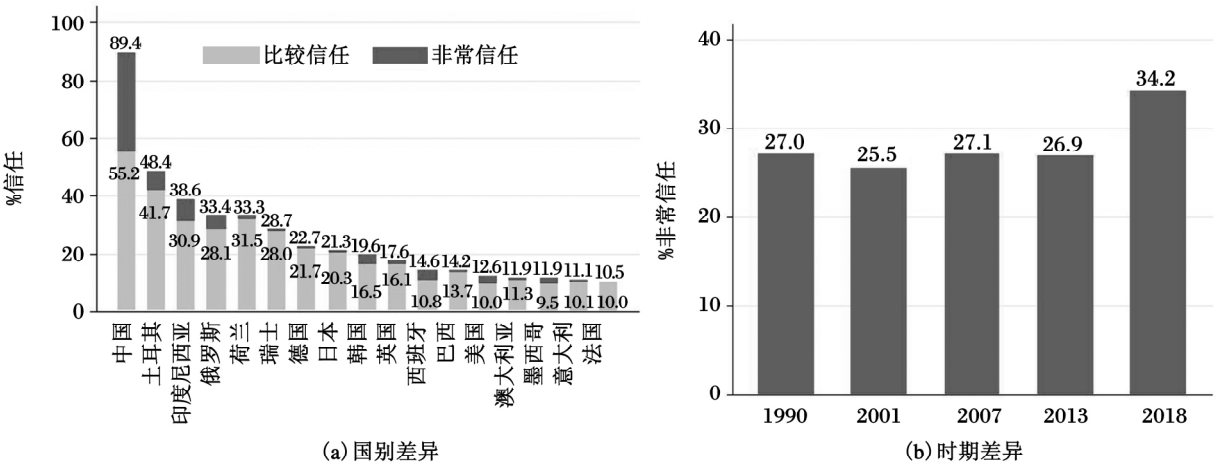
世界价值观调查致力于追踪世界不同地区政治和社会观念的发展。该调查由密歇根大学政治学家英格尔哈特于 1981 年创立,覆盖全球 120 余个国家和地区,约每五年展开一轮新的调查,目前共完成了七轮调查。中国在 1990 年首次加入这一国际性学术合作项目,并参加了之后历轮的调查。这一调查为研究政治态度的地区差异和历史变迁提供了宝贵的数据,本文对中国青年政党信任的实证分析也基于

(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

此项调查。同时,国家统计局和世界银行的开放数据平台提供了实证分析所需的宏观经济指标。另外,本文基于中共中央和国务院印发的《中长期青年发展规划(2016~2025年)》的界定,将青年限定在14~35周岁,但世界价值观调查的受访对象为18岁及以上人群,因此分析样本中不包含14~17岁的青年。

(二) 政党信任变量

政党信任是本研究的主要对象,也是因变量。世界价值观调查中,政党信任对应的问题为"您对政党这类政治组织的信任程度如何? 是非常信任、比较信任、不太信任,还是根本不信任?"根据2017~2020年第七轮调查数据,在近80个国家或地区中,中国18~35岁青年的政党信任基本处于最高水平,"非常信任"和"比较信任"的比例共计达到89.4%,"非常信任"所占比例为34.2%,排名第一,超过了调查覆盖的2019年GDP排名前20国家①中的17个。如图1-a所示,中国青年的政党信任比例远远高于美国、德国、日本等西方发达国家,以及巴西、俄罗斯、墨西哥等新兴市场国家。



注: 图1-a基于2017~2020年第七轮世界价值观调查,比较了世界主要国家青年政党信任("比较信任"和"非常信任")的差异。图1-b基于1990、2001、2007、2013和2018年五轮世界价值观调查(1995年的调查未公布政治信任的相关数据),比较了不同时期中国青年政党信任("非常信任")的变化。

数据来源: 世界价值观调查,参见 https://www.worldvaluessurvey.org/wvs.jsp。

图1: 18~35岁青年政党信任的国别和时期差异

本文将"非常信任"看作因变量,当受访者表示"非常信任"时,政党信任赋值为1,当受访者表示"比较信任""不太信任"或"根本不信任"时,政党信任赋值为0。这一安排是因为中国受访者政党信任的水平普遍较高,仅仅以信任与否作为因变量的赋值标准无法很好地体现政党信任的时间变化和群体差异。如图1-b所示,中国18~35岁青年对政党非常信任的比例在1990~2013年期间较为稳定,以30%为基准上下波动,但在随后的五年中有显著提升。

(三) 年龄、时期和世代变量

受访者年龄、调查完成的年份和受访者所经历过的重大历史事件,是研究大众态度和行为变迁的重要因素(Yang & Land, 2013)。利用历轮世界价值观调查的纵向数据,可以进行中国政党信任的年龄—时期—世代分析(age-period-cohort analysis)。其中,"时期"对应的是调查完成的年份,即1990、2001、2007、2013及2018年(1995年数据未公布)。16岁一般被认为是个人政治社会化的重要节点(Tang & Lin, 2020),因而"世代"的划分依据是受访者16岁之前经历的重大社会经济变革。根据以往

