

家政服务业发展提升了女性就业水平

梁 超 熊瑞祥 王素素 孙贺贺^{*}

摘要:本文基于个体、家庭和企业数据,利用家政服务体系建设试点构造双重差分模型,研究发现家政服务业发展使得城市女性就业概率显著增加了约10.8%、周工作时长显著增加了约5.1小时。机制分析表明:家政服务业发展从劳动需求端使得低学历女性从事家政类工作的概率显著提高0.2个百分点(相当于样本均值的31%);家政服务供给的增加使得高学历女性家庭的家政服务购买支出增加了约24.3%、每周的老人照料时长减少了约6.3小时、每周的家务劳动时长减少了约6.6小时。

关键词:家政服务业;女性就业;照料负担

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2024.04.16

一、引 言

《扩大内需战略规划纲要(2022—2035年)》提出,“推动家政服务提质扩容”。然而,我国的家政服务市场存在着严重的供需矛盾。一方面,家政服务业总体上处于起步阶段,优质的家政服务供给明显不足。另一方面,随着家庭核心化、人口老龄化与居民收入水平的增长,居民对家政服务的需求与日俱增。家政服务业的供需矛盾带来一系列负面影响:增加了家庭成员尤其是女性的照料负担;难以满足日益增长的老年照护需求(杨博文,2022)。此外,调查显示婴幼儿无人照料是阻碍居民生育的首要因素。^①女性面临的家庭职场冲突,制约着老年友好型和生育友好型社会的构建。促进家政服务业发展的产业政策,能否缓解女性的家庭职场冲突,从而促进女性的就业呢?

基于工商登记注册数据,本文发现家政服务体系建设促进了家政市场的迅速发展——新注册家政类企业数量显著增加。进一步,结合中国健康与营养追踪调查(China Health and Nutrition Study, CHNS)、中国城镇住户调查(Urban Household Survey, UHS)等数据与家政服务体系建设试点政策构造双重差分模型,本文发现,家政服务业发展使得城市女性就业概率显著增加了约10.8%、周工作时长显著增加了约5.1小时。机制

* 梁超,山东大学经济研究院;熊瑞祥,湖南师范大学商学院、大国经济研究中心;王素素、孙贺贺,山东大学经济研究院。通信作者及地址:熊瑞祥,湖南省长沙市岳麓区麓山路36号,410081;电话:13651638583;E-mail: xrx_1@163.com。作者感谢国家社科基金(72374126,71903110,72173112)、山东省泰山学者项目(tsqn202306088)、山东大学齐鲁青年学者项目、山东省社科基金面上项目(ZR2023MG073)、湖南省“芙蓉学者”奖励计划、浙江省哲学社会科学重点研究基地浙江财经大学地方财政研究院课题(ILFR2023ZD01)以及上海市哲学社会科学青年项目(2021EJB004)的资助。感谢匿名审稿专家的建设性意见。文责自负。

① 资料来源:<http://www.nhc.gov.cn/xcs/s3574/202208/ba716cdb23264a3bb3d83a271d4a320d.shtml>,访问时间:2024年6月30日。

分析表明:家政服务业发展从劳动需求端使得低学历女性从事家政类工作的概率显著提高了约0.2%,相当于样本均值的31%;家政服务供给的增加使得高学历女性家庭的家政服务购买支出显著增加了约24.3%、每周的老人照料时长显著减少了约6.3小时、每周的家务劳动时长显著减少了约6.6小时。上述发现表明,发展家政服务业可以缓解女性的家庭职场冲突,并通过高低学历女性劳动力之间的技能互补来提高劳动力要素配置效率。

与本文相关的研究主要有三支。第一支是关于女性劳动参与率的文献。女性劳动参与率不断上升是20世纪劳动力市场最显著的变化之一(Goldin, 2006),许多文献从不同的角度对此进行了解释:包括家庭生产、技术进步或家庭生产服务可得性(Greenwood et al., 2005; Greenwood et al., 2021; Tewari and Wang, 2021),低技能移民流入(Cortés and Pan, 2019; Cortés and Tessada, 2011),口服避孕药的使用(Goldin and Katz, 2002)。第二支是与“母职惩罚”相关的文献。尽管性别差距在缩小,但性别工资差距仍然巨大。Budig and England(2001)从“母职惩罚”的角度给出了解释,照料婴幼儿造成已婚女性停止工作或降低其在工作上的生产率,因此劳动力市场上存在雇主对女性已育身份的歧视(Correll et al., 2007)。事实上,在生育之前,女性的劳动参与率与工作时长都与男性相同,生育子女后二者的差距显著扩大并持续存在(Kleven et al., 2019)。第三支是关于照料负担的文献。在看护儿童之外,照料老人也是中国女性面临的重要家庭责任。陈璐等(2016)发现照料老人对女性的劳动参与和工作时长均有明显的负向影响,而公共服务的增加则可以部分抵消这种负向影响(Carta and Rizzica, 2018; Baker et al., 2008; 范红丽和辛宝英,2019; Wang and Lin, 2019; 熊瑞祥和李辉文, 2016; 于新亮等,2021)。

本文在文献上有两方面的贡献。第一,市场需求和技术进步是提升女性就业水平的重要推动力,本文讨论家政市场发展如何影响女性的就业参与和工作时长,为家政产业政策促进女性发展的相关研究补充了经验证据。第二,本研究发现家政服务业发展从劳动力需求端促进低学历女性就业,从家政服务供给端缓解高学历女性的照料和家务负担,证实了低学历女性与高学历女性在劳动力市场上的互补效应,这意味着市场化可以成为公共政策之外缓解女性家庭职场冲突的有力工具。

二、制度背景与理论假说

(一) 制度背景

随着家庭核心化、人口老龄化与收入增长,居民对家政服务的需求与日俱增。在此背景下,2009年商务部和财政部发布了《关于推进家政服务网络体系建设的通知》,推动城市开始建设“家政服务网络中心”、“整合服务资源,培育服务企业,培训从业人员,形成比较健全的家政服务体系,为扩大城乡居民便利、安全的服务消费提供有力保障”。2010年10月商务部发布了《关于做好2010年家政服务体系项目建设工作的通知》,公布了首批35个家政服务体系项目建设试点城市名单,其内容主要包括家政服务网络中心建设和家政服务企业培育两个中心任务。2011年7月财政部和商务部发布了《关于2011年开展家政服务体系项目建设有关问题的通知》,公布了继续推进家政服务体系项目建设的40个城市名单。2012年2月,

财政部和商务部发布了《关于 2012 年开展家政服务体系建设有关问题的通知》，决定继续在部分城市开展家政服务体系建设试点，并支持家政服务人员培训。具体而言，要求每个省(区)2012 年自主选择 1 个地级城市开展城市家政服务体系建设试点，并支持大型家政服务企业的发展。^①总体来看，家政服务体系建设试点有如下三个方面的特点。

