区域性别文化影响视角下的性别收入不平等研究
——基于2018年劳动力动态调查数据的验证

陆杰华，刘　畅
（北京大学 社会学系，北京 100871）

【摘　要】以往研究显示，地区性别文化环境通常影响着个体收入不平等现状。为了探究国内不同区域的性别文化是否以及如何影响性别间的收入不平等，利用2018年中国劳动力动态调查数据，将计划生育转向前的出生性别比作为反映国内不同地区“重男轻女”传统性别观念强度的操作化指标，运用多层混合效应模型进行量化分析。研究结果发现，区域性别文化对个体的性别收入不平等有着多重影响，一个区域的父权制性别文化越强，女性的平均收入就越低而男性的平均收入稳定，因此该区域个体的性别间收入差距拉大；此外，区域性别文化还通过影响个体的人力资本特征，如教育获得和劳动参与来对两性间的收入不平等产生间接的显著影响，地区的传统性别文化越强，女性的预期受教育年限下降而男性变化却不大，女性不工作的可能性上升而男性不工作的可能性下降，于是本就存在的性别差异增大。综上，这些研究发现对理解劳动力市场中性别差距形成的机制具有重要意义，丰富和拓展了对性别收入差距的社会文化解释路径。

【关键词】性别收入差距；地区文化；教育获得；劳动参与
【DOI】10.15884/j.cnki.issn.1007-0672.2023.01.002　　【收稿日期】2022-10-09
【中图分类号】F244　　【文献标志码】A　　【文章编号】1007-0672(2023)01-0015-14
【基金项目】国家社科基金重大专项“美国人口结构变化对其政治、社会和文化的影响研究”(21VMG040)。
【作者简介】陆杰华，男，天津人，北京大学中国社会与发展研究中心研究院、社会学系教授，博士生导师；刘畅，女，四川人，北京大学社会学系研究生。

一、引　言

随着经济社会发展，教育方面的性别不平等持续大幅度下降，尤其是教育年限的性别差异近年来在大部分人群中不复存在(Wu et al.，2014)[1]，然而作为人力资本重要方面的教育平等化尽管在逐步实现，但工作和收入上的性别不平等仍广泛存在甚至持续扩大(王天夫等，2008[2]；Chi & Li，2014[3]；杨菊华，2020[4])，这一变化值得学界的关注，寻找主流人力资本理论之外的解释变得重要，研究性别的社会文化观念与规范如何影响收入的性别差距具有现实上的重要性。

目前有关收入的性别不平等研究往往采取两种理论解释路径：一个是偏经济路径的解释，如人力资本、理性选择和统计歧视理论(Rosen，1986[5]；Becker，1985[6]；Polachek，1981[7]；Aigner & Cain，1977[8])；另一个是偏文化和社会路径的解释，如社会化和性别角色理论以及父权制理论(Strober，1984[9]；Reskin，1993[10])。在中国主要以前者的解释为主(贺光烨、吴晓刚，2015[11]；许琪，2021[12])。然而，前者对收入的性别不平等的解释并不够充分，进入21世纪后，传统的人力资本解释以及由此延伸出来的心理特征和非认知能力对性别的工资差异解释力度不足(杨菊华，2020[4]；Blau & Kahn，2017[13])。此外，

纯粹经济的路径并不是完整的，理性选择背后依然有社会文化因素，两条路径其实是相互关联的，如雇主的统计歧视和女性对家庭友好工作的“理性”选择的背后是父权制的性别分工和社会化后习得的性别角色，这使得女性偏向家庭私领域而公领域方面的劳动参与和人力资本积累不足（卿石松，2019）[14]。总之，经济路径的不充分和不完整意味着社会和文化路径的解释具有理论上的重要性。

20世纪70年代Boserup（1970）[15]等人提出理论假设，农耕社会男性在生产力上的优势使得出现经济理性的性别分工，并逐渐固定变成了社会性别规范并在新的社会中依然持续存在，因此，农耕社会的传统性别观念和规范会持续到工业社会，而近年来的经验研究也在性别的劳动参与和收入上证实了这一点（Hansen et al.，2015）[16]。中国正是一个深厚农耕传统和儒家文化的社会，因此虽然进入现代工业社会，依然存留一定的传统父权制性别分工与规范（刘爱玉等，2015[17]；肖索未、汤超萍，2021[18]）。与此同时，推崇“妇女能顶半边天”的社会主义时期已然过去，改革开放之后，中国的性别观念出现了“曲折迂回”的情况，学界普遍发现性别观念或实践出现“回潮”，社会分工领域具有回归传统的倾向（杨菊华，2017）[19]。因此，中国的传统性别观念对性别不平等的影响以及影响的具体机制值得关注。

进一步而言，中国虽然有着较为统一的农耕文化与儒家文化，但其人口众多、幅员辽阔，不同地区由于生态差异和历史原因存在独特的区域文化与实践，如华南的宗族文化发达、地方规范强（贺雪峰，2012）[20]，有学者将区域文化聚合为7种类型：黄河中下游文化圈、长江中下游文化圈、西南山地文化圈、东南沿海海洋性文化圈、北方农牧接壤文化圈等并通过实证研究进行了检验（赵向阳等，2015）[21]。而已有经验研究表明，区域文化会影响婚姻市场等多方面的情况（杨华，2019）[22]。

因此，本研究重点关注中国的区域性别文化对性别的收入不平等的影响机制，旨在探究宏观区域文化对微观个体的多重影响，加深对性别不平等的文化和社会路径理解。

二、相关研究文献回顾与评述

（一）两重理论解释及其相互关联

以往针对收入的性别不平等的研究往往采取两种理论解释路径，一个是偏经济路径的解释，如人力资本、理性选择和统计歧视理论；另一个是偏文化和社会路径的解释，如社会化和性别角色理论以及父权制理论。经济路径认为，女性为了家庭“理性选择”了那些对母亲友好、工作时间更短的职业从而导致工作收入少（Rosen，1986）[5]。而又因为照顾家庭影响了自身的人力资本投资（如教育程度、劳动参与经验等），导致竞争能力和收入降低（Becker，1985）[6]。对雇主而言，则会遵循“统计歧视”，当信息不足时会根据种族、性别等特征来估计应聘者的生产力，从而理性地将女性安排在某些特定的职业（Aigner & Cain，1977[8]；Arrow，2015[23]）。在市场化水平较高的地区和部门，雇主更看重劳动者的人力资本且可以任意选择，则性别收入差距更大，而经济社会发展水平较高的地区，性别的教育差距缩小因而人力资本相当，性别的收入差距缩小（贺光烨、吴晓刚，2015）[11]。

然而，经济路径并不足以充分解释收入的性别不平等，Blau & Kahn（2017）[13]指出，21世纪后传统的人力资本以及延伸的心理特质对性别的工资差异解释力度均不足。此外，经济路径的理性选择背后依然有社会文化因素，如雇主估计女性更容易退出工作的“统计歧视”，以及女性为家庭而转向“女性化工作”的“理性选择”，这背后都隐含着性别角色分工规范和传统文化观念。Correll et al.（2007）[24]采用实验法，为雇主提供了充分的人力资本信息，但发现雇主依然存在对母职的歧视，说明统计歧视背后有非理性因素。当女性在家庭的相对收入提高后甚至会增加家务劳动，通过“性别表演”维护家庭的性别分工规范和配偶的男性特质（刘爱玉等，2015）[17]，而对家庭的投入会占用工作精力，影响劳动者的人力资本。