① 根据世界银行2019年发布的数据,GDP排名前20的国家依次为美国、中国、日本、德国、印度、英国、法国、意大利、巴西、加拿大、俄罗斯、韩国、澳大利亚、西班牙、墨西哥、印度尼西亚、荷兰、沙特阿拉伯、土耳其和瑞士。其中,印度、加拿大和沙特阿拉伯未包括在此轮世界价值观调查中。

(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

研究的世代划分标准,可以将新中国成立以来分为六个世代: 建国时期(1949 ~ 1965 年)、"文革"时期(1966 ~ 1977 年)、改革初期(1978 ~ 1988 年)、改革后期(1989 ~ 2000 年)、85 后(2001 ~ 2010 年)和 95 后(2011 年至今)(见表 1)(Tang & Lin, 2020)。

表 1: 新中国六个世代的划分

世代	受访者达到 16 岁时的实际年份	出生年份	重大社会经济变革
建国	1949 ~ 1965	1933 ~ 1949	中华人民共和国成立,抗美援朝, "大跃进"和人民公社化运动
"文革"	1966 ~ 1977	1950 ~ 1961	"文化大革命"
改革初	1978 ~ 1988	1962 ~ 1972	社会主义市场经济初步建立
改革后	1989 ~ 2000	1973 ~ 1984	社会主义市场机制逐步健全,中国 经济进入快速而稳定的发展阶段
85 后	2001 ~ 2010	1985 ~ 1994	社会主义市场经济体制进一步成熟稳定, 加入世界贸易组织(WTO),举办北京奥运会, 开始全方位地参与国际合作
95 后	2011 后	1995 后	中国特色社会主义建设成果举世瞩目,国际地位 迅速提升,形成了强烈的民族和国家认同

资料来源: 作者自制。

(四) 微观和宏观经济变量

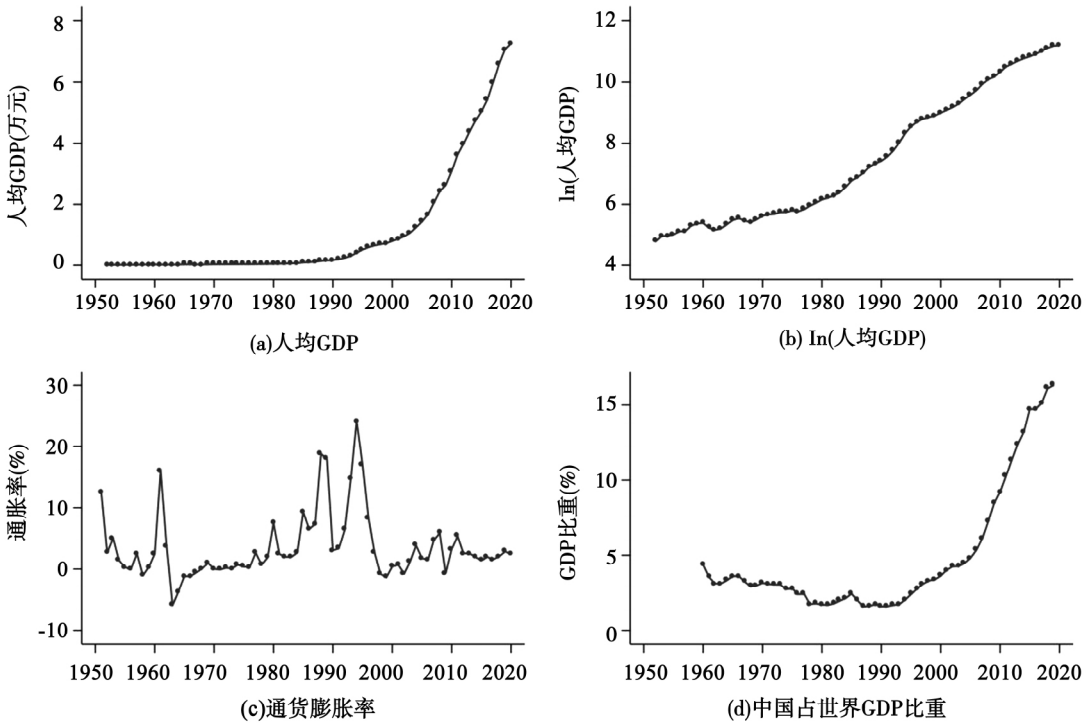
微观经济变量的家庭经济状况满意度基于世界价值观调查的一道量表题"您对自己家庭的经济状况满意吗?"量表中,数字 1 代表非常不满意,数字 10 代表非常满意。中国 18 ~ 35 岁青年的经济状况满意度总体呈现上升趋势。

