

# 福利体制如何影响福利态度？ ——全球视野下的福利体制效应及传导作用分析

沈冰清 林闽钢\*

**【摘要】**社会福利态度是社会政策的“晴雨表”，20世纪90年代末以来，社会政策改革浪潮席卷全世界。本文以此为背景聚焦福利体制如何影响福利态度问题，基于2005—2009年和2017—2020年两期综合价值观调查数据，通过构建多层广义结构方程模型，试图揭示典型福利体制的效应及传导作用。研究发现：第一，在控制一系列宏观因素和微观因素后，不同福利体制造成民众福利态度的差异性；第二，性别平等观在福利体制对福利态度的影响过程中起遮掩甚至替代作用；第三，福利体制的强化效应在不同阶层群体间存在异质性，在贫富差距小的国家和地区更加明显；第四，我国民众的福利态度与东亚福利体制国家和地区民众的福利态度具有相似性。

**【关键词】**福利态度；福利体制；性别平等观；遮掩效应

## 一、研究缘起

社会福利态度（welfare attitudes）作为社会政策的“晴雨表”，它是指民众对以政府为主的福利供给行为及政策所形成的看法、观点和信念。福利态度具有多样性、群体差异性等特征，不同国家、不同地区的福利态度会存在较大差异，寻找不同福利态度差异性的内在规律成为学界的热点<sup>[1-3]</sup>，其中福利态度与福利体制（welfare regimes）的对应性成为其探讨的重点。

20世纪90年代末以来，在人口老龄化背景下，面对经济衰退和劳动力市场的快速变化，社会政策改革浪潮从欧洲福利国家开始席卷至世界范围<sup>[4]</sup>，来自政府、市场、家庭及个人的

多元福利供给结构被重塑，对福利态度造成了较大的影响。针对这一变化，已有学者对西方福利态度和福利体制的对应性展开了初步探索<sup>[5-9]</sup>，研究成果多以西方国家为研究对象，鲜有对包含中国在内的东亚国家和地区福利态度进行比较，且缺乏福利体制与福利态度之间的传导作用分析<sup>①</sup>。

本文围绕世界范围内典型福利体制如何影响福利态度这个问题，利用2005—2009年、2017—2020年两期综合价值观调查（Integrated Values Surveys, IVS）数据，该数据库包含更多的国家和地区，有利于全面分析包含东亚福利体制在内的福利体制与福利态度之间的价值规范效应，关注不同福利体制下福利态度差异的形成过程，并探寻福利体制影响福利态度的传导作用。

\* 沈冰清：南京大学政府管理学院博士研究生，DG1906024@smail.nju.edu.cn。林闽钢（通讯作者）：南京大学政府管理学院教授、南京大学社会保障研究中心主任，mglin@nju.edu.cn。

① 究其主要原因：一是现有的数据库调查范围局限于某一区域，如欧洲晴雨表（Eurobarometer）、欧洲社会调查（European Social Survey, ESS）及欧洲价值观研究（European Value Study, EVS）等以欧洲国家为主，亚洲风向球调查（Asian Barometer Survey, ABS）以亚洲国家为主，虽然国际社会调查项目（International Social Survey Program, ISSP）包含多个国家，但由于每期调查主题不同，难以涵盖不同福利体制所包含的国家和地区；二是福利态度涉及个体主观态度，其与福利体制间的机制分析需要建立价值规范路径，在方法上也亟待优化。

## 二、文献综述与研究假设

### (一) 福利态度的比较研究

福利态度研究始于西方国家所开展的选举调查,从初期寻找各国民众个体的内部差异及原因到开展跨国比较、进行跨学科研究,使得福利态度研究逐渐丰富。福利态度始终伴随着福利国家的形成和发展,成为福利国家合法性的关键词<sup>[10]</sup>。

在解释福利态度的形成和变化问题上,初期由于数据限制,研究多依据福利政策的受众群体寻找其共性和差别,常常是针对某一国家民众的福利态度,其中个体自利、价值观念等微观因素的影响最为突出。在自利假设下,福利态度存在禀赋效应,即受助者相较于其他人对政府提供的福利项目评价更高、支持程度更高,老年人、儿童、失业者、病患者、残疾人等弱势群体,会更倾向于强化政府责任来满足他们的福利需求<sup>[11]</sup>。这意味着一个人的年龄、性别、就业状态、健康状况、社会阶层等特征都会影响其再分配偏好和对政府责任的支持程度<sup>[12-13]</sup>。个体的价值立场同样是预测福利态度的重要因素:经济个人主义、社会公平意识、政党派别、性别角色观、宗教信仰、慈善观念等价值观都具有一定的稳定性<sup>[14]</sup>,会对个体寄予政府的期望产生潜移默化的影响,且短时间内难以改变。

从20世纪80年代开始,福利态度的国别研究转向跨国比较,一方面跨国数据愈加丰富为跨国比较研究提供了可能性,另一方面国家和地区民众的福利态度有相似的特征往往需要基于宏观层面的解释路径,其中福利体制和文化因素最具代表性<sup>[15-17]</sup>。20世纪90年代,艾斯平-安德森依据去商品化和分层化两个指标,开创性地将福利国家分为自由主义、保守主义与社会民主主义三种福利体制类型<sup>[18]</sup>,福利态度的比较研究出现了转折性变化<sup>[19]</sup>,学者都在福利体制比较研究成果上寻找福利态度的变化规律,探讨福利态度与福利体制类型的对应性。不同于西方福利国家的发展历程,东亚福利体制国家和地区强调家庭责任,福利支出水平低,具有生产主义

倾向,社会政策服务于经济政策<sup>[20]</sup>。这些特征使得其民众的保障诉求相较于欧美国家明显偏低,普遍更重视生产性福利,这也符合东亚福利体制“弱保障性”的福利供应特点<sup>[21]</sup>。受数据限制,东亚福利体制的福利态度研究局限于内部比较<sup>[22-23]</sup>,无法与西方其他福利体制国家对话,因此难以解释东亚福利体制与其他福利体制下民众福利态度的差异。而文化因素始终难以捕捉,其植根于历史经验和社会规范当中,既可以透过个体的价值观念、宗教信仰等表现出来,也可融入政策设计中传递到民众,且与体制相互作用的关系增加了影响福利态度的复杂性<sup>[24]</sup>。

进入21世纪以来,为保证全体人民在共建共享发展中有更多获得感,不断促进人的全面发展、全体人民共同富裕,我国推出一系列改善民生的社会政策,尤其是对弱势群体给予福利支持的价值观逐渐形成,社会问题的个人责任论开始向社会责任论的方向转变<sup>[25]</sup>,因此在新的历史条件下研究我国的福利态度,有利于不断调整社会政策体系,提升人民美好生活的共同福祉。

### (二) 福利态度与福利体制对应性解释

在探究福利态度与福利体制的对应性上,更为直接、流行的方式是不再单独分析跨国差异,而是基于艾斯平-安德森对福利国家进行的三种福利体制划分,将代表相同体制类型的国家集中到福利体制的虚拟变量中,纳入实证分析<sup>[26]</sup>。福利体制对福利态度的影响会通过利己主义、阶级利益和平等价值观的差异形成三种机制解释:个人自利机制、阶级联盟机制和价值规范机制。三种解释分别来源于理性选择论、权力资源论和社会化争论<sup>[27]</sup>。理性选择论强调以个人短期利益为核心的政策反馈,此时个体对政府再分配政策的偏好取决于当期的福利状况。自利机制下受助者从中获益便会倾向支持政府提供更多社会保护以维持当期的生活水平,支持者的规模程度形成了福利体制间的态度差异<sup>[28-29]</sup>。个人自利机制无法解释为何有时在不同体制下优势群体会同样支持再分配政策<sup>[19]</sup>。权力资源理论关注工人阶级和中产阶级之间结成联盟的可能性,尤其是

中产阶级发挥的互动效应。大量实证研究表明,这种阶级效应并不明显,不同福利体制下的阶级差异甚至非常相似<sup>[6, 11]</sup>,因此需进一步挖掘体制背后的文化特征。事实上,福利体制不仅包括正式的社会政策安排,还包括团结和社会正义信念的集体模式。这些团结和社会正义原则植根于历史和文化之中,不断塑造着公共话语和个人价值观<sup>[30-31]</sup>。因此,价值规范机制认为,不同福利体制包含了特定社会中个人试图实现的需要、价值和平等规范,并形成相应的福利态度<sup>[32]</sup>。以往的研究更注重社会公平感、社会冲突感、收入差距认知等价值规范对福利态度的直接影响<sup>[33]</sup>,忽视了宏观体制是如何通过价值规范传导到微观态度的,且缺少性别视角。作为个人对性别角色、性别关系的基本理解和认识,性别平等观是平等观的重要内容,属于一个社会共享的描述性规范,来源于复杂的历史、地缘政治和社会文化。性别平等观不仅反映男女在社会权利和地位上的平等状态,也给不同福利体制带来性别平等效益<sup>[34]</sup>,因而能够在宏观的福利体制与微观的福利态度之间形成连接桥梁。此外,民众对工作和家庭生活中两性角色的态度符合其国家福利体

制的政治目标,特别是在经济衰退期间,个体对性别角色的态度从传统的观点转向更平等的观点<sup>[35]</sup>。

通过分析已有的研究,针对福利态度与福利体制的对应性问题,考虑东西方文化的差异性,本文在西方三种福利体制的基础上增加东亚福利体制和其他福利体制的类型(见图1),并做出以下假设:

假说1:不同福利体制下,民众的福利态度存在显著差异。

形成福利态度差异的机制中,不同历史条件和文化背景所形成的福利体制对个体的福利态度的影响不尽相同,个人自利机制和阶级联盟机制能够在一定程度上解释福利态度与福利体制之间的关系,而价值规范机制揭示了内在的意识形态,并带来价值规范效应。结合性别视角的观点,当宏观的福利体制影响个体的福利态度时,其传导作用可能来源于对性别平等问题的看法和价值理念。由此得出以下研究假设:

假说2:福利体制通过性别平等观影响福利态度,性别平等观起到中介传导作用。

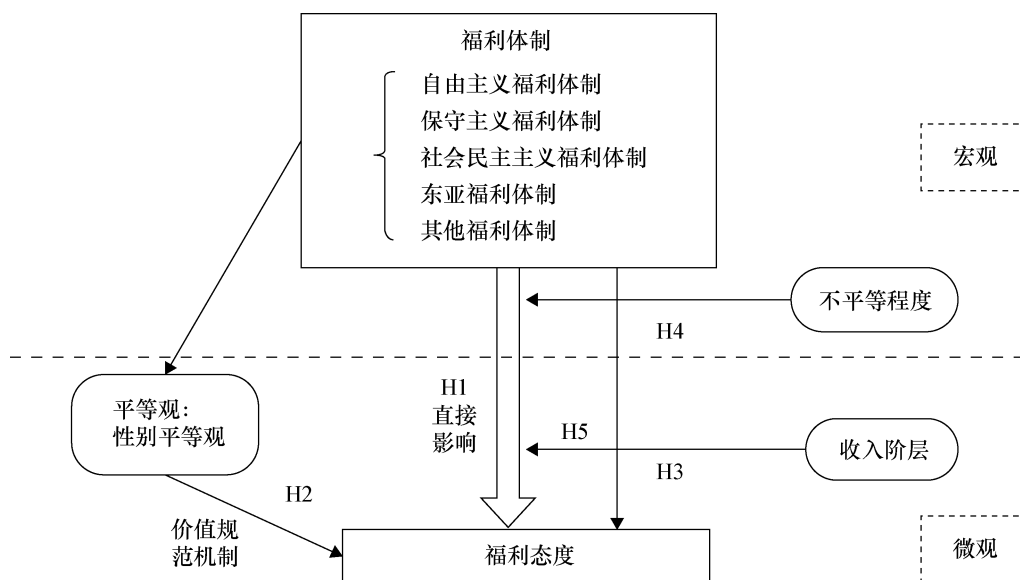


图1 福利态度与福利体制对应性问题的逻辑假设

资料来源:作者自制。

福利体制对个体福利态度的影响是否在不同群体间存在程度上的差异?是否会随时间趋势改变?已有文献证明,微观的个体特征、宏观地区特征都可能对福利态度产生影响。据此,在考察福利态度与福利体制的关系时有必要考虑这些因素,以识别福利体制影响的边界范围。微观层次关注个体收入阶层的调节作用,宏观层次则关注国家的贫富差距水平,同时观察时间效应。

#### 1. 微观层次因素:收入阶层

既有研究发现<sup>[36]</sup>,即使受到个体自利动机以及公平认知的双重影响,高收入阶层群体的再分配偏好也显著低于低收入阶层,这种阶层差异的原因在于高收入阶层普遍对福利国家缺乏认同度,他们并不依赖政府提供的社会福利,且将贫富差距归因于能力、努力、志向或抱负等个体内因,而低收入阶层会因规避陷入贫困境地选择支持政府提供普惠性福利,因此民众的福利态度会随收入阶层提高而下降,低收入阶层会对不同福利体制间的福利差异更加敏感。

假说3:福利体制对福利态度的影响在低收入阶层群体中更加明显。

#### 2. 宏观层次因素:基尼系数

不同福利体制下国家的再分配水平不同,越是不平等,民众越支持收入再分配均等化、政府应当承担更多责任。贫富差距较小的国家往往在整体上提供了较好的社会保护,在一定程度上增加福利体制差异对民众福利态度的敏感性。因此,在基尼系数小的国家和地区,福利体制的差异对福利态度的影响反而较大。

假说4:福利体制对福利态度的影响在贫富差距小的国家和地区更加明显。

相较于发达国家,本文关注我国民众的福利态度呈现怎样的特征?是否与东亚福利体制国家和地区民众的福利态度具有相似性?由于实施一国两制的政治制度,港澳台地区与大陆的社会保

障发展水平存在较大差异,难以形成统一的福利体制。基于已有验证,中国台湾地区与日本、韩国的福利体制相似,而中国香港地区则常与新加坡归为一类<sup>[37]</sup>。在内部结构上,中国、日本、韩国三国民众的福利态度具有很高的相似性<sup>[38]</sup>,与东亚福利体制的“弱保障性”福利供应特点相吻合<sup>[22]</sup>。因此,本文做出以下假设:

假说5:我国民众的福利态度与东亚福利体制国家和地区民众的福利态度具有相似性。

### 三、数据来源与研究方法

#### (一) 数据来源

本文数据来源于综合价值观调查。综合价值观调查数据集由欧洲价值观研究(EVS)和世界价值观调查(World Values Survey, WVS)合并构建<sup>[39-40]</sup>,分别由德国科隆莱布尼茨社会科学研究(ESIS-The Leibniz Institute for the Social Sciences)和世界价值观调查协会(World Values Survey Association, WVSA)独立发布<sup>①</sup>,合并后覆盖世界115个国家和地区、时间跨度40年(1981—2021年),涉及个人、人际、家庭、社会、自然环境、国家政治及全球化等多领域问题,调查内容提供了较为稳定且多轮重复测量的价值观指标体系,能够为本文分析不同福利体制下的福利态度提供数据支持。

本文涉及不同国家的福利态度比较问题,考虑合并数据集时间跨度和国家与地区多样性,删除主要变量缺失值,最终保留2008年第四波、2017年第五波的EVS数据以及2005—2009年第五波、2017—2020年第七波的WVS数据样本64100个,包含挪威、瑞典、芬兰、丹麦、德国、法国、意大利、西班牙、美国、英国、澳大利亚、新西兰、日本、韩国、中国、中国香港地区、中国台湾地区、波兰、匈牙利、捷克共和国

① 欧洲价值观研究围绕欧洲居民如何看待家庭、工作、宗教、政治和社会等问题,每九年开展一次调查,截至目前共进行了五波调查(分别于1981年、1990年、1999年、2008年、2017年执行),旨在深入了解全欧洲居民的偏好、信仰、态度和价值观;世界价值观调查内容有重合,抽样范围拓展到全世界,每五年开展一次,每次历时3~5年,截至目前共进行了七轮调查(分别于1981—1984年、1990—1994年、1995—1998年、1999—2004年、2005—2009年、2010—2014年、2017—2020年执行)。

和斯洛伐克共和国 21 个国家和地区，合并为 2005—2009 年、2017—2020 年两期截面数据，跨度 9~15 年，其中第一期包含样本 31 877 个，第二期包含样本 32 223 个。

## （二）变量设置及描述性统计

### 1. 变量设置

（1）因变量：个体的福利态度。世界价值观调查问卷中有“收入分配应当更加均等还是应当给予个人努力更大奖励”和“人们应该承担更多责任保障自己还是政府应该承担更多责任保障每个人的生活”两个问题，均涉及被调查者对再分配或收入不平等的态度和政府责任的态度，前者使用反编码代表分值越高，越支持收入分配应当更加均等的观点，后者使用原编码代表分值越高，越认为政府应该承担更多责任保障每个人的生活。两个问题的平均值即为个体的福利态度，回答“不知道”的受访者被视为缺失。

（2）自变量：福利体制。根据艾斯平-安德森关于福利国家理想型划分<sup>[18]</sup>，加之学者对其划分的争论，本文在三种福利体制的划分基础上拓展形成五种福利体制的类别变量：1 代表社会民主主义福利体制、2 代表保守主义福利体制、3 代表自由主义福利体制、4 代表东亚福利体制、5 代表中欧国家的其他福利体制。其中，社会民主主义福利体制包含挪威、瑞典、芬兰和丹麦四个代表国家，共 12 629 个样本；保守主义福利体制包括德国、法国、意大利以及西班牙等国家，共 16 255 个样本；自由主义福利体制包括美国、英国、澳大利亚和新西兰等国家<sup>①</sup>，共 10 944 个样本；东亚福利体制包括日本、韩国和中国大陆、中国香港地区、中国台湾地区等国家和地区，共 13 555 个样本；其他福利体制则将波兰、匈牙利、捷克共和国和斯洛伐克共和国等中欧国家囊括在内，共 10 717 个样本。

（3）调节变量。微观调节变量为个体的家庭收入阶层，也为主观收入水平。被调查者对家庭经济状况进行自评，使用原编码 1 代表国家和地区最低收入阶层，10 代表最高收入阶

层，其中家庭收入包括家庭成员所有工资、薪金、退休金和其他收入。宏观调节变量为该国家和地区当期的基尼系数，按税前总收入计算，数据来自世界发展指标（World Development Indicators, WDI）或经济合作与发展组织（Organization for Economic Co-operation and Development, OECD）数据库。

（4）中介变量：性别平等观。本文使用世界价值观调查中能够反映性别观念平等程度的调查题目。调查问卷中与性别观念相关且无歧义的题项共有五个，涉及家庭和公共两个领域，反映人们对家庭关系、政治、教育权利、价值实现和就业机会等方面的性别平等认同度。家庭领域的是关于对“家庭中若妻子比丈夫赚钱多，将会出现问题”这一观点的认同程度，公共领域包括对“政治（总体来看，男性比女性更适合做政治领袖）”“教育权利（与女孩相比，大学教育对男孩更重要）”“职业发展（总体来说，男人比女人能成为更好的经理人）”“就业机会（当就业机会很少时，男人应该比女人更有权利工作）”四个观点的认同度。其中，家庭和就业机会两个问题的选项运用了李克特 3 级评价，即分别用 1、2、3 来表示“同意”“中立”“不同意”，而政治、教育和职业发展这三个问题的选项运用了李克特 4 级评价，分别用 1、2、3、4 来表示“非常同意”“同意”“不同意”“非常不同意”。为了统一评价标准，本文具体处理数据时删除所有题项回答“不知道”选项的样本，并将李克特 3 级评价统一转换为 4 级，平等程度选项为反向设置，即越不同意该观点意味着被调查者的性别平等观念越强。由于家庭关系问题选项响应值较少，为保证数据量的最大有效性，本文将公共领域的四个问题作因子得分，信度检验 Cronbach's  $\alpha$  系数为 0.792，内部一致性较高，抽样适合性检验的 KMO 统计量（Kaiser-Meyer-Olkin, KMO）为 0.784，Bartlett's 球形检验近似卡方值为 68 754（ $P < 0.001$ ），检验结果适合因子分析。经方差最大旋转后公因子累计贡献率为