经济路径的不充分和不完整需要引入社会和文化路径的解释。在父权制理论看来，父权制的文化与社会规范强调“男主外，女主内”的性别角色分工传统，认为女性依附于男性，主要参加私领域的家庭照料活动而非公领域的工作活动，因此男性占据了高投入高收入的职业，而女性偏向兼顾家庭的低收入职业；同时，在父权制社会，社会对职业的性别存在共同歧视，雇主与男性职员会有意无意地阻碍女性进入“属于男性”的职业（Strober，1984）[9]。而社会化理论指出，社会通过各种手段教化个体有关性别规范和相关的符号意义，个体在成长中习得和实践性别角色规范。社会对不同性别的要求将通过个体的社会化得以再生产，建构起男女不同的职业与家庭期望和行为模式（Reskin，1993）[10]。如在欧美、南太平洋、亚洲28个国家的实证研究表明，有着更为性别平等观念的女性的收入更高（Stickney & Konrad，2007）[25]。

（二）相关实证研究

既往研究在实证层面主要从以下几方面入手。首先是劳动力市场分割，主要是职业的性别隔离。职业性别隔离指女性和男性聚集在不同工作特点、收入的工作中，是造成中国的性别收入差异的重要原因（He & Wu，2017）[26]。其次是与后社会主义时期中国的市场化与经济发展相联系，涉及个体和地区层面。有研究发现，市场化程度越低的部门，其性别的收入差距越小（He & Wu，2017）[26]；从地区层面来看，市场化水平和经济社会发展水平对性别间收入差距的作用方向相反（贺光烨、吴晓刚，2015[11]；He & Wu，2017[26]）。第三是母职惩罚，已有研究发现生育会使得女性工资下降，对不同特征的女性的效应大小不同（於嘉、谢宇，2014）[27]。最后是从性别观念与歧视入手，由于这些因素难以测量，相关研究主要通过排除法，将控制了人力资本、职业、部门等因素后不能解释的剩余部分推断为观念与文化的影响（於嘉、谢宇，2014[27]；李实等，2014[28]），仅有极少研究直接测量个体劳动者的性别观念，发现传统性别角色观念对女性的工资收入具有直接的抑制作用，并通过影响教育获得、劳动参与等人力资本特征对性别的收入不平等产生间接作用（卿石松，2019）[14]。

（三）文献评述

文化和社会的理论路径如此重要和有解释力，对中国的已有研究却较少涉及。如前所述，经济路径的相关变量容易获得，而歧视与性别观念在数据层面较难测量，大部分涉及文化路径的研究只能以剩余方法进行，说服力十分有限；一些研究都不用剩余方法进行经验验证，而仅将其作为理论解释（吴愈晓、吴晓刚，2008[29]；贺光烨、吴晓刚，2015[11]）。因此，这一重要理论路径在中国仍有待探索。

此外，正如前文对经济路径的分析所指出的，经济考虑的背后隐藏着文化和社会的影响因素，如雇主的统计歧视和女性的“理性”选择的背后是父权制的性别分工和社会化后习得的性别角色。正如卿石松（2019）[14]指出的那样，文化和社会因素部分除直接影响外还会通过人力资本、劳动参与等中介因素作用于性别的收入不平等。而目前中国涉及这一解释路径的研究多将这些与社会文化观念有关的因素理解为纯然经济路径的变量，与性别规范和社会角色路径相对立，将“纯经济”变量解释后的剩余部分看作文化的部分，较为忽视经济路径与文化路径之间的复杂关系。因此，文化和社会因素是否会通过影响人力资本、劳动参与等“纯经济”因素来间接影响收入的性别不平等有待进一步探索。

而从实证研究来看，其一，针对劳动力市场分割和劳动者个体特征的研究较为充分，而地区层面的影响因素关注和探索尚处于起步阶段，地区作为一个空间整体，其内部有着相对协调一致的社会、市场经济和文化情况，影响着每一个时空在场的个人和家庭，因此以区域为单位的因素研究有待探讨。其二，对性别观念的研究并不充分，且若是通过剩余部分来研究性别歧视，则可能混入其他非观念的遗漏变量，说服力不足，因此正面研究性别歧视与性别观念能够丰富和拓展对文化因素的研究。

（四）区域性的性别文化对性别不平等的影响

国内已有的性别文化相关研究集中在个体层面，整体层面的传统性别观念对个体收入的性别不平等的影响是一个亟待探索的方面。已有的国外研究表明，整体文化确实会对性别不平等产生影响。例如，在印度，高种姓阶层有着对女性更有约束性的性别文化和规范，因而高种姓阶层的女性相比低种姓阶层的女性的职业自主性更弱（Field et al.，2010）[30]。Alesina et al.（2013）[31]针对非洲、北美、亚洲的跨文化研究发现，传统农耕文化程度不同的族群的女性劳动参与不同。且进一步的研究证实，父权制的习惯和信仰越稳固的地区，女性的平均劳动参与越少（Hansen et al.，2015）[16]。

父权制的观念和规范并不只在个人身上有所体现，是弥散在整个时空的，一个地区除经济发展和市场化水平外，还可能有着较为一致的文化传统与观念。在传统中国，儒家伦理有着一套社会分级的规范，其中，女性生活在宗法等级人伦关系的底层（郑必俊，1994）[32]。人类学家许烺光（1948）[33]的宗族研究表明，在传统的宗族制度中，无论是富裕人家还是贫穷人家，在对父权的绝对服从下，有着很强的重男轻女观念，女性处于严格的规范之中，被约束在婚姻和家族内部。不过，中国虽然有着较为统一的农耕文化与儒家文化，但不同地区由于生态差异和历史原因存在独特的区域文化与实践，如中原地区是中国传统儒家文化的核心区而西南地区是边缘区，以及华南相比华北而言宗族文化发达且地方规范强（贺雪峰，2012[20]；贺雪峰，2020[34]）。既然在不同地区，农耕文化、儒家文化和宗族文化的强度和具体形态不同，那么其内部与性别相关的规范和文化也就不尽相同。

因此，如前所述，中国内部各区域的整体文化不仅会对个体的经济、婚姻决策产生影响（杨华，2019）[22]，同时它也会对性别的劳动参与和职业获得等方面产生影响。当这个地区整体上有着相同的父权制文化时，意味着存在一种弥散在学校教师、同辈群体、血缘群体中的整体的性别不平等观念和实践，影响着女性的社会化、竞争力养成、职位获得、劳动参与的全过程。即使个体劳动者或职位提供者的性别观念较为开放，也依然会受到整体地区的文化观念和实践影响。而传统的性别等观念作为内在因素其实难以和经济发展等外在条件同步变化（宋亚旭、于凌云，2017）[35]，控制了经济发展的变量后，整体的性别观念依然影响着性别的不平等（Hansen et al.，2015）[16]。因此，在性别观念更为传统和具有父权制特点的地区，女性可能会承受着更多传统的性别规范和歧视性对待。