第一，降低了家政服务供给方与需求方之间的信息不对称，有助于增加家政服务需求。2009 年商务部和财政部出台的《关于推进家政服务网络体系建设的通知》(以下简称 2009《通知》)明确要求：对企业资质、服务质量进行监督评价，对服务标准进行统一规范，及时淘汰不能满足居民需求的落后企业，形成基于行业自律的市场准入和退出机制，提高家政服务业的发展水平和服务质量，保障居民便利、安全地进行家政服务消费。商务部于 2012 年发布的《家庭服务业管理暂行办法》，明确要求家庭服务员向家庭服务机构提供本人健康状况证明材料，明确指出家庭服务消费者有权要求家庭服务机构如实提供家庭服务员的个人健康状况信息。这些举措有助于减少消费者与家政服务供给者之间的信息不对称，从而增加家政服务需求。

第二，对提供家政服务人员培训的组织给予财政扶持，有助于弥补企业家政服务技能培训中的正外部性，增加家政服务供给。2009《通知》要求：中央财政对城市试点建设“家政服务网络中心”给予支持、对提供家政服务人员培训的组织进行财政补贴，各地财政、商务部门对家政服务网络体系建设给予支持，并协调有关部门在配套政策方面创造良好条件。为此，地方政府在推进试点工作中实施了各类配套措施以增加家政服务人员的供给。这些措施有助于增加家政类服务的有效供给。

第三，建设“家政服务网络中心”有助于提高供需双方的匹配效率。《家政服务网络中心建设规范》要求：在城市建设“家政服务网络中心”^②，通过电话、网络等信息手段无偿为居民和企业提供供求对接等服务，建立健全信息咨询、供需对接、人才调配、标准制定、资质认证、服务监督等功能，成为对接供需、规范服务、保障安全的重要载体；依托该中心，整合各类家政服务资源，形成便利的家政服务网络。“家政服务网络中心”有助于把零散的家政服务需求与供给整合在一起，增加供需双方的匹配效率。

(二) 家政服务体系建设对行业发展的促进作用

本小节考察实施家政服务体系建设试点对家政行业发展的影响。家政服务体系建设通过增加家庭的家政服务需求，给予企业财政扶持，提高供求双方匹配效率等渠道促进家政行业发展。由于家政行业属于本地服务业，其企业规模多以中小型为主，因此本小节以新注册家政企业的数量来度量家政行业的发展水平。具体而言，以工商登记注册数据中家政类企业的设立作为家政行业发展的代理指标，采用事件史回归的方法考察家政服务

^① 作者查询各省商务厅网站及文件，获得了家政服务体系建设的试点城市名单。截至 2012 年，共有 91 个城市先后入选试点名单。2013 年开始，商务部和财政部没有再发布新的家政服务体系建设名单，因此本文认为 2012 年之后该项试点工作未再扩大。附录 I 提供了试点城市名单。限于篇幅，附录未在正文列示，感兴趣的读者可在《经济学》(季刊)官网(<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>)下载。

^② 服务内容包括家庭服务、维修服务、养老服务、医疗服务、物业管理、社区导购、房屋租赁、人才招聘、法律服务、生活百事等内容。

体系建设试点实施前后家政类企业注册数量的变化。基于2005—2015年工商注册企业数据,三批进入试点范围的城市可以得到事前最多7期和事后最多5期的观察窗口,为此,我们构造如下事件史回归方程:

$$Y_{ct} = \beta_0 + \sum_{k=-7}^{k=5} (\gamma_k \cdot D_{ck}) + \sigma_c + \theta_t + \epsilon_{ct}. \quad (1)$$

式(1)中被解释变量是城市层面每年新注册家政类企业数量^①,控制变量包括城市固定效应、年份固定效应。值得注意的是,对于交错型双重差分模型而言,异质性处理效应下双向固定效应模型的估计结果是有偏的(Goodman-Bacon, 2021)。为此,我们参考 De Chaisemartin and D'Haultfoeuille (2020)、Borusyak et al. (2021)、Callaway and Sant'Anna (2021)、Sun and Abraham (2020)提出的方法,通过关闭晚处理组与早处理组的对比得到异质性处理效应下的稳健估计量。具体结果如图1所示,可以发现,家政服务体系建设项目开始后,试点城市的家政类企业新注册数量出现明显上涨。从数值上看,实施试点的城市其家政行业的新注册企业数量在第一年就增加10家左右,并且随着时间推移家政类新注册企业数量持续上涨,到第五年新注册家政企业数量增加到70家左右。而在政策实施前,试点城市与非试点城市的家政类企业注册数量并未有显著的差异,这说明家庭服务体系项目建设的确促进了家政行业的快速发展。

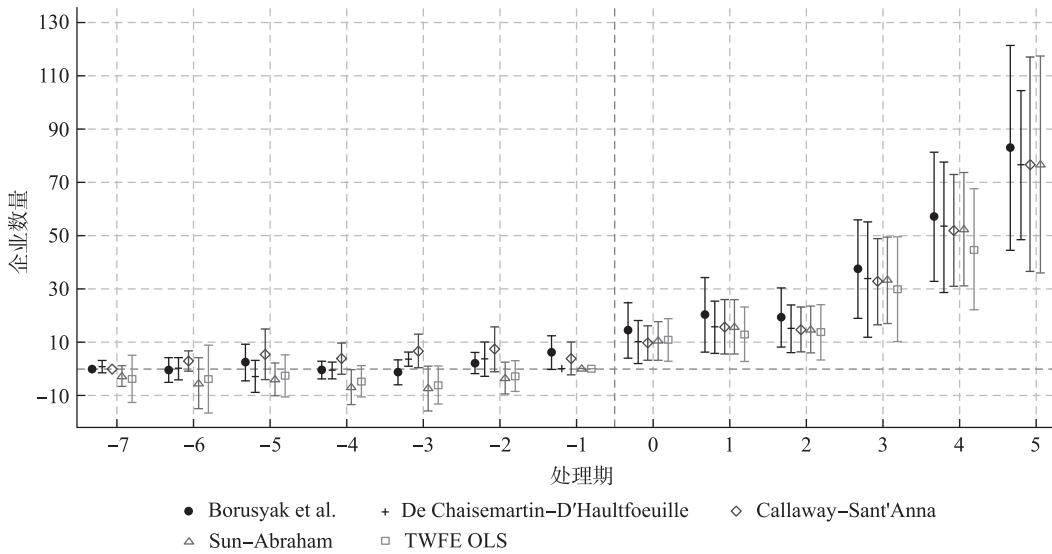


图1 家政服务体系项目建设对家政行业的影响

(三) 理论分析

从理论上来看,服务体系建设带来的家政服务市场发展会通过需求与供给两个渠道促进女性就业。一方面,家政市场可以通过增加行业的劳动力需求,来提高低学历女性的

^① 根据《国民经济行业分类与代码(GB/T4754—2011)》,将行业代码为791“家庭服务”类行业的企业定义为家政服务业。“家庭服务”是指雇用家庭雇工的家庭住户和家庭户的自营活动,以及在雇主家庭从事有报酬的家庭雇工的活动,包括钟点工和居住在雇主家里的家政劳动者的活动。

