

三方雇佣关系的收入效应： 对家政服务市场的定量分析*

任美娜

[摘要] 基于家政工调查数据，采用内生转换回归模型等计量方法，文章分析了家政服务市场中三方雇佣关系的收入效应及其作用机制。研究发现：三方雇佣关系对家政工收入具有显著的正向影响，这一收入增益主要体现在中低收入群体，且该影响存在明显的工种差异；相较于两方雇佣关系中的家政工，经由家政公司就业的家政工通用性人力资本回报率更高，而专用性人力资本回报率则更低。家政服务市场具有典型的双边市场特征，网络外部性效应提升了家政工的收入潜力。家政公司通过提升匹配效率来降低服务成本，其服务定价主要取决于市场需求和家庭雇主的支付意愿等因素，而非完全依据家政工的人力资本。这一机制对不同类型家政工的影响截然不同，一方面它扩大了低人力资本家政工的就业机会，另一方面则压缩了高人力资本家政工的议价空间。本研究深化了学界对市场特征与收入效应关系的认知，并为完善灵活就业支持政策提供了理论依据和参考。

[关键词] 家政工 三方雇佣关系 收入 双边市场

[中图分类号] C91 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-114X(2025)03-0220-14

一、问题的提出

农村剩余劳动力是我国家政服务市场的主要支撑力量，约90%的家政工来自农村。^①在对农村剩余劳动力向城市迁移问题的研究中，就业途径选择与收入水平始终是两个核心议题；在劳工研究领域，农民工就业途径对其收入回报的影响也备受关注。这些研究对于提高劳动者收入、改善

* 本文系教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目“城乡融合发展背景下农民工流动新趋势与政策研究”（项目号24JZD033）的研究成果之一。

作者简介：任美娜，西北农林科技大学人文社会发展学院副教授，博士。陕西杨凌 712100

① 中国政府网：《当家政服务遇上乡村振兴——读懂家政兴农的深意与前景》，2021年10月。

就业环境以及推进城市化进程具有重要意义。获得收入是家政工进入劳动力市场的主要目的，就业途径的选择则是其在有限理性条件下为实现劳动回报最大化所做出的决策。然而，现有研究尚未系统地探讨家政工所处雇佣关系类型与其劳动回报之间的关系。

家政服务劳动力市场的一个重要特征是在其中并存两种不同的雇佣关系类型：一种是家政工与家庭雇主两方的雇佣关系，另一种是家政公司、家政工与家庭雇主三方的雇佣关系。家政工处于何种雇佣关系取决于其就业途径的选择，社交网络、就业机会、技能水平和个人偏好等因素均可能影响这一选择。两种雇佣关系类型各有特点并无绝对优劣。两方雇佣关系依赖社会关系网络进行供需匹配，人情纽带有助于提升雇佣关系的长期稳定性；三方雇佣通过家政公司等中介机构撮合，具有更强的契约化与标准化特征，其稳定性主要依靠市场机制和制度保障。在现实中，家政工选择通过家政公司还是经由亲友介绍获取工作，与上述两种雇佣关系下的收入差异密切相关。

规范三方雇佣关系有助于推动家政服务行业提质扩容、拓宽灵活就业渠道、扩大社会保障覆盖面等。然而，目前我国大部分家政公司仍采取中介制管理模式，主要提供中介介绍服务，缺乏对从业人员的信息甄别、考核机制和专业技能培训等。^①2019年6月国务院办公厅印发的《关于促进家政服务业提质扩容的意见》和2023年12月国家发展改革委等部门印发的《关于支持和引导家政服务业员工制转型发展的指导意见》都强调将家政公司向管理更规范的员工制^②转型作为行业未来发展的重要方向。在此背景下，考察三方雇佣关系的收入效应对于推动家政服务业规范化发展以及发挥灵活就业在稳就业、保民生方面的积极作用具有重要的现实意义。当前关于家政工收入的实证研究相对较少，既有文献主要关注家政工的人力资本、服务类型以及家政服务供需关系等因素对其收入的影响。^③因此，有必要对三方雇佣关系的收入效应展开进一步研究。本文所关注的问题是：三方雇佣关系是否对家政工收入有正向影响？若有，其作用机制是什么？基于对上述两个问题的回答，本文将深入剖析不同雇佣关系类型下家政工收入效应的差异及成因，并以家政服务市场为例，就规范灵活就业市场中的三方雇佣关系提出具有科学依据和现实意义的政策建议。

二、文献回顾与研究假设

相比于传统的两方雇佣关系，中介管理模式下的三方雇佣关系在劳动权益保障和服务标准化等方面有所改进。不过，对于三方雇佣关系是否能够提高家政工的收入，学界仍存争议。现有研究指出，三方雇佣关系主要通过合同和培训两条路径影响家政工收入。就合同而言，一种观点认为，家政工与家政公司签订合同能保障就业权利并提升市场竞争力。家政公司对家政工工作量的合理控制被视为提高单位时间收入的关键因素，同时，家政公司按合同约定支付劳动报酬可以有

① 商务部服务贸易和商贸服务业司：《中国家政服务行业发展报告2017》，2017年8月。

② 《关于促进家政服务业提质扩容的意见》中明确提出“员工制家政企业是指直接与消费者（客户）签订服务合同，与家政服务人员依法签订劳动合同或服务协议并缴纳社会保险费（已参加城镇职工社会保险或城乡居民社会保险均认可为缴纳社会保险费），统一安排服务人员为消费者（客户）提供服务，直接支付或代发服务人员不低于当地最低工资标准的劳动报酬，并对服务人员进行持续培训管理的企业”。

③ Dong, Xiao-yuan, Jin Feng and Yangyang Yu, “Relative Pay of Domestic Eldercare Workers in Shanghai, China,” *Feminist Economics*, vol.23, no.1(March 2016), pp.135-159; 余央央、封进：《老年照料的相对报酬：对“护工荒”的一个解释》，《财经研究》2014年第8期；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。