① 未选择加拿大作为自由主义福利体制的代表是由于世界价值观调查第七期数据调查时间为 2020 年新冠疫情大规模爆发之后，与其他国家和地区的调查时点相差较远，同时新冠疫情会对个体的福利态度有较大影响，故不计入分析。

65.36%，并最终得到性别平等观这一变量。

(5) 控制变量。基于已有研究所识别出的可能影响福利态度的因素<sup>[41]</sup>，我们选择了一系列控制变量，并将其纳入模型，以排除它们的干扰效应。微观控制变量有：人口学变量包括性别、年龄、婚姻状况、受教育水平、就业状态、自评健康水平和生活满意度。宏观控制变量包括人均国内生产总值（人均 GDP）和失业率，数据均来自国际货币基金组织（International Monetary Fund, IMF）提供的世界经济展望数据库（World Economic Outlook, WEO），其中人均 GDP 是按购买力平价（Purchase Power Parity, PPP）衡量的，并以 2017 年不变价国际元计<sup>①</sup>。

2. 描述性统计

通过比较 21 个不同国家和地区居民的福利态度，我们可以发现在 2005—2009 年，所有国家和地区的居民普遍支持再分配均等化，并认为政府应当承担更多的责任保障居民生活（见图 2，选取样本民众的平均福利态度高于 5），支持程度最高的是东亚福利体制国家和地区的民众，这源自于其家庭化特征明显、人们普遍认同政府责任的重要性，而传统的三种福利体制中，保守主义福利体制的民众具有最为强烈的再分配偏好和政府责任态度，其次是社会民主主义福利体制国家，自由主义福利体制国家的民众福利态度最消极，此时各福利体制间的福利态度差异较为明显。

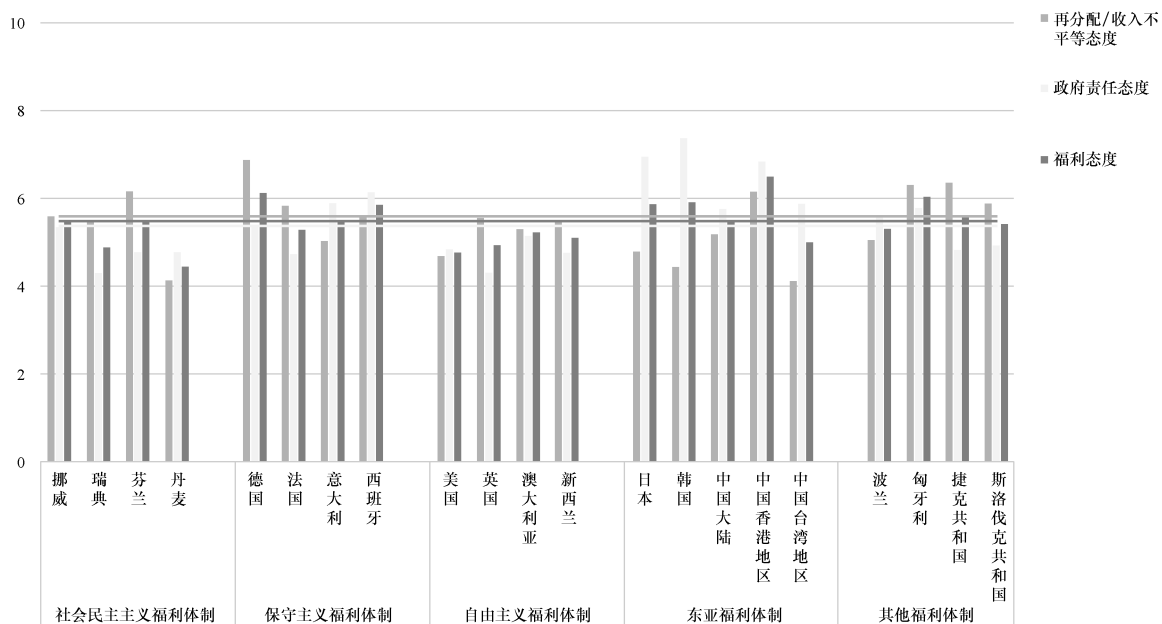


图 2 2005—2009 年不同福利体制下各个国家和地区的福利态度比较

资料来源：根据 IVS 综合价值观调查 2005—2009 年数据计算得到。

而在十年后（见下页图 3），除自由主义福利体制国家，其余福利体制国家和地区民众的福利态度均有不同程度的下降，尤其是社会民主主义体制国家，其民众的福利态度下降到 5 以下，变为了持有最消极福利态度的那一类体制。不难猜测到，随着福利国家改革进程的加快，民众对福利国家合法性的支持有了显著变化，不同福利

体制间的福利态度差异逐渐缩小，更接近中立立场。因此，有必要对福利态度与福利体制之间的关系进行重新审视。

其他影响福利态度的变量描述性统计见下页表 1。本文重点关注的性别平等观在整体上有所提升，各体制间差异明显，其中社会民主主义体制国家的民众性别平等观念意识最为强烈，其次

① 变量具体设置因文章篇幅限制不予展示，如有需要可与作者联系。

为保守主义福利体制和自由主义福利体制，二者差距不大，再次为其他福利体制的中欧国家，而持有最不平等性别观念的属于东亚福利体制国家和地区。正是由于性别平等观显现出体制间的特征差异，因此可以为分析福利体制对福利态度的影响提供媒介。

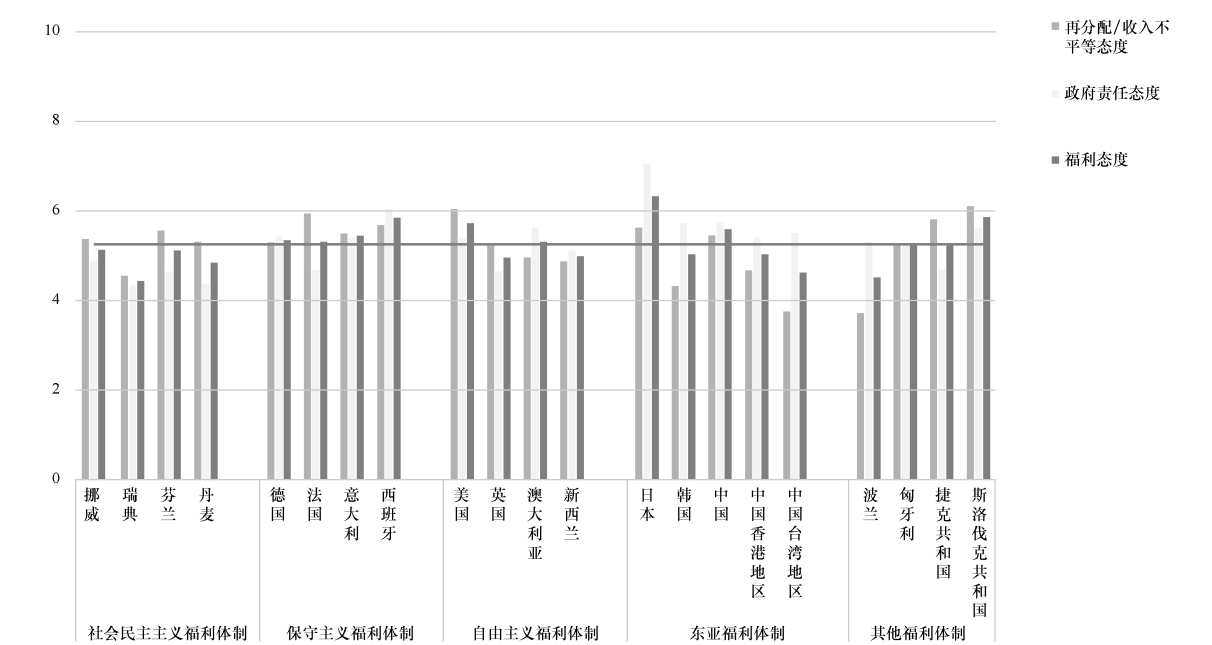


图3 2017—2020年不同福利体制下各个国家和地区的福利态度比较

资料来源：根据 IVS 综合价值观调查 2017—2020 年数据计算得到。

表1 自变量描述性统计

| 变量名       | 期 | WVS/EVS 合并数据<br>(2005—2009 年) |        | WVS/EVS 合并数据<br>(2017—2020 年) |        | 总样本    |        |
|-----------|---|-------------------------------|--------|-------------------------------|--------|--------|--------|
|           |   | 样本量                           | 平均值    | 样本量                           | 平均值    | 样本量    | 平均值    |
| 微观变量      |   |                               |        |                               |        |        |        |
| 性别        |   | 31 877                        | 0.482  | 32 223                        | 0.470  | 64 100 | 0.476  |
| 年龄        |   | 31 877                        | 47.450 | 32 223                        | 49.933 | 64 100 | 48.698 |
| 婚姻状态      |   |                               |        |                               |        |        |        |
| 已婚        |   | 17 941                        | 0.563  | 18 116                        | 0.562  | 36 057 | 0.562  |
| 未婚        |   | 8 633                         | 0.271  | 8 726                         | 0.271  | 17 359 | 0.271  |
| 其他(离异或丧偶) |   | 5 303                         | 0.166  | 5 381                         | 0.167  | 10 684 | 0.167  |
| 受教育水平     |   |                               |        |                               |        |        |        |
| 低等水平      |   | 6 965                         | 0.218  | 6 557                         | 0.204  | 13 522 | 0.211  |
| 中等水平      |   | 15 990                        | 0.502  | 13 053                        | 0.405  | 29 043 | 0.453  |
| 高等水平      |   | 8 922                         | 0.280  | 12 613                        | 0.391  | 21 535 | 0.336  |
| 就业状态      |   |                               |        |                               |        |        |        |
| 有工作       |   | 18 747                        | 0.588  | 19 538                        | 0.606  | 38 285 | 0.597  |

