·社会学研究·

DOI:10.20004/j.cnki.ujn.2024.03.012

中国职业女性劳动力休闲选择的影响因素研究

孙海云[1],徐大丰[2]

(1.中共山东省委党校 公共管理教研部,山东 济南 250103;2.山东交通学院 经济与管理学院,山东 济南 250357)

[摘 要]基于2021年中国社会调查(CGSS)和2020年中国家庭追踪调查(CFPS)的测量数据,部署偏最小二乘法结构方程模型(PLS-SEM),将休闲选择作为家庭生产和市场生产之间的调节变量,研究中国女性劳动力休闲选择的影响因素。研究结果显示,文化和社会期望(CSE)、经济状况和机会(ESO)以及休闲(Lei)是职业女性劳动力休闲选择的主要影响因素。其中,文化和社会期望及经济状况和机会是休闲选择的形成性影响因素,而休闲选择与休闲之间仅存在弱相关关系。这需要政策制定者充分考虑非正式制度的影响,权衡女性劳动者在市场—家庭—休闲三维空间中的时间配置,同时,增加市场普惠性保育服务、提高男性家庭劳动时间、降低职业女性劳动力市场就业成本等。

[关键词]性别平等;职业女性;休闲选择;影响因素;政策设计

[中图分类号]C913.3 [文献标识码]A [文章编号]1671-3842(2024)03-0125-12

一、问题的提出

随着经济社会发展创新力的不断提高,作为建设社会主义现代化强国的重要力量,女性劳动者的就业领域逐步拓宽,就业结构进一步优化,数字经济中女性劳动者参与率有所提高。2022年,全国女性就业人员3.2亿人,占全部就业人员的比重为43.2%,较2021年稳步提高①。由于女性的经济活动参与度的提升,在2022年《全球性别差距报告》中,中国在性别平等指数中的整体排名比2021年上升了5位。女性参与劳动力市场,可以有效增加劳动力市场供应→总工资膨胀→市场购买力→劳动力需求→财富收益,这被视为总体经济增长的最佳路径②。伴随着职业女性劳动力的社会地位不断提高,政策性保障也在不断优化,女性的职业地位理应随之提升,两性的工资收入与职业地位的差距理应逐步缩小③。但不容乐观的是,近十年来,因新的生育政策出台、全球疫情防控引致

[基金项目]山东省自然科学基金项目"山东省科技创新资源配置效率的时域演变与优化研究"(项目编号:ZR2022MG062)。

[作者简介]孙海云,中共山东省委党校公共管理教研部讲师,管理学博士后,邮箱:sunhaiyun@shandong.cn;徐大丰,山东交通学院经济与管理学院副教授。

①国家统计局:《2022年〈中国妇女发展纲要(2021—2030年)〉统计监测报告》,https://www.stats.gov.cn/sj/zxfb/202312/t20231229_1946062.html,2023.12.31.

②Khan A.,et al.,Economic Costs of Gender Inequality in Health and the Labor Market:India's Untapped Potential,*Frontiers in Public Health*,Vol.11,2023,pp.1-8.

③徐延辉,谢梦帆:《性别观念与女性职业地位晋升——基于CFPS中国家庭追踪调查的分析》,《山东女子学院学报》,2023年第4期。

的经济衰退、产业结构变动、人口老龄化、劳动力市场固有性别歧视等各种因素,占劳动力市场总数近四分之一的女性劳动者退出劳动力市场的比率逐渐增加。这一现象正日益引起政府和学者的普遍关注。如何提升女性参与劳动力市场的积极性和可行性,迫切需要从溯源性和根源性两个维度进行解蔽及剖析,在生产和休闲之间找到嵌合性。

人类历史的发展规律是,“人们首先必须吃、喝、住、穿,然后才能从事政治、科学、艺术、宗教等等;所以,直接的物质的生活资料的生产,从而一个民族或一个时代的一定的经济发展阶段,便构成基础,人们的国家设施、法的观点、艺术以至宗教观念,就是从这个基础上发展起来的”①。要关注人类的享受,美好的生活不是工作而是休闲②。休闲和自由时间,自由时间和必要劳动时间,劳动时间和人的自由这些概念有很大的不同,值得我们去认识③。

总之,女性劳动力既具有一般劳动力的普遍特征,又具有其独特的性别和社会属性。中国女性被称之为“半边天”,这既是劳动力市场上传统产业结构和生产关系对女性劳动力供应的社会回应,更是中国特色社会主义进入高质量发展新阶段对女性劳动力资本内生力量的肯定。那么职业女性劳动力的生产与休闲之间的张力如何影响到劳动力市场参与度?推动女性参与市场生产活动,就要把更为丰富多样的休闲活动复归于女性,传统的休闲研究将女性生活排斥在外,这一现象是对休闲研究某些中心准则的挑战④。研究女性劳动力休闲选择的影响因素并探究其政策校准,有望促进职业女性时间的合理配置,使其成为更全面的护理和政策安排的受益者,进而繁荣劳动力市场供给,促进经济社会发展有序进行。

二、文献回顾与研究假设

(一)女性参与劳动力市场:两性平等与竞争均衡

在国内外既有的劳动经济学文献中,学术界和政策制定者热衷于探索各种可行方案以增加女性参与市场生产(有偿劳动)的工作量,并减少其家庭生产(无偿劳动)的工作负荷⑤。围绕这一路径展开的议题主要集中于以下三个方面:

一是有关女性劳动力参与、市场运行与经济总量之间的逻辑进路。Ilkkaracan等学者认为,女性地位改善、人力资本提高、经济增长三者之间,会形成一个互相加强的良性循环,从而推动经济质的提高⑥。Becker证明,经济发展也会对两性平等产生积极影响⑦。Ruiters和Charteris则从集聚效应出发,指出现代化的城市规模扩大通过拉动服务部门就业与降低性别歧视两种途径,放大了集聚