效防止家庭雇主擅自扣发薪资。^①此外,家政公司通常会根据服务内容与家庭雇主签订书面合同,这不仅保障了家政工的合法权益,也降低了家政工从事无偿额外劳动的可能性。^②在差异化市场策略下,家政公司还能家政工创造更多议价空间。^③例如,大型家政公司因具有良好口碑,旗下家政工往往比处于两方雇佣关系家政工更具竞争优势。^④为避免家政工跳槽流失,家政公司通常会根据家庭雇主的满意度以及家政工的服务时长给予其加薪机会。^⑤另一种观点则对合同在提升家政工收入中的作用提出质疑。持此观点的研究者认为,与家政公司签订合同并不必然改善家政工的工作条件和待遇。为家政工提供培训、岗位匹配以及制定服务标准等是家政公司的基本职能,而许多支持三方雇佣关系能提高收入的研究都假定家政公司切实履行了这些职能。理论上,家政公司可以为家政工争取更好的工作条件和报酬,但实际上,一旦家政工被家庭雇主录用上岗,中介公司的服务就基本结束,家政工的实际工作环境和报酬水平主要由家庭雇主决定。^⑥三方雇佣关系的优势必须建立在家政公司能够对家庭雇主施加约束的前提下才能体现。但在具体服务过程中,书面合同往往难以对家庭雇主形成强有力的约束。^⑦而且,家政工与家庭雇主之间常形成“拟亲属”关系,这种特殊的人际关系可能导致家政工承担合同之外的工作,从而削弱了合同应有的保障功能。

就培训而言,家政工通常需要通过家政公司接受岗前培训并获得相关职业资格证书。在家政工收入提升的逻辑中,隐含了培训能够提高家政工能力,从而提升服务质量的前提。这一逻辑实质上源自经典的人力资本理论对劳动报酬差异的解释。然而,在家政服务领域,培训与收入之间的关系远比理论预设更为复杂。一些研究发现,收入较低的家政工期望通过培训获得更高报酬;^⑧有研究表明,参加家政公司的培训对提高家政工收入具有显著作用。^⑨然而,仍有大量研究对培训的积极作用表示怀疑。一方面,即便培训在一定程度上提升了家政工的技能,其对收入增长的直

① Amrita Pande, “The Paper that You Have in Your Hand is my Freedom: Migrant Domestic Work and the Sponsorship (Kafala) System in Lebanon”, *International Migration Review*, vol.47, no.2(June 2013), pp.414-441.

② François-Xavier Devetter and Sandrine Rousseau, “The Impact of Industrialization on Paid Domestic Work: The Case of France,” *European Journal of Industrial Relations*, vol.15, no.3(September 2009), pp.297-316.

③ 肖索未、陈宗仕、杨伊萌:《管理型中介:家政劳动力市场的中介控制研究》,《社会学研究》2023年第4期。

④ John R. Bowman and Alyson M. Cole, “Cleaning the ‘People’s Home’: The Politics of the Domestic Service Market in Sweden,” *Gender, Work & Organization*, vol.21, no.2(March 2014), pp.187-201.

⑤ 邢朝国、周群英:《照料劳动的价值评估与定价:对家政工涨工资的实证研究》,《中国农业大学学报(社会科学版)》2023年第5期。

⑥ Sara R. Farris, “The business of care: Private Placement Agencies and Female Migrant Workers in London,” *Gender, Work & Organization*, vol.27, no.6 (November 2020), pp.1450-1467.

⑦ Sarah Mousaid, Kim Bosmans and Christophe Vanroelen, “Empowering Domestic Workers: A Critical Analysis of the Belgian Service Voucher System,” *Societies*, vol.7, no.4(December 2017), pp.36.

⑧ Eleanor K. Johnson, “The business of care: The Moral Labour of Care Workers,” *Sociology of Health & Illness*, vol.37, no.1(January 2015), pp.112-126.

⑨ 蔡金阳、杨平、郭鑫弈、张同龙:《培训对家政服务人员收入的影响》,《经济论坛》2016年第3期;黄维海、刘梦露:《城市外来务工人员人力资本提升路径分析——以家政服务人员为例》,《中国人口·资源与环境》2016年第S2期。

接作用仍然存在争议,主要原因在于培训带来的收益难以量化,服务质量和人力资本提升很难用明确的指标衡量。有研究发现,那些积极参加培训并获得能力提升的家政工往往转而去从事报酬更优厚的其他工作,这使得培训对留在家政行业的工人收入影响难以评估。^①并且,由于家政工作的主要内容是日常家务劳动,社会普遍认为此类劳动并不需要经过专业培训,^②家政工作的技能价值也未被广泛认可。因此,大多数家庭雇主并不会因为家政工是否受过培训而支付差异化的工资报酬。另一方面,培训本身可能未能对家政工的能力产生实质性影响。现实中,不少家政服务培训课程内容简单、质量不高,流于形式化“走过场”。^③有研究指出,家政公司提供的培训主要是在帮助缺乏技能的妇女建立进入劳动力市场的信心,而家政工收入的增加往往主要源自其工作内容的增加。^④此外,培训对收入的影响还因家政工工种的不同而有所差异。有研究发现培训仅对育儿嫂和家务员的收入产生了积极作用,对养老护理员的影响则不显著。^⑤

现有文献有以下三个方面的不足:第一,忽视了自选择偏差。三方雇佣关系收入效应的争论点在于家政公司是否能够提高家政工的收入水平,结论基于与两方雇佣关系的比较。但是,以往文献几乎并不关注两种雇佣关系类型形成过程的差异,即忽略了家政工对雇佣关系类型的选择倾向。实际上,家政工选择何种雇佣关系进入劳动力市场并非是全然随机的,该决策会受到诸多可观测与不可观测因素的影响。因此,要研究三方雇佣关系的收入效应,既需要考虑处于两种雇佣关系中的家政工群体的系统性差别,亦需要对同一家政工在不同雇佣关系之中的收入差距进行探究。第二,缺乏对家政服务市场的运行逻辑的深入分析。以往研究主要关注了家政服务培训次数和类型等变量,但这些结论的可靠性建立在一个隐含前提之上:即家政工人力资本的回报不仅存在且在两种雇佣关系群体中是相同的。显然,该前提条件的合理性尚未得到充分讨论。不同雇佣关系模式在家政服务市场中塑造了不同的劳动力子市场,这些子市场可能对家政工收入产生不同影响。因此,有必要深入分析家政服务市场的运行逻辑,厘清雇佣关系差异如何影响人力资本回报。第三,将培训经历等同于三方雇佣关系优势的做法值得商榷。有些研究过于简单地将家政工参加过的培训次数、培训类型等视为其受雇于家政公司所带来的竞争优势,这种等同关系并不严谨。家政工更换雇佣关系的情况较为常见,且许多中介制的家政公司仅提供职业介绍服务,未必提供培训等附加支持。因此,家政工的培训经历等变量对收入的影响不能直接视为三方雇佣关系所带来的收入效应。