探索区域父权制观念对性别收入差距的影响，可以加深对该领域中文化和社会理论路径的理解。此外，也有助于在经验层面上进一步了解整体的地区文化差异如何影响以个体为单位的性别差距。

三、研究设计

（一）研究假设

父权制下的“重男轻女”“男主外女主内”的歧视性文化，使得雇主和男性职员以及身边亲友可能在各环节都共同打压女性，女性自身则遵守内化了的传统性别角色规范，或者进行“性别表演”，致使女性即使和男性人力资本相同，收入依然更低（Strober，1984[9]；Reskin，1993[10]；Correll et al.，2007[24]；刘爱玉等，2015[17]）。父权制的歧视性文化弥散在整个区域，通过影响包括女性、亲友、雇主等多方社会行动者的行为模式和观念，由此影响他们对待他人和自己的态度和行为，进而影响着女性社会化、人力资本养成、职位获得的发展过程。由此提出假设1。

假设1：地区传统性别文化会影响个体的性别间的收入差异，性别文化越传统的地区，性别间的收入差异则越大。

区域的性别文化会使得不同性别个体的人力资本出现差异，而人力资本进一步通过经济路径带来性别的收入差异，即人力资本是文化对性别收入差距的中介。传统性别文化如“女子无才便是德”

“男怕入错行，女怕嫁错郎”等都重视女性的婚姻属性而弱化女性的才能培养与事业发展，使得女性、家庭、朋辈和学校教师都对女性的教育期望不足，而重男轻女则更是使得家庭减少对女性的教育投资且使女性的自信心与教育抱负下降（吴愈晓，2012[36]；卿石松，2019[14]）。地区的性别文化越传统，上述对女性的教育期望和投入就越少，而越倾斜男性，使得女性的教育程度这一人力资本比男性更低，由此提出假设2。

假设2：地区传统性别文化会影响个体的教育程度，性别文化越传统的地区，性别间的教育差异越大，以此间接增大性别的收入差异。

在父权制的性别文化和规范中，女性被期望从事更多家务劳动，其事业成就并不重要。男性需要通过工作来养家糊口，女性只承担次要责任。当家庭与事业冲突时，是女性而非男性中断劳动参与，转向家庭。已有研究也表明，当个人的性别观念更为平等时，工作—家庭冲突会减弱，且主要作用于女性，因而减少女性与男性在工作参与上的差异（张春泥、史海钧，2019）[37]。而我们认为，一个地区传统性别文化越强烈，性别分工规范就越强，因为对女性而言，无论是配偶还是双方的亲属，抑或是业缘和趣缘群体，都更多持有这一传统性别观念并践行这一分工，在这样的社会氛围中，女性中断或退出劳动的可能性也就更大。劳动参与和收入挂钩，若女性劳动参与少于男性，则二者收入差距也会增大（杨菊华，2020）[4]。此外，若女性经常中断工作、劳动参与低，则工作经验少于男性，而工作经验是重要的人力资本（Becker，1985）[6]。综上，地区性别文化会通过影响劳动参与这一中介因素来间接增大性别的收入差距，由此得到假设3。

假设3：地区传统性别文化会影响个体的劳动参与，性别文化越传统的地区，性别间的劳动参与差异越大，以此间接增大性别的收入差异。

（二）数据来源

本研究使用中国劳动力动态调查（China Labor-force Dynamic Survey，简称CLDS）的2018年的截面数据进行研究。CLDS建立了以劳动力为调查对象的综合性数据库，包含了劳动力个体、家庭和社区三个层次的追踪和横截面数据。该调查以15～64岁的劳动年龄人口为对象，以劳动力的教育、就业、职业流动等为核心，是一项跨学科的大型调查。

本研究将研究对象限定为劳动年龄人口，选择18～50岁的女性和18～55岁的男性①，剔除正在读书的群体。将相关变量信息缺失的个案删除后一共得到6 859个有效个案。

（三）区域性别文化的变量操作化

国内已有的性别文化相关研究集中在个体层面，因此区域层面的传统性别观念对收入的性别不平等的影响是一个亟待探索的方面。区域层面的指标较难获得，经济发展和市场化水平可以从官方统计的经济核算资料中来，而区域性别文化差异却较难测量，目前还没有对中国内部不同区域文化如何影响性别的收入不平等的相关研究。

本研究用生育时的男性偏好作为性别文化的测度。性别文化有多个维度，包括社会分工（如男外女内）、性别关系（如男主女从）、性别地位（如男尊女卑）、继承规制（如传男不传女）等等（杨菊华，2017）[4]。由于男性处于性别文化和规范的优势位置，具有多重经济功能和文化价值，因此当传统性别文化体现在生育方面时，可以浓缩地表现为父辈强烈的男孩偏好。按照穆光宗等人（1996）[38]对生育需求的层次结构分析，生育性别偏好属于观念层面的生育需求，触及的是中国文化的根本之处，只要

① 我国法定退休年龄为女性干部55周岁、女性非干部50周岁、男性60周岁，由于离退休前几年更容易出现身体健康等本研究难以控制的因素干扰劳动能力、工作状态和收入的情况，因此按女50周岁、男55周岁划定劳动年龄。尽管按照女55周岁、男60周岁划定劳动年龄人口后所得结果依然显著，但考虑到系数的精确性还是剔除离退休人群。

文化的影响力还在，男孩偏好的生育需求就很难消失，所以生育决策向现代的演进起初表现在生育数量、生育时间的偏好变化，最后才是性别偏好的变化。因此，可以用生育的男孩偏好作为传统性别文化的代表性指标。

而在中国，由于特有的计划生育政策，不同地区的男孩偏好可以由地区出生人口性别比来代表。在计划生育政策实施之前，人们可以通过多生子女来满足男孩偏好，而在计划生育的时代却无法实现。自1982年第三次人口普查起，中国出生人口性别比持续偏高且一直有不断升高趋势（王钦池，2012[39]；石人炳，2013[40]）。实证研究证明，计划生育政策使得出生性别比偏高（郭志刚，2007）[41]，其具体实施是通过人工的性别选择实现的（朱秀杰，2010）[42]。从原理上来看，出生人口性别比的异常，究其原因是在子女数量压缩时，对子代的男性偏好使得人们若能获得人工的性别选择技术，就会进行性别选择的生育行为（朱秀杰，2010[42]；胡耀岭、原新，2012[43]）。因此，计划生育政策的约束使得地区出生人口性别比的相对大小可以体现各地区生育决策的整体男孩偏好的相对强度。

正常的出生人口性别比在102-107之间，110以下为轻度偏高，115以下为中度偏高，120以下为严重偏高，120以上为极端严重偏高（石人炳，2013）[40]。从2010年的第六次人口普查数据来看，广东、贵州、广西、江西、湖南、湖北、海南、福建、安徽9个省份都极端严重偏高，而严重偏高的省份有6个，在正常范围的只有新疆和西藏2个省份①。