就业水平。服务业的体力密集程度低于制造业,例如,更多地需要人际交往技能(Deming, 2017)。女性相比男性拥有更强的沟通交流优势,故在服务业中女性相比男性具有比较优势(Albanesi and Kim, 2021; Ngai and Petrungolo, 2017)。2015 年 1% 人口抽样调查数据显示,88% 的家政行业从业人员为女性。低学历女性相比高学历女性从事家政服务业更有比较优势(何晓波等,2019),家政服务业工作要求员工具有一定的学习能力、语言表达能力以及沟通能力,而不是正规教育带来的高学历水平,高学历女性在就业市场上也有更多的其他机会。因此,家政行业发展可以通过需求端促进低学历女性就业水平的提高。

另一方面,不断完善的家政服务市场可以改善家庭内部分工,从供给端提高高学历女性的就业水平。当无法从市场上购买合适的家政服务或家政服务的价格过高时,高学历女性仍然要承担照管儿童、老人与其他日常家务劳动,这会抑制其就业(Becker, 1965)。在中国的户籍制度约束下,家政从业人员的供给受到抑制,推高了家政工作的工资水平(He and Luo, 2020)。何晓波等(2023)发现街镇的高技能人口比例上升可以显著提高家政从业人员的工资水平,反映出高学历人群对家政服务的需求。而家政服务体系通过各类鼓励措施促进家政行业发展,吸引更多低学历女性从事家政类工作,有助于扩大家政行业的服务覆盖范围,降低家政类服务的价格水平。家政服务业的发展可以充分利用高学历女性和低学历女性之间的技能互补(Liu and Yang, 2021),在促进低学历女性就业的同时,有助于机会成本较高的高学历女性从市场上购买家政服务,从而降低高学历女性的日常家务劳动水平与照料负担,提高她们的就业水平和工作时长。

三、研究设计和数据介绍

(一) 研究设计

基于家政服务体系在不同城市的逐步推进,本部分构造双重差分模型估计家政服务业发展对女性就业的影响。具体地,我们设置如下回归方程:

$$Y_{ict} = \beta_0 + \beta_1 Policy_{ct} + \beta_2 X_{it} + \sigma_c + \varphi_i + \tau_t + \epsilon_{ict}, \quad (2)$$

其中, i 、 c 、 t 分别表示个体、城市、年份。 Y_{ict} 表示女性是否就业的虚拟变量(1 表示就业,0 表示未就业)、工作时长(每周工作小时数),以及日常家务劳动和照料时长。 $Policy_{ct}$ 表示城市 c 在 t 年是否已经实施家政服务体系建设试点工作。^① β_1 为核心参数,表示家政服务体系对女性就业参与和工作时长的影响。回归中还控制住可能影响女性就业的个人与家庭特征,包括个体年龄及其平方项、受教育水平、婚姻状态(是否在婚)、家庭成员数量等。 σ_c 、 τ_t 、 φ_i 分别表示城市固定效应、年份固定效应与个体固定效应。本文关键解释变量的变化来自城市-年份层面,考虑到同一城市内部不同个体之间的相关性,一般要将标准误聚类到城市层面。然而,后文 CHNS 城镇样本仅覆盖 18 个城市,为避免较少的城市

^① 将历年家政服务体系建设的城市名单与 CHNS 数据中的城市代码匹配,即可构造 $Policy_{ct}$ 变量。由于试点文件公布时间多在年中或下半年,考虑到政策的实施尚需一段时间,故文件公布后的下一年作为试点开始时间。

聚类造成的推断问题,文中基于 CHNS 数据的回归皆使用抽样 1 000 次的 bootstrap 稳健标准误。^①值得注意的是,当使用普查数据和 UHS 数据时,因为城市数量较多,此类回归中标准误皆聚类到城市层面。

双重差分方法的核心假设是平行趋势,该方法并不要求处理组与控制组随机分组(黄炜等,2022)。但是,家政服务行业发展可能受到需求端因素的影响,例如,那些少儿抚养比或老年抚养比更高、女性就业参与率更高的城市,对家政服务的需求更为旺盛,这些因素可能影响地方政府建设家政服务体系的积极性;此外,经济发展水平越高的城市对家政服务的需求也会越大。为控制这些潜在干扰因素对估计结果的影响,本文参考 Li et al. (2016)的做法,回归中控制城市政策前特征与年份虚拟变量的交互项,政策前特征包括 14 岁以下少儿和 65 岁以上老年人占比、劳动年龄女性就业率、人均 GDP 对数。^②需要稍加说明的是,回归中没有控制上述城市层面特征随年份变化的信息:一方面是为了尽量避免引入“坏的控制变量”问题;另一方面是因为有些城市层面变量难以获得随年份变化的信息,例如,城市-年份层面的少儿抚养比和老年人口占比仅在普查年份有相关信息。

(二) 数据介绍

本文所使用的主要微观数据为中国健康与营养调查(CHNS),该数据由美国北卡罗来纳大学和中国疾病预防控制中心营养与健康所联合组织。调查开始于 1989 年,之后在 1991、1993、1997、2000、2004、2006、2009、2011 和 2015 年共进行了 9 轮调查,是国内少有的长面板追踪调查数据。本文考察 2010 年开始的家政服务体系建设的影响,为避免过长的观测时期引入太多不可观测因素的干扰,我们使用 2006 年及之后四期数据展开研究。本文关注劳动年龄人群的就业和家务活动,为避免仍在上学样本以及退休制度的影响,将女性样本年龄范围限制为 22—55 岁,男性样本限制为 22—60 岁。家政这类需要面对面的服务业工作,特别依赖于人口密度,因此将样本范围限制在城镇地区。^③ 具体的样本筛选过程见附录 II。

