

我国城市家政市场的工资

——基于街道层面需求数据的证据

何晓波 石成 宗庆庆*

摘要: 本文通过 2010 年人口普查微观数据与 2015—2017 年网络大样本家政从业者信息数据的匹配,研究了以街道层面高低技能比为代理变量的需求对城市家政市场的影响。实证结果发现,高低技能比每上升 1 个标准差(约 48 个百分点),家政女工的预期月工资将提高 101 元左右,约为样本期内平均月工资的 2.5%。分位数回归结果表明,这种影响在不同工资分位点上有显著异质性,最低和最高工资分组点对高低技能比变化的反应最为敏感。进一步的稳健性检验结果与基准保持一致。

关键词: 城市家政市场;工资;劳动力需求

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2023.05.21

一、引言

根据国家发展和改革委员会统计,2018 年中国家政服务产业规模达到 5 762 亿元,同比增长 27.9%,从业人员超过 3 000 万。图 1 根据工商企业注册数据,绘制了 2000—2018 年全国每年新注册的家政企业数量,从中可以清楚地发现该行业的新增企业数量不断上涨,行业扩张空前迅猛。^①

2022 年 12 月,中共中央、国务院印发了《扩大内需战略规划纲要(2022—2035 年)》,首次对家政行业提出了具体要求。其中,对推动家政服务“提质扩容”给出了明确要求:促进家政服务业专业化、规模化、网络化、规范化发展,完善家政服务标准体系,发展员工制家政企业。深化家政服务业提质扩容“领跑者”行动。提升家政服务和

* 何晓波,上海对外经贸大学国际经贸学院;石成、宗庆庆,上海财经大学公共经济与管理学院。通信作者及地址:宗庆庆,上海市杨浦区武川路 111 号凤凰楼 518 室,200433;电话:(021) 65903526;E-mail:zong.qingqing@mail.shufe.edu.cn。何晓波得到教育部人文社会科学研究青年基金项目“互联网时代的零工经济就业新趋势研究:供需关系、空间分布与流动状况”(22YJC790040),国家自然科学基金青年项目“中国城市家庭膳食结构变化对劳动力健康影响的因果分析”(71803128),招商局慈善基金会、中国人口福利基金会、上海交通大学中国发展研究院“青年学者资助计划”(项目名称“长三角一体化背景下的大城市家政市场研究”)的资助。宗庆庆得到国家自然科学基金青年项目“快速城市化时期中国城市居民家庭资产配置研究:基于住房与金融资产替代性与互补性的视角”(71804104)的资助。作者感谢参加上海“香樟经济学”会议和“中国劳动经济学者论坛”季会的专家们提出的宝贵修改意见。本文也受益于西安交通大学金禾经济研究中心、上海交通大学国际与公共事务学院、中国人民大学国家发展与战略研究院、东南大学经济管理学院、华南师范大学经济与管理学院组织的研讨会。本研究在调研过程中得到了上海市妇女联合会、上海市家庭服务业协会、上海市静安区商务委员会及长宁区商务委员会的大力支持。最后,作者特别感谢上海交通大学陆铭教授、复旦大学陈钊教授、同济大学钟宁桦教授、上海对外经贸大学左翔副教授对本团队从事家政研究给予的鼓励和指导。感谢匿名审稿人的意见。文责自负。

① 资料来源: <http://theory.people.com.cn/n1/2021/0708/c40531-32151815.html>, 访问时间:2021 年 7 月 8 日。

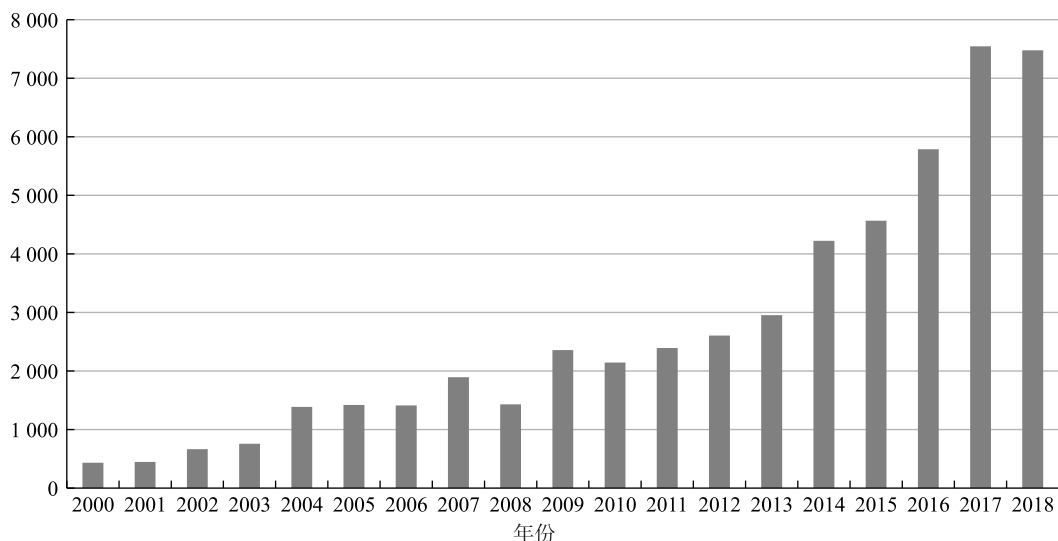


图1 2000—2018年新增家政企业数量

培训质量,推动社会化职业技能等级认定,加强家政从业人员职业风险保障。鼓励发展家庭管家等高端家政服务。中共中央、国务院高度重视家政行业的发展,既是基于对人民群众最根本利益的关切,也是基于对我国家政市场不成熟和不规范现象的深刻认识。