家政服务市场的运行逻辑对其劳动力市场特征的形成具有深刻影响。两方与三方雇佣关系的划分是家政服务劳动力市场的重要特征,这种差异对家政工的收入有显著影响。然而,现有文献很少深入探讨家政行业特有的市场运作特征及机制。基于此,本文引入双边市场理论视角,从家

① Franck Bailly, François-Xavier Devetter and François Horn, “Can Working and Employment Conditions in the Personal Services Sector be Improved?” *Cambridge Journal of Economics*, vol.37, no.2(March 2013), pp.299–321.

② Lynet Uttal and Mary Tuominen, “Tenuous Relationships: Exploitation, Emotion, and Racial Ethnic Significance in Paid Child Care Work,” *Gender & Society*, vol.13, no.6(December 1999), pp.758–780.

③ 莫荣、张剑飞、丁赛尔、羊学裘:《中国家政服务业发展报告(2022)》,北京:社会科学文献出版社,2022年,第18页。

④ Elyane Palmer, Joan Eveline, “Sustaining Low Pay in Aged Care Work,” *Gender, Work and Organization*, vol.19, no.3(May 2012), pp.254–275.

⑤ 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。

政服务市场的运行逻辑出发,探讨三方雇佣关系对家政工收入的影响。

家政服务市场具有典型的双边市场特征,家政公司充当市场制造型平台^①,通过提高搜索和匹配效率,促成家庭雇主与家政工之间的交易。学术界从两个角度界定双边市场:一是定价结构,即交易量与价格结构相关;二是网络外部性,即交易双方中一方所获得的剩余取决于另一方参与者的数量。^②双边市场中的价格水平主要反映一方参与对另一方参与的影响以及双方利润的分配,并非仅由需求弹性和边际成本决定。^③价格机制是市场机制的核心,定价问题是双边市场理论的研究焦点。定价问题也是照料产业供需矛盾的核心之一。^④在家政服务市场这一双边市场中,参与者人数的增加会提升市场的整体价值。在家政服务需求持续增长的背景下,家政公司通过定价策略和优化匹配机制提高了供需双方资源配置的效率,进而提升了市场运行效率。家庭雇主数量的增加通过网络外部性为家政工提供了更多接单机会,可能带动其收入增长。由此,本文提出:

假设1:相较于两方雇佣关系,三方雇佣关系对家政工收入具有显著的正向影响。

双边市场的中介通过改进资源配置来实现市场最优。高估价买方和低成本卖方自行选择进入双边市场是随机配对的市场均衡得以实现的结果。在此过程之中,低估价买方与高成本卖方的收益则会被压缩。^⑤中介通过最大化定价行为提供额外的信息,产生正外部性,进而有效克服因信息不对称引起的效率损失。买卖双方通过中介进行交易虽不至于空手而归,但需要将部分收益让渡给中介作为交易成本。^⑥在家政服务市场中,家政公司的收益源于为人力资本较低的家政工和支付意愿较高的家庭雇主提供比亲友介绍更高效的交易机制。根据人力资本理论,人力资本较低的从业者往往由于技能不足而处于收入劣势。然而,通过家政公司接单,家政工可以借助更高效的匹配机制获得更多订单,并利用公司提供的培训等资源提升技能和服务水平,从而增强其市场竞争力。所以,通过家政公司接单对于提升收入水平较低的家政工的收入更为有利。由此,本文提出:

假设2:相较于收入水平较高的家政工,三方雇佣关系对收入水平较低的家政工收入的正向影响更为明显。

根据双边市场理论,家政公司的定价策略更多地取决于市场需求、家庭雇主的支付意愿及匹配效率等因素,而非完全依赖家政工个体的人力资本水平。而且,已有文献指出,家政工的人力资本难以量化。家政公司倾向于通过提升匹配效率和降低交易成本来提高市场整体效率。然而,

① David S. Evans, "Some Empirical Aspects of Multi-sided Platform Industries," *Review of Network Economics*, vol.2, no.3(September 2003), pp.191-209.

② Jean-Charles Rochet and Jean Tirole, "Two-sided Markets: A Progress Report," *The RAND Journal of Economics*, vol.37, no.3(September 2006), pp.645-667; Mark Armstrong, "Competition in Two-sided Markets", *The RAND Journal of Economics*, vol.37, no.3(September 2006), pp.668-691.

③ Marc Rysman, "The Economics of Two-sided Markets," *Journal of economic perspectives*, vol.23, no.3(Summer 2009), pp.125-143.

④ 沈尤佳:《有偿照料如何走进中等收入家庭——照料产业的供需矛盾分析》,《广东社会科学》2014年第2期。

⑤ Paul Belleflamme and Martin Peitz, *Industrial Organization: Markets and Strategies*, Cambridge: Cambridge University Press, 2015, pp.615-616.

