

人力资本扩张能否缩小性别工资差距

孙广亚

(浙江财经大学 经济学院 杭州 310018)

摘要: 通过构建两任务部门生产模型,并借助高校扩招的准自然实验,考察了人力资本扩张对中国居民性别工资差距的影响。结果发现:人力资本扩张将男性工资提高了6.2%,女性工资提高12%,最终导致性别工资差距缩小8.4%。进一步研究发现,人力资本扩张缩小了教育年限的性别差距,由于女性教育回报率高于男性,进而导致性别工资差距降低。从异质性角度来看,人力资本扩张对服务业部门、中低收入、低学历、东部地区群体的性别工资差距影响更大。

关键词: 人力资本扩张; 性别工资差距; 共同富裕

DOI: 10.13956/j.issn.1001-8409.2024.05.19

中图分类号: F832.51; F271; F275

文献标识码: A

文章编号: 1001-8409(2024)05-0138-07

Can Expansion of Human Capital Narrow the Gender Wage Gap

SUN Guang - ya

(School of Economics, Zhejiang University of Finance & Economics, Hangzhou 310018)

Abstract: By constructing a two-task sector production model and using the quasi-natural experiment of university enrollment expansion, this paper examines the impact of human capital expansion on the gender wage gap among Chinese residents. It is found that the human capital expansion increased male wage earnings by 6.2% and female wage earnings by 12%, resulting in an 8.4% reduction in the gender wage gap. Further analysis shows that the expansion of human capital reduces the gender gap in years of education, and the return on education for women is higher than that for men. This difference in returns to education contributes to the reduction of the gender wage gap. From a heterogeneity perspective, the impact of human capital expansion on the gender wage gap is more significant in the service sector, among middle- and low-income individuals, those with low levels of education, and in the eastern regions.

Key words: human capital expansion; gender wage gap; common prosperity

引言

自社会主义市场经济体制确立以来,中国实现了居民收入的快速增长,然而却伴随性别工资差距扩大趋势^[1-4]。女性与男性的平均工资比从1988年的83.7%下降到2007年的73.5%^[5-7],到2018年仍维持在73.9%(见图1)。近些年,我国性别工资差距有缩小趋势,女性与男性的平均工资比从2018年的近74%增长到2022年81.6%^①。

进入新世纪,受高等教育扩招影响,我国居民人力资本迅速增加并发生了结构性转变。自1998年开始,普通本专科招生人数持续增加,在2021年突破1000万人^②,教育部预计2023年全国普通高校毕业生规模将达到1158万人。2022年,中国受过高等教育的人数达2.4亿,新增劳动力平均受教育年限达14年^③。我国已经建成世界最大规模高等教育体系,高等教育进入普及化发展阶段。

收稿日期:2023-05-01

基金项目:国家自然科学基金项目(72273076)

作者简介:孙广亚(1989—),男,河南漯河人,博士、讲师,研究方向为劳动经济(通讯作者)。

①数据来源于智联招聘。

②数据来源于《中国统计年鉴》

③数据来源于中国政府网 http://www.gov.cn/xinwen/2022-05/17/content_5690837.htm。

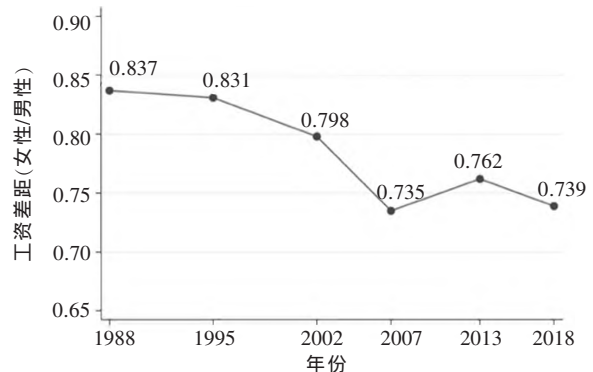


图1 性别工资差距趋势图

注:数据来源于中国家庭收入调查数据(CHIP)

在高等教育进入普及化发展阶段背景下,人力资本扩张能否降低性别不平等?本文借助两任务部门生产模型,理论阐述了人力资本扩张对性别工资差距影响的

作用机制。在此基础上,借助高校扩招政策识别人力资本扩张对性别工资差距影响的因果效应。数据显示,人力资本扩张显著提高了劳动者工资,特别是女性劳动者工资,导致两性工资差距缩小8.4%。渠道分析表明,人力资本扩张将男性平均受教育年限提升了0.208年,将女性平均受教育年限提升了0.654年。由于女性教育回报率高于男性^①,最终表现出性别工资差距降低。

本文的研究价值主要体现在:一是创新性地将劳动任务划分为脑力任务和体力任务,借助男性与女性在两类任务中的比较优势构建模型,有助于深入理解人力资本与性别工资差距的关系;二是已有文献在探讨性别工资差距问题时,普遍采用分解方法。然而,分解方法存在因果识别的局限性。本文借助高校扩招政策的准自然实验,采用双重差分法进行因果识别,提供了更加严谨和有效的分析;三是从教育年限和教育回报率两个重要维度,检验人力资本扩张对性别工资差距的影响机制。有助于揭示人力资本扩张与性别工资差距之间的微观动态,为学术界和政策制定者提供更深入见解;四是从性别工资差距角度入手,研究人力资本扩张对居民收入不平等的影响。为研究居民收入不平等提供了新的分析框架和理论基础,为相关政策制定提供了丰富参考。