①[德]恩格斯:《在马克思墓前的讲话》,《马克思恩格斯选集》第3卷,北京:人民出版社,1995年版,第776页。

②[英]特里·伊格尔顿著;李扬,任文科,郑义译:《马克思为什么是对的》,北京:新星出版社,2011年版,第168页。

③宗璞:《学人呼吁:重视休闲问题 加强休闲研究——“中国学人休闲研究丛书出版座谈会”纪要》,《自然辩证法研究》,2005年第5期。

④[美]卡拉·亨德森著;谭惠娟,胡建鹏译:《论女性、性别与休闲问题》,《浙江大学学报》(人文社会科学版),2010年第2期。

⑤Ilkkaracan I., Kim K., Masterson T., et al., The Impact of Investing in Social Care on Employment Generation, Time, Income-poverty by Gender: A Macro-micro Policy Simulation for Turkey, *World Development*, Vol. 144, No. C, 2021, p. 105476.

⑥Becker G. S., An Economic Analysis of Fertility, in *Universities-National Bureau, Demographic and Economic Change in Developed Countries*, New York: Columbia University Press, 1960, pp. 209-240.

⑦Ruiters M., Charteris A., Gender Equality in Labour Force Participation, Economic Growth and Development in South Africa, *Development Southern Africa*, Vol. 37, No. 6, 2020, pp. 997-1011.

经济对女性劳动力的作用[①]。Elson关注到性别失衡现象，认为市场生产和家庭生产中无偿工作中持续存在的性别失衡是阻碍就业的关键因素[②]。Cuberes和Teignier从整个经济层面展开研究，明确就业方面的性别差距意味着劳动力供应减少和总生产率降低[③]。

二是通过部署一般均衡分析，模拟劳动力市场相关因素变动时，劳动力供给曲线变化趋势。Goenka和Nguyen证明具有弹性劳动力供应的典型最优增长模型中，内生的劳动—休闲选择之间存在竞争均衡[④]。Cuellar等人采用一种基于劳动力供应经济模型的微观方法，揭示性别差距的缩小可能意味着妇女相对劳动参与时间的增加[⑤]。陈利锋构建起包含就业性别差异的动态随机一般均衡模型，考察了女性就业对中国经济周期波动产生的影响，指出女性就业相关因素是驱动中国经济周期波动的重要力量[⑥]。

三是社会政策等外部性因素对于社会层面两性平等及劳动力市场产生的影响。Dollar和Gatti在世界银行的发展报告中指出，经济发展的增长会导致各种性别平等措施的改善，而教育中的性别平等措施反过来又有助于高经济增长[⑦]。Brandl等学者从政策角度探讨了扶持性社会政策实践与女性人力资源主管的战略整合，认为两者之间呈正相关关系，但此类政策对性别平等的支持性作用不显著[⑧]。Rendall指出，技术变革可以增加脑力劳动的回报、降低体力劳动的回报，从而改善女性的就业、收入以及教育水平[⑨]。世界银行2018年的亚洲报告指出，多国实证研究表明增加公共服务（特别是养育服务）可以极大改善女性劳动力供给，加强劳动力市场依恋。

（二）解蔽休闲与生产的内涵和外延：多重意蕴与类属性

爱丁顿认为，休闲是一个复杂的现象，是一些现象的组合，任何单一的范式、模式、途径、理论或研究方法都不可能尽述其详[⑩]。陆彦明和马惠娣坚持普遍联系观，指出休闲与人的全面发展及社会进步紧密联系在一起[⑪]，刘晨烨则认为休闲生活的历史几乎与人类历史相始终，休闲研究的历史也几乎与人类有文字记载的历史一样久远[⑫]。《国际社会学科学百科全书》明确写到，能够预见到休闲在文明发展中的重要性的思想家是马克思。但是，罗歇·苏观察到，马克思多言自由时间（free

①刘诗洋，吴玉鸣：《女性劳动力从大城市受益更多吗?》，《世界经济文汇》，2022年第2期。

②Elson D.，Recognize，Reduce and Redistribute Unpaid Care Work：How to Close the Gender Gap，*New Labor Forum*，Vol. 26，No. 2，2017，pp. 52-61.

③Cuberes D.，Teignier M.，Aggregate Effects of Gender Gaps in the Labor Market：A Quantitative Estimate，*Journal of Human Capital*，Vol. 10，No. 1，2016，pp. 1-32.

④Goenka A.，Nguyen M. H.，General Existence of Competitive Equilibrium in the Growth Model with An Endogenous Labor-leisure Choice，*Journal of Mathematical Economics*，Vol. 91，No. 12，2020，pp. 90-98.

⑤Cuellar C. Y.，Moreno J. O.，Employment，Wages，and the Gender Gap in Mexico：Evidence of Three Decades of the Urban Labor Market，*Latin American Journal of Central Banking*，No. 3，2022，pp. 1-22.

⑥陈利锋，王凯凤，林柳琳：《女性就业与中国经济周期》，《广东社会科学》，2022年第6期。

⑦Dollar D.，Gatti R.，Gender Inequality，Income，and Growth：Are Good Times Good for Women? *World Bank policy research report on gender and development working paper series1*，1999，pp. 1-42.

⑧Brandl J.，Mayrhofer W.，Reichel A.，The Influence of Social Policy Practices and Gender Egalitarianism on Strategic Integration of Female HR Directors，*The International Journal of Human Resource Management*，Vol. 19，No. 11，2008，pp. 2113-2131.

⑨Rendall M.，Brain versus Brawn：The Realization of Women's Comparative Advantage，University of Zurich，Institute for Empirical Research in Economics，*Working Paper*，No. 491，2017.