⑥ 王曦若、温军、吴泽南、胡涛:《论市场结构与信息结构对经济效率的影响——以家政市场为例》,《经济科学》2019年第5期。

由于家庭雇主对高技能家政服务的支付意愿有限，这种需求驱动的定价策略使高技能家政工的需求弹性较低，其人力资本投入价值未能在服务定价中得到充分体现。因此，在三方雇佣关系下，家政工的技能和经验的回报率未必能够得到有效体现。相比之下，在两方雇佣关系中，家政工可以直接根据自身技能和经验与家庭雇主义价，灵活协商价格以满足双方的个性化需求，使其收入水平更充分地反映其人力资本价值。由此，本文提出：

假设3：相较于两方雇佣关系，三方雇佣关系下家政工的人力资本回报率更低。

三、数据、变量和模型设定

(一) 数据

数据来源于国家社会科学基金重点项目“互联网时代家政工雇佣关系研究（18ASH007）”。调查采用被访者驱动抽样，有效克服了家政工群体抽样框缺失、高流动性及隐匿性强等抽样难题。调研在南京、广州、佛山和无锡四个城市共获取问卷1029份，其中有效问卷1007份，问卷有效率为97.86%（=1007/1029）。本文使用的是在依次删除20个男性样本和离群值检测未通过的24个样本后得到的963个样本作为分析总体。

(二) 变量

因变量为月收入与小时收入，它们是家政工实际获得的净收入，不包括家政公司以不同形式向家政工收取的中介费用等，根据问卷中的工资结算方式、日工作时间和每周休息时间共同计算得出。使用两个因变量的原因：第一，月收入与小时收入反映的信息不同，前者体现家政工的整体收入情况，后者揭示其单位时间的劳动报酬，二者对比能够更全面地呈现家政工的劳动强度与收入水平的关系。第二，由于工资结算方式会因工种有别，同时使用月收入和小时收入来考察不同工种家政工的收入水平会更具可比性。

核心自变量为雇佣关系类型（“三方”=1，“两方”=0），根据“您通过何种途径获得当前这

表1 描述统计表（N=963）

变量名称	均值	标准差	最小值	最大值	
小时收入	19.14	10.21	3.94	125	
月收入	4966.91	2512.69	1040.00	17800.00	
受教育年限	8.25	2.42	3.00	16.00	
家政工作从业年限	7.84	6.83	0	38.00	
家政服务培训次数	1.31	1.66	0	7.00	
年龄	50.29	6.76	28.00	71.00	
变量名称	频数	百分比 (%)	变量名称	频数	百分比 (%)
雇佣关系类型（三方=1）	581	60.33	自评方言水平		
家政工作资格证书（有=1）	237	24.61	会一点	391	40.60
工种			一般	87	9.03
保洁员	89	9.24	熟练	485	50.36
月嫂	89	9.24	城市		
育儿嫂	265	27.52	南京	282	29.28
养老护理员	241	25.03	无锡	166	17.24
家务员	279	28.97	广州	310	32.19
自评健康			佛山	205	21.29
一般	142	14.75	婚姻状况（在婚=1）	856	88.89
比较健康	379	39.36	户口（非农=1）	249	25.86
非常健康	442	45.90			

份工作?”所得。结合家政公司收取当前单的服务费等题项可证所测确为家政工当前所处雇佣关系类型,排除由“跳单”等情况产生的测量误差。

人力资本等因素既会影响家政工选择不同雇佣关系的倾向,也会影响家政工的收入,因此应作为协变量纳入决策方程和收入方程。人力资本变量包括受教育年限、家政服务培训次数、由国家人力资源和社会保障部门颁发的家政工作资格证书(“有”=1,“无”=0)、家政工作从业年限(连续变量)、自评健康(“一般”“比较健康”“非常健康”)和自评方言水平(“会一点”“一般”“熟练”)。其他变量包括工种(“保洁员”“月嫂”“育儿嫂”“养老护理员”“家务员”)、户口(“非农”=1,“农业”=0)、年龄(连续变量)、婚姻状况(“在婚”=1,“非在婚”=0)和城市(“南京”“无锡”“广州”“佛山”)。注册家政公司的数量是模型中用以识别的变量。该变量与就业途径选择有关,而不直接影响收入。约17.03%(=164/963)的家政工未曾在任何家政公司完成注册,约14.54%(=140/963)的家政工当前在四家及以上的家政公司接单,平均数为1.99个。变量的描述性统计结果见表1。

(三) 模型的设定

本文采用内生转换回归模型(Endogenous Switching Regression Model, ESRM),以解决自选择偏差对收入估计造成的内生性问题。依据内生转换回归模型的形式,设家政工的收入为 $\ln inc$,结合明瑟方程,有:

$$\begin{cases} \ln inc_i = a + \varphi_i Z_i + \varepsilon_i, \text{if } emre = 1 \\ \ln inc_b = b + \varphi_b Z_i + \varepsilon_b, \text{if } emre = 0 \end{cases} \quad (1)$$

$\ln inc_i$ 和 $\ln inc_b$ 分别为家政工选择三方和两方雇佣关系时的收入对数, φ_i 和 φ_b 是参数向量, Z_i 为影响家政工收入的一组外生变量, ε_i 和 ε_b 为随机扰动项。家政工选择三方还是两方雇佣关系是其综合多种因素的有限理性决策,包括选择不同雇佣关系所带来的收入差异。因此,据期望效用的思想,结合式(1),可将家政工决策的效用函数方程设为:

$$emre^* = \delta W_i + \gamma[(\varphi_i - \varphi_b)Z_i + (\varepsilon_i - \varepsilon_b)] + \mu_i \quad (2)$$

$emre^*$ 为家政工当前所处雇佣关系的类型这一二分变量 $emre$ 的潜变量,当 $emre^* > 0$ 时, $emre = 1$;当 $emre^* \leq 0$ 时, $emre = 0$ 。 W_i 是影响家政工决策的一组可观测变量,包括只对家政工就业选择决策产生影响而不直接影响家政工收入的变量。 δ 为参数向量, μ_i 为随机扰动项。因为 $emre$ 由 $emre^*$ 决定, $emre^*$ 受 μ_i 的影响,所以 $emre$ 与 μ_i 相关。由于样本存在自选择偏差, μ_i 与 ε_i 相关,所以, $emre$ 与 ε_i 相关。若要更高效地估计雇佣关系类型对家政工收入的净效应,应考虑函数关系式: $\ln inc = f(Z_i, emre^*)$ 。本文将实证分析中收入方程设为:

$$\begin{cases} \ln \hat{inc}_i = \hat{a} + \sum \kappa_i D_i + \hat{\varepsilon}_i, \text{if } emre = 1 \\ \ln \hat{inc}_b = \hat{b} + \sum \eta_i D_i + \hat{\varepsilon}_b, \text{if } emre = 0 \end{cases} \quad (3)$$