续表

| 变量名 \ 期 | WVS/EVS 合并数据<br>(2005—2009 年) |        | WVS/EVS 合并数据<br>(2017—2020 年) |        | 总样本    |        |
|---------|-------------------------------|--------|-------------------------------|--------|--------|--------|
|         | 样本量                           | 平均值    | 样本量                           | 平均值    | 样本量    | 平均值    |
| 退休      | 7 314                         | 0.229  | 7 849                         | 0.244  | 15 163 | 0.237  |
| 家庭主妇    | 2 326                         | 0.073  | 2 065                         | 0.064  | 4 391  | 0.068  |
| 学生      | 1 555                         | 0.049  | 1 329                         | 0.041  | 2 884  | 0.045  |
| 失业      | 1 935                         | 0.061  | 1 442                         | 0.045  | 3 377  | 0.053  |
| 自评健康    |                               |        |                               |        |        |        |
| 非常差/较差  | 2 224                         | 0.070  | 2 234                         | 0.069  | 4 458  | 0.070  |
| 一般      | 7 408                         | 0.232  | 8 236                         | 0.256  | 15 644 | 0.244  |
| 非常好/较好  | 22 245                        | 0.698  | 21 753                        | 0.675  | 43 998 | 0.686  |
| 生活满意度   | 31 877                        | 7.191  | 32 223                        | 7.459  | 64 100 | 7.326  |
| 家庭收入阶层  | 31 877                        | 4.903  | 32 223                        | 5.149  | 64 100 | 5.027  |
| 性别平等观   | 14 606                        | 3.087  | 30 801                        | 3.219  | 45 407 | 3.176  |
| 宏观变量    |                               |        |                               |        |        |        |
| 基尼系数(%) | 31 877                        | 32.272 | 32 223                        | 36.577 | 64 100 | 34.436 |
| 人均 GDP  | 31 877                        | 39 848 | 32 223                        | 45 824 | 64 100 | 42 852 |
| 失业率(%)  | 31 877                        | 6.865  | 32 223                        | 5.313  | 64 100 | 6.085  |

注：丹麦、新西兰、中国香港地区、捷克共和国及斯洛伐克共和国等地方未参加 WVS 第五期或 EVS 第四期的相关模块调查，故缺少性别平等观变量数据，仅保留涉及此模块调查的样本，且性别平等观变量报告的是四个特征维度的平均值。

资料来源：根据 IVS 综合价值观调查 2005—2009 年、2017—2020 年两期数据计算得到。

### (三) 估计模型

在最近探讨福利体制与福利态度之间关系的研究中，研究者常用多层线性模型（Multilevel Linear Model, MLM）进行多层效应分析，来比较不同国家层级福利态度的差异<sup>[14, 42-43]</sup>。多层线性模型将所有变量都设定为显变量（manifest variable）且假设所有变量都没有测量误差，在区分多层中介的组间和组内效应时，难免会造成参数估计的偏差<sup>[44]</sup>。近年来，结构方程模型（Structural Equation Model, SEM）方法兴起，该方法不仅可以同时处理显变量和潜变量（latent variable），还允许变量存在测量误差，弥补了使用显变量的不足，特别是在 2-1-1 的多层中介模型中，多层结构方程模型在估计偏差和区间覆盖率两个指标上比多层线性模型表现更优。此外，多层结构方程模型能较好地解决非线性模型中所存在的回归系数可比性问题，从而进行非线性模型的效应分解。事实上，对于类别变

量、多层结构且为纵向数据的中介效应估计，多层结构方程模型会更方便和灵活<sup>[45]</sup>。

本文因变量为个体层面的有序分类变量，自变量为国家层面的类别变量，同时需要验证福利体制是否会通过个体层面的潜变量性别平等观对福利态度起到强化作用，为此我们采用多层广义结构方程模型（Generalized Structural Equation Model, GSEM）来验证福利体制、性别平等观及福利态度之间的关系问题（见下页图 4）。我们首先建立 2-1-1 的多层广义结构方程模型，引入潜变量控制抽样误差，将位于层一的中介变量性别平等观  $GE_{ij}$  分解为两个潜变量  $U_{GEj}$ （组间差异）和  $R_{GEij}$ （组内差异）以及常数值  $\mu_{GEij}$ ，故中介变量可表示为：

$$GE_{ij} = \mu_{GEij} + U_{GEj} + R_{GEij} \quad (1)$$

同理，因变量福利态度也可表示为：

$$WA_{ij} = \mu_{WA} + U_{WAj} + R_{WAij} \quad (2)$$

中介效应的组内效应可表示为：

$$R_{WAij} = \beta_1 R_{GEij} + \epsilon_{ij} \quad (3)$$

中介效应的组间效应可表示为：

$$U_{WAj} = \alpha \cdot Regime_j + \beta_2 U_{GEj} + \delta_j \quad (4)$$

将以上公式合并，可得：

$$WA_{ij} = \mu_{WA} + \beta_1 R_{GEij} + \alpha \cdot Regime_j + \beta_2 U_{GEj} + \epsilon_{ij} + \delta_j \quad (5)$$

其中， $GE_{ij}$  为中介变量性别平等观、 $Regime_j$  为自变量福利体制， $WA_{ij}$  为因变量福利态度，式（3）和式（5）中， $\beta_1$  表示中介变量  $GE_{ij}$  的组内效应真值，式（4）和式（5）中， $\beta_2$  表示中介变量  $GE_{ij}$  的组间效应真值， $\alpha$  表示自变量对组间效应的路径系数， $\epsilon_{ij}$  与  $\delta_j$  为模型的残差。根据式（5），我们可以进一步分解出性别平等观对个体福利态度的直接效应和间接效应的相对大小<sup>①</sup>。

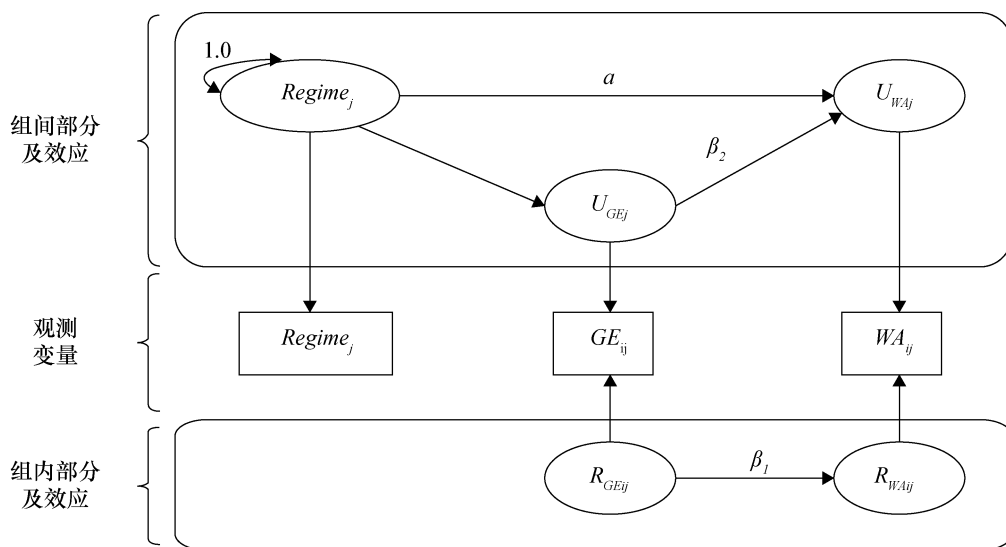


图4 福利体制、性别平等观与福利态度的多层广义结构方程模型

资料来源：作者自制。

## 四、数据结果分析

### （一）福利体制对福利态度的直接效应

福利体制对福利态度的估计效应见下页表2。模型1是基准模型，仅关注传统的经典微观变量对福利态度的影响，并控制国家和地区间的差异。结果显示：微观因素中，性别、年龄、婚姻状态、受教育水平、就业状态、自评健康、生活满意度以及家庭收入阶层等特征都会对个体的福利态度产生显著影响。女性、受教育水平较低、已退休或失业的、身体健康较差、对生活不满意、收入阶层处于底层的人会更加支持收入分

配平等化且政府承担责任。这些也能说明个体自利假设是成立的。在婚姻和年龄等微观因素的差异上，相对于已婚群体，未婚群体对收入分配均等化和政府责任的支持程度更高，离婚或丧偶的反而不支持政府提供更多的社会保护。年龄对于居民福利态度的影响是呈现倒“U”形的，年轻人和老年人再分配偏好意愿并不强烈，而中年人对福利政策的呼声较高。这与以往研究发现并不完全一致<sup>[33, 41]</sup>，这说明个体的婚姻状态和年龄对福利态度存在异质性。宏观因素中，人均GDP越高的国家和地区，其民众对收入平等的渴求越不明显，且并不希望政府承担过多责任。基尼系数则对民众福利态度存在一定的饱和效

① 此模型隐含了控制国家或地区差异的条件，后文的数据结果分析均在此条件下估计组间部分及效应，不再单独说明。

应：越是贫富差距小的国家和地区，其民众要求再分配的可能性越大。也就是说，在评估国家和地区是否应该增加或减少再分配时，人们往往会考虑现有的再分配水平，权衡福利体制的公平与效率。以往研究也发现<sup>[46]</sup>，这种饱和效应也有可能是由支持再分配的态度决定，缺乏实证的稳定性。

模型 2 则在控制上述传统经典变量的基础上加入了关键自变量——福利体制。结果表明，相较于社会民主主义福利体制国家，只有其他福利体制的中欧国家与其在福利态度上没有差异，在保守主义福利体制、自由主义福利体制和东亚福利体制的国家和地区，其民众对收入再分配均等化和政府承担责任持有更高的支持度，其中保守主义体制和东亚福利体制更为显著。增加福利体制这一宏观变量后，只有人均 GDP 这一变量的显著性产生了变化，是由于其对福利态度的影响被福利体制所囊括。