⑩[美]克里斯多夫·爱丁顿，陈彼得著；李一译：《休闲：一种转变的力量》，杭州：浙江大学出版社，2009年版，第5页。

⑪陆彦明，马惠娣：《马克思休闲思想初探》，《自然辩证法研究》，2002年第1期。

⑫刘晨晔：《休闲：解读马克思思想的一项尝试》，北京：中国社会科学出版社，2006年版，第84页。

time)而少言休闲(leisure)[①]。吴文新从逻辑上推演,马克思主义对自由时间的讨论,就是对休闲的讨论,是休闲及其价值观的集中体现[②],也是对休闲生产性和社会性的诠释。

要解蔽隐藏在家庭生产中的时间分化,就需要正确理解"休闲"的内涵与外延。但休闲作为一个抽象概念,具有多重意蕴,只能找到类属性,而很难对其进行准确界定。从其基本义涵上讲,陈鲁直认为,所谓"闲",就是剩余劳动时间向可以自由支配时间的转化,可以自由支配的时间是社会财富的基础,也是人的自由全面发展的基础[③],是人对个体时间的完全掌控。凡勃仑指出,"休闲"并不意味着懒惰和无所作为,而意味着非生产性地消耗时间[④]。Weiss将休闲时间配置于学习、创造和社会活动中[⑤]。总体来看,生产是为经济目的创造商品和服务的过程,其驱动力是追求利润和财富积累。休闲(国内学者也翻译为闲暇)是指个人离开工作或生产活动的时间(非加载负荷时间)。它包括为放松、享受和实现个人价值而进行的活动,如爱好、娱乐、消遣和社交活动,这体现了社会生活的双重属性。基于此,休闲选择通常是指个人对如何度过这部分空闲时间所做的主观决定。

依据以上对经典文献中有关生产和休闲的结构化梳理,结合其他相关研究资料,可以得出第一组概念性研究假设。

假设H1:休闲义涵在于能够带来个体享受(身体和精神)及愉悦的活动,不以家庭再生产为目的。

假设H1a:在能够完全由个体支配的时间内,从事满足身心愉悦的活动都是休闲活动。

假设H1b:在能够完全由个体支配的时间内,从事家庭生产或满足家庭生产的活动,都非休闲活动,比如修车、整理草坪、维修房屋等。

(三)女性劳动者休闲选择:价值属性与影响因素

已有文献中,有关职业女性休闲选择的研究视域相对狭窄,关注度不高,发文量较低,相关成果有限,甚至出现理论不能良好自洽的问题。Whillans等学者认为,对于女性群体而言,休闲时间不足是一种弥散性的感觉[⑥]。凡勃仑界定了休闲的价值属性,是在"体面的环境"下感知到的一种安慰和尊严[⑦],亨德森等则将其作为女性和男性生活之间的一个明显鸿沟[⑧]。韩琳琳和郭鲁芳指出,休闲能使女性感到一种个人的认同感,并从中获得自信和自尊[⑨]。Shaw提出了休闲选择为女性个人赋权的观点,这挑战了传统意义上有关女性气质、性感觉和母亲角色的观念[⑩]。以性别为变量,不同性别间的休闲活动也存在显著性差异。王小波指出,女性休闲时间少于男性,休闲质量和休闲选择也存在一定的性别差异,以自由乐生为目的休闲理念改变了女性关于工作和休闲的观念[⑪]。但是,董艾

①[法]罗歇·苏著,姜依群译:《休闲》,北京:商务印书馆,1996年版,第13-14页。

②吴文新:《资本与非生产劳动:休闲产业和休闲价值的必然性——基于马克思〈1861-1863年经济学手稿〉的探析》,《政治经济学研究》,2021年第2期。

③陈鲁直:《民闲论》,北京:中国经济出版社,2004年版,第21页。

④[美]索尔斯坦·邦德·凡勃仑著,李凤华译:《有闲阶级论》,北京:中国人民大学出版社,2017年版,第25页。

⑤Yoran Weiss, Work and Leisure: A Hiestory of Ideas, *Journal of Labor Economics*, Vol. 27, No. 1, 2009, pp. 1-20.

⑥Whillans A. V., Dunn E. W., Smeets P., et al., Buying Time Promotes Happiness, *Proceedings of the National Academy of Sciences*, Vol. 114, No. 32, 2017, pp. 8523-8527.

⑦[美]索尔斯坦·邦德·凡勃仑著,李凤华译:《有闲阶级论》,北京:中国人民大学出版社,2017年版,第44页。

⑧[美]卡拉·亨德森著;谭惠娟,胡建鹏译:《论女性、性别与休闲问题》,《浙江大学学报》(人文社会科学版),2020年第2期。

⑨韩琳琳,郭鲁芳:《国外女性休闲研究综述》,《特区经济》,2006年第11期。

⑩Shaw S. M., Conceptualizing Resisitance: Women's Leisure as Political Practice, *Journal of Leisure Research*, Vol. 33, No. 2, 2001, pp. 186-201.