宏观经济变量包括全国人均 GDP、通货膨胀率和中国占世界 GDP 比重。人均 GDP 和通胀率综合衡量中国居民整体生活水平,中国占世界 GDP 比重衡量中国在国际社会的经济地位。人均 GDP 和居民消费价格指数基于国家统计局网站公布的历史数据。如图 2 - a 所示,新中国成立后,中国人均 GDP 呈现指数增长的模式,因此本研究对人均 GDP 进行了对数转换,使其数据形态近似于线性(图 2 - b)。居民消费价格指数反映了当年城乡居民生活消费品和服务项目价格较于上年的变动(上年 = 100),通胀率的计算公式为居民消费价格指数减去 100。如图 2 - c 所示,中国的通胀率大部分时间保持在较低的水平,但由于改革开放初期的市场机制不够完善,通胀率在 1985 ~ 1989 年和 1993 ~ 1996 年出现两轮高峰。中国占世界 GDP 比重的计算基于世界银行发布的 1960 ~ 2019 年历年中国和世界 GDP 总量数据。1990 年之前,中国经济总量占世界比重在 2% 的水平上下浮动; 之后,这一比重持续加速增长,改革开放对提升中国国际经济地位的成效愈发显著。如图 2 - d 所示,中国经济总量在 1990 年仅占世界 GDP 的 1.6%,排名第 11 位; 但在 2007 年达到 6.1%,超越德国,成为世界第三; 在 2010 年突破 9.2%,超越日本,跃居世界第二,之后依然持续提高。

人均 GDP、通胀率和中国占世界 GDP 比重都用来检验中国政党信任的制度和文化逻辑,但限定的时间段是不同的。当检验制度假设时,基于世界价值观调查完成的年份,匹配三个经济指标和调查数据; 当检验文化假设时,基于受访者 16 岁所在年份合并数据。数据合并后,两组经济指标之间不存在很高的相关性①,将其置于同一回归模型中,不会造成 II 型检验误差的大幅提高,即不会导致本应统计显著的经济变量被判定为不显著。

① 调查年份与受访者 16 岁当年的人均 GDP 的相关性系数是 0.40,调查年份与受访者 16 岁那年的通胀率的相关性系数是 - 0.02,调查年份与受访者 16 岁那年的中国 GDP 在世界上的比重的相关性系数是 0.27。

(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net



数据来源: 国家统计局,参见 https: //data. stats. gov. c; 世界银行数据,参见 https: //data. worldbank. org。

图 2: 中国经济发展指标的变化趋势

(五) 其他解释变量

本研究的所有控制变量都来自世界价值观调查,包括性别、教育水平及地区。教育水平包括三个级别,分别是初中及以下、高中/中专及本科/大专,且只考虑受访者是否接受过相应教育,而不考虑是否已获得相应学历。地区变量的数值是受访者所在省、自治区或直辖市编码,在统计模型中按固定效应处理①。

在本文第四部分,将通过统计模型检验政党信任的制度和文化假设。相应的样本不仅包括中国18~35岁青年受访者,也包括出生于1933年之后已经步入中年或老年的受访者②。这样能够更加充分地利用纵向数据,不仅可以展现政党信任在青年时期不同年龄阶段的发展,还能够展现政党信任从青年到之后几个时期的转变。除去缺失政党信任变量的1995年,总样本数为9194,表2展示了所有变量的描述性统计特征。

表 2: 变量的描述性统计特征

变量	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
政党信任(非常信任=1)	8418	0.34	0.47	0	1
世代	9194	3	1.31	1	6
建国=1	9194	0.14	0.35	0	1
“文革”=1	9194	0.24	0.43	0	1
改革初=1	9194	0.28	0.45	0	1
改革后=1	9194	0.20	0.40	0	1

① 具体做法是,在回归模型中加入一系列虚拟变量,每个虚拟变量对应一个地区。通过地区固定效应,所有和地区相关但不随时间变化的影响因素(如当地的历史、地理环境等)将得到控制。

② 分析样本未包括出生于1933年之前的受访者。他们属于新中国成立前的世代,仅占总样本的2.3%。

(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

续表 2

变量	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
85 后 = 1	9194	0.11	0.32	0	1
95 后 = 1	9194	0.03	0.17	0	1
调查年份					
1990 年 = 1	9194	0.09	0.29	0	1
2001 年 = 1	9194	0.11	0.31	0	1
2007 年 = 1	9194	0.22	0.41	0	1
2013 年 = 1	9194	0.25	0.43	0	1
2018 年 = 1	9194	0.33	0.47	0	1
年龄	9194	43	14	18	75
男性	9192	0.48	0.50	0	1
教育水平					
初中及以下 = 1	8297	0.46	0.50	0	1
高中/中专 = 1	8297	0.39	0.49	0	1
本科/大专 = 1	8297	0.15	0.36	0	1
家庭经济状况满意度	9194	6.18	2.37	1	10
调查年人均 GDP(元)	9194	38267	23478	1663	66006
调查年通胀率(%)	9194	2.75	1.23	0.70	4.80
调查年中国 GDP 比重(%)	9194	10.32	5.23	1.59	16.07
16 岁时人均 GDP(元)	9161	4347	9276	119	54139
16 岁时通胀率(%)	9175	3.78	5.88	-5.90	24.10
16 岁时中国 GDP 比重(%)	8604	3.16	2.24	1.59	14.71