与本文相近的文献可分为两类。第一类文献探讨了人力资本对居民收入不平等的影响^[8]。比如人力资本扩张能够提高劳动收入份额^[9],降低城乡居民收入差距^[10]。本文则以性别工资差距为切入点,丰富了人力资本对居民收入不平等影响的相关研究。另一类文献关注了教育对性别工资差距的解释。由于教育资源的匮乏,当存在性别竞争时,教育资源往往倾向于男性^[11]。多数国家研究都表明,女性受教育程度低是造成性别工资差距的重要原因^[2,12-16]。部分文献则认为教育回报率是导致性别工资差距的重要因素^[1]。在这些研究的基础上,本文从人力资本扩张角度观察性别不平等,丰富了教育政策和性别不平等的相关文献。

1 理论框架

假设经济体只存在一个产品生产部门,且产品生产是完全竞争。部门产出是脑力任务和体力任务的常替代弹性(CES)组合,代表性企业采用的生产技术为:

$$Y = A \left[\omega H^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1-\omega) L^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (1)$$

式(1)中,A为部门的全要素生产率,H和L分别为脑力任务和体力任务。参数σ衡量了脑力任务和体力任务之间的替代弹性。ω∈(0,1)衡量了投入脑力任务的权重。

脑力任务和体力任务都由男性和女性劳动力以常替代弹性(CES)形式组合:

$$H = \left[\xi_H H_f^{\frac{\eta-1}{\eta}} + (1-\xi_H) H_m^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right]^{\frac{\eta}{\eta-1}} \quad (2)$$

$$L = \left[\xi_L L_f^{\frac{\eta-1}{\eta}} + (1-\xi_L) L_m^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right]^{\frac{\eta}{\eta-1}} \quad (3)$$

式(2)、式(3)中,H_f和H_m分别代表脑力任务中投

入的女性劳动力数和男性劳动力数,L_f和L_m分别代表体力任务中投入的女性劳动力数和男性劳动力数。参数η衡量了女性劳动和男性劳动之间的替代弹性。ξ_H和ξ_L分别表示脑力任务和体力任务中女性劳动相对男性劳动的比较优势。

劳动力市场满足H_f+L_f=F,H_m+L_m=M。F和M分别表示劳动力市场的女性劳动力数和男性劳动力数。当人力资本扩张时,参与体力任务的劳动力将部分转变为脑力任务。假如女性劳动群体中参加脑力任务的比例为λ_f,男性劳动群体中参加脑力任务的比例为λ_m。则脑力任务中投入的女性和男性劳动力分别为:

$$H_f = \lambda_f F \quad (4)$$

$$H_m = \lambda_m M \quad (5)$$

式(4)、式(5)中,体力任务中投入的女性和男性劳动力可分别表示为L_f=(1-λ_f)F和L_m=(1-λ_m)M。当参数λ_f增大时,意味着参加脑力任务的女性劳动力增加,即人力资本扩张促使女性群体中的部分体力任务向脑力任务转变。当参数λ_m增大时,表示人力资本扩张引起男性群体的部分体力劳动者向脑力劳动者转变。

假设女性劳动力工资水平{W_{Hf},W_{Lf}},男性劳动力工资水平{W_{Hm},W_{Lm}},代表性企业选择劳动力{H_f,H_m,L_f,L_m}进行投入。将产品价格标准化为1,则代表性企业利润可表示为:

$$\pi = Y - W_{Hf}H_f - W_{Hm}H_m - W_{Lf}L_f - W_{Lm}L_m \quad (6)$$

式(6)中由女性劳动力与男性劳动力的平均工资比值代表的性别工资差距x可表示为:

$$x = \frac{W_f}{W_m} = \frac{W_{Hf}H_f + W_{Lf}L_f}{W_{Hm}H_m + W_{Lm}L_m} / F \quad (7)$$

令δ = $\frac{F}{M}$ 表示女性劳动力数与男性劳动力数的比值,可得:

$$x = \frac{\omega \xi_H Q_H \lambda_f^{\frac{\eta}{\eta-1}} + (1-\omega) \xi_L Q_L (1-\lambda_f)^{\frac{\eta}{\eta-1}}}{\omega (1-\xi_H) Q_H \lambda_m^{\frac{\eta}{\eta-1}} + (1-\omega) (1-\xi_L) Q_L (1-\lambda_m)^{\frac{\eta}{\eta-1}}} \times \delta^{\frac{1}{\eta-1}} \quad (8)$$

式(8)中,Q_H = $[\xi_H \lambda_f^{\frac{\eta}{\eta-1}} \delta^{\frac{\eta}{\eta-1}} + (1-\xi_H) \lambda_m^{\frac{\eta}{\eta-1}}]^{\frac{\eta}{\eta-1}(\frac{1}{\eta} - \frac{1}{\sigma})}$,
Q_L = $[\xi_L (1-\lambda_f)^{\frac{\eta}{\eta-1}} \delta^{\frac{\eta}{\eta-1}} + (1-\xi_L) (1-\lambda_m)^{\frac{\eta}{\eta-1}}]^{\frac{\eta}{\eta-1}(\frac{1}{\eta} - \frac{1}{\sigma})}$ 。