⑪王小波:《女性休闲——解析女性的新视角》,《浙江学刊》,2002年第5期。

辉等清醒地看到，中国新女性休闲生活的过度物化易使其陷入非理性的快感体验和享乐主义困境，从而使其精神生活呈现病理状态[①]。

关于休闲选择的限制因素，克劳福和戈比在《再论家庭休闲制约》一文中，指出限制人们休闲的主要理由是内在的心理性、人际关系性和结构性的障碍。陈楠则采取因子分析法萃取出都市女性的休闲影响因素：认知阻碍、周边阻碍、自身阻碍和经济阻碍[②]。除此之外，赵秀丽和黄洁认为，自我意识、健康状况、婚姻状况、孩子人数与年龄、兴趣爱好、职业因素、受教育程度等也都是影响女性休闲的重要因素[③]。Bittman等利用多国时间预算数据档案，发现个体休闲时间长短主要取决于其工作时间和家务劳动时间[④]。时云和韩中基于CTUS的微观分析，指出城乡和所在区域这两个变量对休闲时间和质量也存在着一定的影响[⑤]。例如，周恺等以职业为变量，研究发现，休闲时间较少的主要是科教人员、公务员、普通职员和企事业管理人员等职业女性[⑥]。

综上所述，传统劳动经济学理论宏观上大多强调理论建构和逻辑检验，而微观上将经济主体有限的时间分配给劳动、休闲及其他（比如：风险投资[⑦]等），前两者称之为标准活动[⑧]。而关于女性劳动力劳动市场参与的文献又大多基于男性偏见，而忽略了女性劳动者支配时间的有限性[⑨]，过多关注女性劳动力在家庭—市场生产间的权衡，而忽略了劳动—休闲权衡。除此之外，既有研究文献缺乏对女性劳动者休闲选择因素的多层次分析。现实世界的情况是，在非工作时间，女性仍然要负责家庭生产，如清洁、烹饪、养育子女和侍奉老人。女性休闲的程度和影响因素呈现出怎样的结构，是实证研究要弥补的空白之处。

基于此，本研究结合女性生活形态的独特性以及有关休闲选择价值属性和影响因素的文献梳理，将休闲选择这一潜在变量引入女性劳动力供给市场研究，内生的休闲选择便成为市场生产和家庭生产之间的中间地带。依据文献统合，女性劳动力的休闲选择主要受到三个方面的影响：文化和社会期望、家庭责任以及经济地位和机会。因而，本文提出第二组研究假设：

假设H2：女性劳动力的休闲选择受到文化和社会期望、家庭责任以及经济地位和机会三种变量影响。

假设H2a：文化和社会期望会影响女性劳动力的休闲选择。

假设H2b：家庭责任会影响女性劳动力的休闲选择。

假设H2c：经济地位和机会会影响女性劳动力的休闲选择。

---

①董艾辉，吴杨梅，张丛：《“互联网+”时代中国新女性休闲生活的颠覆与重构》，《贵州师范大学学报》（社会科学版），2018年第2期。

②陈楠：《中韩都市女性休闲阻碍因素比较研究——以北京市与首尔市为例》，《现代商贸工业》，2010年第21期。

③赵秀丽，黄洁：《中国近20年女性休闲研究综述》，《三峡大学学报》（人文社会科学版），2020年第3期。

④Bittman M. , Wajcman J. , The Rush Hour: The Character of Leisure Time and Gender Equity, *Social Forces*, Vol. 79, No. 1, 2000, pp. 165-189.

⑤时云，韩中：《时间约束视域下我国居民休闲质量研究：基于CTUS的微观分析》，《贵州社会科学》，2023年第4期。

⑥周恺，王丽，汪德根：《城市女性休闲活动的职业差异研究——以绍兴市为例》，《妇女研究论丛》，2008年第5期。

⑦Ahn D. H. , Yoon S. J. , Endogenous Labor/Leisure/Investment Choice under Time Constraint and Asset Returns, *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 46, No. 4, 2011, pp. 1157-1192.

⑧Becker G. S. , A Theory of the Allocation of Time, *Economic Journal*, No. 75, 1965, pp. 493-517.

⑨Elson D. , Male Bias in Macro-economics: The Case of Structural Adjustment, in *Male Bias in the Development Process: Comtemporary Issues in Development Studies*, New York: Manchester University Press, 1991, pp. 164-190.

三、研究设计及测度因子选择

(一)研究设计

本文主要目的在于通过部署部分最小二乘法结构方程模型(PLS-SEM)分析来研究职业女性的劳动—休闲选择。数据及可能的测量因素都来源于2021年中国社会调查(CGSS)和2020年中国家庭小组研究(CFPS)数据。

研究设计思路为,首先通过对CGSS和CFPS数据搜索,探讨可形成不同测量维度的因素。在对高阶变量的反应性或形成性关系进行哲学和方法论的讨论后,应用CGSS和CFPS的二级数据,以检验新开发变量的可行性。基于百分位数的数据统计,文化和社会期望和经济地位和机会两个维度能够形成休闲选择①。在对常用统计方法方差(指在测量中使用相同的方法所引起的系统偏差)处理后,运行系列检验,综合信度、载荷、平均方差提取、Forness-Larcker标准等实施信度分析,将路径系数解释方差用于结构模型的评估。数据分析采用R软件4.2.3版本,描述性分析使用Hmisc软件包。Car和MASS数据包用来检验不同度量指标之间的多重线性关系。高阶变量处理选择两阶段方法,建立了plsdepot数据包。PLS-SEM系列分析则由plspm包实施。

在职业女性劳动力供给结构化研究中,本文迭代了传统的劳动—休闲二元论,引入家庭生产、市场生产和休闲的三分法。在性别差异化背景下,休闲选择这一潜在变量可以作为调节器在家庭生产和市场生产之间进行合理分配。政策制定者也可依此将休闲选择概念用于未来政策拟定的完善,提升女性劳动力的福利水平。

(二)测度因子

按照本文H1假设,采取三分法的思维方式,将家庭生产(如送车维修)从休闲活动中剔除,只将吃饭、睡觉和旅行等定义为休闲,而选择从事这些活动的行为被称之为休闲选择。

参照CGSS2021和CFPS2020中涉及到的测度因子,结合H2假设凝练出与女性劳动力休闲选择有关的三个维度分别是:文化和社会期望(CSE)、家庭责任(HouRe)以及经济地位和机会(ESO)。