CHNS 对 16 岁以上个体问到“你现在有工作吗?”,本文以该变量构造 0-1 变量衡量受访者的就业参与。对于回答有工作的样本,调查继续询问“一年有几个月从事这项工作?”“平均每周工作几天?”,以及“上周工作了几个小时?”。我们将这三个变量相乘再除以 52 周,获得被访者年度平均的每周工作时长(小时/周);回答没有工作的样本其周工作时长设为 0。针对 6 岁以上的调查对象,CHNS 问到了被访者的家务劳动的时间分配,包括被访者在“为家庭购买食物”“为家人做饭”“洗、熨衣物”以及“打扫房间”活动中,“上周是否做这项家务”以及“平均每天所花时间(分钟)”。我们基于上述问题构造出每周日常家务劳动时长(小时/周)变量。^④ CHNS 还问到被访者对 6 岁以下儿童的看护情况,包括“是否

^① 事实上,无论采用城市-年份的聚类标准误(此时有 72 个聚类),还是标准误聚类到城市层面,家政服务体系建设对女性工作的促进效应皆稳健。

^② 数据来自 2010 年人口普查数据、2010 年《中国城市统计年鉴》和地方国民经济和社会发展统计公报。

^③ 这里基于 CHNS 提供的 rst_12 数据集中 t2 和 t4 问题识别其是否属于城镇地区,其中 t2 给出城镇、农村的二分类指标,t4 又给出更细致的城乡代码分类,我们将两者有一个回答在城镇地区的即定义为城镇地区。

^④ 将“为家庭购买食物”“为家人做饭”“洗、熨衣物”以及“打扫房间”的时间加总得到每周家务劳动时间。

在家照顾自己家的 6 岁以下儿童”,以及“上周为孩子喂饭、洗澡、穿衣服、看护共花费多少时间(小时/周)”。除此之外,CHNS 针对 52 岁以下女性做了专题调查,问到她们每周照顾父母公婆的时间,我们据此构造出女性每周照料老人花费时间(小时/周)。此外,我们通过数据清洗得到了被访者的性别、年龄、教育水平及年限、户口状况、家庭成员数量等基本信息。数据的描述性统计见附录 III。

四、基本实证结果

(一) 家政服务体系对女性就业的影响

1. 家政服务体系对女性就业概率的影响

表 1 报告了回归方程(2)的估计结果。表 1 第(1)列控制了个人及家庭特征、城市固定效应、年份固定效应,估计结果表明,家政服务体系建设使得女性就业概率显著增加了约 6.37%。为控制城市内不同社区不随时间变化的不可观测因素对估计结果的潜在干扰,表 1 第(2)列进一步控制了社区固定效应,此时核心变量的大小与显著性同第(1)列十分接近。表 1 第(3)列进一步控制了个人固定效应,以排除个人层面不随时间变化的不可观测因素(如能力、偏好等)对估计结果的潜在影响,估计结果显示家政服务体系建设使得女性就业概率显著提高了约 7.4%。为尽可能地保证试点城市样本与非试点城市样本的可比性,表 1 第(4)—(6)列进一步控制了影响试点城市选择的城市层面初期特征,包括试点前城市层面人均 GDP、少儿和老人占比、女性就业率各自与年份虚拟变量的交互项。表 1 控制最严格的第(6)列中的估计结果表明,平均而言,家政服务体系建设使得女性就业概率显著增加了约 10.8%。Tewari and Wang(2021)发现“家电下乡”使得农村已婚女性劳动参与率增加 10%—15%,本文家政服务体系建设的影响与这类家务劳动节约型技术使用的影响较为一致。^①

表 1 家政服务体系对女性就业概率的影响

变量名称	被解释变量:是否就业					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
家政服务体系建设	0.064** (0.029)	0.064** (0.029)	0.074** (0.036)	0.074** (0.033)	0.083** (0.033)	0.108*** (0.041)
样本量	3 767	3 767	3 767	3 767	3 767	3 767
调整 R ²	0.168	0.223	0.448	0.170	0.226	0.452
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市 FE	控制			控制		
社区 FE		控制			控制	
个体 FE			控制			控制

^① 附录 IV 提供了基于普查数据的考察,结果稳健。

(续表)

变量名称	被解释变量:是否就业					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
年份 FE	控制	控制	控制	控制	控制	控制
期初特征×年份 FE				控制	控制	控制

注:括号中为 bootstrap 稳健标准误(抽样次数为 1 000),***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著水平。个人与家庭特征包括:年龄及其平方项、受教育年限、是否在婚、是否农村户口、家庭成员数量。城市层面的期初特征包括:2009 年人均 GDP 对数、2010 年 14 岁以下少儿和 65 岁以上老年人占比、劳动年龄女性就业率。如无特殊说明,后文基于 CHNS 的考察中控制变量以及标准误设置均与此处相同。下表同。

2. 家政服务体系对女性周工作时长的影响

表 2 进一步估计了家政服务体系对女性每周工作时长的影响:第(1)—(3)列在控制个人及家庭特征的基础上,进一步逐步控制了城市固定效应、社区固定效应、个体固定效应;表 2 第(4)—(6)列进一步控制了城市初期各个特征变量与年份哑变量的交互项。表 2 的回归表明,家政服务体系建设使得女性周工作时长平均增加了约 3.3—5.1 个小时。

表 2 家政服务体系对女性周工作小时数的影响

变量名称	被解释变量:周工作小时数					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
家政服务体系建设	3.298** (1.330)	3.447*** (1.333)	3.799** (1.760)	3.340** (1.526)	3.753** (1.531)	5.091** (1.991)
样本量	3 671	3 671	3 671	3 671	3 671	3 671
调整 R^2	0.156	0.195	0.392	0.158	0.197	0.396
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市 FE	控制			控制		
社区 FE		控制			控制	
个体 FE			控制			控制
年份 FE	控制	控制	控制	控制	控制	控制
期初特征×年份 FE				控制	控制	控制

(二) 平行趋势检验

双重差分方法的关键假设是“平行趋势”:政策发生之后,处理组如果不受处理的变化趋势应该与同一时期对照组的变化趋势相同(Angrist and Pischke, 2009)。但现实中无法观察到政策发生之后处理组如果未接受处理的变化趋势,故无法直接检验“平行趋势”。我们通过检验政策发生之前,处理组与对照组是否有相同的趋势(“事前同趋势”),来间接地检验“平行趋势”是否成立。

本文使用 2006、2009、2011 和 2015 年四期 CHNS 数据,城市试点的实施时间分别为

2011、2012 和 2013 年^①，因此事件可能出现的时期包括 $\{-7, -6, -5, -4, -3, -2, -1, 0, 2, 3, 4\}$ ， $-i$ 表示政策实施前第 i 期， i 表示政策实施后第 i 期。为使每一期的样本个数差异不过大，我们将事前第 7、6、5 期合并为事前第 3 期，事前样本量较少的第 4、3 期合并为事前第 2 期，事前第 2、1 期合并为事前第 1 期，当期仍然为当期，事后第 2、3 期合并为事后第 1 期，事后第 4 期设置为事后第 2 期，即“事件”分别设定为政策相对的 $\{-3, -2, -1, 0, 1, 2\}$ 期。结合事件史研究法 (Jacobson et al., 1993)，设定如下回归方程：

$$Y_{ict} = \beta_0 + \sum_{k=-3, -2, 0, 1, 2} (\gamma_k \cdot D_{ck}) + \beta_2 X + \varphi_i + \tau_t + \epsilon_{ijt}, \quad (3)$$