模型 3 是在模型 2 的基础上进一步增加了跨水平交互项，结果也较为稳定，在同时考虑了诸多宏观因素、微观因素的干扰后，福利体制对个体福利态度的强化效应依然存在。具体来看，除了其他福利体制，社会民主主义体制与另外三种福利体制的福利态度存在显著差异，东亚福利体制和保守主义福利体制民众对收入再分配均等化和政府责任支持程度最高，甚至自由主义福利体制的福利态度都显著高于社会民主主义体制的，

且在控制国家差异后，个体福利态度的微观差异依然存在。这与以往研究的结论不同<sup>[47]</sup>，社会民主主义福利体制下政府承担了从“摇篮到坟墓”全生命周期的福利保障，与此同时带来的福利依赖和高水平福利支出使得民众对政府的效率和公平性产生怀疑，因此福利态度并不如其对平等诉求那样的高度统一。而东亚福利体制国家和地区的民众希望政府承担更多责任，以减轻家庭和个人在福利保障中的负担。事实上，从代际分化视角来看，为回应老龄化带来的冲击和福利诉求，东亚国家和地区已经向保护性、包容性的“后生产主义福利体制”转型<sup>[48]</sup>，政府将承担更多的福利责任。将两期数据对比发现<sup>①</sup>，在 2005—2009 年福利国家改革初期，社会民主主义体制与保守主义体制、东亚福利体制间的差异明显，对民众的福利态度的影响显著；而在十年后，随着福利国家改革进程的深入推进，各福利体制间的差异对福利态度的强化效应有所减弱，福利体制仍然是个体福利态度差异形成背后的原因。

以上分析表明，福利体制的不同会显著影响民众的福利态度，即福利态度存在明显的体制效应。相较于社会民主主义体制而言，东亚福利体制以及保守主义体制下民众的福利态度会更倾向于支持再分配并由政府承担责任。这种差异在纳入了文献中的主要宏观、微观因素后依然成立，且随福利国家改革进程逐渐缩小。假说 1 成立。

表 2 福利体制对福利态度的直接效应回归统计结果

| 模型<br>变量    | (1) 基准模型   | (2)        | (3)        |
|-------------|------------|------------|------------|
| 微观变量        |            |            |            |
| 性别(男 1 女 0) | -0.238***  | -0.238***  | -0.237***  |
|             | (0.016)    | (0.016)    | (0.016)    |
| 年龄          | 0.015***   | 0.015***   | 0.015***   |
|             | (0.003)    | (0.003)    | (0.003)    |
| 年龄平方        | -0.0002*** | -0.0002*** | -0.0002*** |
|             | (3.14e-05) | (3.14e-05) | (3.14e-05) |

① 分期数据结果因论文篇幅限制不予展示，如有需要可与作者联系。

续表

| 变量 \ 模型             | (1) 基准模型  | (2)       | (3)       |
|---------------------|-----------|-----------|-----------|
| 婚姻状态(基准:已婚)         |           |           |           |
| 未婚                  | 0.068***  | 0.068***  | 0.067***  |
|                     | (0.023)   | (0.023)   | (0.023)   |
| 离异或丧偶               | -0.091*** | -0.090*** | -0.095*** |
|                     | (0.023)   | (0.023)   | (0.023)   |
| 受教育水平(基准:低等水平)      |           |           |           |
| 中等水平                | -0.184*** | -0.184*** | -0.186*** |
|                     | (0.022)   | (0.022)   | (0.022)   |
| 高等水平                | -0.158*** | -0.159*** | -0.161*** |
|                     | (0.025)   | (0.025)   | (0.025)   |
| 就业状态(基准:有工作)        |           |           |           |
| 退休                  | 0.083***  | 0.084***  | 0.077***  |
|                     | (0.029)   | (0.029)   | (0.029)   |
| 家庭主妇                | 0.024     | 0.022     | 0.022     |
|                     | (0.034)   | (0.034)   | (0.034)   |
| 学生                  | 0.055     | 0.055     | 0.050     |
|                     | (0.043)   | (0.043)   | (0.043)   |
| 失业                  | 0.249***  | 0.249***  | 0.247***  |
|                     | (0.036)   | (0.036)   | (0.036)   |
| 自评健康(基准:非常差/较差)     |           |           |           |
| 一般                  | -0.046    | -0.046    | -0.047    |
|                     | (0.034)   | (0.034)   | (0.034)   |
| 非常好/较好              | -0.121*** | -0.122*** | -0.123*** |
|                     | (0.034)   | (0.034)   | (0.034)   |
| 生活满意度               | -0.096*** | -0.096*** | -0.096*** |
|                     | (0.004)   | (0.004)   | (0.004)   |
| 家庭收入阶层              | -0.110*** | -0.110*** | -0.179*** |
|                     | (0.004)   | (0.004)   | (0.019)   |
| 宏观变量                |           |           |           |
| 福利体制(基准:社会民主主义福利体制) |           |           |           |
| 保守主义福利体制            |           | 0.630**   | 0.616**   |
|                     |           | (0.278)   | (0.275)   |
| 自由主义福利体制            |           | 0.521*    | 0.495*    |
|                     |           | (0.300)   | (0.297)   |

续表

| 变量\模型         | (1)基准模型      | (2)          | (3)          |
|---------------|--------------|--------------|--------------|
| 东亚福利体制        |              | 0.655**      | 0.632**      |
|               |              | (0.320)      | (0.317)      |
| 其他福利体制        |              | -0.036       | -0.043       |
|               |              | (0.304)      | (0.301)      |
| 基尼系数          | -0.039***    | -0.053***    | -0.062***    |
|               | (0.014)      | (0.015)      | (0.015)      |
| 人均 GDP(取对数)   | -0.427*      | -0.394       | -0.394       |
|               | (0.230)      | (0.242)      | (0.241)      |
| 失业率           | -0.009       | -0.006       | -0.007       |
|               | (0.008)      | (0.008)      | (0.008)      |
| 跨水平交互项        |              |              |              |
| 家庭收入阶层 * 基尼系数 |              |              | 0.002***     |
|               |              |              | (0.001)      |
| 常数项           | 12.610***    | 12.370***    | 12.660***    |
|               | (2.643)      | (2.779)      | (2.765)      |
| 样本量/第三水平方差    | 21/0.134     | 21/0.091     | 21/0.088     |
| 样本量/第二水平方差    | 42/0.106     | 42/0.104     | 42/0.105     |
| 样本量/第一水平方差    | 64 100/3.743 | 64 100/3.743 | 64 100/3.742 |
| AIC           | 266 737.4    | 266 736      | 266 724.1    |
| BIC           | 266 936.9    | 266 971.7    | 266 968.9    |

注：(1) \*\*\* p<0. 01, \*\* p<0. 05, \* p<0. 1；(2) AIC、BIC 分别代表赤池信息准则（Akaike Information Criterion, AIC）和贝叶斯信息准则（Bayesian Information Criterion, BIC），两个信息准则参数值越小代表模型拟合越好；(3) 括号内数字代表标准误差。

资料来源：根据 IVS 综合价值观调查 2005—2009 年、2017—2020 年两期数据计算得到。

(二) 性别平等观的遮掩效应分析

个体在受福利体制宏观影响所形成对福利态度的差异可能存在性别平等观的价值规范传导效应。为了检验这一效应，本文使用多层广义结构方程模型方法来分解福利体制的强化效应。由于本文的关键自变量福利体制是类别变量，因此遵循类别变量中介效应的分析步骤进行检验<sup>[49]</sup>，

分为整体中介效应分析和相对中介效应分析。由前文分析可知，不同类型福利体制下民众的福利态度是有明显差异的，而在加入性别平等观变量后影响依然存在，证明性别平等观的整体中介效应存在，四个对照组的相对中介效应不全为 0，因此有必要做进一步的相对中介分析，纳入性别平等观变量后的分解效应见表 3。

表 3 纳入性别平等观变量的遮掩效应分解结果

| 效应分解            | 相对直接效应         | 相对间接效应         | 相对总效应          | 占比效应 |
|-----------------|----------------|----------------|----------------|------|
| 福利体制            |                |                |                |      |
| 以社会民主主义福利体制为参照组 |                |                |                |      |
| 保守主义福利体制        | 0.555* (0.234) | -0.034(0.022)  | 0.521* (0.225) | 不显著  |
| 95%置信区间         | [0.097,1.013]  | [-0.077,0.009] | [0.079,0.962]  |      |

续表

| 福利体制 \ 效应分解 | 相对直接效应          | 相对间接效应            | 相对总效应           | 占比效应   |
|-------------|-----------------|-------------------|-----------------|--------|
| 自由主义福利体制    | 0.385(0.270)    | -0.073*** (0.023) | 0.311(0.262)    | 19%    |
| 95%置信区间     | [-0.144, 0.913] | [-0.118, -0.028]  | [-0.203, 0.826] |        |
| 东亚福利体制      | 0.508(0.301)    | -0.171*** (0.026) | 0.337(0.295)    | 33.58% |
| 95%置信区间     | [-0.083, 1.099] | [-0.222, -0.120]  | [-0.241, 0.915] |        |
| 其他福利体制      | 0.043(0.253)    | -0.087*** (0.023) | -0.045(0.245)   | >1     |
| 95%置信区间     | [-0.452, 0.538] | [-0.133, -0.042]  | [-0.524, 0.435] |        |