四、统计分析与发现

由于因变量政党信任是一个虚拟变量(取值非 0 即 1),因此,所有的统计模型皆基于逻辑斯蒂回归。世界价值观调查在中国的样本量于不同年份很不均衡①,在回归模型中,通过调整调查样本加权,使每次调查的样本量都为 1000。若不对样本进行加权,将会导致样本量大的年份对模型的估计影响过大,样本量小的年份对模型的估计影响过小,从而产生一定的偏差。

(一)政党信任的年龄、时期和世代分析

借助世界价值观调查的纵向数据,年龄、时期和世代可以置于同一统计模型中,每一个时间变量对政党信任影响的独立作用能够得到分离,从而可以同时检验时期效应和世代效应。表 3 展示了政党信任的年龄、时期和世代模型的分析结果。所有模型都通过引入地区固定效应(未显示),控制了地区间差异对政党信任的影响。模型 1 没有控制教育水平的影响,因为教育水平在 1990 年的调查数据中缺失,忽略该变量可以提高总样本量。其他三个模型都包括了教育水平,但代价是总样本量的减少。模型 1 和模型 2 保留了所有世代数据,模型 3 和模型 4 只保留了完整世代数据。由于世界价值观调查并非每年开展一次,每两轮调查之间都会有数年间隔,从而导致部分世代不完整,不完整世代占总样本的 1.8%,保留不完整世代,会使得某些世代的构成前后不一致。对于不同世代,政党信任随年龄增长的变化趋势可能是不一致的,所以,模型 4 在模型 3 的基础上增加了世代和年龄的交互变量。

几个模型的发现是相似的。以模型 3 为例,样本涉及 2001、2007、2013 和 2018 年四个时期,2001 年为对照时期,其他三个时期的回归系数均不具有统计显著性。这表明,与 2001 年相比,其他年份的政党信任并没有明显的提高或降低。对于每个调查时期,重新设置上一轮调查年份为参照时期,以此更直观

① 世界价值观调查中国受访者的样本量,在 1990 年和 2001 年都是 1000,2007 年是 1991,2013 年是 2300,2018 年是 3036。

(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

地比较相邻两次调查的政党信任水平。如图 3 所示,调整后所有时期的回归系数在 95% 可信水平上仍然是不显著的,也就是说,对于任意相邻的两轮调查,政党信任差异甚微。图 3 中,线段对应回归系数的 95% 置信区间。当图中虚线从线段中间穿过时,说明回归系数在 95% 可信水平上不显著。虚线从接近中心的位置,穿过了每一时期回归系数的置信区间,否定了从制度逻辑引出的时期效应假设(制度假设 1) 。