从式(7)容易看出,脑力任务的相对权重(ω)、脑力任务和体力任务的替代弹性(σ)、女性劳动力相对男性劳动力的比较优势(ξ_H,ξ_L)、女性劳动力和男性劳动力的替代弹性(η)、人力资本扩张程度(λ_f,λ_m)和两性劳动力的数量比(δ)共同决定了性别工资差距的大小。

为了便于分析,将两性劳动力的替代弹性η设定为1。性别工资差距可化简为:

$$x = \frac{\left(V_1 \lambda_f^{\frac{\sigma-1}{\sigma} \xi_H} \lambda_m^{\frac{\sigma-1}{\sigma} (1-\xi_H)} + V_2 (1-\lambda_f)^{\frac{\sigma-1}{\sigma} \xi_L} (1-\lambda_m)^{\frac{\sigma-1}{\sigma} (1-\xi_L)} \right)}{\left(V_3 \lambda_f^{\frac{\sigma-1}{\sigma} \xi_H} \lambda_m^{\frac{\sigma-1}{\sigma} (1-\xi_H)} + V_4 (1-\lambda_f)^{\frac{\sigma-1}{\sigma} \xi_L} (1-\lambda_m)^{\frac{\sigma-1}{\sigma} (1-\xi_L)} \right)} \times \frac{1}{\delta} \quad (9)$$

①具体结果见下文,女性教育回报率为6%,高于男性的5.3%。

式(9)中, $V_1 = \omega \xi_H \delta^{\frac{\sigma-1}{\sigma}(\xi_H - \xi_L)}$, $V_2 = (1 - \omega) \xi_L$, $V_3 = \omega(1 - \xi_H) \delta^{\frac{\sigma-1}{\sigma}(\xi_H - \xi_L)}$, $V_4 = (1 - \omega)(1 - \xi_L)$ 。

从式(8)容易看出,当生产函数参数、任务函数参数以及女性劳动力数与男性劳动力数确定时,性别工资差距只受人力资本扩张影响。对式(8)进行求导,可得以下研究结论:

$$\frac{dx}{d\lambda_f} > 0 \Leftrightarrow \frac{dx}{d\lambda_m} > 0 \Leftrightarrow (\sigma - 1)(\xi_H - \xi_L) > 0 \quad (10)$$

式(9)意味着人力资本扩张对性别工资差距的影响,取决于脑力任务和体力任务的替代弹性 σ ,以及脑力任务和体力任务中女性相对男性的比较优势 ξ_H 、 ξ_L 。当任务替代弹性 σ 大于1,并且女性在脑力任务中具有相对优势。那么,女性(男性)群体的人力资本扩张,将导致女性与男性平均工资的比值增加,即性别工资差距缩小。同样,当任务替代弹性 σ 小于1,并且男性在脑力任务中具有相对优势,女性(男性)群体的人力资本扩张也能将性别工资差距缩小。反之亦然。

2 数据及变量

本文采用中国家庭收入调查(CHIP)1988—2018年的城镇住户调查数据^①,该数据库涵盖了居民家庭的人口统计学、就业及与工资收入相关的详细信息,为研究性别工

资差距研究提供了变量基础。由于CHIP数据的调查年份跨度较大,少数变量在不同年份存在调查偏差^②。因此,与部分研究高校扩招政策的文献一致^[17-20],本文重点采用了2002—2013年数据。在下文的稳健性分析等其他回归中,本文也添加了其他年份数据。

考虑到农村居民以农业收入为主,与经典文献一样^[21-22],本文采用城镇住户样本数据。首先,将女性限制在18~55岁,男性限制在18~60岁;其次,删除失业者、在读学生和没有收入的群体;最后,鉴于高校扩招政策主要影响高中及以上学历群体,本文只选择学历为高中、中专、大专、本科和研究生及以上的样本。

变量选取。被解释变量为居民月工资收入的对数,月工资收入包含工资、奖金和补贴。为了让不同年份的工资收入具有可比性,本文以1988年价格为基准,采用省份层面的城镇居民消费价格指数进行平减。关键解释变量为是否受高校扩招政策影响的虚拟变量(受影响记为1,未受影响记为0),以及个体性别虚拟变量(男性记为1,女性记为0)。控制变量包括个体特征变量和工作特征变量,其中个体特征包括婚姻状况(已婚或再婚记为1,其余记为0)、受教育年限^③、工作经验和工作经验平方^④,工作特征包括职业类型、行业类型和单位所有制类型。表1报告了与个体特征相关变量的描述性统计结果。

表1 变量的描述性统计

变量	2002年			2007年			2013年		
	总体	男性	女性	总体	男性	女性	总体	男性	女性
月工资收入对数	5.655	5.759	5.526	6.505	6.634	6.336	6.678	6.794	6.530
是否受政策影响	0.021	0.018	0.024	0.135	0.122	0.152	0.304	0.278	0.337
婚姻状况	0.845	0.849	0.839	0.835	0.836	0.834	0.850	0.856	0.843
受教育年限	12.216	12.337	12.069	13.118	13.161	13.061	13.402	13.446	13.367
工作经验	20.560	21.542	19.370	18.931	20.144	17.349	19.168	20.367	17.634
样本量	4437	2432	2005	5264	2981	2283	6505	3651	2854