家政从业人员从事家政服务,不仅可以提高自身收入,还能对城市家庭产生正外部性——通过有偿承担雇主家庭的部分家务可以有效缓解其有限劳动力资源的约束,提升城市家庭的生产率。从现实来看,高端家政服务人员的工资往往较高,并且近几年不断攀升。一方面,城市居民因“老龄化”叠加放松生育限制的影响,对家政服务的需求越发趋于刚性。另一方面,由于存在城市户籍门槛的影响(He and Luo, 2020),大城市家政从业者的供给未能满足居民日益增长的家政服务需求。

如何从经济学角度去理解这一现象?有什么重要的因素推升了家政从业者的工资?这一重要因素推升家政从业者工资的机制是什么?本文试图通过对2015—2017年我国部分城市家政人员大样本微观数据的计量分析回答上述问题。

回答这些问题具有重要的学术价值和现实意义。首先,本文的研究对象为我国的家政劳动力市场,这有助于我们更好地剖析中国城市的服务行业发展,也可以更深刻地理解中国“农村-城市”流动(rural-urban migration)对服务业的塑造(shaping)能力。其次,从事服务行业的外来移民通常被按受教育程度划归为低技能劳动者,家政行业也一度被定义为低技能行业。但随着城市化的推进和居民收入水平的提高,家政服务行业出现了专业化细分和产业内部升级。以育婴师(俗称“月嫂”)和育儿师(俗称“育儿嫂”)为代表的家政服务人员逐渐获得了市场高工资,摆脱了“低端锁定”的命运。特别是口碑好、能力强的家政人员,成为中国城市居民在生活上依赖的重要力量。本文认为在分析家政市场时应从业人员有双重认识。表面上看,绝大部分家政从业者的学历或技能水平较低。但从实际看,育婴师和育儿师等岗位却有着难以替代的职业技能水平。因此,对家政服务市场的分析不能“一刀切”地给其从业人员贴上“低技能”标签。最后,家政从业者日益兴起的“零工经济”的重要组成部分。当前对零工经济的

研究受到数据限制，主要集中在网约车司机（杨学成和涂科，2017）和外卖骑手（张成刚等，2022）等男性劳动者集中的行业。对于“零工经济”中的女性劳动者关注较为有限，而对家政从业者的研究有助于填补这一空白。

城市劳动力市场是城市经济学的热点议题。大量国外学者试图解释城市工资水平，也产生了丰硕的成果（Fu, 2007; Baum-Snow and Pavan, 2012, 2013; Bacolod et al., 2009）。Baum-Snow and Pavan (2012) 从理论角度探讨了城市规模与工资差异的关系，Baum-Snow and Pavan (2013) 讨论了美国1979年和2007年城市规模与收入不平等的关系，Fu (2007) 详细针对波士顿进行了城市工资的案例研究，Bacolod et al. (2009) 则分析了美国大城市技能集聚对工资的影响。

近年来，中国城市工资（或收入）的研究重点聚焦于城市教育回报率（李实和丁赛，2003; Fleisher and Wang, 2005; Gao and Smyth, 2015）、城市工资（或收入）不平等（马双等，2012; 李红阳和邵敏，2017; 卢晶亮，2017, 2018; 孟美侠等，2019）和城市人力资本外部性（Combes et al., 2015; Glaeser and Lu, 2018）。

目前文献采用三种方式研究我国家政从业者的现状，根据何晓波等（2019）的梳理，现有文献的探讨大致有定性分析、深度访谈、调查问卷三种形式。随着数据可得性的不断增强和研究范式的推陈出新，该领域研究的发展呈现了明显的演进趋势。早期以定性研究为主，随后发展出调查问卷形式，最新的研究则更强调田野调查与深度访谈。第一，定性分析，重点关注家政行业的发展历程，讨论发展中的瓶颈问题（曹华，2003; 黄进，2004; 李艳梅，2008）。第二，深度访谈，重点关注从业人员个体的经历与感受（苏熠慧和倪安妮，2016）。第三，调查问卷分析，从更大范围关注个体的就业与发展情况。如，李春霞和杜志宇（2012）、张晓颖等（2016）、张亮和徐安琪（2011）、焦晓晓和汪华（2016）、杨博文（2022）等的调查研究。综上，现有研究已对我国家政市场做了初步描述，但囿于样本和研究方法的局限，尚未形成覆盖全国家政市场的大样本计量经济学分析。