总之，在2016年全面放开二孩之前，客观的人口生育政策约束会使得有父权制的重男轻女与养儿防老的性别观念的个体父母们通过性别选择技术来实现自身的性别偏好。若整个区域普遍存在传统性别观念，生育政策约束下的地区整体出生人口性别比就暴露出地区传统的强弱程度。因此，在计划生育政策转向前的2010年得到的出生人口性别比数据很大程度上可以通过反映生育性别偏好来反映父权制的性别观念。将区域性别文化操作化为该指标，可以直接测量地区的相对性别文化差异。此外，性别选择技术越成熟，性别选择行为越有发生的条件，出生性别比越能反映性别观念，进入新世纪以后B超技术普及，为此提供便利（王钦池，2012）[39]。

（四）变量测量与样本分布

本研究针对前面提出的研究假设，构建三个不同的因变量，第一个因变量为受访者个人的2017年的年度总收入，为连续型变量，由于很多自变量与收入的对数之间的关系更接近线性，因此将因变量进行了对数处理。第二个因变量为受访者的受教育年限。第三个因变量为受访者的劳动参与，转化为二分类变量，2017年没有工作的取1，否则取0。

核心自变量是性别（0为男性，1为女性）和地区传统性别文化。如前所述，由于2020年第七次人口普查时计划生育政策已经转向，传统性别偏好可以通过生育二孩达成，人工性别选择的情况减少，出生人口性别比为111.3，较2010年降低6.8，下降显著②。因此，本研究主要用计划生育政策转向前的2010年第六次人口普查短表的省级出生人口性别比来代表地区传统性别文化的强度，将其与CLDS的个人数据的省份进行对应匹配，为连续变量，变量值的大小具有相对意义。

① 第六次人口普查是计划生育政策转向前的最后一次普查。该数据可靠性高、漏报率低，2000年人口普查总人口漏报率为1.81%，2005年1%人口抽样调查总人口的漏报率为1.72%，2010年人口普查总人口的漏报率为0.12%（王广州，2016）[45]。且其出生性别比的测量较准确，翟振武、杨凡（2009）[46]指出，2000年普查中0岁人口组的性别比异常低于其他年龄组，因此人口的统计中有大量新生男孩漏报或瞒报，而六普出生性别比虽然也比其他低龄年龄组更低（石人炳，2013）[40]，但较五普的异常程度较轻。此外，该普查节点相比之前普查而言最为接近CLDS2018的调查节点。因此六普的出生人口性别比相比前述普查能更准确地反映当时的社会性别文化观念。

② 国家统计局.（2021）.我国人口发展呈现新特点与新趋势——第七次全国人口普查公报解读. http://www.stats.gov.cn/xxgk/jd/sjjd2020/202105/t20210513_1817408.html。

控制变量借鉴上文已经综述过的经验研究选取。首先是控制地区层面的经济发展水平，用2017年省级GDP进行代表，数据来源于国家统计局①，为连续变量。针对假设1，控制受访者本人的人力资本特征，包括教育程度、工作年限及其平方，同时控制户籍、职业类型、部门所有制类型，此外，控制母职惩罚在性别收入不平等的作用，具体操作为纳入生育数与性别的交互项。针对假设2，控制受访者的年龄、户籍、兄弟姐妹数、14岁时父亲的教育程度、14岁时父亲的职业类型、14岁时父亲的部门所有制类型。针对假设3，控制受访者的年龄及其平方、户籍、教育程度。

表1是本研究涉及的个体层面的关键变量的描述性统计，同时报告了总体和分性别的结果。可以看出，男性平均年收入远高于女性，其平均受教育年限和工作年限略高于女性。女性的平均兄弟姐妹数略高于男性，显示出父母的性别选择。此外，男女的劳动参与情况明显不同，适龄劳动女性2017年有30%没有工作过，而男性为10%。两性在职业分布和部门类型上也有差异，女性在国有部门的比例低于男性在国有部门的比例，主要集中在非正式部门，作为专业技术人员和作为农林牧渔从业人员的比例则比男性高。

若按照出生性别比极端严重偏高、严重偏高、轻度或中度偏高、正常分为四类地区，则安徽、福建、海南、湖北、湖南、江西、广西、贵州、广东9地为极端严重偏高地区，山东、浙江、河南、甘肃、江苏、陕西6地为严重偏高地区，河北、宁夏、天津、重庆、黑龙江、青海、内蒙古、云南、四川、吉林、上海、山西、辽宁、北京14地为轻度或中度偏高地区，西藏和新疆为正常地区。本研究纳入了除西藏、海南等CLDS不收集数据地区以外的全国28个省级地区，省级层面的GDP与出生性别比的相关系数r经过计算为0.27，存在较小的线性相关关系。表2是分三类出生性别比进行的描述性统计结果。

表1　个体层面关键变量的描述性统计

变量		总样本	男性	女性
2017年收入(元)		35 871	50 998	23 838
教育年限(年)		9.01	9.48	8.64
工作年限(年)		24.00	24.19	23.85
兄弟姐妹数		2.68	2.56	2.78
教育程度(%)	初中及以下	70.32	67.79	72.33
	各类高中	14.62	16.52	13.12
	大专及以上	15.06	15.70	14.55
农村户口(%)		73.99	73.35	74.50
2017年没有工作过(%)		22.20	10.33	31.65
职业(%)	专业技术人员和管理人员	11.24	9.80	12.75
	办事员和商业服务业人员	37.95	38.09	37.80
	农林牧渔业生产者	33.71	31.45	36.08
	生产制造、运输人员	17.09	20.66	13.37
工作部门(%)	国有企事业单位与社会组织	13.25	15.43	11.52
	私有企业	19.45	21.62	17.72
	非正式部门(个体生产经营)	67.30	62.95	70.76
个案数		6 859	3 039	3 820

（五）分析策略

本研究的数据分析包括两部分：首先探究地区性别文化对收入及其性别不平等的直接影响，验证假设1；然后通过对假设2、3的验证，分析地区性别文化影响收入的性别不平等的间接路径。

本研究的自变量涉及到地区的性别文化，控制变量涉及到地区的经济发展水平，而其他变量又为个体层面的。而OLS模型存在地区间同质性假设，尽管考虑了地区差异，但仅将差异反映在截距上，所估计的自变量效应为全部样本的平均效应，而无法显示其区域差异。虽然分组为28个省级地域，

① 国家统计局.地区数据，分省年度数据，简单查询，指标，地区生产总值.全部地区.[2022-07-19].https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=E0103。

组数较少，但是由于关键变量与组有关，且在原理上存在组间差异，因此依然符合使用分层模型的条件。

因此，本研究采用多层混合效应模型。第一层为个体层面的方程；第二层为区域层面的方程，在这一层中，令第一层的截距项和性别这一虚拟变量的斜率随不同区域的经济发展水平以及性别文化而变化。假设1与假设2的因变量为连续变量，采用的是多层线性回归模型；假设3的因变量为二分类变量，采用多层混合效应Logit回归模型。

表2 地区层分三类出生性别比的描述性统计

变量	总体	极端严重偏高地区	严重偏高地区	轻度或中度偏高地区
GDP（万元）	29 223	34 174	47 343	18 628
	22 679	24 670	29 662	10 704
出生性别比	116.48	123.77	117.40	111.93
	5.45	2.47	1.45	1.49
地区数	28	8	6	14