注:数据来源于CHIP2002—2013年的城镇住户调查

3 回归分析

3.1 基准回归分析

本文将1999年实施的高校扩招政策看作准自然实验,构造双重差分模型来进行因果识别。设计以下双重差分模型:

$$\ln wage_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \text{expan}_{ij} + \beta_2 \text{gender}_{ij} + \beta_3 \text{expan}_{ij} \times \text{gender}_{ij} + \gamma X_{ijt} + \nu_t + \mu_j + \varepsilon_{ijt} \quad (11)$$

式(11)中,下标*i*表示个体,*j*表示省份,*t*表示时间。 $\ln wage_{ijt}$ 表示*t*年个体*i*在*j*省的月工资收入对数。根据义务教育法,小学入学年龄为年满6岁,因此个体参加高考的年龄应为18岁。同时,义务教育法规定9月1日后(含)出生的儿童必须推迟1年入学,出生日期

在1981年9月1日之后的个体受到高校扩招政策的影响^⑤。 expan_{ij} 表示个体*i*是否受高校扩招影响的虚拟变量(1981年9月1日及以后出生的个体记为1,1981年9月1日之前出生的个体记为0)。 gender_{ij} 表示个体*i*的性别虚拟变量(男性记为1,女性记为0)。X表示控制变量,包括婚姻状况、教育年限、工作经验、工作经验平方、工作职业、工作行业 and 单位所有制,用于控制教育与性别之外影响工资收入的其他因素。 ν_t 表示时间固定效应, μ_j 为省份固定效应, ε_{ijt} 代表随机误差项。

基准回归结果见表2。容易看出, $\text{expan} \times \text{gender}$ 的回归系数都显著为负。在加入控制变量和固定效应之后,列(4)估计结果在1%的统计水平上为-0.084且显

①包括1988、1995、2002、2007、2013和2018年共六轮数据。

②比如,CHIP1988、1995和2002年数据只包含了年龄信息,未具体到出生年月日。而2007和2013年数据包含了出生年月日的具体信息。再比如,CHIP1988和1995年的数据中缺失了父母教育年限信息。

③本文将个体学历水平折算为受教育年限。其中,未上学记为0、小学记为6、初中记为9、高中和中专记为12、大专记为15、大学本科记为16、研究生及以上记为19。

④工作经验=年龄-受教育年限-6。需要说明的是,部分年份调查的是出生日期数据,本文采用年龄=调查年份-出生年份进行计算。

⑤部分年份未包含具体出生日期,比如2002年只包含出生年份信息。此时,与部分文献一样^[20],将1981年及之后出生的个体记为1,1981年之前的个体记为0。两回归结果一致。

著 ($p < 0.01$)。这说明高校扩招政策实施之后,男性与女性工资收入差距下降了8.4%,即人力资本扩张有助于缩小性别工资差距。

表2 人力资本扩张对性别工资差距的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
expan	0.230*** (0.023)	0.463*** (0.028)	0.006 (0.027)	0.011 (0.026)
gender	0.316*** (0.015)	0.252*** (0.014)	0.242*** (0.013)	0.235*** (0.012)
expan × gender	-0.205*** (0.033)	-0.078** (0.031)	-0.093*** (0.029)	-0.084*** (0.028)
控制变量		控制	控制	控制
时间固定效应			控制	控制
省份固定效应				控制
样本量	15942	15942	15942	15942
R ²	0.031	0.176	0.359	0.440

注:数据来源于CHIP2002—2013年的城镇住户调查。括号内为聚类标准误,*、**和***分别代表10%、5%和1%的显著性水平。囿于篇幅,控制变量和固定效应的结果略去,留存备案。下表同

3.2 进一步分析

3.2.1 人力资本扩张对男性和女性工资收入的影响

表3汇报了高校扩招政策对男性和女性群体工资的影响。对男性群体而言,列(2)的回归结果在1%的统计水平上显著为正,表明人力资本扩张将男性工资提高了6.2%。对女性群体而言,列(4)的回归结果也在1%的统计水平上显著为正,表明人力资本扩张将女性工资提高了12%。整体来看,人力资本扩张对男性和女性的工资都有促进作用,但对女性工资的促进作用更大。

3.2.2 人力资本扩张对受教育年限的影响

长期以来,由于教育资源的匮乏,我国女性的受教育年限小于男性^[2,12]。高校扩张政策有效缓解了教育政策的匮乏,该政策是否有助于降低两性教育机会不平等?本文直接考察人力资本扩张对受教育年限性别差距的影响,设计如下模型:

$$eduyear_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 expan_{ij} + \beta_2 gender_{ij} + \beta_3 expan_{ij} \times gender_{ij} + \gamma X_{ijt} + v_i + \mu_j + \varepsilon_{ijt} \quad (12)$$