资料来源：根据 IVS 综合价值观调查 2005—2009 年、2017—2020 年两期数据计算得到。

根据结构方程模型的效应分解检验性别平等的相对中介效应可以发现，以社会民主主义福利体制国家和地区为参照组，保守主义福利体制国家和地区民众的性别平等观在 95% 的置信水平下，其相对间接效应的 Bootstrap 置信区间为  $[-0.077, 0.009]$ ，包含 0，意味着性别平等观在福利体制与福利态度之间的中介作用不显著，而相对直接效应和总效应显著，说明此类型福利体制对福利态度的影响是完全直接的，并未通过价值规范传导；而自由主义福利体制下，性别平等观的 Bootstrap 置信区间为  $[-0.118, -0.028]$ ，不包含 0，相对间接效应显著<sup>①</sup>，即自由主义福利体制相对于社会民主主义福利体制，民众的性别平等观的程度每提升 0.111 个单位，相应的福利态度会下降 0.658，意味着此时性别平等观遮掩了部分福利体制对福利态度的影响，遮掩了约 19%。类似的，东亚福利体制下，性别平等观的相对中介效应置信区间为  $[-0.222, -0.120]$ ，不包含 0，相对间接效应显著，此时性别平等观遮掩的效应占 33.58%；其他福利体制性别平等观的相对中介效应置信区间为  $[-0.133, -0.042]$ ，也不包含 0，相对间接效应显著，遮掩效应甚至大于 1，可见其他福利体制下，民众的性别平等观在福利体制与福利态度之间起到的遮掩作用更加明显。两期数据<sup>②</sup>

相对比，尽管西方国家经历了较为集中的社会政策改革，福利体制之间的差异不再清晰，性别平等观的遮掩效应依旧显著。实际上，当考察性别平等观的调节效应时<sup>③</sup>，性别平等观削弱了福利体制对福利态度的正向调节，民众性别观念越平等，福利体制对福利态度的影响越弱，意味着福利体制和性别平等观两者在对福利态度影响上存在明显的替代关系。

总体上，相对于社会民主主义福利体制，性别平等观在福利体制与福利态度之间并未起到中介传导作用，而是部分的遮掩效应，即在排除性别平等观变量后，福利体制对民众的福利态度影响会更加明显，对比加入性别平等观变量后模型的相对总效应显著性也能体现这一点。另外，为了验证性别平等观遮掩效应的稳定性，本文采用 KHB 方法<sup>④</sup>进行稳健性检验，分解结果依旧显示性别平等观起到的间接效应不完全显著，且间接效应系数与总效应系数异号，为部分遮掩效应。因此，假说 2 部分成立，福利体制确实通过性别平等观对个体福利体制产生影响，但性别平等观并没有中介传导作用，而是显著的遮掩效应，且对各类型福利体制的遮掩程度不同。这说明性别平等观体现出的只是价值规范的一部分，无法反映完整的平等观念，虽与福利态度、福利体制的形成都有密不可分的联系，无论用何种方

① 根据 Bootstrap 检验中介效应方法，只要相对间接效应显著即存在相对中介效应，与总效应、相对直接效应无关。

② 分期的遮掩效应分解结果因文章篇幅限制不予展示，如有需要可与作者联系。

③ 性别平等观的调节效应结果因文章篇幅限制不予展示，如有需要可与作者联系。

④ 中介效应估计中 KHB 方法可以较好地解决非线性模型中存在的回归系数可比性问题，从而进行非线性模型的中介效应分解，而由于此方法无法区分多层次变量，因此本文中只用以稳健性检验。

法都不能验证其在二者间起到价值规范机制作用，与福利体制呈现遮掩或者替代的关系反映出性别平等观等主观意识对福利态度的影响具有复杂性。

（三）福利体制的强化效应呈现不同群体和地区间的程度差异

通过对微观、宏观调节变量的纳入，本文考察了福利体制的强化效应是否在不同群体乃至地区间存在程度上的差异。由于性别平等观被证明与福利体制存在显著的替代效应，因此在本部分内容中不再纳入该变量，避免产生共线性问题。

在微观调节因素方面（见表4），我们加入福利体制与家庭收入阶层变量的交互项，结果显示，交互项有两个类型的福利体制表现出显著性：保守主义福利体制与家庭收入阶层的交互项显著为负，表明相对于社会民主主义福利体制，保守主义福利体制国家民众受到家庭收入阶层变量的负向调节效应。在该类型体制下，家庭收入阶层高的个体，其福利态度越为消极，越不支持政府提供更多的社会保障，个体的收入阶层每增加1个单位，福利体制对福利态度的边际效应会下降0.602，下降幅度为4.57%；相反的，东亚福利体制与家庭收入阶层的交互项显著为正，说明此类型体制下家庭阶层变量具有正向调节作用，强化了福利体制对福利态度的影响关系。此时，家庭收入阶层高的个体，其支持收入再分配均等化和政府承担责任的程度更高，个体的收入阶层每提升1个单位，体制对福利态度的边际效用会相应增加0.664，增长幅度为1.28%。与西方国家不同，东亚福利体制下的高收入者会对平等社会有更多的诉求：从风险角度来讲，高收入者害怕社会动荡造成的收益损失，继而支持某种程度的再分配；从东亚儒家传统文化的平等观念角度来解释，这可能是源自高收入群体的利他主义动机。可见，阶层差异影响人们的再分配偏好，不是所有类型的福利体制都存在该效应，自由主义和中欧国家的福利体制与社会民主主义之间并无显著差异。因此，假说3不成立，福利体制对福利态度的影响在高、低收入阶层群体中并无表现出一致性。

表4 福利体制对福利态度的差异化影响

| 变量                  | 模型 | 微观变量：<br>家庭收入阶层 | 宏观变量：<br>基尼系数 |
|---------------------|----|-----------------|---------------|
| 调节变量                |    | -0.105 ***      | 0.215 **      |
|                     |    | (0.007)         | (0.084)       |
| 福利体制(基准:社会民主主义福利体制) |    |                 |               |
| 保守主义福利体制            |    | 0.621 **        | -1.031        |
|                     |    | (0.274)         | (0.689)       |
| 自由主义福利体制            |    | 0.506 *         | 0.138         |
|                     |    | (0.296)         | (0.707)       |
| 东亚福利体制              |    | 0.640 **        | -0.819        |
|                     |    | (0.316)         | (0.725)       |
| 其他福利体制              |    | -0.034          | -3.588 ***    |
|                     |    | (0.300)         | (0.857)       |
| 福利体制(基准:社会民主主义福利体制) |    |                 |               |
| 保守主义福利体制×<br>调节变量   |    | -0.019 **       | -0.212 **     |
|                     |    | (0.009)         | (0.087)       |
| 自由主义福利体制×<br>调节变量   |    | -0.012          | -0.576 ***    |
|                     |    | (0.010)         | (0.111)       |
| 东亚福利体制×<br>调节变量     |    | 0.024 **        | -0.235 ***    |
|                     |    | (0.011)         | (0.091)       |
| 其他福利体制×<br>调节变量     |    | -0.005          | -0.617 ***    |
|                     |    | (0.010)         | (0.113)       |
| 常数项                 |    | 11.800 ***      | 9.935 **      |
|                     |    | (2.770)         | (4.996)       |
| 对数似然值               |    | -133 333.3      | -133 312.1    |
| 样本量/第三水平方差          |    | 21/0.087        | 21/0.224      |
| 样本量/第二水平方差          |    | 42/0.105        | 42/0.550      |
| 样本量/第一水平方差          |    | 64 100/3.742    | 64 100/3.736  |
| AIC                 |    | 266 726.6       | 266 684.2     |
| BIC                 |    | 266 998.6       | 266 956.2     |

注：(1) \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1; (2) AIC、BIC 分别代表赤池信息准则 (akaike information criterion, AIC) 和贝叶斯信息准则 (bayesian information criterion, BIC)，两个信息准则参数值越小代表模型拟合越好。(3) 为了结果解释方便，已对调节变量进行中心化处理，且因篇幅限制其他控制变量结果均省略。

资料来源：根据 IVS 综合价值观调查 2005—2009 年、2017—2020 年两期数据计算得到。

在宏观调节因素上，本文加入了福利体制与基尼系数的交互项。结果表明，福利体制的强化

效应在贫富差距不同的地区存在程度上的差异。福利体制与基尼系数的交互项显著为负,表明基尼系数在福利体制与福利态度之间发挥了显著的抑制作用,贫富差距越大的国家和地区,其民众福利态度受到福利体制差异的影响越小,可见无论何种福利体制下,对于贫富差距较大的社会现状,人们都会倾向收入再分配均等化,认为政府应当承担更多责任以保障居民生活。而贫富差距小的国家和地区,政府往往已经通过一系列社会保护措施降低了社会不平等,考虑个人的风险预期,会对福利体制间的差异敏感性更高。因此,假说4成立,福利体制对福利态度的影响在贫富差距小的国家和地区更加明显。

根据前文数据结果,若将宏观、微观的调节因素相结合,会发现不同阶层对社会不平等和再分配水平有不同的反应,导致群体之间的态度分歧。家庭收入阶层与基尼系数之间的交互项系数显著为正,意味着个体的阶层地位和社会的不平等程度会相互影响。社会的不平等程度越高,贫富之间的福利态度就越分化。这是源于更高的不平等增加了收入再分配的风险,为了达到同样的平等水平,往往需要更多的再分配,从而增加了对高收入者的成本和对低收入者的收益。

#### (四) 我国福利态度的主要特征

由前文分析可知,福利体制的宏观环境对个体的福利态度有一定的影响,但性别平等观的中介传导作用并不显著,微观调节效应的收入阶层对福利体制的强化效应只在东亚福利体制国家和地区的福利态度上有所显现,而宏观调节效应的贫富差距则显著抑制甚至替代了福利体制间的差异。无论根据何种模型估计,东亚福利体制国家和地区民众的福利态度均表现出与其他四种类型体制的不同,因此有必要对东亚福利体制下的福利态度进行进一步的分析,寻找我国福利态度的主要特征。

通过聚类分析,中国、日本、韩国等国家和地区民众的福利态度具有高度相似性,其中中国大陆和中国台湾地区民众的福利态度具有相似性,而中国香港地区与日本、韩国的相近,整体上中国民众的福利态度表现出与东亚福利体制的