分层模型第一层（个体层面）的具体形式如下：

假设1的对应模型：

$$\ln(yincome) = \beta_{0j} + \beta_{1j}female + \beta_{2j}educ + \beta_{3j}workyear + \beta_{4j}workyear + \beta_{5j}rural + \beta_{6j}jobtype + \beta_{7j}bumen + \beta_{8j}childnum*female + \varepsilon_{ij}$$

假设2的对应模型：

$$eduyear_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}female + \beta_{2j}fa_educ + \beta_{3j}fa_jobtype + \beta_{4j}fa_bumen + \beta_{5j}rural + \beta_{6j}sibling + \beta_{7j}age + \varepsilon_{ij}$$

假设3的对应模型：

$$nowork_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}female + \beta_{2j}educ + \beta_{3j}age + \beta_{4j}agesq + \beta_{5j}rural + \varepsilon_{ij}$$

分层模型第二层（区域层面）的具体形式如下：

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01}culture_j + \gamma_{02}GDP_j + u_{0j}$$
$$\beta_{1j} = \gamma_{10} + \gamma_{11}culture_j + \gamma_{12}GDP_j + u_{1j}$$
$$\beta_{3j} = \gamma_{30}$$
$$\beta_{4j} = \gamma_{40}$$
$$\beta_{5j} = \gamma_{50}$$
$$\beta_{6j} = \gamma_{60}$$
$$\beta_{7j} = \gamma_{70}$$
$$\beta_{8j} = \gamma_{80}$$

下标j表示第j个省级区域；u_{0j}和u_{1j}为省级层的残差项，服从正态分布。第一层的残差项ε_{ij}也为正态分布。在模型设定中，β表示自变量和控制变量的影响。地区层面的社会经济发展水平和性别文化在第二层方程中进入模型。在估计模型时，设定协方差矩阵是非结构化的（unstructured），即每个方差和协方差均可自由估计。本研究的核心关注是个体层性别变量与省级层宏观特征的交互项的系数γ_{11}与γ_{12}。

四、主要结果呈现

（一）地区性别文化对性别收入不平等的直接作用

首先采用分层线性模型，在控制了地区经济发展水平和个体特征的基础上，来分析两性间收入不平等如何随地区的性别文化传统程度不同而变化，以理解区域文化对收入性别差异的直接作用。表3展现了一系列相互嵌套的两层线性模型的估计情况。

模型1、2只包括个体层次的变量，模型1不控制变量，观察性别间的完全收入差距，模型2加入控制变量，即户籍、人力资本特征、职业与部门类型和子女数与性别的交互，从结果来看，两性间的收入

差距明显，男性比女性的平均年收入多27.72%（即$e^{0.2447}-1$）。对比两个模型的结果可见，排除了人力资本特征、劳动力市场分割以及生育对性别收入差距的影响后，性别对收入的影响下降但依然显著（$p<0.05$），存在难以解释的差距，由此可见观念或文化存在直接影响，因此在个体层次的结果和以往的研究是一致的（於嘉、谢宇，2014[27]；李实等，2014[28]）。

模型3加入省级地区特征，控制地区经济社会发展水平对收入的影响且将地区性别文化纳入模型。结果显示，经济发展水平对地区平均收入无显著影响，这可能是因为省级内部的市级和城乡的经济发展水平差异更重要。模型4加入两个区域特征与性别的交互项，地区性别文化与性别的交互项为本部分的核心关注点，以期理解区域的父权制性别文化对性别收入差距的作用。结果显示，经济发展水平与性别的交互项系数并不显著，即经济发展水平提高或许并不意味着性别的收入差距减小，而区域性别文化与性别的系数为负，且$p<0.05$，即控制了个体的特征后，区域的父权制性别文化越强，女性相比男性的年收入就越低，因此证实假设1，区域性别文化对性别的收入不平等有直接的作用效果，无须通过个体的人力资本、生产力特征等中介因素产生。该发现发展了性别的收入不平等的文化和观念路径，表明不止是个体的观念会对性别的收入差异产生作用（Stickney & Konrad，2007[25]；卿石松，2019[14]），区域的整体文化观念也会产生作用，且主要作用于女性。

基于表3的结果，图1直观诠释了性别间收入差距随着用出生性别比来衡量的地区性别文化差异而变的趋势。两性之间原本就存在年收入的差别，而地区出生性别比越大，地区性别文化越具有传统

表3　地区性别文化与性别的收入差距（N=6859）

			模型1	模型2	模型3	模型4
个体层	女性		−2.7256***（0.103）	−0.2447**（0.106）	−0.2440**（0.106）	−0.2691**（0.106）
	教育程度（以初中及以下为参照组）	各类高中		0.1165（0.075）	0.1153（0.075）	0.1182（0.075）
		大专及以上		0.4555***（0.103）	0.4503***（0.103）	0.4494***（0.103）
	工作年限			0.0525***（0.011）	0.0521***（0.011）	0.0522***（0.011）
	工作年限的平方项			−0.0011***（0.000）	−0.0011***（0.000）	−0.0011***（0.000）
	农村户口			−0.0758（0.065）	−0.0774（0.065）	−0.0786（0.065）
	职业（以专业技术人员和管理人员为参照组）	办事员和商业服务业人员		−0.2225**（0.095）	−0.2230**（0.095）	−0.2241**（0.095）
		农林牧渔业生产者		−1.1117***（0.116）	−1.1138***（0.116）	−1.1107***（0.116）
		生产制造、运输人员		−0.2922***（0.112）	−0.2921***（0.112）	−0.2946***（0.112）
		没有工作		−9.8447***（0.115）	−9.8449***（0.115）	−9.8396***（0.115）
	部门（以国有企事业单位与社会组织为参照组）	私有企业		−0.0490（0.089）	−0.0518（0.089）	−0.0462（0.089）
		非正式部门（个体生产经营）		−0.2297**（0.093）	−0.2306**（0.093）	−0.2272**（0.093）
地区层	经济发展水平				0.0000（0.000）	0.0000（0.000）
	传统性别文化				−0.0227*（0.013）	−0.0014（0.015）
交互项	经济发展水平*女性					−0.0000（0.000）
	传统性别文化*女性					−0.0256**（0.010）
常数			9.1403***（0.207）	10.2529***（0.206）	12.8478***（1.506）	10.3130***（1.722）
赤池信息量（AIC）			39 331.73	28 273.93	28 267.36	28 262.43
对数似然率			−19 661.9	−14 118	−14 116.7	−14 113.1

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

和父权制特点，男性的预期年收入变化不大，但女性的预期年收入进一步下降，于是原本就存在的收入差异越发扩大。

从表3的性别系数和模型整体的对数似然率与赤池信息量（AIC）来看，区域性别文化只能解释个体性别间收入的不平等中较小的一部分，不如人力资本、劳动力市场分割等个体层面因素的解释程度大，但区域层面因素对个体层面的解释程度较小，个体自身的变异性较大，这一情况出现在研究个体性别收入差异的高层级影响的其他文献中（贺光烨、吴晓刚，2015）[11]，且非常普遍，因此本研究依然丰富了对性别间收入差距的影响因素的理解，在区域层面的歧视性性别文化，显著且直接影响着两性的收入不平等。