综合已有文献对发达国家和我国劳动力市场的研究，本文认为造成家政人员工资上涨的根源是城市家庭对家政服务的需求与家政从业者劳动供给之间的矛盾。刻画这种供需失衡需要一个较为外生且稳健的代理变量，并且该变量的数据层级应该兼顾宏观和微观两方面。He and Luo (2020) 将2015—2016年家政从业者的网络大数据与12个主要城市的落户难度指数匹配，发现落户难度每提升1%会造成家政从业者预期月工资提高0.05%。这一研究结果说明户籍障碍的存在可能导致我国城市家政市场的供不应求，进而推升了从业者的预期工资。本文在城市间差异研究的基础上，进一步剖析城市内部的市场差异。借鉴现有文献，我们主要使用家政服务人员工作所在的街道层面高低技能比来反映城市家庭对家政服务业的需求。高低技能比这一指标也出现在关于城市劳动力市场技能互补的研究中（梁文泉和陆铭，2015, 2016）。梁文泉和陆铭（2015）利用人口普查数据发现高技能劳动者比例对不同技能人群都有工资外溢的影响，而落户门槛抑制了高低技能的互补性，不利于城市长期发展。梁文泉和陆铭（2016）使用企业数据证实：服务业行业间的人力资本外部性随着城市规模扩大而增大，限制城市人口与发展服

务业是背离的。Liu and Yang (2021) 利用美国数据研究高技能劳动者的人力资本对低技能劳动者工资的正面影响, 并且发现这种影响仅存在于服务业而非制造业。进一步地, 该研究在机制分析中阐明这种正面影响是通过高技能劳动者增加消费带动服务业需求, 而不是传统意义上的直接人力资本外溢效应。

本文认为高低技能劳动者之间存在技能互补性, 当一个地区的高技能劳动者较多时, 会对低技能劳动者形成更多的需求与依赖。高技能劳动者从事日常家务劳动和照料老人孩子的时间成本较高, 他们在一个地区的聚集势必会推动该地区对家政服务的需求。如果短期家政从业者的劳动供给不变, 该地区较高的高低技能比(相对较多的高技能劳动者)会使得家政市场出现更严重的“供不应求”现象。综上, 一个地区的高低技能比可以用来代表当地对家政服务的需求, 该指标与当地的家政从业者预期月工资之间应存在统计上显著的正向关系。

本文剩余部分安排如下。第二部分将分别介绍家政市场的爬虫数据和街道层面家政劳动需求的人口普查数据, 第三部分是计量模型设定和基准模型结果展示, 第四部分是进一步的稳健性检验与机制讨论, 最后部分为总结与政策启示。

二、数据描述

本文用于计量分析的样本来自“无忧家政”网站所拥有的19个城市2015—2017年超过11万家政从业者个人的信息。我们通过爬虫程序抓取了该网站样本时间段内的所有信息, 经过数据清理, 去除了样本较少的7个城市, 最终得到12个城市的分析样本共114 475位女性家政从业者。她们的工作地集中在北京、上海、广州、深圳、天津、重庆、成都、武汉、长沙、郑州、大连、青岛等地。根据她们的来源地统计, 家政女工主要来自安徽(11%)、河南(9%)、山西(8%), 这三个省份的家政女工数量占样本总数近三成。家政人员绝大多数并非本地居民。以北京和上海为例, 本地的家政从业人员均不到总数的1%(何晓波等, 2019)。

通过对这些家政女工的信息进行提取和分析, 我们能获得她们的年龄、受教育情况、从业经验和预期月工资等基本情况。由于收集真实工资的难度较大, 本文采用的是家政人员向网站报告的自我预期月工资。

表1报告了家政女工的个人基本情况。她们的平均预期月收入为4 095元, 平均年龄46岁(限制在18—59岁的工作人群), 平均教育程度为初中, 平均从业经验为44个月(约为4年)。为了验证本文的主要变量取值区间是否合理, 我们以2015年和2016年中国流动人口动态监测数据(以下简称“监测数据”)为参照进行了对比。由于监测数据并没有完全对应的工作岗位类别, 我们将非雇主的女性家政和保洁从业者归为一类, 以她们的平均工资和平均受教育程度为主要参照依据。2015—2016年“监测数据”中与本文相对应的12个城市数据显示: 参照组的平均月收入为2 596元(家政人员3 189元, 保洁员2 415元), 87%的女性从业者为初中及以下教育程度(家政人员82%, 保洁员89%)。本文所使用数据中家政人员样本的平均预期月工资比“监测数据”中的平均月

收入略高，而两套数据中样本的平均教育水平则比较接近。

表1还报告了由2010年人口普查微观数据加总的街道层面人口特征数据。本文使用的2010年人口普查微观数据是根据原始人口普查的再抽样数据，包括超过90万户（904 453）和超过400万人（4 400 367）。街道数量30 834个，平均每个街道被抽样143人。本文将家政从业者的工作具体区域与2010年人口普查报告的街道匹配，最终得到了874个样本街道。这些街道中包括郊区与街道平级的乡、镇或地区，为表述方便，后文统称街道。家政从业人员在数据库中汇报工作位置，这些位置一般为城市中标志性的地名、乡（镇、地区）名称、街道名。这使得我们可以较为准确地将这些工作位置转换为所属街道的名字进而匹配2010年人口普查信息。我们使用街道层面高技能与低技能人数的比值来度量高低技能比这个指标。其中，高技能劳动者指具有大学专科以上（含）学历且完成了全部教育的18—59周岁劳动者。与此相对，只获得大学专科以下学历的18—59周岁劳动者被定义为低技能劳动者。在本文的样本中，高低技能比的均值为0.6，该指标没有进行加权处理。