其中，试点政策实施的前一期（即 $t = -1$ ）为基期，其他控制变量与表 1 中控制最严格的第 (6) 列相同。图 2(a) 与图 2(b) 报告了事件史的回归结果：在政策实施之前，试点城市与非试点城市之间的女性在就业概率、周工作小时数上有相同的变化趋势且差异不显著，即“事前同趋势”假设成立；而政策实施后，试点城市女性的就业概率与周工作小时数相比非试点城市有了明显的增加，表明家政服务体系建设确实显著地促进了女性就业。

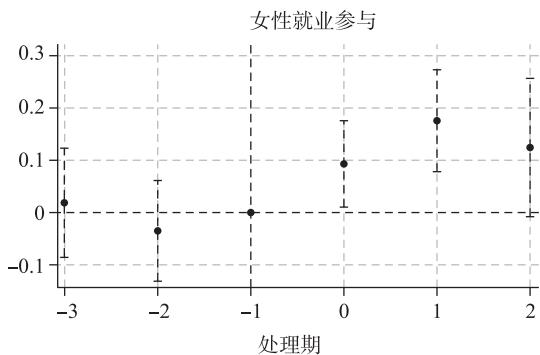


图 2(a) 女性就业参与

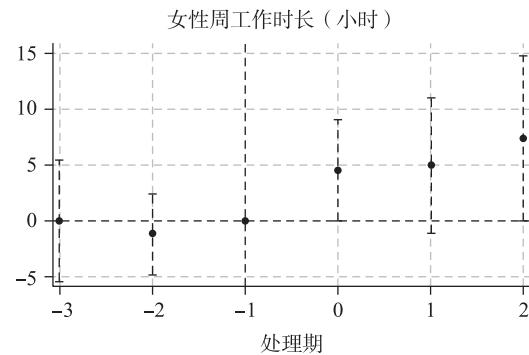


图 2(b) 女性周工作小时数

(三) 稳健性检验

本文还进行了如下稳健性检验。(1) 处理交错型 DID 模型估计中的潜在偏误问题；(2) 通过随机虚拟政策安慰剂检验，来检验结果是否由其他因素驱动；(3) 控制省级层面时变因素的影响；(4) 排除城市经济增长、家庭收入增长的影响；(5) 排除城市服务业发展的影响；(6) 控制女性地位的影响；(7) 排除儿童和老人照料公共服务的影响；(8) 采用 16—55 岁的标准劳动年龄人口进行分析；(9) 排除移民的潜在干扰；(10) 剔除抽样较少的城市样本；(11) 考察对男性的影响作为证伪检验。上述稳健性检验结果见附录 V 部分，可以发现，家政服务体系建设对城市女性的就业参与和工作时长的影响稳健。

(四) 简单的收益-成本分析

本小节基于政府财政补贴投入和女性劳动力市场回报进行简单的收益-成本分析。首先，计算新增就业女性的人均财政投入。《财政部办公厅、商务部办公厅关于 2009 年度

^① 如上文所述，政策开始实施时间为试点文件公布的下一年。

促进服务业发展专项资金使用管理有关问题的通知》提出,专项资金重点支持城市家政服务网络中心建设和家政培训等项目。第一,采取以奖代补方式支持家政网络服务中心建设。按照2009《通知》要求建设的“家政服务网络中心”,每个按200万元的标准予以支持。第二,采取财政补助方式支持家政培训项目。对开展家政人员培训并安排就业的企业予以支持。东部地区每人不超过1500元,中部地区每人不超过1300元,西部地区每人不超过1200元。根据每个城市“家政服务网络中心”投入200万元计算人均投入金额,试点的96个城市2010年平均城镇化率平均为50.37%,城镇地区22—55岁女性比例为26.96%。按照96个试点城市2010年平均人口规模576万计算,可知按照本文估计受政策影响的女性规模大概为 $576 \times 50.37\% \times 26.96\% \approx 78.2$ 万,新增就业女性规模为 $78.2 \times [6.37\%, 10.8\%] \approx [4.98 \text{ 万}, 8.45 \text{ 万}]$ 。^①根据财政补贴200万元建设家政服务网络中心来看,人均的财政补贴为[23.7,40]元,再加上家政培训的财政投入,得到人均的财政投入成本约为[1523.7,1540]元。^②

然后,计算新增就业女性的工资回报。根据CHNS数据,2009年22—55岁参加就业的女性其平均月工资回报为1250元。这意味着平均不到1550元的财政投入可以增加一个劳动年龄女性就业,而其年度收入增加 $1250 \times 12 = 15000$ 元。这反映出,从女性劳动力市场获得的工资收入来看,家政服务体系建设的边际收益超过了其用财政投入度量的边际成本。

五、机制分析

本部分考察家政服务体系建设促进女性就业的作用机制。如上文所述,理论上,一方面,家政服务业发展可以增加家政行业的劳动力需求,促进受教育程度较低的女性从事服务业,尤其是从事家政服务业。另一方面,家政服务业发展可以增加家政服务供给,使得受教育程度较高的女性得以从市场上购买更多家政服务,从而降低其自身的家务劳动与照料时长。^③

(一) 通过需求端促进低学历女性从事家政服务业工作

本小节使用2010人口普查数据与2015年1%人口抽样调查数据,检验家政服务体系对城镇地区女性从事家政服务类工作的影响。首先,我们保留城镇地区22—55岁女性和22—60岁男性样本。然后,我们根据行业代码构造个体是否从事家政类工作的0-1变量,将其作为被解释变量。具体而言,2010年数据中行业代码为821、922和829以及2015年数据中行业代码为791、792和799的为家政服务行业。最后,我们基于匹配和筛选后的样本展开回归。控制变量中的个体和家庭特征包括个体年龄及其平方项、是否在

① 6.37%和10.8%来自基准回归表1。

② 保守起见,统一按照东部地区标准计算,并假设所有新增就业女性均接受过家政培训,实际上高学历女性主要是因为家政服务供给带来就业参与和工作时长增加,这里的简化假设会高估财政成本。