1. 休闲选择的三个维度

首先,文化和社会期望可以创造一个女性劳动者沉浸其中的社会环境,对于中国人而言,“男人出去工作,女人照顾家庭”“男主外、女主内”是中国传统社会一直遵循的范式及准则②。社会性规范只有在符合个体愿望时才具有意义③。本文认为,如果一个人更坚持固有和传统的做法,他/她就更有可能倾向于遵循隐性的社会文化和期望。从CGSS中,本文选取了以下两个调查问题所得数据:“相比于母亲,父亲不应当因为照顾孩子而放缓事业上的进取”“为人母是对女性来说最有成就感的事情之一”。在CFPS中,选择的问题是“男人以事业为主,女人以家庭为主”“女人干得好不如嫁得好”以及“男人应承担一半家务”。

其次,女性往往比男性承担更多的家庭责任。在家庭生产上过多的时间投入限制了女性的休闲活动。时间分配中的性别模式让女性的时间更多地用于从事家务劳动④。在CFPS的问卷中,本文采用的问题是“你每天花在自家家务劳动的时间大约是几小时”你工作日每天花在自家家务劳动

---

① Hayes A. F., Beyond Baron and Kenny: Statistical Mediation Analysis in the New Millennium, *Communication Monographs*, Vol. 76, No. 4, 2009, pp. 408-420.

② Hou X. H., Yang R., Liu C., Confucian Culture and Informal Household Financing: Evidence from China's Counties, *Borsa Istanbul Review*, Vol. 22, No. 5, 2022, pp. 1005-1019.

③ Mishra S., Kray L. J., The Mitigating Effect of Desiring Status on Social Backlash against Ambitious Women, *Journal of Experimental Social Psychology*, Vol. 102, 2022, p. 104355.

④ 贺光烨,简敏仪,吴晓刚:《城市地区家务劳动和家人照料时间性别差异研究》,《人口研究》,2018年第3期。

的时间大约是几小时”“你休息日每天花在自家家务劳动的时间大约是几小时”以及“一般情况下，您每天花在孩子身上的时间，如照料、陪伴、教育、接送孩子等，大约有几个小时”。

最后，对于经济地位和机会而言，诸如收入、工作时间、地位及通勤时间等因素可能会影响到女性是否适度考虑休闲活动的决定。本文从CGSS中采用了以下几个问题：“从1（最底层）到10（最顶层），综合来看，在目前这个社会上，您本人处于社会的哪一层”“您平时从家（或住的地方）到工作单位的通勤时间（单程）是多少时间”“您过去一个月工作了几天”“您在过去一周中共加班了多少小时”以及“您家的家庭经济状况在当地属于哪一档”。从CFPS中，研究选取了“1表示很低，5表示很高，您给自己收入在本地的位置打几分”，以及“过去12个月从所有工作中获得的工资性收入、奖金、现金福利、实物补贴加总起来是多少元”这两个问题。

休闲（Lei）的测量则采用了CGSS中的“在过去一年中，您是否经常在您的空闲时间社交/串门”及“在过去一年中，您在空闲时间经常学习充电吗”两个题项。

2. 反映性或形成性关系

文化和社会期望中各显性变量之间是反映性关系。反映性关系对于观测到的潜在变量以及形成构面是单向关联性，题项改变不会影响到构面结构。形成性关系探讨的是潜在构面形成的动机和原因。题项改变会影响到构面组成。对调查对象是否相信传统价值观的判断有赖于五个测度因子都能得到或高或低的值。这意味着每一个因子都可以被其他因子取代。对家庭责任及经济地位和机会来说，显性变量不能互相取代。换言之，每个测度因子都是独立的，因此家庭责任及经济地位和机会与其显性变量之间的关系是形成性的。在休闲选择的高阶中，这三个变量相互独立的维度。因而，三个维度与休闲选择之间是形成性关系。休闲维度的三个变量也是相对独立地测量一个人的休闲活动。综合以上可以发现，显性变量之间是形成性关系。简而言之，研究框架如下图1所示。