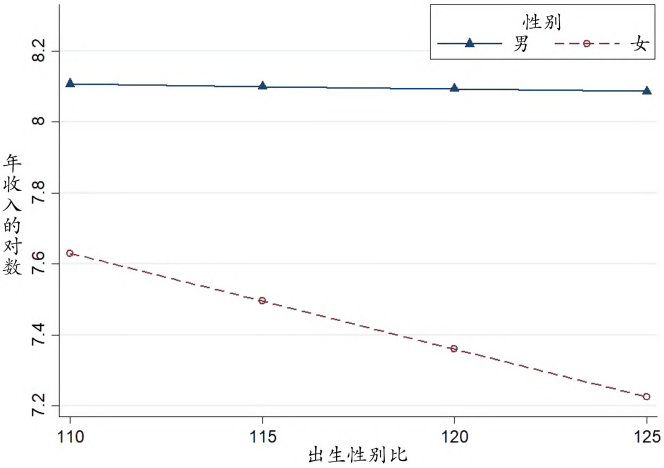

图1　分性别的预期年收入的对数随区域出生性别比的变化情况

（二）地区性别文化对性别收入不平等的间接作用

前述结论表明，控制人力资本等特征变量后，地区性别文化对女性收入具有直接的负作用。同时，控制变量的结果也与以往研究一致，受教育程度、职业、工作经验等都是性别收入差距的影响因素。已有研究多将这些因素理解为经济路径，然而这些因素本身也可能受到父权制的社会结构和文化观念的影响，卿石松（2019）[14]探究了个体层面观念对这些因素的影响，本研究则在区域层面探究，即区域性别文化是否影响了这些看似纯粹经济的因素，通过这些中介来影响性别收入不平等。由此探究假设2与假设3，区域性别文化对劳动者的教育以及劳动参与的性别不平等的影响。

表4和表5展现了一系列相互嵌套的两层模型的估计情况，表4的模型5～7针对假设2采用分层线性模型，表5的模型8～10针对假设3采用多层混合效应Logit回归模型。模型5、8只包括个体层次的性别变量和各自的控制变量。模型6加入了省级特征，结果显示，地区性别文化对增长地区的教育程度并没有显著影响，但作为控制变量的地区经济发展水平却显著提高了地区的个体平均教育水平，或许是因为经济发展较好地区的政府更有财政能力确保教育服务。模型7加入区域特征与性别的交互项，结果发现，区域性别文化与性别的交互项系数为负，且$p<0.05$，即区域的父权制性别文化越强，女性和男性相比的教育年限就越低，因此证实假设2，区域性别文化会作用于教育水平这一个体生产力特征，间接地影响性别的收入不平等。因此，作为重要人力资本因素的教育获得的性别差异不仅受到个体或家庭的性别观念的影响（Chu et al.，2007[44]；卿石松，2019[14]），还受到整个区域的普遍性别观念的影响。

模型9相比模型8加入了省级区域的特征，结果显示，地区经济发展水平对地区的劳动参与没有显著影响，这可能是因为目前中国的被动失业较少，多为主动放弃工作，如女性为照料家庭而停止工作，因此地区经济发展水平对平均劳动参与的影响不显著。模型10再加入了两个区域特征与性别的交互项，结果显示，经济发展水平与性别的交互项系数并不显著，即经济发展水平的提高与性别的劳动参与差距减小没有显著关系，而区域性别文化与性别的系数为正，且$p<0.05$，即控制了个体的特征之后，地区的父权制性别文化越强，女性和男性相比的不工作概率就越大，劳动参与就越低，因此证实假设3。杨菊华（2020）[4]指出，1990后的20年里，性别的劳动参与差距不断扩大，对这一现象的解释包

括传统性别规制的延续，我们可以看到，不仅个体性别观念会影响男女的家庭分工和劳动参与（张春泥、史海钧，2019[37]；卿石松，2019[14]），区域的传统性别观念也会作用于此，歧视性性别文化更强的地区，女性的劳动参与更加不足，则收入必然下降，这意味着，区域性别文化间接影响到了性别的收入不平等。

图2和图3将表4与表5的结果直观地反映了性别间教育程度和劳动参与的人力资本差异随着地区性别文化差异（用出生性别比来衡量）而变的趋势。女性相比男性原本就存在人力资本劣势，女性的平均受教育年限更低，无工作的发生概率更大。而地区性别文化越具有传统和父权制特点，女性的预期受教育年限进一步下降而男性变化不大，女性不工作的可能性进一步上升而男性不工作的可能性下降，于是，本就存在的性别差异增大。

表4　间接作用：地区性别文化与性别的教育差距（N=6 859）

		因变量：受教育年限		
		模型5	模型6	模型7
个体层	女性	−0.8995***（0.116）	−0.8339***（0.124）	−0.8411***（0.127）
地区层	经济发展水平		0.0000***（0.000）	0.0000***（0.000）
	传统性别文化		0.0044（0.020）	−0.0119（0.021）
交互项	经济发展水平*女性			0.0000（0.000）
	传统性别文化*女性			−0.0481**（0.023）
控制变量		已控制	已控制	已控制
常数		17.2505***（0.297）	16.3831***（2.366）	16.8103***（0.329）
赤池信息量（AIC）		34 511.19	34 500.02	34 498.5
对数似然率		−17 236.595	−17 233.009	−17 230.919

表5　间接作用：地区性别文化与性别的劳动参与差距（N=6 859）

		因变量：2017年没有工作		
		模型8	模型9	模型10
个体层	女性	1.4428***（0.104）	1.4377***（0.105）	1.4821***（0.099）
地区层	经济发展水平		−0.0000（0.000）	−0.0000（0.000）
	传统性别文化		−0.0031（0.023）	−0.0203（0.023）
交互项	经济发展水平*女性			0.0000（0.000）
	传统性别文化*女性			0.0391**（0.018）
控制变量		已控制	已控制	已控制
常数		4.5648***（0.731）	5.0719*（2.724）	4.5335***（0.731）
赤池信息量（AIC）		6 369.294	6 372.433	6 369.860
对数似然率		−3 175.6469	−3 175.2167	−3 171.9301