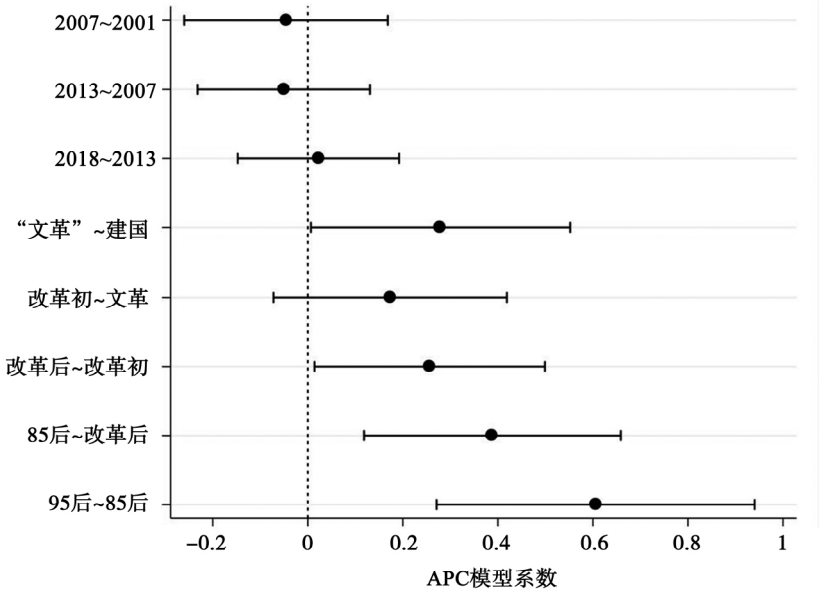
表 3: 政党信任的年龄—时期—世代(APC) 模型

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
调查年份(参照 = 2001 年)				
1990 年	0.380*** (0.142)			
2007 年	0.034 (0.106)	−0.044 (0.109)	−0.046 (0.109)	−0.071 (0.109)
2013 年	−0.053 (0.129)	−0.087 (0.133)	−0.096 (0.134)	−0.139 (0.135)
2018 年	0.075 (0.160)	−0.039 (0.167)	−0.074 (0.171)	−0.033 (0.170)
世代(参照 = 建国)				
“文革”	0.094 (0.126)	0.248* (0.133)	0.279** (0.139)	1.279*** (0.343)
改革初	0.167 (0.200)	0.409* (0.212)	0.453** (0.220)	2.198*** (0.600)
改革后	0.329 (0.285)	0.653** (0.300)	0.709** (0.309)	2.897*** (0.772)
85 后	0.603 (0.370)	1.024*** (0.390)	1.098*** (0.403)	3.532*** (0.881)
95 后	1.096** (0.451)	1.608*** (0.476)	1.704*** (0.488)	4.179*** (0.940)
年龄	0.031*** (0.008)	0.037*** (0.009)	0.038*** (0.009)	0.078*** (0.015)
世代 × 年龄				−0.015*** (0.004)
男性	0.133** (0.053)	0.158*** (0.055)	0.155*** (0.056)	0.159*** (0.056)
教育水平(参照 = 初中及以下)				
高中/中专		−0.119* (0.066)	−0.124* (0.067)	−0.124* (0.067)
本科/大专		−0.259*** (0.091)	−0.256*** (0.093)	−0.239*** (0.092)
常数项	−1.779*** (0.478)	−2.156*** (0.510)	−2.228*** (0.519)	−3.739*** (0.729)
样本量	8415	7614	7431	7431
Log − likelihood	−2698	−2194	−2149	−2146

注: * $p<0.1$, ** $p<0.05$, *** $p<0.01$。

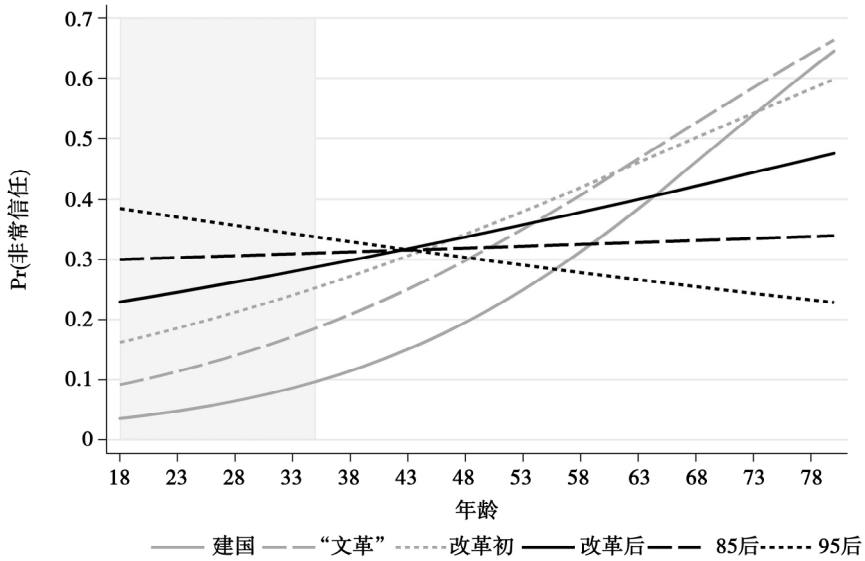
模型 3 中,所有世代的参照都是建国世代,建国世代之后五个世代的回归系数在 95% 可信水平上均显著。世代的回归系数一代高于一代则说明,政党信任也是一代高于一代,但这一趋势是否具有统计显著性需要进一步验证。在重新估计每一世代的回归系数时,将相邻的上一世代设置为对照世代。如图 4 所示,虚线穿过改革初世代的置信区间说明,改革初和“文革”两个世代在政党信任上没有显著差

(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net



注:每个调查年份的回归系数以上一次调查年份为参照,每个世代的回归系数以上一个世代为参照。线段代表回归系数的95%置信区间,中间圆点代表回归系数的期望值。若虚线穿过置信区间,则说明相应回归系数不具有统计显著性。

图 3:调查年份和世代的回归系数的 95% 置信区间



注:x 轴代表年龄,y 轴代表政党信任(非常信任 = 1)的概率。灰色区域覆盖了 18 ~ 35 岁青年时期。预测政党信任的概率时,除年龄和世代外,所有解释变量都设定在各自的平均值。

图 4:年龄、世代与政党信任概率(基于 APC 模型的预测)

异;但虚线从其他世代的置信区间外侧经过,说明其他相邻世代间的政党信任差异都具有统计显著性。总的来看,年龄—时期—世代模型验证了基于文化假设的世代效应(文化假设 1)。

在几个模型当中,年龄的系数都为正值且具有统计显著性。这表明,政党信任会随着受访者年龄的增长而加强。此外,模型 4 中世代与年龄的交互变量的回归系数为负值且显著,说明随着世代的更替,年龄对政党信任的增强作用在减弱。