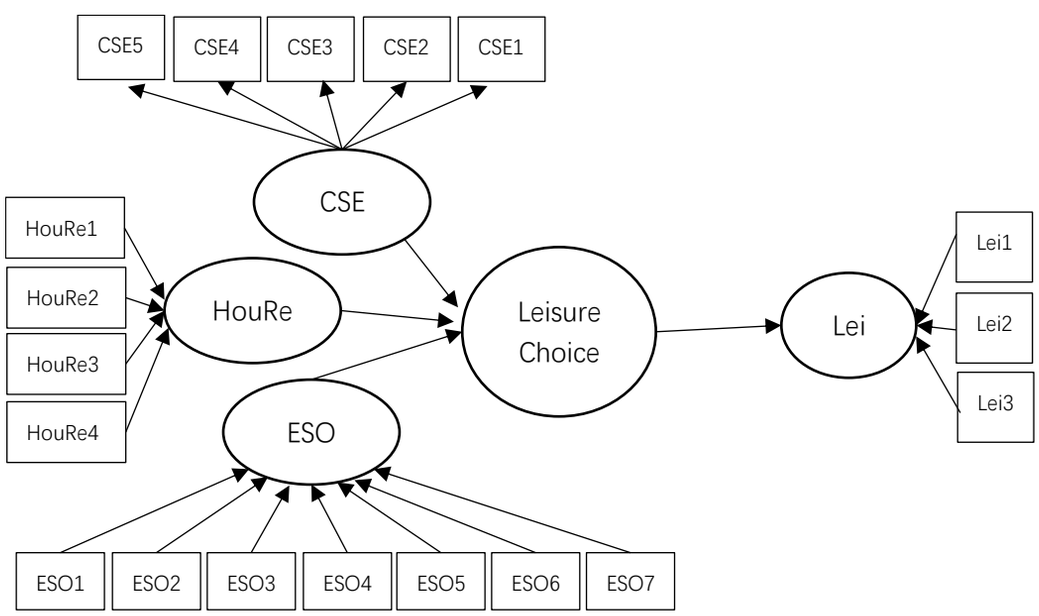


图1　研究框架

四、研究实施及结果

（一）数据及工具标准化

1. 数据标准化。本文在研究中对所使用数据进行了标准化处理和清洗。首先从CGSS2021和

CFPS2020中选取了1976—1991年出生的女性(年龄30—45岁),自出生起就登记为非农业户口,有伴侣或已婚。CGSS和CFPS中分别有95组和66组数据符合既定标准。基于此设定,是因为按照《国务院关于工人退休、退职的暂行办法》的规定,中国女性的退休年龄为50岁,干部55岁。在大多数情况下,30—45岁的女性劳动力处于结婚年龄且有足够的职业发展空间。从出生起就被登记为非农业户口,意味着她们的成长环境和社交活动主要在城市区域,也就意味着休闲活动选择的范围更广。

由于测度因子来源于不同的数据集,本文同时开发了一个数据匹配流程。首先,研究从CGSS中找到题项"您目前处于社会哪一阶层",再从CFPS中对应定位题项"您的社会地位是什么",然后分析受访者的回答模式,并据此将数据归类为一个数据集。因此,研究最终获得了66组数据,并对数据进行初步系统分析。由于数据存在一定程度上的瑕疵,ESO2、ESO3、ESO4、ESO7和变量HouRe在接下来的程序分析中会被忽略。在对缺失值和离群值进行修剪后,研究最终获得了58组可用的数据集。

2. 工具标准化。本文中的数据分析采用偏最小二乘法结构方程模型(PLS-SEM),分析工具为R4. 2. 3版本。在高阶变量处理方面,本文采用了两阶段法(two-phase method)。描述性分析使用R软件中的Hmise包;car和MASS用于多重线性分析;plsdepot用于两阶段的高阶处理。最后,研究将plspm用于PLS-SEM测量以及结构模型相关分析。所有数值都来自于软件运行结果。

(二)研究结果

基于效度和信度检验结果,本文发现,只有CSE3、CSE4、ESO1、ESO5、ESO6和Lei3能够进入下一步数据分析阶段。ESO2、ESO3、ESO4、ESO7和变量HouRe由于数据质量不高被选择性忽略,CSE1、CSE2、CSE5、Lei1和Lei2在数据清洗过程中被删除。

表1　描述性分析

李克特量表		1		2		3		4		5		6		7	
检验因子	平均值	频数	百分比(%)	频数	百分比(%)	频数	百分比(%)	频数	百分比(%)	频数	百分比(%)	频数	百分比(%)	频数	百分比(%)
CSE3	2. 621	21	0. 36	9	0. 16	10	0. 17	7	0. 12	11	0. 19	/			
CSE4	2. 431	23	0. 40	8	0. 14	12	0. 21	9	0. 16	6	0. 10				
ESO1	4. 259	4	0. 07	2	0. 03	8	0. 14	15	0. 26	20	0. 35	8	0. 14	1	0. 02
ESO5	2. 672	2	0. 03	18	0. 31	35	0. 60	3	0. 05	0	0. 00	/			
ESO6	2. 741	6	0. 10	9	0. 16	37	0. 64	6	0. 10	0	0. 00				
Lei3	2. 586	10	0. 17	19	0. 33	16	0. 28	11	0. 19	2	0. 03				

注:数据清洗后的可用样本量为58。

描述性分析结果如表1所示,CSE3的平均值为2. 621,频数(F)意味着选择1的组数为21,选择2的组数为9,选择3的组数为10;CSE4的平均值为2. 431;ESO1、ESO5和ESO6的平均值分别为4. 259、2. 672和2. 741。Lei3的均值为2. 586。处理后的ESO1,选择7分量表进行数据分析。

本文部署了赫尔曼的单因子检验[①]用来检测共同方法方差(CMV)。第一个检验因子的方差比例小于0. 5,这表明该因子测量能力小于50%。因此,"<0. 5"的结果是相对合理的,尽管CSE3和ESO1的值分别是0. 758和0. 711(如表2所示)。这是由于每个检验因子的潜在变量数量较少。在省

①Podsakoff P. M. ,MacKenzie S. B. ,et al. ,Common Method Biases in Behavioral Research:A Critical Review of the Literature and Recommended Remedies,*Journal of Applied Psychology*,Vol. 88,No. 5,2003,pp. 879-903.

略CSE的其他三个检验变量之前，第一个检验因子的方差比例是0.468，低于0.5。此外，Chang等人认为，赫尔曼的单因子检验是必要的，但可能不是检测CMV的唯一指标[①]。其他方法，如复杂模型设定、问卷设计以及多源流的数据搜集等，都需要纳入考虑范畴。本文中使用的数据融合了CGSS和CFPS两个独立数据集的数据，换言之，提取数据所使用的两个来源并不相关。因此，研究中并不存在CMV问题，即变量之间不存在人为的共变。

表2　赫尔曼的单因子检验

	方差贡献率		
	文化和社会期望（CSE3）	文化和社会期望（CSE4）	/
文化和社会期望（CSE）	0.758	0.242	/
	经济地位和机会（ESO1）	经济地位和机会（ESO5）	ESO6
经济地位和机会（ESO）	0.711	0.203	0.086

注：第一个因子的方差解释量应小于总方差解释量的50%（<0.5）。

岭回归用于检验测量因子之间的多重共线性。0行表示的是每个测度因子的原始回归系数值（如表3）。第1行表示，如果在原始数据中加入1，回归系数的变化情况。第2至第5行解释了之前数据加1后，回归系数的变化。原始数据加值后，回归系数如无明显变化，说明检验因子是独立的，相互之间不存在多重共线性。