高度一致性,各国之间的影响因素也呈现相似的显著性。当只保留东亚福利体制国家和地区的样本时,福利态度在受教育水平、健康状况等个体微观控制变量中不再有明显差异,而宏观变量中经济水平、失业率都对个体的福利态度产生显著影响,越贫穷、失业率越高的国家和地区,其民众越支持收入再分配均等化、支持政府承担更多责任。另外,当加入时间趋势因素发现,2017—2020年民众的福利态度相较于2005—2009年下降了0.141,说明在这段时间内东亚福利体制下人们对社会平等和政府责任的诉求有所下降。对比中国、日本、韩国的福利态度影响因素(见下页表5),可发现中国民众的福利态度随着年龄增长而增加,具有明显的代际分化特征,存在一定的年龄效应和世代效应,这与近期学者的研究结果相一致,日、韩则相反且只有韩国年龄因素显著;同样的,相比有工作的群体,退休的老年人对政府承担更多责任的诉求更高,这在另外两个国家并无表现出显著差异。宏观因素中,中国基尼系数对福利态度呈现显著的正向作用,日本、韩国则相反,这也造成家庭收入阶层与基尼系数的交互项系数也与另外两国不同:在中国,贫富差距削弱了阶层对福利态度的负向影响,越是贫富差距大的地区,高收入群体反而更加支持再分配和政府承担责任,而在韩国贫富差距强化了收入阶层对福利态度的负向影响,贫富差距较大的地区,高收入群体越不希望进行更多的再分配。

当只保留中国样本时,中国大陆民众的福利态度在总体上与中国香港地区、中国台湾地区民众的福利态度均值接近,对比福利态度的影响因素,发现不同地区民众的福利态度影响因素虽有所差异,却并不显著。因此,假说5成立,中国确实与东亚福利体制类型的福利态度具有相似性,拥有相似的儒家文化传统,均通过社会保险制度为社会成员提供福利,强调国家承担主要责任,个人、家庭与市场参与福利供给,福利态度受性别、年龄、生活满意度以及收入阶层等微观因素影响,同时也受到地区经济发展水平和失业率的环境影响;中国样本中分地区民众的福利态度差异并不明显。

表 5 中国、日本、韩国福利态度的影响因素对比

| 变量              | 国家 | 中国        | 日本        | 韩国        |
|-----------------|----|-----------|-----------|-----------|
| 微观变量            |    |           |           |           |
| 性别(男 1 女 0)     |    | -0.102*** | -0.275*** | -0.252*** |
|                 |    | (0.039)   | (0.091)   | (0.084)   |
| 年龄              |    | 0.004**   | -0.003    | -0.013*** |
|                 |    | (0.002)   | (0.003)   | (0.004)   |
| 婚姻状态(基准:已婚)     |    |           |           |           |
| 未婚              |    | 0.006     | -0.151    | 0.073     |
|                 |    | (0.054)   | (0.137)   | (0.119)   |
| 离异或丧偶           |    | -0.182*** | -0.332**  | 0.134     |
|                 |    | (0.069)   | (0.146)   | (0.196)   |
| 受教育水平(基准:低等水平)  |    |           |           |           |
| 中等水平            |    | -0.083*   | -0.309*   | -0.046    |
|                 |    | (0.050)   | (0.180)   | (0.148)   |
| 高等水平            |    | -0.129**  | -0.308*   | -0.080    |
|                 |    | (0.058)   | (0.187)   | (0.163)   |
| 就业状态(基准:有工作)    |    |           |           |           |
| 退休              |    | 0.144**   | -0.090    | 0.233     |
|                 |    | (0.066)   | (0.146)   | (0.224)   |
| 家庭主妇            |    | -0.004    | -0.026    | -0.010    |
|                 |    | (0.064)   | (0.123)   | (0.110)   |
| 学生              |    | 0.078     | 0.258     | -0.427*** |
|                 |    | (0.093)   | (0.348)   | (0.150)   |
| 失业              |    | 0.119     | 0.437     | -0.260    |
|                 |    | (0.091)   | (0.418)   | (0.238)   |
| 自评健康(基准:非常差/较差) |    |           |           |           |
| 一般              |    | 0.116     | 0.034     | -0.060    |
|                 |    | (0.077)   | (0.150)   | (0.510)   |
| 非常好/较好          |    | 0.082     | -0.076    | -0.257    |
|                 |    | (0.077)   | (0.152)   | (0.506)   |
| 生活满意度           |    | -0.121*** | -0.148*** | -0.105*** |
|                 |    | (0.010)   | (0.025)   | (0.025)   |
| 家庭收入阶层          |    | -0.060*** | -0.080*** | -0.171*** |
|                 |    | (0.011)   | (0.016)   | (0.026)   |
| 宏观变量            |    |           |           |           |

续表

| 变量 \ 国家     | 中国        | 日本        | 韩国        |
|-------------|-----------|-----------|-----------|
| 基尼系数        | 0.030***  | -5.099*** | -0.246*** |
|             | (0.003)   | (0.884)   | (0.019)   |
| 人均 GDP(取对数) | -0.061**  | —         | —         |
|             | (0.029)   | —         | —         |
| 失业率         | 0.566***  | —         | —         |
|             | (0.031)   | —         | —         |
| 跨水平交互项      |           |           |           |
| 家庭收入阶层×基尼系数 | 0.002**   | 0.152     | -0.171*** |
|             | (0.001)   | (0.297)   | (0.026)   |
| 时间趋势        | 0.026     | —         | —         |
|             | (0.027)   | —         | —         |
| 对数似然值       | -25 121.1 | -5 020.8  | -5 731.0  |
| 样本量         | 9 313     | 1 939     | 2 303     |
| AIC         | 50 316.2  | 10 109.6  | 11 529.9  |
| BIC         | 50 580.4  | 10 299.0  | 11 725.1  |

注：(1) \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ ; (2) AIC、BIC 分别代表赤池信息准则 (akaike information criterion, AIC) 和贝叶斯信息准则 (bayesian information criterion, BIC), 两个信息准则参数值越小代表模型拟合越好。(3) 中国样本包括中国大陆、中国香港地区及中国台湾地区。

资料来源：根据 IVS 综合价值观调查 2005—2009 年、2017—2020 年两期数据计算得到。

## 五、结论与讨论

本文利用综合价值观调查数据, 通过多层广义结构方程模型的方法, 探讨影响福利态度的体制效应及传导作用, 并把研究范围扩展到中国, 研究有以下发现:

第一, 在控制了一系列宏观、微观主要变量后, 福利态度在社会民主主义、保守主义、自由主义及东亚福利体制之间存在明显差异。不同于以往研究的预期模式, 相较于社会民主主义体制国家, 东亚福利体制及保守主义体制国家和地区的民众更加支持收入再分配均等化, 并认为政府应当承担责任, 这其中个体差异明显。尽管福利体制的差异会随福利国家改革进程的深入逐渐减弱, 其仍然是福利态度差异形成背后的原因。第二, 遮掩效应检验表明, 受性别平等观的影响, 福利体制对福利态度的强化效应被大大削弱, 不能否定福利体制与福利态度之间可能存在价值规

范机制。第三, 调节效应检验表明, 福利体制的影响会在不同贫富水平地区存在程度上的差异。与以往研究得出的结论不同, 收入阶层对不同福利体制与福利态度间的调节效应并不统一。相对于社会民主主义体制, 保守主义体制下高收入阶层群体更不支持再分配和政府责任, 而东亚福利体制的高收入群体则相反。此外, 地区贫富差距在福利体制对福利态度的影响上起到了显著的抑制作用。贫富差距越大的国家和地区, 福利体制间的差异对个体的福利态度影响越小。更进一步, 社会的不平等程度越高, 高低收入阶层间的福利态度就越分化。第四, 相较于西方国家, 东亚国家和地区具有相似的儒家文化传统, 强调政府承担主要责任, 家庭、个人与市场参与福利供给, 并通过社会保险制度为社会成员提供福利。我国的福利态度受性别、年龄、生活满意度以及收入阶层等微观因素影响, 同时也受到地区经济发展水平和失业情况的环境影响, 与东亚福利体制国家和地区民众的福利态度具

有相似性。

在探究福利体制如何影响福利态度问题上, 本文基于 21 个国家和地区的实证分析为福利体制效应的验证提供了支持: 不同福利体制间民众的福利态度确实存在显著差异, 但不存在明确的对应关系。以性别平等观为中介因素的价值规范机制并未得到数据统计上的验证。究其原因, 可能与性别平等观只表现出平等观念的一部分有关, 其代表性受到数据限制。不过, 社会不平等会分化高低收入阶层的福利态度、降低福利体制对福利态度的影响, 因此制定福利政策应考虑当前不平等水平并以缩小贫富差距为目标。在理论层面, 本文基于福利态度研究的最新进展, 透过价值规范对不同福利体制下个体福利态度形成过程加以讨论, 加强了对福利国家转型情境下福利态度影响因素的多元理解。同时, 在实践层面, 本文揭示了福利态度的体制效应及传导作用, 全面理解福利态度的同时, 有利于制定更有效的社会政策, 满足不同体制下人们的福利诉求, 维持政策效果的稳定和可持续。

今后, 可以在两个方面进行拓展研究: 一是挖掘福利体制对福利态度的影响方式和不同机制, 建立更全面的传导路径; 二是如何结合各国和地区民众的福利态度特征, 制定更适合国情的社会政策, 以应对更加复杂的风险社会。

#### 参考文献

- [1] SVALLFORS S. Worlds of welfare and attitudes to redistribution: A comparison of eight western nations [J]. *European Sociological Review*, 1997, 13 (3): 283-304.
- [2] ANDREß H J, HEIEN T. Four Worlds of Welfare State Attitudes? A Comparison of Germany, Norway, and the United States [C]. *Large Scale Data Analysis*, Cologne, Germany (May 25 - 28, 1999), 2001, 17: 337-356.
- [3] BLEKESAUNE M, QUADAGNO J. Public attitudes toward welfare state policies: A comparative analysis of 24 nations [J]. *European Sociological Review*, 2003, 19 (5): 415-427.
- [4] TAYLOR - GOOBY P, LERUTH B, CHUNG H. After Austerity: Welfare State Transformation in Eu-

rope after the Great Recession [M]. Oxford: Oxford University Press, 2017.