式(12)中,eduyear_{ijt}代表j省个体i在t年份的受教育年限,其余变量设定与式(11)相同。

表3 人力资本扩张对男性和女性工资的影响

	男性		女性	
	(1)	(2)	(3)	(4)
expan × year	1.129*** (0.028)	0.062*** (0.022)	1.071*** (0.027)	0.120*** (0.023)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间固定效应		控制		控制
省份固定效应		控制		控制
样本量	17472	17472	13837	13837
R ²	0.298	0.771	0.359	0.744

注:数据来源于CHIP1988—2013年的城镇住户调查

表4汇报了人力资本扩张对性别教育年限差距的影响。可以看出,回归系数在1%水平上显著为负,人力资本扩张将两性之间的受教育年限差距缩小了0.551年。

表4 人力资本扩张对性别教育年限差距的影响

	(1)	(2)
expan × gender	-0.552*** (0.073)	-0.551*** (0.071)
控制变量	控制	控制
时间固定效应		控制
省份固定效应		控制
样本量	16019	16019
R ²	0.046	0.063

注:数据来源于CHIP2002—2013年的城镇住户调查

3.2.3 教育回报率的性别差异

上文分析发现,高校扩招缩小了两性间的教育不平等,更大幅度提升女性受教育年限。倘若女性的教育回报率较低,受教育年限的增加未必导致性别工资差距的降低。本文继续从教育回报率的角度探讨性别工资差距缩小的原因。

参照类似文献^[23,24],设计如下模型估计男性和女性的教育回报率:

$$\ln wage_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 eduyear_{ijt} + \gamma X_{ijt} + v_i + \mu_j + \varepsilon_{ijt} \quad (13)$$

式(13)中,eduyear_{ijt}代表j省个体i在t年份的受教育年限,X代表控制变量,包括婚姻状况、工作经验、工作经验的平方、工作职业、行业和所在单位的所有制性质。其余变量设定与式(11)相同。

表5列出了教育年限对居民工资收入影响的结果。从全样本来看,列(2)的估计结果表明,受教育年限每增加1年,居民平均月工资增加5.9%,略低于Zhang等的估计值(6%)^[25]。其次,分男女样本来看,列(4)的回归结果说明,男性群体受教育年限每增加1年,其平均月工资收入增加5.3%。列(6)结果表明女性群体的受教育年限每增加1年,其平均月工资收入增加6.0%。表5的回归结果表明,女性教育回报率高于男性教育回报率。该结论与国内外相关研究一致^[26-29]。

综上所述,当高校扩招政策实施后,女性受教育年限大幅提升且提升幅度高于男性。在女性教育回报率大于男性的情况下,导致女性工资收入增长幅度大于男性,进而表现出性别工资差距的缩小。

4 稳健性检验

4.1 事件分析

应用双重差分法的前提条件是平行趋势假设。下面采用事件分析的研究框架,通过设定不同队列来分析高校扩招政策的事前平行趋势。设计如下模型:

$$\ln wage_{ijt} = \beta_0 + \sum_{c=1}^{c=5} \beta_c cohort_{itc} + \theta gender_{ij} + \sum_{c=1}^{c=5} \delta_c gender_{ij} \times cohort_{itc} + \gamma X_{ijt} + v_i + \mu_j + \varepsilon_{ijt} \quad (14)$$

式(14)中,i表示个体,j表示省份,t表示时间,c为出生组(1970年及之前出生,c=1;1971—1975年,c=2;1976—1980年,c=3;1981—1985年,c=4;1986年及之后出生,c=5)。cohort_{itc}代表t年个体i是否为第c出生组的哑变量,其他变量的设定与式(11)相同。

表6列出了人力资本扩张对性别工资差距影响的动态结果。将1970年及之前出生的群体作为对照组。与

表5 两性教育回报率的回归结果

	全样本		男性		女性	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
edu_year	0.104*** (0.003)	0.059*** (0.002)	0.085*** (0.002)	0.053*** (0.002)	0.124*** (0.005)	0.060*** (0.003)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应		控制		控制		控制
省份固定效应		控制		控制		控制
样本量	31309	31309	17472	17218	13837	13837
R ²	0.263	0.755	0.243	0.771	0.297	0.743

注:数据来源于CHIP1988—2013年的城镇住户调查

1970年及之前出生的群体相比,1971—1975年和1976—1980年出生群体的性别工资差距都未发生显著变化。这说明高校扩招政策实施前,性别工资差距未随时间发生趋势变化。该结果与平行趋势假设一致。

表6 人力资本扩张对性别工资差距的动态影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
gender × cohort ₂	-0.063 (0.039)	0.022 (0.034)	0.014 (0.032)	0.018 (0.030)
gender × cohort ₃	-0.157*** (0.042)	-0.051 (0.036)	-0.048 (0.033)	-0.052 (0.031)
gender × cohort ₄	-0.230*** (0.042)	-0.076** (0.038)	-0.075** (0.035)	-0.071** (0.033)
gender × cohort ₅	-0.316*** (0.049)	-0.132*** (0.048)	-0.141*** (0.047)	-0.122*** (0.045)
控制变量		控制	控制	控制
时间固定效应			控制	控制
省份固定效应				控制
样本量	15942	15942	15942	15942
R ²	0.049	0.232	0.360	0.441