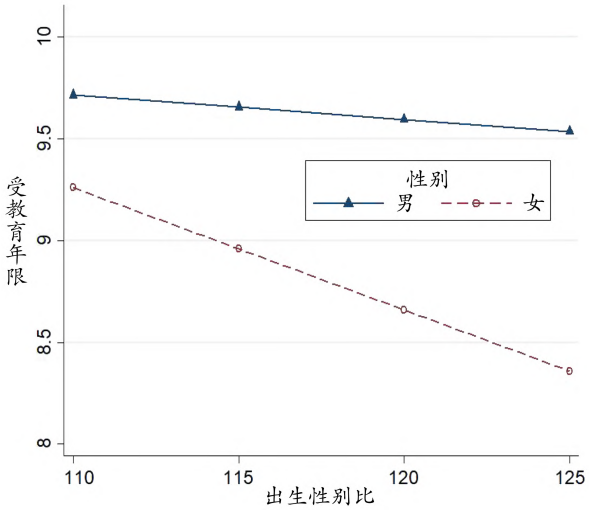

图2　分性别的预期受教育年限随区域出生性别比的变化情况

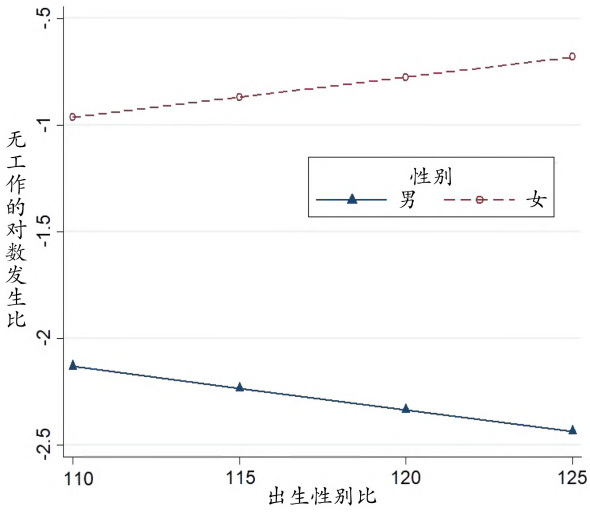

图3　分性别的预期无工作对数发生比随区域出生性别比的变化情况

因此，本研究有关性别对收入不平等的间接影响假设得到了实证结果支持。人们从童年就开始通过教育积累人力资本，但女性获得的教育平均低于男性，区域性别文化还加大了这一教育获得的性别不平等。当达到进入工作的年龄与条件时，女性又比男性更多地中断或停止工作，则其工作经验少、职业道路曲折，区域父权制性别文化又强化了这一差距。在区域父权制性别文化下，女性的价值在于私领域的照料劳动，在女性成长过程中，父母、亲朋、师长甚至女性自身重视的都是其在私领域而非公领域的能力，因此轻视教育；在女性成家立业后，人们又都期待着女性负责家庭事务，甚至认为事业对女性而言并非必要，因此女性的工作是次要的、易中断的。由此，地区的差异性性别文化直接影响到了看似纯粹经济的因素，针对本来构成"合理"收入差距的人力资本解释提出质疑，这一人力资本的差距背后也有着并不合理的歧视性文化。综上，地区性别文化通过直接和间接两条路径多方位和深度地影响着性别的收入不平等。

五、结论与讨论

有关性别的收入不平等的研究主要有两种切入点，其一是经济路径的人力资本、理性选择以及统计歧视理论，其二是文化和社会路径的父权制以及社会性别角色理论，本研究从正面研究了性别文化观念对性别不平等的影响，发现地区性的性别文化会通过直接和间接两种途径多方位地显著影响性别的收入不平等，而且经济路径的背后依然有着文化与社会的因素在起作用。

具体而言，本研究发现，一方面，在排除掉个体的人力资本、职业和部门分割、母职惩罚以及区域性的经济发展水平的影响之后，地区性的父权制性别文化依然会对个体的性别收入不平等产生直接影响。因此，不止是个体的观念会对性别的收入差异产生作用（卿石松，2019[14]；Stickney & Konrad，2007[25]），区域的整体文化观念也会产生作用，且主要作用于女性。也就是说，对女性的排斥是区域性系统性的，这和以往研究结论的方向一致。在性别观念更为传统和具有父权制特点的地区，当地无论是每个个体的期望、实践还是制度化的规范都可能更加排斥女性在公领域发展事业，女性因而会承受着更多传统的性别规范和歧视性对待。即使女性和男性同处类似职位，有着相近的生产力，在具有更传统性别文化的地区依然可能受到观念更偏向传统的雇主的区别对待和男性同事的打压（Strober，1984）[9]；即使女性自身的性别观念较为现代，避免了由于个人性别观念传统带来的家庭投入增多（张春泥、史海钧，2019）[37]，但在工作的同时比男性投入更多精力照顾家庭和孩子，导致收入的下降这一普遍惩罚（於嘉、谢宇，2014）[27]，同样也可能是出于普遍持有"男主外、女主内"的性别规范的当地亲朋好友与家庭的期望而为之；甚或是在多个持有制度化性别歧视的社会化机构（如学校、工作单位）的成长过程中养成了对自身工作能力的不自信和对工作前景的低追求，上演自我证实的预言（Reskin，1993）[10]。因此本研究丰富了文化和观念的解释路径和经验研究。

另一方面，本研究还揭示出，地区性的父权制性别文化还会扩大教育和劳动参与的性别差距，通过影响这些经济性质和人力资本性质的因素来影响收入的性别差距。这拓展了人力资本方向的研究，表明了看似纯粹经济的因素也并非完全合理的，不能用性别间的教育和劳动参与等差距来为其收入差距的合理性辩护，因为教育差距或劳动参与差距的背后有着歧视性的文化与社会环境。Chu et al.（2007）[44]提出理论，东亚家庭的传统性别观念会影响对儿子与女儿的教育投资差异，卿石松（2019）[14]的实证研究表明中国社会里个体的性别观念会对教育和劳动参与的性别差距产生影响，本研究则深化了此类对东亚社会的研究，本文采取的研究思路不是将经济变量所不能解释的部分统归为性别文化，而是从正面表明区域整体的性别文化也影响着性别间的教育和劳动参与差距。女性在成长过程中的教育投入不足不是其自身理性选择的结果，更多是家庭、学校与社区对女性的有偏投入

和期望，在性别文化更传统的地区中，诸多社会行动者的实践和观念对女性的教育投入普遍更低，因而使得两性的人力资本差距在这些地区比在性别观念更平等的地区还要更大。女性处于无工作状态的概率高于男性，这一现象也与地区性的父权制文化有关，在传统性别分工的“男主外女主内”规范下（刘爱玉等，2015[17]；肖索未、汤超萍，2021[18]），多股社会力量推动着女性看似“主动且理性”地选择中断或停止工作，将精力放在家庭。也即是说，在重男轻女和歧视性分工的地区文化下，女性遭遇着全方位的不平等对待，这增大了收入的性别差距。

近年来，性别的教育差距逐渐缩小，性别的人力资本差距有所下降，但是即使女性处于高教育程度，若依然处于传统性别文化之下，受到社会多方面的歧视与角色压力，那么收入的性别不平等应该会由于歧视和家庭照料要求等因素而持续存在。因此，性别平等还有很大的发展空间，不仅需要为女性提供更多教育和就业机会，还需要改变个体与地区的性别文化与性别观念。✽

参考文献：

[1] Wu X，Ye H，He G G. Fertility Decline and Women’s Status Improvement in China [J]. Chinese Sociological Review，2014（3）：3-25.

[2] 王天夫，赖扬恩，李博柏.城市性别收入差异及其演变：1995-2003[J].社会学研究，2008（2）：23-53+243.

[3] Chi W，Li B. Trends in China’s Gender Employment and Pay Gap：Estimating Gender Pay Gaps with Employment Selection [J]. Journal of Comparative Economics，2014（3）：708-725.

[4] 杨菊华.市场化改革与劳动力市场参与的性别差异——20年变迁的视角[J].人口与经济，2020（5）：1-18.

[5] Rosen S. The Theory of Equalizing Differences [J]. Handbook of Labor Economics，1986（1）：641-692.