在下文的计量分析中，我们还将使用已婚女性劳动参与率、50—60岁女性占比、儿童抚养比、老人抚养比等指标。本研究对已婚女性劳动参与率的变量设置首先选取处于结婚状态且年龄在18—54岁的女性。虽然我国女性的法定结婚年龄为20周岁，但在现实中不乏有低于法定年龄结婚的人群，因此按照国际惯例，我们将已婚女性劳动参与率的样本限定为成年（18周岁）且未到法定退休年龄（55周岁）的女性。劳动参与率的计算为标准计算，即，全部劳动年龄段人口中可以参与劳动的人数除以全部劳动年龄段人口总数。在样本区域内，已婚女性平均劳动参与率为0.67。根据中国家庭收入调查（China Household Income Project Survey, CHIPS）数据，Chen（2019）报告了2007年和2013年中国女性18—55岁的平均劳动参与率分别为0.68和0.71。

50—60岁女性占比被定义为这一年龄段的女性占全体女性的比例，在样本期内，各街道50—60岁女性占比平均为0.14。儿童抚养比和老人抚养比分别被定义为3周岁（含）以下儿童和75周岁以上老人占全部18—59周岁工作年龄段人口的比例。在样本中这两个指标的平均值分别为0.04和0.05。关于它们的设定依据将在回归分析中详细解释。

表1 变量的描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	最大值
个体特征（个体114 475人）				
预期月工资（元）	4 095.44	1 335.92	1 000	15 000
年龄（岁）	45.77	6.78	18	59
受教育年限（年）	9.26	1.82	6	16
从业经验（月）	44.15	42.22	0	480
街道特征（街道874个）				
高低技能比	0.60	0.48	0.01	1.98
已婚女性劳动参与率	0.67	0.12	0.20	0.97
50—60岁女性占比	0.14	0.06	0	0.37

(续表)

变量	均值	标准差	最小值	最大值
75岁以上老人抚养比	0.05	0.04	0	0.25
3岁以下儿童抚养比	0.04	0.02	0	0.15
街道人口普查抽样人数	412.47	413.12	31	3701
平均家庭规模	3.43	0.61	2.35	8.38
平均受教育年限	11.63	1.58	5.67	14.41
经度	114.90	5.54	103.27	122.55
维度	32.91	5.95	20.04	40.38

三、实证模型与基准回归结果

(一) 计量模型设定

本研究主要基于下列混合截面模型来估计街道层面的劳动需求对家政市场劳动力价格的影响：

$$wage_{ijkt} = \alpha + \beta HLR_{jkt} + X'_{ijkt} \gamma + \theta_k + \lambda_t + \epsilon_{ijkt}, \quad (1)$$

其中, i 代表家政从业人员个体, j 代表其工作所在地的街道, k 代表其工作所在的城市, t 代表不同年份。被解释变量 $wage_{ijkt}$ 为家政人员的预期月工资(不做特别说明的情况下, 下文中的“工资”均指“预期月工资”)。 HLR_{jk} 是本文的核心解释变量高低技能比, 表示城市 k 中街道 j 的居民对家政人员的需求。若某街道的高低技能人数比值较高, 该地区对家政人员的需求往往较高。这一假设与现有研究城市内高低技能互补的文献结果一致(梁文泉和陆铭, 2015, 2016)。在稳健性检验中, 本文也通过75岁以上老人的抚养比和3岁以下儿童的抚养比来刻画潜在需求的影响。在控制了这些因素的情况下, 高低技能比所表征的需求依然有着经济和统计上双重的显著影响。这也说明利用高低技能比这一指标刻画我国城市家政行业需求是合理的。 HLR_{jk} 前面的系数 β 就是本文主要关心的参数, 它反映了本地家政人员需求对从业人员预期工资的边际影响。 X_{ijkt} 代表一组影响家政人员预期工资的个体因素, 主要包括年龄、受教育程度、从事家政行业的经验及其平方项。 θ_k 和 λ_t 表示工作城市的固定效应和年份固定效应, 分别代表了不可观测的城市异质性和共同时间趋势。我们还引入家政人员家乡所属省份的虚拟变量, 用于捕捉家政人员来源地的固定效应。 α 为常数项, ϵ_{ijkt} 则代表随机误差项。后文所有计量回归我们均汇报在家政人员所工作的街道层面的聚类标准误差(clustered standard error)。^①

上述模型估计结果可能受到核心解释变量 HLR 内生性的潜在威胁。我们主要考虑在解释变量度量的维度和控制变量的选择方面尽力减少内生性问题带来的估计偏误。

首先, 我们控制了家政人员工作城市的固定效应。在这种情况下, 城市层面不随时间变化的不可观测因素被控制了。个体截面上的工资差异将不再受城市层面短期内不易

^① 使用城市层面聚类标准误差方法得到的结果同样显著且稳健, 但因为城市数量较少, 本文仍以街道为单位进行标准误差聚类。

改变的经济变量（如人均真实GDP、人口规模、产业结构、生活成本等）的影响。我们认为不仅城市间存在一种扩大不同技能水平劳动者之间工资差异的机制，而且应进一步考察城市内部工资差异。在稳健性检验中，本文还控制了城市虚拟变量与家政从业者注册时间虚拟变量的交乘项，以此排除城市随时间变化的经济波动。同时，本文还在稳健性检验中控制城市内部不同区县的影响，并在更深入的研究中控制区县虚拟变量与注册时间虚拟变量的交乘项。