注:数据来源于CHIP2002—2013年的城镇住户调查

4.2 安慰剂检验

为了排除基准回归受遗漏变量和随机因素干扰的可能,本文参照Chetty等的做法^[30]。通过随机选择高校扩招实施年份,以及随机选取受高校扩招政策影响的个体,进行安慰剂检验^①。基于随机选择的样本,按照基准模型进行回归,将上述过程重复500次。回归系数的分布如图2所示。可以看出,随机抽样得到的回归系数是0附近的正态分布,几乎没有回归系数落在基准估计系数(-0.084)的左侧。这说明,高校扩招政策对性别工资差距的影响不存在遗漏变量和随机因素的干扰,本文基准回归结论稳健。

4.3 更换数据库

4.3.1 中国城镇住户调查(Urban Household Survey, UHS)数据

前文采用了CHIP数据,该数据调查的时间间隔较大。本文采用UHS1999—2009年的短间隔数据进行稳健性检验。变量选取及模型设计与基准回归相同。结果如表7列(1)、列(2)所示。容易看出,列(2)表明人

力资本扩张将性别工资差距缩小了5.5%,低于基准回归结果的8.4%。两数据库结果一致。

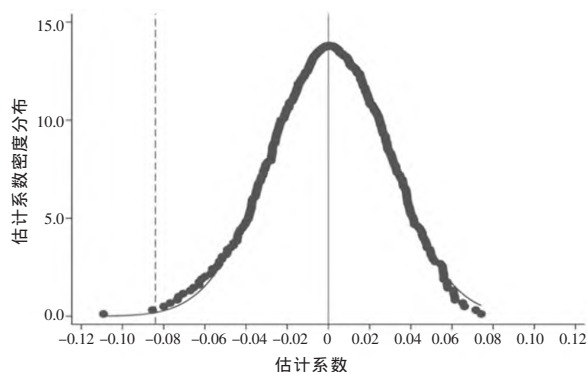


图2 人力资本扩张对性别工资差距影响的安慰剂检验

注:数据来源于CHIP2002—2013年的城镇住户调查

4.3.2 人口普查数据

CHIP和UHS数据库都是实证研究常用的高质量数据库,然而其样本量有限。人口普查数据是由国家统计局实施的大样本调查数据,部分文献采用人口普查数据来研究高校扩招政策^[31]。本文采用2005年1%人口抽样调查数据继续进行稳健性分析,变量选取及模型设计与基准回归相同^②。表7列(3)、列(4)汇报了采用人口普查数据进行回归的结果。容易看出,回归系数在1%的统计水平上显著为-0.063,该结果高于UHS数据库计算的5.5%,但低于CHIP数据库计算的8.4%。

表7 人力资本扩张对性别工资差距的影响(更换数据库)

	UHS数据库		人口普查数据	
	(1)	(2)	(3)	(4)
expan × gender	-0.115*** (0.014)	-0.055*** (0.012)	-0.064*** (0.008)	-0.063*** (0.006)
控制变量		控制		控制
时间固定效应		控制		控制
省份固定效应		控制		控制
样本量	244093	244093	273205	273205
R ²	0.026	0.354	0.009	0.514

注:列(1)、列(2)数据来源于UHS1999—2009;列(3)、列(4)数据来源于2005年1%人口抽样调查

①囿于篇幅,省略了随机选择政策实施年份和受影响个体的步骤。

②2000年的人口普查数据未包含收入相关信息,此处只选择人口普查数据中2005年样本数据。

4.4 增加其他年份数据

基准回归只采用了CHIP2002、2007和2013年数据。为了考察人力资本对性别工资差距的长期影响是否减弱?也为了体现本文结果的稳健性。下面增加其他年份数据进行分析,表8列(1)、列(2)为添加2018年数据后的回归结果^①。结果表明,人力资本扩张对性别工资差距的影响存在长期减弱现象,该结论也验证了基础回归结论的稳健性。

表8 人力资本扩张对性别工资差距的影响
(其他稳健性检验)

	添加2018年数据		排除义务教育影响	
	(1)	(2)	(3)	(4)
expan × gender	-0.127 *** (0.022)	-0.037 ** (0.018)	-0.165 *** (0.038)	-0.084 *** (0.030)
控制变量		控制		控制
时间固定效应		控制		控制
省份固定效应		控制		控制
样本量	26836	26836	7993	7993
R ²	0.044	0.422	0.019	0.422

注:列(1)、列(2)来源于CHIP2002—2018年的城镇住户调查,列(3)、列(4)来源于CHIP2002—2013年的城镇住户调查

4.5 排除其他教育政策因素的干扰

为了排除义务教育法对本文结果的可能影响。本文借鉴陈技伟和冯帅章^[20]的做法,将1970年之前出生未受义务教育法影响的个体删除。回归结果如表8列(3)、列(4)所示,结果显示人力资本扩张将性别工资差距缩小了8.4%,与基准回归完全一致。