③ 附录VI还基于CHNS数据估计了家政服务体系对高低学历女性的就业参与和工作时长的影响。

婚、是否农村户口、家庭成员数量,城市层面期初特征变量与基准回归相同,估计结果如表 3 所示。表 3 第(1)列的估计结果表明,家政服务体系建设显著地促进了初中及以下学历女性从事家政服务业工作的概率,从经济显著性来看,女性从事家政服务工作的概率上升 0.2 个百分点,相当于样本均值的 31%。同时,同推断一致:表 3 第(2)列显示该政策对高学历女性的家政行业就业概率无显著影响;该表第(3)、(4)列表明,家政服务体系建设对低学历和高学历男性是否从事家政行业工作均无显著的影响。本小节估计结果与家政行业从业者以低学历女性为主的事一致。

表 3 家政服务体系对不同学历劳动者是否从事家政工作的影响

变量名称	被解释变量:是否从事家政服务业			
	初中及以下 学历女性	高中及以上 学历女性	初中及以下 学历男性	高中及以上 学历男性
	(1)	(2)	(3)	(4)
家政服务体系建设	0.002** (0.001)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
样本量	221 017	389 004	203 341	365 922
调整 R^2	0.004	0.002	0.000	0.000
个人与家庭特征	控制	控制	控制	控制
城市 FE	控制	控制	控制	控制
年份 FE	控制	控制	控制	控制
初期特征 \times 年份 FE	控制	控制	控制	控制

注:括号中是聚类到城市层面的稳健标准误,***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著水平。控制变量与表 1 相同。

(二) 通过供给端降低高学历女性的老人照料与家务劳动负担

1. 对家庭家政服务消费的影响

本小节基于中国城镇住户调查数据(UHS)检验家政服务体系对家政服务消费的影响。UHS 数据中家政消费相关变量为:“家庭日常生活中,各类家庭服务所支付的费用,如雇请的长期或计日、计时的保姆费、钟点工;搬运费;送气费;送煤费;管道疏通费等,不包括家庭的托幼费、归入物业管理的治安费和清洁费”。2010—2014 年 UHS 包括了 48 个城市,2002—2009 年包括了 174 个城市。由于我国 2010 年才开始实施家政服务体系试点工作,2002—2009 年调查的 174 个城市中未被 2010—2014 年 48 个城市覆盖的样本在政策后并无观测信息,因此本文以 2010—2014 年 UHS 覆盖的 48 个城市作为基准样本,将这 48 个城市 2002—2009 调查与 2010—2014 调查组合在一起构成混合截面数据。与基准回归保持一致,这里使用 2006—2014 年 UHS 数据中女性年龄在 55 岁以下的家庭样本展开研究。

估计结果如表 4 所示。表 4 第(1)列的估计结果表明,同推断一致:对于妻子受教育程度在高中及以上的家庭而言,家政服务体系建设显著地促进了此类家庭的家政服务消费,

且这种促进效应在那些有 70 岁以上老人的家庭中更大。不过这种促进效应在那些有 6 岁以下儿童的家庭、无 6 岁以下儿童家庭间并不存在显著差异。可能的原因在于,相比从市场上购买照料老人的家政服务,从市场上购买照料儿童的家政服务时存在的信息不对称程度更高,且家庭对照料儿童的家政服务有着更高的质量要求,而目前的家政服务体系建设尚无法有效地降低婴幼儿照料中的信息不对称,且供给质量不一定符合父母的要求。这一发现也与现有文献相一致,Baker et al. (2008)发现,加拿大的全民儿童保育政策虽然增加了母亲的劳动供给,但该项目给儿童发展带来了负向冲击,作者认为负向影响产生的原因可能在于政策推进速度过快带来婴幼儿照料的质量较低。表 4 第(2)列的估计结果表明,对于妻子受教育程度在初中及以下水平的家庭:家政服务体系建设并不影响他们的家政服务消费支出;家政服务体系对家庭家政服务消费支出的影响,在有 70 岁以上老人家庭与无 70 岁以上老人家庭之间、有 6 岁及以下儿童家庭与无 6 岁以下儿童的家庭之间,也不存在显著差异。原因可能在于,这些妻子受教育程度较低的家庭,更多地依靠妻子自己或其他家庭成员(如公婆或自己父母等)提供照料服务。^①

表 4 家政服务体系对家庭家政服务消费的影响

变量名称	log 家庭的家政服务消费	
	基于混合截面数据的 DID 回归	
	妻子高中及以上学历	妻子初中及以下学历
	(1)	(2)
家政服务体系建设	0.243** (0.0976)	0.144 (0.112)
是否有 70 岁以上老人	0.294*** (0.074)	0.09 (0.068)
家政服务体系建设×有 70 岁以上老人	0.445*** (0.162)	0.174 (0.188)
是否有 6 岁以下儿童	0.210*** (0.056)	0.072 * (0.042)
家政服务体系建设×有 6 岁以下儿童	-0.018 (0.09)	-0.054 (0.178)
样本量	31 973	16 455
调整 R^2	0.218	0.190
个人与家庭特征	控制	控制
城市 FE	控制	控制
年份 FE	控制	控制
城市×年份趋势	控制	控制

① 关于本部分交错型 DID 潜在偏误问题的讨论,请参考附录 VII 部分。

(续表)

变量名称	log 家庭的家政服务消费	
	基于混合截面数据的 DID 回归	
	妻子高中及以上学历	妻子初中及以下学历
	(1)	(2)
省份×年份 FE	控制	控制
初期特征×年份 FE	控制	控制

注：括号中是聚类到城市层面的稳健标准误，***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著水平。个人与家庭层面变量包括：户主是否男性、丈夫年龄、丈夫受教育年数、妻子年龄、妻子受教育年数、家庭成员数量、家庭收入的对数。城市层面的期初特征与基准回归相同。

2. 对女性照料负担和家务劳动时间的影响

我国的家庭照料包括老人与小孩两端(彭希哲和胡湛, 2015), 市场提供的家政服务与女性自身的家庭服务具有一定的替代性(陈璐等, 2016), 故当受教育程度较高女性从市场上购买的保姆等家政服务增加时, 其自身照料老人与儿童的时长应该会下降。本小节进一步检验家政服务体系对女性每周照料老人和儿童时长的影响。

表 5 第(1)、(2)列的结果表明:对于没有实施家政服务体系的地区,家庭有老人、6 岁以下儿童使得高学历女性每周花费约 7.75 与 16.96 个小时照顾老人与儿童;家政服务业发展有效减少了高学历女性日常照料老人的时间,平均而言照料时长下降约 6.3 小时,这反映出高低学历女性之间的技能互补(何晓波等,2023)。同时,高学历女性照料儿童时长并未因为家政服务业发展而显著下降。这与表 4 中第(1)列的发现相一致,即家政服务业发展只增加了有老年照料需求的高学历女性家庭的家政消费,并未增加儿童照料类的家政支出。这意味着,目前的家政服务业发展可以缓解女性的老人照料负担,但并未有效地减轻她们的婴幼儿照料负担。表 5 第(3)、(4)列的估计表明,如果没有家政服务体系,低学历女性每周花费 5.69 与 24.32 个小时照料老人和 6 岁以下儿童,而家政服务业发展没有降低她们的老人照料负担,却显著地减少了她们照料儿童的时间。原因可能在于,当家政服务业发展带来的就业机会增加时,低学历女性将部分儿童照料负担转移给了公婆或自己父母。