$\ln \hat{inc}_i$ 和 $\ln \hat{inc}_b$ 分别为三方与两方雇佣关系中家政工收入的对数, D_i 为受教育年限、家政服务培训次数、家政工作资格证书、家政工作从业年限、自评健康、自评方言水平、工种、户口、年龄、年龄的平方、婚姻状况和城市这一组协变量。据式(2),将实证分析中决策方程简化为:

$$emre^* = \tilde{\delta} \tilde{W}_i + \tilde{\mu}_i \quad (4)$$

式(2)中的 W_i 为式(4)中 $\tilde{W}_i$ 的子集。因存在与 $emre$ 相关的不可观测变量 $unob$ 于 ε 之中,可知, $\hat{\varepsilon}_i = \varepsilon_i + unob_i$, $\hat{\varepsilon}_b = \varepsilon_b + unob_b$ 。 $\tilde{\mu}_i$ 和 $\hat{\varepsilon}_i$ 以及 $\hat{\varepsilon}_b$ 服从非奇异协方差矩阵的三元联合正态分布,

且均值为零, 即:

$$\begin{pmatrix} \tilde{\mu}_i \\ \hat{\varepsilon}_t \\ \hat{\varepsilon}_b \end{pmatrix} \sim N \left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \lambda_s^2 & \lambda_{1s} & \lambda_{0s} \\ \lambda_{1s} & \lambda_1^2 & . \\ \lambda_{0s} & . & \lambda_0^2 \end{pmatrix} \right) \quad (5)$$

其中, $var(\tilde{\mu}_i) = \lambda_s^2$, $var(\hat{\varepsilon}_t) = \lambda_1^2$, $var(\hat{\varepsilon}_b) = \lambda_0^2$, $cov(\hat{\varepsilon}_t, \tilde{\mu}_i) = \lambda_{1s}$, $cov(\hat{\varepsilon}_b, \tilde{\mu}_i) = \lambda_{0s}$, $cov(\hat{\varepsilon}_t, \hat{\varepsilon}_b) = .$ 。 $\hat{\varepsilon}_b$ 和 $\hat{\varepsilon}_t$ 之间的协方差无定义, 因为 $\ln inc_t$ 和 $\ln inc_b$ 无法同时被观测到。此时, $\hat{\varepsilon}_t$ 和 $\hat{\varepsilon}_b$ 的条件期望分别为:

$$\begin{cases} E(\hat{\varepsilon}_t | emre = 1) = \lambda_{1s} \left[\frac{\varphi(\delta W_{1i})}{\Phi(\delta W_{1i})} \right] = \lambda_{1s} \tau_1 \\ E(\hat{\varepsilon}_b | emre = 0) = \lambda_{0s} \left[\frac{-\varphi(\delta W_{1i})}{1 - \Phi(\delta W_{1i})} \right] = \lambda_{0s} \tau_0 \end{cases} \quad (6)$$

$\varphi(\cdot)$ 为标准正态分布的密度函数, $\Phi(\cdot)$ 为累积分布函数。 $\lambda_{1s}\tau_1$ 和 $\lambda_{0s}\tau_0$ 是家政工选择不同雇佣关系对收入产生的影响。家政工收入的条件期望分别为:

$$E(\ln inc_t | emre = 1) = \varphi_t Z_{1i} + \lambda_{1s} \tau_1 \quad (7)$$

$$E(\ln inc_b | emre = 0) = \varphi_b Z_{0i} + \lambda_{0s} \tau_0 \quad (8)$$

$$E(\ln inc_t | emre = 0) = \varphi_t Z_{0i} + \lambda_{1s} \tau_0 \quad (9)$$

$$E(\ln inc_b | emre = 1) = \varphi_b Z_{1i} + \lambda_{0s} \tau_1 \quad (10)$$

三方雇佣关系中家政工群体的平均处理效应为式(7)与式(10)之差:

$$ATT = E(\ln inc_t | emre = 1) - E(\ln inc_b | emre = 1) = (\varphi_t - \varphi_b) Z_{1i} + (\lambda_{1s} - \lambda_{0s}) \tau_1 \quad (11)$$

两方雇佣关系中家政工群体的平均处理效应为式(9)与式(8)之差:

$$ATU = E(\ln inc_t | emre = 0) - E(\ln inc_b | emre = 0) = (\varphi_t - \varphi_b) Z_{0i} + (\lambda_{1s} - \lambda_{0s}) \tau_0 \quad (12)$$

四、分析结果

(一) 雇佣关系类型对家政工人力资本回报率的影响

本节考察的是雇佣关系类型对家政工人力资本回报率的影响, 表2报告了家政工收入的内生转换回归模型结果。Wald检验结果表明拒绝决策方程误差项与收入方程误差项相互独立的原假设, 有必要纠正由不可观测因素导致的选择偏误。 σ_1 与 σ_0 分别指的是三方和两方雇佣关系中收入方程误差项的方差, 其显著性水平($p < 0.001$)均表明家政工注册家政公司的数量同时影响决策方程和不同雇佣关系中收入方程的条件方差, 因此, 应将两方和三方雇佣关系划分为不同类型来进行分析。

由模型1和模型2中决策方程可知, 家政工选择何种雇佣关系来获取劳动回报并非随机, 除“注册家政公司的数量”之外, 还会受到受教育年限、家政工作从业年限和工种等变量的影响。由模型1和模型2中的收入方程可知, 两方和三方雇佣关系中人力资本收入回报率存在差异。与两方雇佣关系中的家政工相比, 三方雇佣关系中的家政工通用性人力资本的回报率更高, 而专用性人力资本的回报率较低。因此, 假设3在所获样本中得到部分支持。

三方雇佣关系中家政工通用性人力资本的回报率较高与家政公司的匹配策略有关。家政公司尤其看重家政工的身体健康状况和家政从业年限等通用性人力资本。自评健康能在一定程度上反