5 异质性分析

5.1 不同产业

在两性的就业结构中,男性更多从事劳动密集型的制造业,女性则更多从事服务业^[32]。下面本文考察人力

表9 人力资本扩张对性别工资差距的异质性影响

	不同产业		不同收入			不同学历		不同区域		
	制造业 (1)	服务业 (2)	P25 (3)	P50 (4)	P75 (5)	低学历 (6)	高学历 (7)	东部 (8)	中部 (9)	西部 (10)
expan × gender	-0.069 (0.054)	-0.100 *** (0.032)	-0.147 *** (0.037)	-0.060 *** (0.022)	0.008 (0.034)	-0.115 ** (0.047)	-0.067* (0.035)	-0.198 *** (0.040)	-0.018 (0.054)	-0.059 (0.059)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	4881	10779	\	\	\	8100	7842	7231	5385	3326
R ²	0.474	0.416	\	\	\	0.396	0.396	0.412	0.353	0.401

注:数据来源于CHIP2002—2013年的城镇住户调查;P25、P50和P75分别代表25%、50%和75%分位点

6 研究结论

本文借助两任务部门生产模型,将劳动任务划分为脑力任务和体力任务,理论分析了人力资本扩张对性别工资差距影响的作用机制。在此基础上,本文从实证角度借助高校扩招的准自然实验,识别了人力资本扩张对

资本扩张对性别工资差距作用在制造业和服务业中的差异。将从事采矿业、制造业、建筑业、电力、燃气及水的生产和供应的个体分配为制造业,将从事生产性服务业、消费性服务业和公共服务业的个体分配为服务业。表9中列(1)、列(2)汇报了具体结果。结果显示,人力资本扩张能够显著降低服务业的性别工资差距,却未能降低制造业的性别工资差距。

5.2 不同收入阶层

本文采用分位数回归方法,考察不同收入阶层的异质性。将25%分位点处的群体看作低收入群体,50%分位点处的群体看作中等收入群体,75%分位点处的群体看作高收入群体。表9中列(3)、列(4)和列(5)为不同收入阶层下,人力资本扩张对性别工资差距的影响。结果显示,人力资本扩张显著缩小了低收入群体和中等收入群体的性别工资差距,但未缩小高收入群体的性别工资差距。同时,收入阶层越高的群体,人力资本扩张对性别工资差距的影响越小。

5.3 不同学历水平

高校扩招改变了劳动群体的人力资本结构,对不同受教育水平群体产生了异质性影响^[20 33]。本文划分出不同受教育群体,来分析人力资本扩张对性别工资差距的异质性影响。将高中(中专)定义为低学历,将本科(大专)及以上定义为高学历,分别采用基准回归模型进行回归。结果如表9列(6)、列(7)所示:相对于高学历群体,人力资本扩张对低学历群体的性别工资差距影响更大。

5.4 不同区域

本文划分出东部、中部和西部3个区域^②,分别对3个区域样本进行回归。结果如表9中列(8)、列(9)和列(10)所示:人力资本扩张显著缩小了东部地区的性别工资差距,未能显著影响中西部地区。

性别工资差距影响的因果效应。研究发现,人力资本扩张显著提高劳动者工资收入,其将男性工资收入提高了6.2%,女性工资收入提高了12%,最终导致两性工资差距缩小8.4%。进一步分析发现,人力资本扩张将男性平均受教育年限提高了0.208年,将女性平均受教育年

①添加1988年和1995年后的回归结果也显著为负,与基准回归结果一致。囿于篇幅,此处省略。

②东部包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南;中部包括山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南和广西;西部包括重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆。

限提高了0.654年。同时,由于女性教育回报率为6%高于男性的5.3%,进而导致性别工资差距缩小。从异质性角度来看,人力资本扩张对服务业、中低收入阶层、低学历、东部地区群体的性别工资差距的影响更大。

在共同富裕背景下,本文研究具有多方面政策价值。从政府角度来看,一方面,教育体制改革应着眼于教育机会的公平性,这是降低居民收入不平等的前提和基础;另一方面,教育资源的配置应更加关注区域间高等教育的机会不平等问题,这是降低区域发展不平等的重要举措。从居民家庭角度来看,一方面,在高等教育普及化的背景下,中低收入家庭要积极争取接受高等教育的机会,这是中低收入阶层跨越阶层的利器;另一方面,应促进家庭男女受教育机会的公平性,这不仅有助于促进家庭收入增长,也能降低性别差距。

最后,本文还存在一些需要完善的地方:一方面,在稳健性检验中排除了义务教育政策干扰,但仍存在其他政策干扰的可能性。比如同时期的贸易开放政策—2001年中国加入WTO。另一方面,从教育年限和教育回报率的微观角度探索了人力资本扩张对性别工资差距的作用机制。但也存在宏观方面的其他机制,比如产业结构升级、人才配置等,这些都有待深入研究。本文也存在进一步探索的空间:一方面,本文只从工资角度探索了人力资本扩张的性别不平等效应,高等教育也可能从劳动参与、就业和劳动供给等方面促进性别平等,这些都尚需继续探索。另一方面,本文只从两性角度关注了人力资本扩张的不平等效应,仍存在其他方面的不平等效应,比如教育资源不平等、区域发展不平等和福利不平等,未来将继续从以上视角进行探索。

参考文献:

- [1] Gustafsson B, Li S. Economic Transformation, and the Gender Earnings Gap in Urban China[J]. *Journal of Population Economics*, 2000(1): 305-329.
- [2] Maurer - Fazio M, Hughes J. The Effects of Market Liberalization on the Relative Earnings of Chinese Women[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2002(3): 709-731.
- [3] Demurger S, Fournier M, Chen Y. The Evolution of Gender Earnings Gaps and Discrimination in Urban China: 1988-1995[J]. *Developing Economics*, 2007(1): 97-121.
- [4] Zhang J, Han J, Liu J, Zhao J. Trends in the Gender Earnings Differential in Urban China: 1988-2004[J]. *Industrial and Labor Relations Review*, 2008(2): 224-243.
- [5] 李实, 马欣欣. 中国城镇职工的性别工资差异与职业分割的经验分析[J]. *中国人口科学*, 2006(5): 2-13.
- [6] 李春玲, 李实. 市场竞争还是性别歧视——收入性别差异扩大趋势及其原因解释[J]. *社会学研究*, 2008(2): 94-117.
- [7] Chi W, Li B. Glass Ceiling or Sticky Floor? Examining the Gender Earnings Differential Across the Earnings Distribution in Urban China: 1987-2004[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2008(1): 243-263.
- [8] Meng X, Shen K, Xue S. Economic Reform, Education Expansion, and Earnings Inequality for Urban Males in China: 1988-2009[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2013(1): 227-244.
- [9] 张明昂, 施新政, 纪珽. 人力资本积累与劳动收入份额: 来自中国大学扩招的证据[J]. *世界经济*, 2021(2): 23-47.
- [10] 石大千, 张卫东. 高校扩招缩小了城乡收入差距吗? [J]. *教育*

与经济 2017(5): 37-47.

- [11] Wang H, Cheng Z. Mama loves you: The Gender Wage Gap and Expenditure on Children's Education in China[J]. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 2021(4): 1015-1034.
- [12] 邓峰, 丁小浩. 人力资本、劳动力市场分割与性别工资差距[J]. *社会学研究*, 2012(5): 24-46.
- [13] Christie P, Shannon M. Educational Attainment, and the Gender Wage Gap: Evidence from the 1986 and 1991 Canadian Censuses[J]. *Economics of Education Review*, 2001(2): 165-180.
- [14] Addabbo T, Favaro D. Gender Wage Differentials by Education in Italy[J]. *Applied Economics*, 2011(29): 4589-4605.
- [15] Ahmed S, McGillivray M. Human Capital, Discrimination, and the Gender Wage Gap in Bangladesh[J]. *World Development*, 2015(67): 506-524.
- [16] Tekgü? H, et al. Women's Tertiary Education Masks the Gender Wage Gap in Turkey[J]. *Journal of Labor Research*, 2017(3): 360-386.
- [17] John K, Deng Q, Li S. China's Expansion of Higher Education: The Labour Market Consequences of a Supply Shock[J]. *China Economic Review*, 2017(3): 127-141.
- [18] Hu C, Bollinger C. Effects of Cohort Size on College Premium: Evidence from China's Higher Education Expansion[J]. *China Economic Review*, 2021(3): 49-67.
- [19] Ou D, Zhao Z. Higher Education Expansion in China, 1999-2003: Impact on Graduate Employ Ability[J]. *China & World Economy*, 2022(2): 117-141.
- [20] 陈技伟, 冯帅章. 高校扩招如何影响中等职业教育? [J]. *经济学(季刊)* 2022(1): 37-58.
- [21] 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.
- [22] 卢晶亮. 城镇劳动者工资不平等的演化: 1995—2013[J]. *经济学(季刊)* 2018(4): 1305-1328.
- [23] 邢春冰, 贾淑艳, 李实. 教育回报率的地区差异及其对劳动力流动的影响[J]. *经济研究*, 2013(11): 13-26.
- [24] 申广军, 龚雅娴, 姚洋. 金融发展与教育回报率的地区差异[J]. *金融研究*, 2015(3): 15-38.
- [25] Zhang J, Zhao Y, Park A, Song X. Economic Return to Schooling in Urban China, 1988-2001[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2005(4): 730-752.
- [26] 赖德胜. 教育、劳动力市场与收入分配[J]. *经济研究*, 1998(5): 20-30.
- [27] Trostel P, Walker I, Woolley P. Estimates of the Economic Return to Schooling for 28 Countries[J]. *Labour Economics*, 2002(1): 1-16.
- [28] Psacharopoulos G, Patrinos H A. Returns to Investment in Education: A Further Update[J]. *Education Economics*, 2004(2): 111-134.
- [29] Dougherty C. Why are the Returns to Schooling Higher for Women than for Men? [J]. *The Journal of Human Resources*, 2005(4): 969-988.
- [30] Chetty A, Looney, Kroft K. Saliency and Taxation: Theory and Evidence[J]. *American Economic Review*, 2009(4): 1145-1177.
- [31] 吴要武, 刘倩. 高校扩招对婚姻市场的影响: 剩女? 剩男? [J]. *经济学(季刊)* 2014(3): 29-46.
- [32] 罗楚亮, 滕阳川, 李利英. 行业结构、性别歧视与性别工资差距[J]. *管理世界*, 2019(8): 58-68.
- [33] 马光荣, 纪洋, 徐建炜. 大学扩招如何影响高等教育溢价? [J]. *管理世界*, 2017(8): 52-63.

(责任编辑: 李 镜)