其次，核心解释变量的度量相对外生。在城市内部，对于家政从业人员个体而言，街道高低技能人数比是一个相对外生的变量，因为劳动者个体难以直接影响更高层面的劳动力需求结构。即使我们考虑个体在选择具体工作地址时的内生决策，由于时间上错位，我们使用2010年的需求结构解释2015—2017年的工资水平，也不太可能存在“现在”的工资水平反向影响“过去”需求结构的可能。在稳健性检验中，本文也考虑了劳动者具体工作地址离市中心的距离因素，同时根据不同距离组进行了固定效应控制，并对不同距离组的样本进行倾向得分匹配。稳健性检验的发现支持本文的基准结果。

再次，考虑到绝大部分的家政人员是外来移民，为了避免不同来源地劳动力对工资的不同预期，本文控制了个体的来源省份固定效应，并在进一步分析中控制来源县的固定效应作为稳健性检验。

最后，街道层面变量的遗漏也可能带来遗漏变量误差。由于难以获取街道层面的经济数据，我们将从2010年人口普查中加总人口信息作为控制变量以检验基本结论的稳健性。我们将在后文第四部分详细阐述。综上，本文的模型设定最大限度控制了遗漏变量和逆向因果对回归结果可能产生的干扰。

（二）基准结果与分析

表2报告了基准计量回归的结果。(1)—(4)列逐步添加控制变量。第(1)列只控制样本的来源地省份固定效应，第(2)列增加个体特征的控制变量，第(3)列增加城市固定效应，第(4)列增加年份固定效应。从第(4)列的结果我们可以看到，在其他条件不变的前提下，当高低技能比上升1个标准差（约48个百分点），家政女工的预期月工资将提高101元左右。根据样本的平均预期月工资换算，高低技能比上升55个百分点所带来的预期工资增加约为平均月工资的2.5%。第(5)列和第(6)列分别控制了城市虚拟变量乘以注册年份虚拟变量的固定效应和城市虚拟变量乘以注册日期虚拟变量的固定效应。我们对比第(4)列与第(5)、(6)列的结果发现，即使控制更加严格的“城市-年份”和“城市-日期”固定效应，核心解释变量的系数并没有显著的改变。这说明城市随时间的长期变化（“城市-年份”固定效应）与短期变化（“城市-日期”固定效应）对基准模型的结果影响有限。城市随时间变化的固定效应可以有效剔除长期和短期内的经济波动影响，从而一定程度上缓解内生性问题带来的潜在威胁。

其他的个体特征变量结果与传统明瑟工资方程的结果也非常吻合（杜育红和孙志军，2003；王德文等，2008；于洪霞，2014；陈斌开等，2010）。随着年龄的增长，预期月工资下降；在中国家政市场每多1年的教育会推升预期月工资约162元；从业经验的回报则呈倒“U”形。

综合上述结果，我们可以发现由高低技能比所代表的外部环境变化所带来的月工资

影响接近家政女工个体提高约1年(8个月左右)教育年限所带来的回报。从简化的政策效果角度看,我们可以认为当一项政策可以提升某地的高低技能比55个百分点时,其所带来的工资增长效应接近让劳动力市场的家政女工平均教育年限上升近1年所带来的教育回报。考虑到家政女工来自全国各地,要在全国范围提升一个群体的教育年限将近1年所需要的时间和所耗费资源都是难以估算的。而通过允许在一定范围内劳动力的自由流动,让市场匹配高低技能劳动者的供需,其代价可能更小,耗时也更短,能达到“立竿见影”的效果。

表2 基准回归结果

被解释变量: 预期月工资(元)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
高低技能比	29.09 (79.18)	16.11 (69.13)	77.29* (46.83)	100.95** (49.60)	103.96** (49.12)	110.80** (47.22)
年龄		-17.88*** (1.65)	-13.39*** (1.40)	-12.71*** (1.39)	-12.55*** (1.36)	-12.07*** (1.36)
受教育年限		175.76*** (6.76)	161.84*** (5.26)	161.79*** (5.28)	161.75*** (5.26)	160.73*** (5.36)
从业经验		10.08*** (0.81)	8.44*** (0.63)	8.45*** (0.64)	8.42*** (0.63)	8.45*** (0.64)
从业经验平方		-0.02*** (0.00)	-0.02*** (0.00)	-0.02*** (0.00)	-0.02*** (0.00)	-0.02*** (0.00)
常数项	4 067.45*** (81.16)	2 907.12*** (104.05)	2 737.26*** (86.60)	2 544.25*** (87.20)	2 768.69*** (76.32)	2 756.03*** (78.43)
城市固定效应	不控制	不控制	控制	控制	不控制	不控制
年份固定效应	不控制	不控制	不控制	控制	不控制	不控制
城市×年份固定效应	不控制	不控制	不控制	不控制	控制	不控制
城市×日期固定效应	不控制	不控制	不控制	不控制	不控制	控制
来源省固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	114 600	114 475	114 475	114 475	114 473	112 999
R ²	0.07	0.16	0.26	0.26	0.26	0.31