根据两阶段法寻找线性规划问题是可行的，这为高阶变量休闲选择创建了检验因子absCSEhi和absESOhi。两阶段法的第一步是将低阶变量放入主成分分析（PCA），然后使用简化的PCA载荷值形成二阶变量。absCSEhi和absESOhi就是根据PCA结果及其载荷值的处理结果创建的。这两个新创建的显性变量之间是形成性关系。

表3　岭回归

	CSE3	CSE4	ESO1	ESO5	ESO6	高阶变量检验因子（absCSEhi）	高阶变量检验因子（absESOhi）
0	0.05954	-0.03490	0.01588	0.14193	3.27e-02	0.02759	0.05848
1	0.05783	-0.03337	0.01601	0.13942	3.08e-02	0.02716	0.05750
2	0.05623	-0.03196	0.01613	0.13701	2.90e-02	0.02675	0.05656
3	0.05472	-0.03063	0.01623	0.13469	2.73e-02	0.02634	0.05565
4	0.05329	-0.02940	0.01631	0.13246	2.57e-02	0.02595	0.05476
5	0.05195	-0.02825	0.01638	0.13031	2.43e-02	0.02558	0.05390

注：数值稳定性高说明不存在多重共线性问题。

文化和社会期望CSE3和CSE4的载荷值为0.847和0.889，均高于0.70（见表4）。反映性CSE的克朗巴哈系数（Cronbach's alpha）是0.675，接近基准值0.70。戴隆—戈德斯坦系数（Dillon-Goldstein's rho）单维度指标是0.86，这一数值介于0.70和0.90之间，说明信度和效度较好。

①Chang S. J.，Witteloostuijn A. V.，Eden L.，From the Editors：Common Method Variance in International Business Research，*Journal of International Business Studies*，Vol. 41，No. 2，2010，pp. 178-184.

表4　反应性变量的信度和效度检验

高阶变量	反应性				
	克朗巴哈系数(Cronbach's alpha)	戴隆-戈德斯坦系数(Dillon-Goldstein's rho)	平均提取方差值(AVE)	检验因子	载荷(loading)
文化和社会期望(CSE)	0.675	0.860	0.754	CSE3	0.847
				CSE4	0.889

注:克朗巴哈系数(Cronbach's alpha)>0.7;戴隆-戈德斯坦系数(Dillon-Goldstein's rho)>0.7,表明相对较好的可靠性和一致性;平均提取方差值(AVE)>0.5。

表5　形成性变量的信度和效度检验

检验因子	检验因子	权重(weight)	方差膨胀因子(VIF)	容忍值(TOL)
经济地位和机会(ESO)	ESO1	0.513	1.193	0.838
	ESO5	0.415	1.348	0.742
	ESO6	-0.377	1.313	0.762
休闲选择(Leisure Choice)	高阶变量检验因子(absCSEhi)	0.668	1.001	0.999
	高阶变量检验因子(absESOhi)	0.719	1.001	0.999

注:方差膨胀因子(VIF)<10;容忍值(TOL)>0.1。

这些数值定义了数据较高水平上的一致性。CSE的平均提取方差值(AVE)为0.754,高于0.50。对于形成性的ESO和休闲选择来说(见表5),方差膨胀因子(VIF)系数应低于10,而容忍值(TOL)高于0.10。总之,所有变量均符合数据质量标准。

表6显示了假设检验的结果。使用t值判断,CSE→休闲选择(H1)和ESO→休闲选择(H2)不显著,休闲选择→Lei3(H2)显著①。此外,在PLS-SEM分析中强调的是,基于百分位数的统计更适合于显著性的判断。如果在0.025和0.975之间不包含0,那么在95%的置信区间内,结果是显著的。所有相关系数(β),假设H1和假设H2都是显著的。

表6　结构模型

变量间相关性	标准回归系数(Std. β)	值区间(Mean. Boot)	标准误差(Std. Error)	标准差(Std. Deviation)	百分位数(Perc. 025)	百分位数(Perc. 975)	t值	显著性
CSE->Leisure Choice	0.658	0.632	0.154	8.435	0.471	0.805	1.107	-
ESO->Leisure Choice	0.712	0.682	0.075	4.108	0.518	0.807	0.494	-
Leisure Choice->Lei3	0.316	0.318	0.136	7.449	0.046	0.551	2.268	**

注:1.显著度:*p≤0.1,t≥1.28;**p≤0.05,t≥1.65;***p≤0.01,t≥2.33。2.标准差(SD)等于标准误差(SE)乘以蒙特卡洛自举样本平方根,自举样本量为3000。

表7共同度说明原始变量被共同因子替代后信息的保留程度。CSE3值为0.717,CSE4值为0.791,ESO1值为0.616,共同度指标较为理想。如表8所示,R^2值明确了引入该变量后,总方差减

① Hayes A. F., Beyond Baron and Kenny: Statistical Mediation Analysis in the New Millennium, *Communication Monographs*, Vol. 76, No. 4, 2009, pp. 408-420.

少。休闲选择的R^2值是0.993，而Lei3是0.100。冗余度代表了预测功效，当数值大于0.50时，说明该变量具有足够的预测能力[①]。

表7　共同度

检验因子	共同度（Communality）
CSE3	0.717
CSE4	0.791
ESO1	0.616
ESO5	0.596
ESO6	0.538
高阶变量检验因子（absCSEhi）	0.483
高阶变量检验因子（absESOhi）	0.555

注：共同度>0.4可接受，>0.5较理想。

表8　拟合指数和冗余度

高阶变量	R^2	冗余度（Redundancy）
休闲选择（Leisure Choice）	0.993	0.516
休闲（Lei3）	0.100	0.100

注：R^2=0.19，拟合度弱；R^2=0.33，拟合度一般；R^2=0.67，拟合度强；冗余度>0.5时，该模型通常被认为是可预测的。

拟合优度（GoF）是由R^2和共同度计算出来的，其计算公式为R^2均值乘以共同度均值后的平方根。最后得出拟合优度的数值为0.579，意味着模型可以解释57.9%的总方差减少。