(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

根据模型 4 的计算结果,图 4 展示了不同世代受访者的政党信任随年龄增长的变化趋势。纵向来看,政党信任的代际差异是显著的,如图 4 灰色区域所示,新一代青年总比上一代青年对政党有更高的信任。根据模型 4 的估计,在 18 岁时,六个世代的政党信任概率越来越高,分别是 0.04、0.09、0.16、0.23、0.30 和 0.38。横向来看,年龄对政党信任的作用在不同代际中不是一成不变的。随着代际的更新,年龄对政党信任的作用正在逐步减弱。

(二) 政党信任的经济影响机制分析

经济因素是时期效应和世代效应产生的基础。为检验政党信任的经济影响机制,我们在表 3 中模型 4 的基础上,加入了家庭经济状况满意度,以检验微观经济变量对政党信任的影响(制度假设 2)。同时,加入调查年份和受访者 16 岁时的国家宏观经济变量,以检验制度假设 3。这些经济变量具体包括人均 GDP、通货膨胀率和中国占世界 GDP 比重。模型 1 包括了所有经济变量,但因调查年的人均 GDP 和中国占世界 GDP 比重具有很高的相关性①,两个变量又分开置于模型 2 和模型 3 中。新的模型去掉了几个调查年份变量,原因是这些变量等同于调查年份的固定效应,和调查年份的宏观经济变量之间存在完全共线性。此外,所有模型都通过引入地区固定效应控制了地区差异对政党信任的影响。

从表 4 中可以看出,政党信任的制度和文化逻辑都得到了一定程度的验证。微观层面上,家庭经济状况满意度和政党信任之间存在显著的正向关系(验证制度假设 2),和制度逻辑的预测一致。宏观层面上,受访者 16 岁时中国占世界 GDP 比重的提高会增强政党信任(验证文化假设 2c),但该比重在调查年份对政党信任没有显著影响(否定制度假设 3c),这一结果支持文化逻辑的预测。人均 GDP 和通货膨胀率的相关变量均不显著,既不支持制度假设 3a 和 3b,也不支持文化假设 2a 和 2b。

表 4: 政党信任的经济因素分析

	模型 1	模型 2	模型 3
世代(参照 = 建国)			
“文革”	1.080*** (0.381)	1.049*** (0.378)	1.038*** (0.376)
改革初	1.911*** (0.679)	1.849*** (0.674)	1.828*** (0.670)
改革后	2.466*** (0.910)	2.343*** (0.891)	2.326*** (0.888)
85 后	2.727** (1.079)	2.580** (1.056)	2.557** (1.051)
95 后	2.624** (1.270)	2.514** (1.256)	2.481** (1.250)
年龄	0.063*** (0.023)	0.067*** (0.023)	0.065*** (0.023)
世代 × 年龄	-0.011* (0.006)	-0.010* (0.005)	-0.010* (0.005)
家庭经济状况满意度	0.040*** (0.013)	0.040*** (0.013)	0.040*** (0.013)
调查时人均 GDP	-0.812 (0.869)	-0.064 -0.152	
调查时通胀率	0.103 -0.123	-0.001 (0.024)	-0.008 (0.028)

① 对于调查年份,人均 GDP 和中国 GDP 比重的相关性系数高达 0.91。

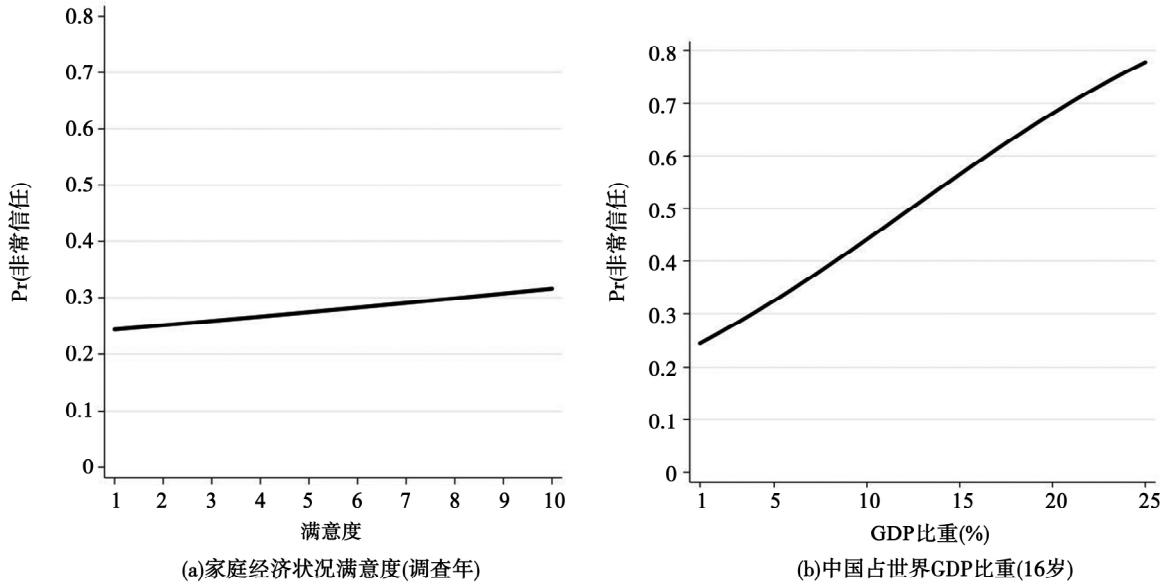
(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