注:括号内为街道聚类的标准误差;*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

在表2模型的基础上,表3报告将家政女工的来源地由省级细化到县级,从而进一步控制她们由出生地不同造成的异质性,这也是目前移民类研究中对出生地最严格的控制手段。^①与表2相比,第(4)列相应的系数略有缩小,显著性略有下降,但基本结论一致。这说明,控制样本个人的来源省份与来源县并不存在太大的差异,基准模型的核心解释变量的系数在统计和经济上的显著性都有较为可靠的保障。

^① 通常文献对迁入地的信息控制较为全面,如王伟同等(2019)。对于迁出地(来源地)的研究,一般不使用迁出地的固定效应,而使用少数连续变量,如王子成和赵忠(2013)。本文认为在微观大样本条件下,严格控制县级固定效应有利于排除来源地不随时间变化的不可观测因素。

表3 控制来源县固定效应的回归结果

被解释变量： 预期月工资（元）	(1)	(2)	(3)	(4)
高低技能比	33.56 (61.45)	16.33 (54.34)	61.30 (41.43)	84.60* (43.74)
年龄		-19.17*** (1.52)	-16.27*** (1.35)	-15.53*** (1.35)
受教育年限		157.35*** (6.08)	146.52*** (4.73)	146.45*** (4.75)
从业经验		9.91*** (0.73)	8.64*** (0.62)	8.64*** (0.63)
从业经验平方		-0.02*** (0.00)	-0.02*** (0.00)	-0.02*** (0.00)
常数项	4 063.16*** (63.18)	3 142.48*** (86.00)	3 046.73*** (77.84)	2 855.26*** (79.07)
城市固定效应	不控制	不控制	控制	控制
来源县固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	不控制	不控制	不控制	控制
观测值	114 600	114 475	114 475	114 475
R ²	0.17	0.25	0.31	0.32

注：括号内为街道聚类的标准误差；*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ 。

表4沿袭基准回归模型的变量选择，但用分位数回归方法取代线性（均值）回归的方法，以期对不同预期工资分位点上的样本进行异质性分析。从表4的结果看，高低技能比对家政从业者工资的主要影响存在于两端，即获取最低和最高工资的组别受到高低技能比的影响比中间组更明显。进一步观测数据，在5%收入分位上，不住家保姆（47.99%）和小时工（47.70%）两类相对低技能的家政工种占据了95%以上的比例。而在90%收入分位上，这两类工种只占6%，其余为技能要求较高的育儿师（33.41%）、育婴师（44.76%）、住家保姆（17.79%）。从高技能劳动者的需求角度看，这一结果的经济学含义是：高技能劳动者聚集的地区对不同工种和预期工资的家政人员都有需求。因此，最低和最高收入的家政人员预期工资对本区域内的高低技能比更加敏感。从政策角度出发，高低技能比所代表的需求不仅对高技能的育婴师、育儿师和一部分住家保姆会有显著影响，对相对低技能的小时工也会有影响。这提示我们在制定城市引进人才政策的同时，要考虑到为之提供服务的、不同技能水平的家政服务人员。本文的结果也是对现有文献认为高技能劳动者受到以城市规模为代表的的需求影响较大（李红阳和邵敏，2017）的一种补充。

表4 分位数回归结果

被解释变量： 预期月工资(元)	5%分位 (1)	10%分位 (2)	25%分位 (3)	50%分位 (4)	75%分位 (5)	90%分位 (6)
高低技能比	103.56*** (12.82)	68.78*** (8.17)	74.66*** (5.60)	70.26*** (4.02)	89.05*** (5.72)	104.05*** (9.82)
个体特征	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
来源省固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	114 508	114 508	114 508	114 508	114 508	114 508
伪 R^2	0.20	0.20	0.20	0.20	0.20	0.20

注：括号内是基于100次Bootstrap计算的标准误差；*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ 。

四、稳健性检验

(一) 控制更多街道层面变量

前文对家政劳动力市场的基本情况和预期工资的决定因素做了分析，基准回归结果表明，高低技能比的提高能显著增加家政工作人员的工资。与现有文献不同的是，本文假定城市内不同区域的家庭对家政从业者有不同的需求（以高低技能比代表）。由于控制了城市固定效应，所以基准模型本质上是在分析城市内部各个街道之间的需求差异对家政从业者预期工资的影响。

尽管我们控制了家政人员工作城市的固定效应，但仍有可能遗漏街道层面的变量从而带来估计偏误。本部分进一步探讨街道层面其他可能影响家政从业者需求量的重要因素，并将这些因素与高低技能比的交互作用也纳入模型分析框架。囿于街道层面经济数据的可得性，我们主要从2010年人口普查数据中加总获得街道层面的人口信息（主要包括已婚女性劳动参与率，儿童和老人的抚养比等），随后将其作为控制变量引入模型，以检验基本结论的稳健性。