表2 家政工收入的内生转换回归模型

	小时收入（对数）			月收入（对数）		
	模型1			模型2		
	决策方程	三方	两方	决策方程	三方	两方
受教育年限	0.052* (0.024)	0.007 (0.007)	0.012 (0.009)	0.043 [†] (0.026)	0.003 (0.009)	0.013 [†] (0.007)
家政服务培训次数	-0.012 (0.039)	0.047*** (0.011)	0.036* (0.018)	0.000 (0.043)	0.023 [†] (0.013)	0.032* (0.016)
家政工作资格证书（有=1）	-0.238 (0.159)	-0.095* (0.041)	-0.041 (0.071)	-0.275 (0.170)	0.078 (0.052)	0.185** (0.061)
家政工作从业年限	-0.059** (0.021)	0.015* (0.006)	-0.007 (0.007)	-0.051* (0.022)	0.025*** (0.007)	0.004 (0.007)
家政工作从业年限平方	0.002* (0.001)	-0.001* (0.000)	0.000 [†] (0.000)	0.001 [†] (0.001)	-0.001*** (0.000)	0.000 (0.000)
自评健康（参照组：一般）						
比较健康	0.094 (0.158)	0.024 (0.044)	0.000 (0.059)	0.068 (0.154)	0.018 (0.050)	0.057 (0.051)
非常健康	-0.041 (0.159)	0.022 (0.041)	0.050 (0.062)	-0.081 (0.150)	0.112* (0.051)	0.010 (0.048)
自评方言水平（参照组：会一点）						
一般	-0.053 (0.174)	0.031 (0.058)	0.114 (0.078)	0.081 (0.223)	0.050 (0.060)	0.027 (0.055)
熟练	0.004 (0.121)	0.053 (0.033)	0.074 [†] (0.043)	0.035 (0.116)	-0.009 (0.036)	0.011 (0.038)
其他变量		已控制			已控制	
σ_1		-1.151*** (0.147)			-0.994*** (0.198)	
σ_0			-0.967*** (0.125)			-1.180*** (0.155)
常数项	-7.062*** (1.796)	3.200*** (0.489)	1.684 [†] (0.878)	-6.355** (1.948)	9.013*** (0.766)	6.827*** (0.656)
样本量	963	581	382	963	581	382
Log pseudolikelihood		-753.16491			-625.60854	
Wald test of $\rho = 0: x^2(df = 1)$		3.65 [†]			3.63 [†]	
		(Prob > chi2 = 0.0561)			(Prob > chi2 = 0.0568)	

注：（1）[†] $p < 0.1$ ，* $p < 0.05$ ，** $p < 0.01$ ，*** $p < 0.001$ ；（2）括号内为稳健标准误；（3）收入方程中“其他变量”包括工种、户口、年龄、年龄的平方、婚姻状况和城市，决策方程中“其他变量”在以上基础上还包括注册家政公司的数量。（4）决策方程中的用以识别的变量显著性水平平均小于0.001。

映家政工的体力、工作适应能力和职业心态，家政工作从业年限则体现了家政工对家政服务流程的熟悉程度和经验积累。这些易于展现的人力资本优势使家政工能够更好地适应多样化的家庭雇主需求，从而提高家政公司的匹配成功率并降低匹配成本。依托家政公司提供的稳定订单来源，家政工可以获得更多工作机会。无论家政公司按次收费还是按年收取费用，订单数量的增加都直接转化为家政工收入的提高。另外，当前家政服务行业中普遍存在“简历造假”、“培训走过场”、“买卖证书”等现象，这些问题使得家政工技能真实性存疑，进一步加剧了市场中的信息不对称。不同雇佣关系在缓解初期信息不对称方面的能力存在差异。在三方雇佣关系中，家庭雇主要依赖家政公司提供的信息来判断家政工的技能水平。然而，由于中介提供的信息可靠性常受到质疑，家庭雇主在涉及需额外付费的专用性技能时更加谨慎。

两方雇佣关系中家政工专用性人力资本的回报率较高与家庭雇主对高质量服务的价值认可及长期稳定的合作意愿有关。家政服务质量不仅体现在家政工的专业技能上，还包括其对家庭雇主

需求的适应程度和在不同情境下灵活处理问题的能力。通过亲友关系引荐的家政工由于有熟人信誉背书而可信度更高，这种信任基础不仅能够减少家庭雇主的筛选和监督成本，也减少了人员更换造成的磨合成本与服务中断风险。同时，亲友引荐往往能更精准地匹配家庭雇主的个性化需求，提高家政服务的契合度和有效性。因此，家庭雇主更看重方言水平和家政工作资格证书等专用性人力资本，并倾向于提供更高报酬以吸引和留住家政工，从而保证服务的稳定性与高质量。家政工的城市方言能力兼具人力资本、社会资本和文化资本的属性。方言相通能够拉近家政工与家庭雇主之间的文化心理距离，增强沟通效果与信任度。在两方雇佣关系中，方言优势赋予家政工更强的议价能力，反之，在薪酬结构和定价标准相对确定的三方雇佣关系中，该优势难以转化为额外收入。家政工获得职业技能证书往往表明其具备较高的通用性人力资本，而取得认证的过程本身也是人力资本积累的过程。更高的人力资本通常意味着更高的服务质量，提供高质量服务的家政工往往能够获得比提供低质量服务者更高的酬劳。持有家政服务资格证书的家政工由于具备较高的人力资本、提供优质服务且更契合家庭雇主的需求，往往更受家庭雇主青睐，其在薪酬谈判中也能够争取到更高的收入。

（二）三方雇佣关系的收入效应与反事实分析

本节对三方雇佣关系的收入效应进行简要总结并进行反事实分析，表3报告了相关结果。干预组平均效应ATT与控制组平均效应ATU的值基于表2中内生转换回归模型的估计结果，通过式（11）与式（12）计算得出。平均干预效应ATE由后文表5中的处理效应模型（Treatment Effect Model，TEM）结果直接所得。