表 5 家政服务体系对女性照料责任的影响

变量名称	高中及以上学历女性		初中及以下学历女性	
	照顾老人	照顾儿童	照顾老人	照顾儿童
	小时数	小时数	小时数	小时数
	(1)	(2)	(3)	(4)
家政服务体系建设	0.250 (2.399)	0.401 (1.774)	-0.679 (1.809)	-1.369 (1.884)
家中是否有老人需要照顾	7.749*** (2.927)		5.694*** (1.693)	

(续表)

变量名称	高中及以上学历女性		初中及以下学历女性	
	照顾老人	照顾儿童	照顾老人	照顾儿童
	小时数	小时数	小时数	小时数
(1)	(2)	(3)	(4)	
家政服务体系建设×家中是否有老人需要照顾	-6.298*		0.308	
	(3.225)		(4.612)	
有6岁以下儿童		16.96***		24.32***
		(3.392)		(3.529)
家政试点×有6岁以下儿童		-4.368		-13.58**
		(7.037)		(6.006)
样本量	1 788	1 737	1 936	1 877
调整 R^2	0.116	0.372	-0.053	0.385
个体与家庭特征	控制	控制	控制	控制
个体 FE	控制	控制	控制	控制
年份 FE	控制	控制	控制	控制
期初特征×年份 FE	控制	控制	控制	控制

表6进一步估计了家政服务体系对女性家务劳动时长的影响。^①表6第(1)列的估计结果表明,对于高学历女性而言,家政服务体系显著地降低了需要照料老人的家务劳动时长,但家政服务体系的效应并不受到家中是否有6岁以下儿童的影响。表6第(2)列的估计结果表明,对于家庭中需要照料老人或小孩的低学历女性而言,家政服务试点建设并不影响她们的家务劳动时长。这些估计结果表明,家政服务业发展主要是通过提供家政服务替代了高学历女性照料老人的家务劳动,这与她们面临较高的家务劳动机会成本相一致。

总体上而言,表4至表6的估计结果与Cortés and Tessada(2011)的发现类似:低技能劳动力流入带来的家政服务供给增加,促进了高收入女性的家政服务消费,减少了她们的家务劳动时长。

表6 家政服务体系对女性日常家务劳动时长的影响

变量名称	高中及以上学历女性		初中及以下学历女性	
	每周做家务小时数		每周做家务小时数	
	(1)	(2)	(1)	(2)
家政服务体系建设	1.766		-2.327	
	(2.111)		(1.866)	

^① CHNS调查了个人的日常家务劳动时长信息,包括购买食物、洗衣服、做饭和打扫房间,将个人回答的各类家务活动时长加总可得到其每周日常家务小时数。

(续表)

变量名称	高中及以上学历女性		初中及以下学历女性
	每周做家务小时数		每周做家务小时数
	(1)	(2)	
家中是否有老人需要照顾	0.351 (1.966)	0.544 (1.257)	
家政服务体系建设×家中是否有老人 需要照顾	-6.578** (2.923)	2.620 (2.824)	
有 6 岁以下儿童	0.591 (1.898)	2.111 (1.371)	
家政服务体系建设×有 6 岁以下儿童	0.101 (2.491)	0.502 (2.912)	
样本量	1 729	1 876	
调整 R^2	0.333	0.355	
个体与家庭特征	控制	控制	
个体 FE	控制	控制	
年份 FE	控制	控制	
期初特征×年份 FE	控制	控制	

六、结论与政策启示

作为信息不对称严重、需求偏好异质性强的行业,家政服务业的发展仍然面临诸多障碍。如果缺乏有效的政策鼓励与政府监管,仅仅依靠市场本身可能会导致家政服务的供给乏力,家政消费需求得不到满足。本文发现政府推行的家政服务体系试点政策有效促进了家政服务行业的发展,表现为家政类注册企业数量的明显上涨。进一步地,本文发现家政行业发展可以缓解高学历女性的照料老人负担,从而提高其就业参与率、增加周工作时长,反映出家政服务业的发展有助于缓解女性的职场工作压力和家庭照料冲突。这意味着,在老龄化水平越来越高、老年照料压力不断加大的当下,除增加老年人口相关的公共服务供给之外,培育家政服务市场促进家政服务业发展也可以成为重要的补充措施,从而以市场化的方式解决老龄化时代的照料压力,同时可以提高女性的劳动参与,充分利用劳动力资源。

但是,本文中没有发现当前的家政行业发展可以显著减少女性的日常儿童照料活动。原因可能在于:一方面,当前家政行业的发展中,儿童照料服务面临着更为严重的信息不对称问题,这往往是婴幼儿缺乏足够的表达能力造成的;另一方面,孩子代表着家庭的未来,因此父母不仅关心小孩的身心健康,还关心照料人员对婴幼儿认知能力与非认知能力的培养等,而目前的婴幼儿照料服务质量可能难以满足父母的需求。因此,政府在出台措施促进家政服务行业发展的同时,也要规范家政行业发展,尤其是在儿童照护等服务供给