表5将街道层面更多的需求和供给指标纳入模型。由于家政从业者主要替代的是女性家务劳动，在给定其他条件不变的情况下，我们从理论上可以推断，如果某区域内已婚女性劳动参与率较低，则这些不参与劳动的女性可能更多地承担家务。因此，她们对劳动力市场上的家政人员存在一定的替代作用——降低居民家庭对家政人员的需求，从而也降低了家政人员的预期工资。反之，如果某区域内已婚女性劳动参与率较高，则可能加剧本区域的家政人员工资上涨。

表5第(1)列将已婚女性劳动参与率作为控制变量加入，回归结果显示，该变量的存在没有明显改变高低技能比的系数（与表2的第(4)列相比），表明已婚女性劳动参与率可能并非家政从业者预期收入决定方程的“遗漏变量”。第(2)列继续增加50—60岁的女性人口用来刻画中老年退休女性对家政人员的劳动替代。从结果看，这一年龄段的女性也没有对家政市场的工资造成统计上显著的影响。第(3)列同时控制上述

两个变量，结果依然不变。

除了供给方面的替代作用，基准模型也可能受到需求端遗漏变量的影响。因此，在第(4)列加入了75岁以上老人抚养比。考虑到中国家庭存在三代同堂和老人帮助子女照顾第三代的情况，所以我们在选择老年人口时将年龄线上调至75岁(2010年时)，这样在2015—2017年的样本期内，这部分老年人口都已过80岁，主要影响家政市场的需求(被照料)而非供给(照料第三代)。类似地，我们在第(5)列中加入了3岁以下儿童抚养比，这些孩子在2015—2017年的样本期内年龄在5—8岁，仅对家政市场的需求有影响。第(6)列将上述被抚养人群的比例作为需求控制变量同时加入模型。通过观察(4)—(6)列“高低技能比”的系数，我们发现，考虑75岁以上老人抚养比会略微降低估计系数，但加入3岁以下儿童抚养比不会影响估计系数。总体而言，高低技能比的结果稳健，即使控制更多街道层面的需求变量也不会对基准模型的结果产生实质性影响。^①

表5 考虑其他类型供给与需求的结果

被解释变量： 预期月工资(元)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
高低技能比	100.85** (49.77)	100.90** (49.55)	100.71** (49.70)	74.92* (42.42)	101.77** (49.86)	75.79* (42.35)
已婚女性劳动参与率	-32.52 (292.39)		-54.98 (293.37)			
50—60岁女性人口占比		-125.06 (536.83)	-161.52 (522.17)			
75岁以上老人抚养比				890.14 (678.21)		885.55 (700.24)
3岁以下儿童抚养比					-442.12 (1387.60)	-403.47 (1327.96)
个体特征	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
来源省固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	114 475	114 475	114 475	114 475	114 475	114 475
R ²	0.26	0.26	0.26	0.26	0.26	0.26

注：括号内为街道聚类的标准误差；*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ 。

表6对表2和表3的结果进行了更严格的稳健性检验。首先，从检查遗漏变量的角度，我们将工作城市的固定效应改为工作区县的固定效应，这样可以排除同一个城市内

^① 我们还利用注册日期和街道信息计算了数据库中街道层面每天和每月新增的家政人员数量，以此作为供给侧变化的代理变量，并将供给变量加入表2第(4)列的基准回归中。回归结果显示：在考虑了街道层面每日和每月新增注册的家政从业者数量后，高低技能比的系数依然保持显著，其数值大小与表2第(4)列的基准结果对比也基本一致。而且，供给变量本身的系数都不显著，且绝对值较小，这也从侧面印证了短期的供给变化可能影响有限。详细结果可联系作者获取。

不同区县之间不随时间变化的不可观测因素。其次,为了尽可能控制区县随时间变化的影响,表6也控制了区县与时间的交互固定效应。最后,即使控制了区县固定效应,也依然可能存在街道层面的干扰因素。表5的稳健性检验通过添加街道层面的人口信息来剔除潜在的干扰因素,但更加彻底的方法是控制街道层面的固定效应。尽管由于街道层面的固定效应与主要解释变量完全共线的原因,我们不能直接控制,但我们依然可以使用各街道的经纬度来刻画区位差异,借此尽量消除街道层面的经济因素对回归结果的干扰。

表6的第(1)列和第(2)列均控制了区县固定效应,两者的差别主要是家政人员来源地固定效应选择的差别,前者控制来源省份,后者控制来源县。第(3)、(4)列在第(1)列模型的基本设置基础上,省略了单独的区县固定效应,增加了区县虚拟变量与注册年份和注册日期虚拟变量的交乘项,以此刻画区县层面经济变量随时间变化所带来的影响。第(3)、(4)列的结果显示,在控制了区县层面长期和短期的经济变化后,高低技能比对家政从业者个体预期月工资的影响依然是正向显著的。第(5)、(6)列在第(1)、(2)列模型的基础上加入了经纬度,它们的结果可以直接对比表2和表3的第(4)列。我们发现即使采用更严格的控制变量,即在基准回归基础上加入区县固定效应、区县与时间交互的固定效应和街道经纬度之后,高低技能比的系数几乎不变。表6的结果证明,表2的基准结果是稳健而可信的。