从同质性效应来看，三方雇佣关系对家政工的小时收入和月收入水平均有正向影响。具体来讲，ATE的值表明，在控制其他变量的情况下，三方雇佣关系中家政工的小时均收入和月均收入分别约为两方雇佣关系中家政工的1.125倍（ $= e^{0.118}$ ， $p<0.01$ ）和1.141倍（ $= e^{0.132}$ ， $p<0.05$ ）。三方雇佣关系中家政工小时均收入和月均收入的平均处理效应（ATT）分别为0.112（ $p<0.001$ ）和0.045（ $p<0.05$ ），这意味着三方雇佣关系中家政工小时均收入和月均收入相对于两方雇佣关系中家政工分别高出3.66%和0.54%。假设1得到了样本数据的支持。

表3 雇佣关系类型对收入水平的影响效应（N=963）

	小时收入		月收入	
	TEM	ESRM	TEM	ESRM
ATT	——	0.112*** (0.020)	——	0.045* (0.017)
ATU	——	0.083*** (0.026)	——	0.385* (0.029)
ATE	0.118** (0.044)	——	0.132* (0.056)	——
三方雇佣关系优势 ^①	3.66%		0.54%	

注：（1）* $p<0.05$ ，** $p<0.01$ ，*** $p<0.001$ ；（2）括号内为稳健标准误。

此外，两方雇佣关系中家政工群体的平均处理效应（ATU）分别为0.083（ $p<0.001$ ）和0.385（ $p<0.05$ ）。两方雇佣关系中家政工群体的反事实估计结果亦显著为正，这表明若当前处于两方雇佣关系中的家政工选择三方雇佣关系，其收入水平平均会有明显提升。换言之，当前通过亲友介绍

^①三方雇佣关系优势是ATT与 $[E(\ln inc|blemre=1)]$ 的比值。

就业的这部分家政工的就业选择有悖于个体经济理性。这是真的事实吗？那为何当前处于两方雇佣关系中的家政工不通过家政公司就业呢？本文将在异质性检验部分采用有条件、无条件分位数处理效应估计法和处理效应模型进行更深入地分析。

五、异质性分析

（一）三方雇佣关系对不同收入水平的家政工影响相同吗？

由上文可知，根据双边市场理论，通过家政公司接单对不同人力资本水平的家政工收入会产生差异化影响，并且，两方雇佣关系中的家政工可分为能力较强者和因缺乏更好工作选择而从事家政服务者，这两类家政工的收入呈现出明显的群体性差异。所以，本文采用有条件分位数处理效应（Conditional Quantile Treatment Effect，CQTE）和无条件分位数处理效应（Unconditional Quantile Treatment Effect，UQTE）估计法刻画三方雇佣关系对收入在不同分位点上的异质性影响，探究三方雇佣关系对收入分布的效应。

表4 三方雇佣关系收入效应的分位数处理效应估计（N=963）

		分位点				
		$\tau = 0.1$	$\tau = 0.25$	$\tau = 0.5$	$\tau = 0.75$	$\tau = 0.9$
小时收入	CQTE	0.197 [*]	0.123 [*]	0.114 [*]	0.107	-0.011
		(0.091)	(0.058)	(0.045)	(0.068)	(0.125)
	UQTE	0.118 ^{**}	0.069	0.018	-0.008	-0.041
		(0.045)	(0.053)	(0.073)	(0.057)	(0.047)
月收入	CQTE	0.152 ^{**}	0.126 [*]	0.073 [†]	0.049	0.013
		(0.034)	(0.061)	(0.039)	(0.041)	(0.059)
	UQTE	0.182 [*]	0.082 [*]	0.069 [†]	-0.146 [*]	-0.214 [*]
		(0.083)	(0.036)	(0.037)	(0.064)	(0.093)

注：（1）[†] $p<0.1$ ，^{*} $p<0.05$ ，^{**} $p<0.01$ ，^{***} $p<0.001$ ；（2）括号内为标准误；（3）收入方程中变量与模型1和模型2相同，CQTE中的工具变量为“是否在家政公司注册过”。

由表4可知，三方雇佣关系对中、低收入家政工的小时收入和月收入均产生了正向影响，对较高收入家政工的月收入则产生负向影响。假设2得到了样本数据的支持。CQTE的估计结果显示，随着小时收入和月收入分位点的提高，三方雇佣关系对家政工收入的正向影响逐渐减弱，并且，在中位分位点以上这种影响随着分位数提升而逐渐失去显著性。UQTE的估计结果显示，三方雇佣关系只在小时收入低分位点时显著为正，随着分位点的提高，三方雇佣关系对家政工月收入的影响由显著的正向影响变为显著的负面影响。低人力资本、缺乏人脉和行业经验的家政工通过家政公司能获得更多就业机会。家政公司通过信息匹配和服务中介功能，降低了就业壁垒，为家政工提供了更稳定的工作环境，同时通过培训帮助家政工提升技能与市场竞争力。此外，三方服务合同还保障了最低工资水平。因此，家政公司有效促进了这部分家政工收入水平的提高。

（二）三方雇佣关系对不同工种的家政工影响相同吗？

虽然上述模型中均已控制“工种”来剔除该因素对家政工收入的直接影响，但家政工工种间的差异在诸多方面表现明显，如求职途径、工作时长、专业技能需求和工作强度等。若忽视工种间的差异，则可能掩盖家政工在特定雇佣关系下的相对优势或劣势，这不利于我们深入理解三方雇佣关系的收入效应，并影响对家政行业相关政策有效性的准确评估。所以，本文采用处理效应模型考察三方雇佣关系在不同工种家政工群体中的收入影响是否有差异。

表5 家政工小时收入和月收入的处理效应模型 (N=963)

	小时收入 (对数)	月收入 (对数)
	模型 3	模型 4
雇佣关系类型 (三方=1)	0.171* (0.086)	0.258* (0.101)
工种 (参照组: 保洁员)		
月嫂	-0.220* (0.087)	0.898*** (0.089)
育儿嫂	-0.528*** (0.077)	0.099 (0.082)
养老护理员	-0.702*** (0.080)	-0.069 (0.081)
家务员	-0.216** (0.083)	-0.182* (0.083)
三方×月嫂	-0.308** (0.100)	-0.550*** (0.110)
三方×育儿嫂	-0.074 (0.083)	-0.183† (0.097)
三方×养老护理员	-0.035 (0.085)	-0.096 (0.095)
三方×家务员	-0.015 (0.090)	-0.075 (0.101)
其他变量	已控制	已控制
常数项	2.456*** (0.444)	7.555*** (0.400)
Log pseudolikelihood	-772.11323	-666.06592
Wald test of $\rho = 0: \chi^2(df = 1)$	6.50* (Prob> chi2 = 0.0108)	5.70* (Prob > chi2 = 0.0169)