[6] Becker G S. Human Capital，Effort，and the Sexual Division of Labor [J]. Journal of Labor Economics，1985（1，Part 2）：S33-S58.

[7] Polachek S W. Occupational Self-selection：A Human Capital Approach to Sex Differences in Occupational Structure [J]. The Review of Economics and Statistics，1981：60-69.

[8] Aigner D J，Cain G G. Statistical Theories of Discrimination in Labor Markets [J]. Ilr Review，1977（2）：175-187.

[9] Strober M H. Toward a General Theory of Occupational Sex Segregation：The Case of Public School Teaching [J]. Sex Segregation in the Workplace：Trends，Explanations，Remedies，1984（104）：144.

[10] Reskin B. Sex Segregation in the Workplace [J]. Annual Review of Sociology，1993（19）：241-270.

[11] 贺光烨，吴晓刚.市场化、经济发展与中国城市中的性别收入不平等[J].社会学研究，2015（1）：140-165+245.

[12] 许琪.从父职工资溢价到母职工资惩罚——生育对我国男女工资收入的影响及其变动趋势研究（1989-2015）[J].社会学研究，2021（5）：1-24+226.

[13] Blau F D，Kahn L M. The Gender Wage Gap：Extent，Trends，and Explanations [J]. Journal of Economic Literature，2017（3）：789-865.

[14] 卿石松.中国性别收入差距的社会文化根源——基于性别角色观念的经验分析[J].社会学研究，2019（1）：106-131+244.

[15] Boserup E，Tan S F，Toulmin C. Woman’s Role in Economic Development [M]. Routledge，2013.

[16] Hansen C W，Jensen P S，Skovsgaard C V. Modern Gender Roles and Agricultural History：the Neolithic Inheritance [J]. Journal of Economic Growth，2015（4）：365-404.

[17] 刘爱玉，佟新，付伟.双薪家庭的家务性别分工：经济依赖、性别观念或情感表达[J].社会，2015（2）：109-136.

[18] 肖索未，汤超萍.流动的母职：乡城迁移中的母职协商[J].妇女研究论丛，2021（2）：66-83.

[19] 杨菊华.近20年中国人性别观念的延续与变迁[J].山东社会科学，2017（11）：60-71.

[20] 贺雪峰.论中国农村的区域差异——村庄社会结构的视角[J].开放时代，2012（10）：108-129.

[21] 赵向阳，李海，孙川.中国区域文化地图：“大一统”抑或“多元化”?[J].管理世界，2015（2）：101-119+187-188.

[22] 杨华.代际责任、通婚圈与农村“天价彩礼”——对农村彩礼机制的理解[J].北京社会科学，2019（3）：91-100.

[23] Arrow K J. The Theory of Discrimination [C]// Discrimination in Labor Markets. Princeton University Press，2015：1-33.

[24] Correll S J, Benard S, Paik I. Getting a Job: Is there a Motherhood Penalty? [J]. American Journal of Sociology, 2007(5): 1297-1338.
[25] Stickney L T, Konrad A M. Gender-role Attitudes and Earnings: A Multinational Study of Married Women and Men[J]. Sex Roles, 2007(11): 801-811.
[26] He G, Wu X. Marketization, Occupational Segregation, and Gender Earnings Inequality in Urban China[J]. Social Science Research, 2017(65): 96-111.
[27] 於嘉,谢宇.生育对我国女性工资率的影响[J].人口研究,2014(1):18-29.
[28] 李实,宋锦,刘小川.中国城镇职工性别工资差距的演变[J].管理世界,2014(3):53-65+187.
[29] 吴愈晓,吴晓刚.1982~2000:我国非农职业的性别隔离研究[J].社会,2008(6):128-152+226-227.
[30] Field E, Jayachandran S, Pande R. Do Traditional Institutions Constrain Female Entrepreneurship? A Field Experiment on Business Training in India [J]. American Economic Review, 2010(2): 125-29.
[31] Alesina A, Giuliano P, Nunn N. On the Origins of Gender Roles: Women and the Plough [J]. The Quarterly Journal of Economics, 2013(2): 469-530.
[32] 郑必俊.关于中国古代妇女立世精神的几点思考[J].中国典籍与文化,1994(3):5-16.
[33] Hsu F L K(许烺光). Under the Ancestors' Shadow [C]// Under the Ancestors' Shadow. Columbia University Press, 1948.
[34] 贺雪峰.中国区域差异中的文化核心区与边缘区[J].陕西师范大学学报(哲学社会科学版),2020(6):23-29.
[35] 宋亚旭,于凌云.我国生育意愿及其影响因素研究综述:1980~2015[J].西北人口,2017(1):12-18.
[36] 吴愈晓.中国城乡居民教育获得的性别差异研究[J].社会,2012(4):112-137.
[37] 张春泥,史海钧.性别观念、性别情境与两性的工作—家庭冲突——来自跨国数据的经验证据[J].妇女研究论丛,2019(3):26-41.
[38] 穆光宗,陈俊杰.中国农民生育需求的层次结构[J].人口研究,1996(2):25-33.
[39] 王钦池.出生人口性别比周期性波动研究——兼论中国出生人口性别比的变化趋势[J].人口学刊,2012(3):3-11.
[40] 石人炳.我国出生性别比变化新特点——基于"五普"和"六普"数据的比较[J].人口研究,2013(2):66-72.
[41] 郭志刚.对2000年人口普查出生性别比的分层模型分析[J].人口研究,2007(3):20-31.
[42] 朱秀杰.计划生育政策与出生性别比关系的重新解读——社会性别的视角[J].西北人口,2010(1):8-12+16.
[43] 胡耀岭,原新.基于空间数据的出生性别比偏高影响因素研究[J].人口学刊,2012(5):12-21.
[44] Chu C Y C, Xie Y, Yu R. Effects of Sibship Structure Revisited: Evidence from Intrafamily Resource Transfer in Taiwan [J]. Sociology of Education, 2007(2): 91-113.
[45] 王广州.生育政策调整研究中存在的问题与反思[J].中国人口科学,2015(2):2-15+126.
[46] 翟振武,杨凡.中国出生性别比水平与数据质量研究[J].人口学刊,2009(4):3-10.

A Study of Gender Income Inequality in the Perspective of Regional Cultural Influence: Based on CLDS 2018 Data

LU Jie-hua, Liu Chang
(Department of Sociology, Peking University, Beijing 100871, China)

【Abstract】Previous studies have shown that regional gender cultural environment usually influences the current status of individual income inequality. Using data from the 2018 China Labor Force Dynamics Survey, this study uses a multi-layer mixed-effects model for analysis in an attempt to explore whether and how regional gender culture affects intergender income inequality. The findings turn out that regional gender culture has multiple effects on individuals' gender income inequality; the stronger the patriarchal gender culture in a region, the larger the intergender income gap among individuals in that region; in addition, regional gender culture also has an indirect and significant effect on intergender income inequality by influencing individuals' human capital, such as education acquisition and labor force participation. Taken together, these findings have important implications for understanding the mechanisms of gender gap formation in the labor market and enrich the socio-cultural explanatory paths of the gender income gap.

【Key words】Gender-pay Gap; Regional Culture; Education; Labor Participation