上，应该加强行业规范的制定与监管，这样方能减轻信息不对称对行业发展的制约，促进女性就业的同时带来全社会福利的改善。

参考文献

- [1] Albanesi, S., and J. Kim, “Effects of the COVID-19 Recession on the US Labor Market: Occupation, Family, and Gender”, *Journal of Economic Perspectives*, 2021, 35(3), 3-24.
- [2] Angrist, J. D., and J. S. Pischke, *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist’s Companion*. Princeton University Press, 2009.
- [3] Baker, M., J. Gruber, and K. Milligan, “Universal Child Care, Maternal Labor Supply, and Family Well-Being”, *Journal of Political Economy*, 2008, 116(4), 709-745.
- [4] Becker, G. S., “A Theory of the Allocation of Time”, *The Economic Journal*, 1965, 75(299), 493-517.
- [5] Borusyak, K., X. Jaravel, and J. Spiess, “Revisiting Event Study Designs: Robust and Efficient Estimation”, 2021, Working Papers.
- [6] Budig, M. J., and P. England, “The Wage Penalty for Motherhood”, *American Sociological Review*, 2001, 204-225.
- [7] Callaway, B., and P. H. Sant’Anna, “Difference-in-Differences with Multiple Time Periods”, *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2), 200-230.
- [8] Carta, F., and L. Rizzica, “Early Kindergarten, Maternal Labor Supply and Children’s Outcomes: Evidence from Italy”, *Journal of Public Economics*, 2018, 158, 79-102.
- [9] 陈璐、范红丽、赵娜、褚兰兰，“家庭老年照料对女性劳动就业的影响研究”，《经济研究》，2016年第3期，第176—189页。
- [10] Correll, S. J., S. Benard, and I. Paik, “Getting a Job: Is There a Motherhood Penalty?”, *American Journal of Sociology*, 2007, 112(5), 1297-1338.
- [11] Cortés, P., and J. Pan, “When Time Binds: Substitutes for Household Production, Returns to Working Long Hours, and the Skilled Gender Wage Gap”, *Journal of Labor Economics*, 2019, 37(2), 351-398.
- [12] Cortés, P., and J. Tessada, “Low-Skilled Immigration and the Labor Supply of Highly Skilled Women”, *American Economic Journal: Applied Economics*, 2011, 3(3), 88-123.
- [13] De Chaisemartin, C., and X. D’Haultfoeuille, “Two-Way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects”, *American Economic Review*, 2020, 110(9), 2964-2996.
- [14] Deming, D. J., “The Growing Importance of Social Skills in the Labor Market”, *The Quarterly Journal of Economics*, 2017, 132(4), 1593-1640.
- [15] 范红丽、辛宝英，“家庭老年照料与农村妇女非农就业——来自中国微观调查数据的经验分析”，《中国农村经济》，2019年第2期，第98—114页。
- [16] Goldin, C., “The Quiet Revolution That Transformed Women’s Employment, Education, and Family”, *American Economic Review*, 2006, 96 (2), 1-21.
- [17] Goldin, C., and L. F. Katz, “The Power of the Pill: Oral Contraceptives and Women’s Career and Marriage Decisions”, *Journal of Political Economy*, 2002, 110(4), 730-770.
- [18] Goodman-Bacon, A., “Difference-in-Differences with Variation in Treatment Timing”, *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2), 254-277.
- [19] Greenwood, J., A. Seshadri, and M. Yorukoglu, “Engines of Liberation”, *The Review of Economic Studies*, 2005, 72 (1), 109-133.
- [20] Greenwood, J., N. Guner, and R. Marto, “The Great Transition: Kuznets Facts for Family-economists”, No.

- w28656. *National Bureau of Economic Research*, 2021.
- [21] He, X., and Z. Luo, "Does Hukou Pay? Evidence from Nanny Markets in Urban China", *China Economic Review*, 2020, 63, 101-509.
- [22] 何晓波、石成、程怡璇,“中国大城市家政女工从业现状:基于网络大数据的分析”,《产业经济评论》,2019年第4期,第56—64页。
- [23] 何晓波、石成、宗庆庆,“我国城市家政市场的工资:基于街道层面需求数据的证据”,《经济学》(季刊),2023年第5期,第2009—2024页。
- [24] 黄炜、张子尧、刘安然,“从双重差分法到事件研究法”,《产业经济评论》,2022年第2期,第17—36页。
- [25] Jacobson, L. S., R. J. LaLonde, and D. G. Sullivan, "Earnings Losses of Displaced Workers", *American Economic Review*, 1993, 83(3), 685-709.
- [26] Kleven, H., C. Landais, and J. E. Søgaard. "Children and Gender Inequality: Evidence from Denmark", *American Economic Journal: Applied Economics*, 2019, 11(4), 181-209.
- [27] Li, P., Y. Lu, and J. Wang, "Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China", *Journal of Development Economics*, 2016, 123, 18-37.
- [28] Liu, S., and X. Yang, "Human Capital Externalities or Consumption Spillovers? The Effect of High-skill Human Capital Across Low-skill Labor Markets", *Regional Science and Urban Economics*, 2021, 87, 103620.
- [29] Ngai, L. R., and B. Petrongolo, "Gender Gaps and the Rise of the Service Economy", *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2017, 9(4), 1-44.
- [30] 彭希哲、胡湛,“当代中国家庭变迁与家庭政策重构”,《中国社会科学》,2015年第12期,第113—132页。
- [31] Sun, L., and S. Abraham, "Estimating Dynamic Treatment Effects in Event Studies with Heterogeneous Treatment Effects", *Journal of Econometrics*, 2020, 225(2), 175-199.
- [32] Tewari, I., and Y. Wang, "Durable Ownership, Time Allocation, and Female Labor Force Participation: Evidence from China's 'Home Appliances to the Countryside' Rebate", *Economic Development and Cultural Change*, 2021, 70(1), 87-127.
- [33] Wang, Q., and M. Lin, "Work-family Policy and Female Entrepreneurship: Evidence from China's Subsidized Child Care Program", *China Economic Review*, 2019, 54, 256-270.
- [34] 熊瑞祥、李辉文,“儿童照管、公共服务与农村已婚女性非农就业——来自CFPS数据的证据”,《经济学》(季刊),2016年第1期,第393—414页。
- [35] 杨博文,“中国家政行业老年照料工作的低回报率:禀赋差异还是职业歧视?”,《财经研究》,2022年第8期,第94—108页。
- [36] 于新亮、黄俊铭、康琢、于文广,“老年照护保障与女性劳动参与——基于中国农村长期护理保险试点的政策效果评估”,《中国农村经济》,2021年第11期,第125—144页。
- [37] 钟粤俊、陆铭、奚锡灿,“集聚与服务业发展——基于人口空间分布的视角”,《管理世界》,2020年第11期,第35—49页。

Domestic Service Industry Development and Women's Employment —Analysis Based on City Level Domestic Service Systems Construction

LIANG Chao

(Shandong University)

XIONG Ruixiang*

(Hunan Normal University)

WANG Susu SUN hehe

(Shandong University)

Abstract: Based on multiple micro-databases, we attempt to study the impacts of the construction of domestic service systems on women's employment. Employing the Difference-in-Differences (DID) method, we find that the development of domestic service significantly promotes women's employment. Mechanism analysis shows that local domestic service industry development increases the probability of women with low education engaging in the service industry, promotes women with high education to purchase household services. The results suggest that the development of the domestic service industry can promote the complementarity between women with high and low education and improve the efficiency of the labor market.

Keywords: domestic service industry; women's employment; the burden of care

JEL Classification: J22, D13, H31

* Corresponding Author: XIONG Ruixiang , Business School and Center of Large Country Economy Research of Hunan Normal University, No. 36 Lushan Road, Yuelu District, Changsha, Hunan 410081, China; Tel: 86-13651638583; E-mail: xrx_1@163.com.