五、总结和政策建议

（一）研究总结

本文初步采用了一种三分法的思维方式，将女性劳动力的活动分为市场生产、家庭生产和休闲，创新性地引入潜在变量——休闲选择。

这项研究阐明了两个问题。首先，减少女性的家庭生产工作量并不必然会引致女性更多参与市场生产。其次，提供更多的保育服务[②]也不一定会自发引导中国女性提高市场生产参与水平。单一举措对于女性劳动力参与市场化生产的作用并不显著。总而言之，传统的社会规范——“女性应该呆在家里”和经济状况是两个限制性因素，抵消了政府在吸引女性出来就业方面做出的努力。中国生育政策从“制度性限制”向“社会性支持”转变[③]，也为女性脱离家庭生产束缚提供了转机。

作为一种探索性和探微性研究，本文从经典的“元休闲”理论出发，以“非劳动”或“负劳动”视角切

①Chin W. W., How to Write up and Report PLS Analysis, In Vinzi V. E., Chin W. W., Henseler J., Wang H., *Handbook of Partial Least Squares*, Berlin: Springer, 2010, pp. 655-690.

②Ilkkaracan I., Kim K., Masterson T., et al., The Impact of Investing in Social Care on Employment Generation, Time, Income-poverty by Gender: A Macro-micro Policy Simulation for Turkey, *World Development*, Vol. 144, No. C, 2021, p. 105476.

③于萌：《生育支持政策何以有效？——基于政策工具与目标匹配的视角》，《浙江学刊》，2023年第1期。

入,对休闲方式的样态选择重新进行分割,并对影响因素进行了检验。不可否认,研究存在一定的局限性,追踪使用的是CGSS和CFPS的二级数据,该数据集设计是基于其他研究目的,与本文的匹配度存在一定偏差,这也直接导致数据清洗中大量测度因素被删除。其次,两次调查数据收集期都在COVID-19大流行的早期,不确定性和不安全感叠加导致受访者在问卷调研时会呈现出不同的表现。未来研究,可以设计更加精准的问卷收集数据,并注意女性劳动力群体内部差异性,通过增加家庭生产、市场生产和参与劳动力市场的程度来扩展该分析框架,并将休闲选择作为新框架的调节器进行测试。

(二)政策建议

吸引女性进入市场生产是一个综合性的系统工程。中国政府所做的努力,在政治秩序和社会进步的价值体系下,取得了媲美发达国家的成果,同工同酬、女性权益保护、生育激励等社会政策包的作用显著。从职业女性劳动力休闲选择角度来看,政府还应有更大的政策空间实施特定政策议程,在人口红利之外挖掘性别红利[①]的促进作用。

首先,政府首先应该掌握女性休闲时间的活动需求。由于工作与休闲状态的时间长度分配、任务数量和完整度特征往往同时存在并产生相互影响[②]。同时,传统性别分工模式发生深刻变革,女性担负的家庭照顾责任逐渐转移给国家和社会,即使福利国家政策调整中出现"再家庭化"的发展取向,通过公共政策支持家庭照顾仍是社会照顾体系建设的重要内容[③]。家庭支持政策须兼顾并融入性别友好的政策取向[④]。与其提供收费服务以减少女性的家庭生产,不如增加女性的小时单位工资收入,或者将更多的市场生产工作量分配给男性,政策效果可能会更好。

其次,政府应更加强调结构性的性别平等意识。政策设计需要平衡女性参与市场生产和男性参与家庭生产之间的结构性划分。男女平等并非是绝对意义上的平等。性别不平等问题的核心其实是家庭生产不平等引发的休闲选择的不平等。为此,政府可以出台嵌套性的政策工具包,从社会认同、社会保障、经济补贴、降低女性就业成本等方面疏导女性就业的堵点和痛点,如男性同样享有产假,女性生育补贴、福利性的技能更新培训等。这些政策综合起来可能会促使企业雇佣女性劳动力的成本降低。然而,不得不看到,传统的社会规范,诸如"男人关注事业,女人关注家庭"和"女人干得好不如嫁得好",使得增加男性的家庭生产工作量在目前看来是不切实际的。因而,本文建议,政策制定者可以重新设计工资结构,更精准地使不同岗位的女性获得更具竞争力的收入,不管是高管,还是普通一线工人。

总之,劳动—休闲的权衡会随着经济社会的发展逐渐深入,实际需求会越来越多,减少职业女性劳动力的家庭生产工作量,类似这种单一的举措并不必然推动更多女性参与市场生产。收费的非市场化的及政府组织的公共保育服务对一些家庭来说可能是一种生活成本负担。如何合理设置政策工具组合,充分考量多种因素共同作用,比如:结构化增加职业女性的小时单位收入,全面落实带薪休假制度,或者让男性承担更多的家庭生产工作量,这可能会是未来政策制定的一个方向。

[责任编辑:傅　强]

①Baerlocher D. , Parente S. L. , Rios-Neto E. , Female Labor Force Participation and Economic Growth: Accounting for the Gender Bonus, *Economics Letters*, Vol. 200, No. C, 2021, p. 109740.

②孙晓敏,杨舒婷,孔小杉等:《时间贫困内涵及其对幸福感的影响:稀缺理论视角》,《心理科学进展》,2024年第1期。

③朱浩,郭秀云:《家庭性别分工模式变革与社会照顾政策体系重构:西方福利国家的经验及其启示》,《经济社会体制比较》,2023年第3期。

④吴小英:《照料的问题化及其政策选择——一个家庭变迁视角的探讨》,《杭州师范大学学报》(社会科学版),2020年第6期。