续表 4

	模型 1	模型 2	模型 3
调查时中国 GDP 比重	0.126 (0.147)		-0.007 (0.026)
16 岁时人均 GDP	-0.045 (0.188)	0.021 -0.165	0.006 -0.177
16 岁时通胀率	-0.001 -0.006	-0.002 (0.006)	-0.002 (0.006)
16 岁时中国 GDP 比重	0.099** (0.049)	0.096* (0.049)	0.098** (0.049)
男性	0.149*** (0.058)	0.148** (0.058)	0.148** (0.058)
教育水平 (参照=初中及以下)			
高中/中专	-0.134* (0.070)	-0.141** (0.069)	-0.143** (0.069)
大学/大专	-0.247*** (0.095)	-0.255*** (0.094)	-0.256*** (0.094)
常数项	3.268 (8.007)	-3.568*** (0.846)	-3.931** (1.763)
样本量	7035	7035	7035
Log-likelihood	-1991	-1991	-1991

注: * $p<0.1$, ** $p<0.05$, *** $p<0.01$。括号内数字为标准误差。所有模型都基于完整世代,都控制了地区固定效应。估计回归系数时,通过加权,每个调查年份的样本数达到平衡,都为 1000。

为了更直观地呈现宏观经济变量对政党信任的实质效应,对表 4 中的模型 1 进行了可视化处理(见图 5)。只选取了具有统计显著性的两个变量,即家庭经济状况满意度和 16 岁时中国占世界 GDP 比重,



注: x 轴代表相应经济指标的赋值,y 轴代表政党信任(非常信任=1)的概率。预测政党信任概率时,其他所有解释变量都设定在各自的平均值。

图 5: 经济变量对政党信任的实质效应

(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

政党信任概率的计算也是基于公式。通过图 5 可以看出,家庭经济状况满意度对政党信任的提升作用是有限的: 即使满意度从最低值 1 增长到最高值 10,政党信任概率只能提高 0.32 - 0.24 = 0.08(图 5 - a) 。与之相比,宏观经济变量有较宽的取值区间,累积的实质效应是不可低估的。控制人均 GDP 和通胀率等影响因素后,在 1% ~25% 的取值区间内,16 岁时中国占世界 GDP 比重每提高一个百分比,政党信任概率增加 1.9% ~2.5%①(图 5 - b) 。例如,以 16 岁当年为标准,当中国占世界 GDP 比重从 2% 升至 20% 时,政党信任概率从 0.26 升至 0.68,相差达 0.42。综合统计显著性和实质显著性来看,相比于基于理性选择的制度逻辑,文化逻辑更好地解释了经济发展和政党信任之间的关系。

五、研究结论

新中国建立以来,中国在中国共产党的领导下经历了一系列重大的经济和社会变革。改革开放以后,经济迅猛发展,国际地位迅速提升,当代青年的成长环境与其父辈相比发生了巨大变化。社会经济环境的巨大变动往往会引起政治文化的转变。本文关心的问题是,中国青年的政党信任发展趋势以及经济发展和政党信任的代际差异之间的关系。政党信任的制度逻辑和文化逻辑对这些问题给出了不同的解释。制度逻辑建立在经济利益的假设之上,认为政党信任主要与近期国家经济表现有关,与世代关系不大; 文化逻辑则强调规范、观念以及成长经历等文化因素对政党信任的影响,个人的文化特质往往定型于青少年成长时期,由于每个世代的社会经历不尽相同,因此,每个世代的政党信任水平也应有所差异。在文化逻辑看来,经济因素影响政党信任,不是因为人们将经济表现的优劣作为评价政府绩效的标准,而是因为一个人在青春期的宏观经济环境对其政治态度和价值观的形成起到了更重要的作用。

1990 ~2018 年五轮世界价值观调查数据显示,中国民众的政党信任随代际更替不断提高,且速度不断加快。青春期处于新时代的 95 后青年,其政党信任强于之前的任何一个世代。通过实证分析可以看出,经济因素对政党信任代际差异的影响更符合文化逻辑的解释,主要体现在如下两个方面: 第一,在所有调查年份的经济变量中,只有家庭经济状况满意度是显著的,但其对政党信任的提升作用有限; 第二,16 岁时中国占世界 GDP 比重的提高可以有效地促进政党信任,而不是调查年份的中国 GDP 在世界上的比重。

普遍的政治信任是中国政治文化的主要特征,也是中国政权韧性的重要基础(Tang, 2016) 。基于本研究可以预见,中国的政治文化优势将会继续保持下去,中国青年对中国政党制度的认同将有增无减。政党信任自身是有韧性的,经济的短期下滑虽会降低家庭经济状况满意度,但对政党信任的影响是有限的。总之,一个国家政治信任的建立往往需要几代人,这是政治文化的路径依赖属性所决定的(Pierson, 2000) ,但一旦建立起政治信任,它将是具有韧性的。

参考文献:

Alwin, D. F. , Ronald L. Cohen, and Theodore M. Newcomb, 1991. *Political Attitudes over the Life Span: The Bennington Women after Fifty Years*. Madison: University of Wisconsin Press.