- [5] JÄGER M M. Welfare regimes and attitudes towards redistribution: The regime hypothesis revisited [J]. *European Sociological Review*, 2006, 22 (2): 157-170.

- [6] JAKOBSEN T G. Welfare attitudes and social expenditure: Do regimes shape public opinion? [J]. *Social Indicators Research*, 2011, 101 (3): 323-340.

- [7] KULIN J, MEULEMAN B. Human values and welfare state support in Europe: An east-west divide? [J]. *European Sociological Review*, 2015, 31 (4): 418-432.

- [8] TAYLOR-GOOBY P, HEUER J, CHUNG H, et al. Regimes, social risks and the welfare mix: Unpacking attitudes to pensions and childcare in Germany and the UK through deliberative forums [J]. *Journal of Social Policy*, 2020, 49 (1): 61-79.

- [9] 李艳霞. 福利制度模式与公众政府信任的跨国比较 [J]. *武汉大学学报 (哲学社会科学版)*, 2020, 73 (2): 134-144.

- [10] 沈冰清, 林闽钢. 社会福利态度研究的动态与趋势 [J]. *江西财经大学学报*, 2020 (6): 57-65.

- [11] KUMLIN S, SVALLFORS S. Social Stratification and Political Articulation: Why Attitudinal Class Differences Vary Across Countries? [R]. *Luxembourg Income Study (LIS)*, 2008, Working Paper Series, No. 484.

- [12] GOERRES A, TEPE M. Age-based self-interest, intergenerational solidarity and the welfare state: A comparative analysis of older people's attitudes towards public childcare in 12 OECD countries [J]. *European Journal of Political Research*, 2010, 49 (6): 818-851.

- [13] RUEDA D, STEGMUELLER D. Who Wants What? Redistribution Preferences in Comparative Perspective [M]. New York, NY; Cambridge, United Kingdom: Cambridge University Press, 2019.

- [14] VAN OORSCHOT W, REESKENS T, MEULEMAN B. Popular perceptions of welfare state consequences: A multilevel, cross-national analysis of 25 European countries [J]. *Journal of European Social Policy*, 2012, 22 (2): 181-197.

- [15] MISCHKE M. Public Attitudes towards Family Policies in Europe: Linking Institutional Context and Public Opinion [M]. Wiesbaden: Springer Fachmedien Wiesbaden, 2014.

- [16] LARSEN C A. The institutional logic of welfare attitudes: How welfare regimes influence public support [J]. *Comparative Political Studies*, 2008, 41 (2): 145-168.
- [17] 陈星, 彭华民. 福利体制与公众对政府福利责任态度的关系研究——基于 ISSP 九个国家地区的实证分析 [J]. *山东社会科学*, 2022, 323 (7): 144-151.
- [18] 考斯塔·艾斯平-安德森. 福利资本主义的三个世界 [M]. 北京: 法律出版社, 2003.
- [19] SVALLFORS S. Public Attitudes [M] // CAS- TLES F G, LEIBFRIED S, LEWIS J, et al. *The Oxford Handbook of the Welfare State*. Oxford: Oxford University Press, 2010: 241-251.
- [20] 林闽钢, 刘璐婵. 东亚福利体制研究: 何以可能与何以可为 [J]. *社会保障研究*, 2012, 16 (2): 1-20.
- [21] 万国威, 金玲. 中国弱势民众社会福利态度的双层解构 [J]. *人口学刊*, 2015, 37 (5): 18-31.
- [22] KIM H, HUH S, et al. Perceptions of inequality and attitudes towards redistribution in four east Asian welfare states [J]. *International Journal of Social Welfare*, 2018, 27 (1): 28-39.
- [23] 杨琨, 黄君. 福利国家青年人福利态度的比较研究 [J]. *中国青年研究*, 2017 (12): 108-115.
- [24] BROOKS C, MANZA J. Why Welfare States Persist? The Importance of Public Opinion in Democracies [M]. Chicago & London: The University of Chicago Press, 2007.
- [25] 吴玉玲. 中国人福利态度变迁趋势研究 (2001—2018) ——基于年龄-时期-世代模型的实证分析 [J]. *社会保障评论*, 2022, 6 (4): 147-159.
- [26] WULFGRAMM M, STARKE P. Divided by the market, divided by the state: Distribution, redistribution and welfare attitudes in 47 countries [J]. *Scandinavian Political Studies*, 2017, 40 (1): 1-27.
- [27] LARSEN C A. The Institutional Logic of Welfare Attitudes: How Welfare Regimes Influence Public Support [M]. England & USA: Ashgate, 2006.
- [28] GELISSEN J. Worlds of Welfare, Worlds of Consent? Public Opinion on the Welfare State [M]. Leiden & Boston: Brill, 2002.
- [29] COUSINS M. European Welfare States: Comparative Perspectives [M]. London; Thousand Oaks; New Delhi: SAGE, 2005.
- [30] MAU S. Welfare regimes and the norms of social exchange [J]. *Current Sociology*, 2004, 52 (1): 53-74.
- [31] MAU S, WROBEL S. Justice and public opinion from a comparative perspective [J]. *Social Justice Research*, 2006, 19 (3): 379-393.
- [32] ARTS W, GELISSEN J. Welfare states, solidarity and justice principles: Does the type really matters? [J]. *Acta Sociologica*, 2001, 44 (4): 283-299.
- [33] 杨琨, 袁迎春. 共识与分化: 福利国家公民的福利态度及其比较研究 [J]. *公共行政评论*, 2018, 11 (3): 55-80.
- [34] 刘云香. 性别福利体制的研究述评 [J]. *公共行政评论*, 2017, 10 (3): 184-201.
- [35] GUO J, GILBERT N. Public attitudes and gender policy regimes: Coherence and stability in hard times [J]. *Journal of Sociology and Social Welfare*, 2012, 39 (2): 163-181.
- [36] EBBINGHAUS B, NAUMANN E. *Welfare State Reforms Seen from Below: Comparing Public Attitudes and Organized Interests in Britain and Germany* [M]. Cham: Springer International Publishing AG, 2018.
- [37] 万国威, 刘梦云. “东亚福利体制”的内在统一性——以东亚六个国家和地区为例 [J]. *人口与经济*, 2011 (1): 1-9.
- [38] 林闽钢, 陈颖琪. 东亚福利体制研究争论及新议题 [J]. *中国社会科学评价*, 2020 (4): 128-140.
- [39] EVS. EVS Trend File 1981-2017 [EB/OL]. Cologne: GESIS Data Archive. (2021-7-7) [2021-7-9]. ZA7503 Data file Version 2.0.0, Doi: <https://doi.org/10.4232/1.13736>.
- [40] HAERPFER C, INGLEHART R, MORENO A, et al. *World Values Survey Time-Series (1981-2020) Cross-National Data-Set* [EB/OL]. Madrid, Spain & Vienna, Austria: JD Systems Institute & WVSA Secretariat. (2021-7-6) [2021-7-9]. Data File Version 2.0.0, Doi: 10.14281/18241. 15.
- [41] 范梓腾, 宁晶. 技术变革中的福利态度转变——自动化替代对个体养老责任偏好的影响 [J]. *社会学研究*, 2021, 36 (1): 160-179+229.
- [42] PEDERSON J. Where Should the Money Go? A six-country comparison of attitudes toward spending on public pensions and unemployment programs [J]. *International Journal of Social Science Studies*, 2013, 2 (1): 38-50.
- [43] LINDH A. Public opinion against markets? Attitudes towards market distribution of social services —A

comparison of 17 countries [J]. *Social Policy & Administration*, 2015, 49 (7): 887-910.

[44] 方杰, 邱皓政, 张敏强. 基于多层结构方程模型的情境效应分析——兼与多层线性模型比较 [J]. *心理科学进展*, 2011, 19 (2): 284-292.

[45] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展 [J]. *心理科学进展*, 2014, 22 (5): 731-745.

[46] JÆGER M M. Do Welfare Regimes Shape the Variance in Public Support for Redistribution? [R]. *Social Policy and Welfare Services*, 2007, Working Paper,

No. 12.

[47] SVALLFORS S. A bedrock of support? Trends in welfare state attitudes in sweden, 1981-2010 [J]. *Social Policy & Administration*, 2011, 45 (7): 806-825.

[48] 林闽钢, 吴小芳. 代际分化视角下的东亚福利体制 [J]. *中国社会科学*, 2010 (5): 181-193.

[49] 方杰, 温忠麟, 张敏强. 类别变量的中介效应分析 [J]. *心理科学*, 2017, 40 (2): 471-477.

## How do Welfare Regimes Influence Welfare Attitudes? —Analysis on the Regime Effect and Transmission of Welfare Regimes from a Global Perspective

SHEN Bingqing, LIN Mingang

**【Abstract】** Welfare attitudes are the “barometer” of social policy. Since the end of the 1990s, a wave of social policy reform has been sweeping the world. In this context, this paper focuses on how welfare regimes influence welfare attitudes. Based on the Integrated Values Surveys from 2005-2009 and 2017-2020, this paper aims to uncover the effect and transmission of typical welfare regimes by constructing a multilevel generalized structural equation model. The findings are as follows: First, with a series of controlled macro and micro factors, different welfare regimes lead to the differences in people's welfare attitudes. Second, gender equality plays a suppressing or even replacing role in the influence of welfare regimes on welfare attitudes. Third, the reinforcement effect of welfare regimes is heterogeneous among different classes of humans, and is more obvious in countries or regions with a small gap between rich and poor. Fourth, the welfare attitudes of the Chinese are similar to those of people in the countries and regions of East Asian welfare regime.

**【Key words】** Welfare Attitudes, Welfare Regimes, Gender Equality, Suppressing Effect