注：(1) † $p<0.1$, * $p<0.05$, ** $p<0.01$, *** $p<0.001$ ；(2) 括号内为稳健标准误；(3) 模型3和4的决策方程和收入决定方程中所使用的变量与模型1和2相同。

由模型3和模型4可知，三方雇佣关系对家政工收入的影响存在工种差异，尤其是，三方雇佣关系对月嫂的收入具有显著的负向影响。人力资本投资能提升个人生产力是其与收入呈正相关关系的基本前提，因为更高的生产力通常意味着更高的劳动边际产出，从而带来更高的收入水平。月嫂的工作内容有较明确的“行规”，包括给产妇进行身体护理、协助产妇喂奶、给新生儿做抚触、哄睡等。完成这些任务需要具备较高的专业知识、实践技能和沟通能力等。月嫂因从业要求高、技能专业性强，其收入普遍高于其他工种，符合人力资本理论的预期。然而，通过家政公司接单却会抑制月嫂的收入水平。这一现象与家政服务市场的运行逻辑有关。在双边市场中，高技能服务提供者的收入因家政公司的定价策略而受到压制。家政公司通过统一定价和抽成机制降低匹配的交易成本来吸引更多家庭雇主，但这种策略难以体现无法量化的能力溢价，限制了高技能家政工人力资本优势的发挥，削弱了其议价能力。

六、结论与讨论

随着家政服务业的蓬勃发展，其管理模式与雇佣关系形式正经历深刻变革，三方雇佣关系已逐渐成为家政从业人员的主要雇佣模式。这一转变不仅将对行业规范、劳动权益保障以及市场运行机制产生了深远影响，同时也带来了新的现实挑战与政策需求。然而，目前学界对此议题的理论探讨和实证分析仍相对滞后。为此，本文使用四城市（南京、广州、佛山和无锡）一手调查数

据,对家政服务市场特征与三方雇佣关系的收入效应之间的关系进行了深入分析。实证结果表明,雇佣关系类型是影响家政工收入水平的重要因素。家政工对雇佣关系模式的选择并非随机,而是受到不同雇佣关系所带来的收入预期差异、服务内容特性和自身人力资本特征等多重因素的影响。在控制自我选择偏差后,三方雇佣关系对家政工收入具有显著的正向影响,这一收入增益主要体现在中低收入群体,且该影响存在明显的工种差异。相较于两方雇佣关系中的家政工,经由家政公司就业的家政工其通用性人力资本回报率更高,而专用性人力资本回报率则更低。

双边市场理论为研究三方雇佣关系的收入效应提供了一个有效的分析框架。家政服务市场具有典型的双边市场特征,其中的网络外部性效应显著影响了市场运行。网络外部性通过扩大市场参与双方的规模,降低了家庭雇主寻找家政工的搜寻成本和其他交易费用,从而吸引更多家庭雇主进入市场。随着家庭雇主的增加,家政工获得工作机会的概率也相应提高,其收入潜力随之上升。然而,市场需求的增长并不必然带来所有家政工收入的同步提高。家政工收入差异在很大程度上取决于家政公司对人力资本的匹配和定价策略。家政公司在双边市场中充当连接家政工与家庭雇主的平台,通过提高匹配成功率、减少交易摩擦和降低服务空置率来降低交易成本、优化资源配置效率。因此,公司在定价时通常更看重家政工的通用性人力资本,因为通用技能易于量化且能显著影响家庭雇主的支付意愿。相较之下,专用性人力资本由于高度个性化且难以量化,在平台上往往难以被有效识别和充分展示,其回报也因此往往低于预期。在两方雇佣关系中,家政工通过与家庭雇主的直接接触,借助口碑评价和人际信任来增强自身议价能力,从而更充分地展示其专用性人力资本。这种面对面的互动与信任机制使家政工能够更有效地将其专有技能转化为实际的收入回报。家政工人力资本的差异是工种间流动受限的重要因素,也深刻影响了家政服务市场的细分、服务的市场定位及家政工收入差异的形成。

基于实证分析结论,本文以家政服务行业为例进一步探讨灵活就业市场中三方雇佣关系的规范化问题。三方雇佣关系与市场资源配置效率、劳动过程的组织方式密切相关,它不仅影响劳动力市场的整体运作效率和劳动者的收益水平,而且其兴起在很大程度上受益于劳动力市场中中介组织的发展。劳动力市场中介在供需匹配中可以扮演信息提供者、匹配者或管理者。家政公司作为连接家政工与家庭雇主之间的平台,其模式选择与交易成本密切相关。家政公司究竟采取“员工制”还是“中介制”的管理模式,主要取决于供需匹配成本、管理与监督成本,以及公司与家政工之间的相互依赖程度等。同样地,家政工和家庭雇主是否选择通过家政公司建立雇佣关系,也取决于家政公司在缓解信息不对称、降低搜寻成本和提高匹配效率等方面的能力。交易成本的大小与劳动分工的细化程度息息相关。随着家政服务市场的专业分工日益细化,服务种类不断增多,市场对技能和信任的需求呈现出显著差异,这加剧了供需匹配的复杂性,并推高了信任建立和技能筛选的成本。因此,通过劳动力市场中介规范雇佣关系的核心在于如何在降低交易成本的同时增强各方互信,从而提高市场效率并促进雇佣关系的稳定。

本文的研究结论为进一步完善支持灵活就业和家政服务提质扩容的政策提供了理论依据和参考。第一,制定差异化的支持政策,提升就业质量。根据市场对服务内容的需求开展针对性培训,并进行分层补贴。同时,将自雇型家政工纳入家政服务行业补贴政策的覆盖范围。第二,建立去中介化的家政服务数字平台,推动中介制家政公司转型升级,并与员工制家政公司形成优势互补。

[责任编辑 李超海]