Dalton, R. J. , 2014. *Citizen Politics: Public Opinion and Political Parties in Advanced Industrial Democracies*. Washington D. C. : CQ Press.

Festinger, L. , 1957. *A Theory of Cognitive Dissonance*. Stanford University Press.

Hardin, R. , 2002. *Trust and Trustworthiness*. New York: Russell Sage Foundation.

Inglehart, R. , 1977. *The Silent Revolution: Changing Values and Political Styles Among Western Publics*. Princeton University Press.

——1997. *Modernization and Post Modernization: Cultural, Economic, and Political Change in 43 Societies*. Princeton: Princeton University Press.

① 由于逻辑斯蒂回归是非线性模型,自变量每增加一个单位对应的因变量变化不是固定的。

(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

Jennings, M. K. and N. Zhang, 2005. "Generations, Political Status, and Collective Memories in the Chinese Countryside." *The Journal of Politics*. 67(4): 1164 – 1189.

Kahneman, D., 2011. *Thinking, Fast and Slow*. New York: Macmillan.

Lewis – Beck, M. S., 1990. *Economics and Elections: The Major Western Democracies*. Ann Arbor: University of Michigan Press.

Mishler, W. and R. Rose, 2001. "What Are the Origins of Political Trust? Testing Institutional and Cultural Theories in Post – Communist Societies." *Comparative Political Studies*. 34(1): 30 – 62.

Norris, P., ed., 1999. *Critical Citizens: Global Support for Democratic Governance*. New York: Oxford University Press.

Norris, P., 2011. *Democratic Deficit: Critical Citizens Revisited*. New York: Cambridge University Press.

Pierson, P., 2000. "Increasing Returns, Path Dependence, and the Study of Politics." *American Political Science Review*. 94(2): 251 – 267.

Przeworski, A., M. Alvarez, J. A. Cheibub, and F. Limongi, 1996. "What Makes Democracies Endure?" *Journal of Democracy*. 7(1): 39 – 55.

Sears, D. O. and C. Funk, 1999. "Evidence of the Long – term Persistence of Adults' Political Predispositions." *Journal of Politics*. 61: 1 – 28.

Shi, T., 2014. *The Cultural Logic of Politics in Chinese Mainland and Taiwan*. New York: Cambridge University Press.

Tang, W., 2016. *Populist Authoritarianism: Chinese Political Culture and Regime Sustainability*. New York: Oxford University Press.

——2018. "The 'Surprise' of Authoritarian Resilience in China." *American Affairs*. 2(1): 101 – 117.

Tang, W. and J. Lin, 2020. "The CPC as a Populist Authoritarian Party: An Impressionable Years Analysis." *China: An International Journal*. 18(1): 26 – 45.

Uslaner, E. M., 2002. *The Moral Foundations of Trust*. New York: Cambridge University Press.

Wang, Z. and Y. You, 2016. "The Arrival of Critical Citizens: Decline of Political Trust and Shifting Public Priorities in China." *International Review of Sociology*. 26(1): 105 – 124.

Yang, Q. and W. Tang, 2010. "Exploring the Sources of Institutional Trust in China: Culture, Mobilization, or Performance?" *Asian Politics & Policy*. 2(3): 415 – 436.

Yang, Y. and K. C. Land, 2013. *Age – Period – Cohort Analysis: New Models, Methods, and Empirical Applications*. Boca Raton: Taylor & Francis.

How Do China's Youth View the Communist Party of China: The Cultural and Institutional Logic for Trust in Political Parties

Zhang Yang & Tang Wenfang

(Renmin University of China, Beijing; Chinese University of Hong Kong, Shenzhen)

Abstract: This research investigates two questions regarding political trust in China: How do the new and old cohorts of Chinese youth differ in their trust toward the Communist Party of China? How are economic conditions associated with such cohort differences? With an analysis of the five waves of the World Value Survey (WVS) between 1990 and 2018, we find that respondents of a more recent cohort tended to place stronger trust in the Party. We also find that the impact of satisfaction with the family's financial situation is limited, and that macroeconomic conditions, in particular China's international economic status, have strong substantive effects and they exert influence on trust in the Party mainly during impressionable years (e.g., the year when one turns 16), rather than in the years when the WVS survey is conducted. These findings better support the cultural logic of political trust than the institutional logic that is based on rational choice.

Key words: Political Trust; Political Parties; Socialization; Rational Choice; Chinese Youth

(责任编辑: 王　瑶)

(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net