表6 控制区县固定效应和街道经纬度的回归结果

被解释变量: 预期月工资(元)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
高低技能比	89.53*	71.51*	98.25**	114.54**	100.75**	81.95**
	(48.73)	(42.40)	(48.11)	(48.05)	(47.04)	(40.82)
街道经度					48.37*	44.53*
					(26.26)	(26.00)
街道维度					-91.17***	-88.61***
					(10.84)	(11.67)
个体特征	控制	控制	控制	控制	控制	控制
区县固定效应	控制	控制	不控制	不控制	控制	控制
区县×年份固定效应	不控制	不控制	控制	不控制	不控制	不控制
区县×日期固定效应	不控制	不控制	不控制	控制	不控制	不控制
来源省固定效应	控制	不控制	控制	控制	控制	不控制
来源县固定效应	不控制	控制	不控制	不控制	不控制	控制
年份固定效应	控制	控制	不控制	不控制	控制	控制
观测值	114 403	114 403	114 359	106 259	114 350	114 350
R ²	0.27	0.32	0.27	0.38	0.27	0.32

注:括号内为街道聚类的标准误差;*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

（二）置换检验

本小节进一步论证本文基本结论的稳健性。为了考察我们的基本结论是否是数据挖掘（*data mining*）的结果或者偶然巧合的结果，我们进行了置换检验（*permutation test*）。通过对原有样本高低技能比分布的刻画，我们随机生成高低技能比这一变量并进行回归。图2中竖线表示基准回归中高低技能比的系数为（表2第（4）列）100.95，其左侧的近似正态分布的柱状图表示对高低技能比随机赋值1000次模拟得到的系数结果。我们可以发现绝大多数模拟结果与我们基准模型估计的结果相距甚远，说明本文主要结论并非数据挖掘的结果或完全偶然的巧合。

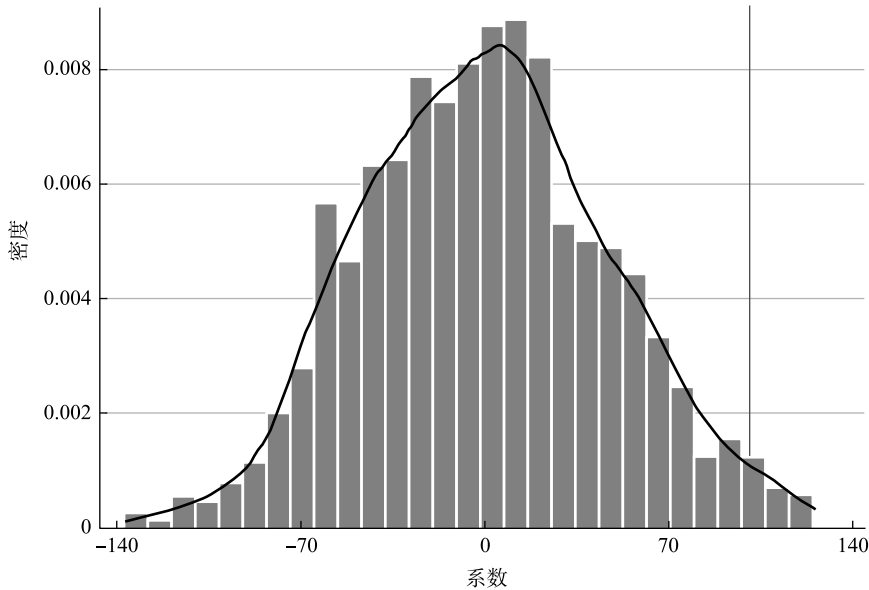


图2 高低技能比随机赋值1000次模拟结果

五、总 结

在我国城市化快速推进、人口老龄化不断加剧和生育限制逐步放开的实际背景下，家政服务人员走进城市居民家庭成为人力资源配置的必然趋势，探讨我国城市家政市场工资决定因素无疑具有重要的理论价值和现实意义。本文通过大样本微观数据的计量分析回答了两个重要的问题：（1）有什么重要的因素推升了家政从业者的工资？（2）这些重要因素如何推升了家政从业者的工资？

第一，本文的研究表明，决定我国城市家政从业者工资的因素除了传统的明瑟工资方程中涵盖的年龄、教育程度、经验等微观个体特征外，城市劳动力市场中高低技能比所代表的需求也是一个重要影响因素。实证研究结果显示，高低技能比上升1个标准差，家政女工的预期月工资将提高101元左右，约占样本期内平均月工资的2.5%。分位数回归结果表明，最低和最高工资组受高低技能比增加的上升反应最为剧烈，工资分布的中间段对此反应相对平稳。

第二,高低技能比反映的主要是需求端的影响,在考虑了已婚不参与工作女性和50—60岁女性劳动替代后,本文的主要结果不变。在引入75岁以上老人和3岁以下儿童的抚养比等需求影响后,本文的基本结果依然不变。进一步地,我们控制区县层面的固定效应和街道的经纬度,尽可能排除不可观测影响因素的干扰,本文的主要结果依然稳健。

从长远发展的角度出发,政策要鼓励高技能人才在城市间的流动。本文的结果表明,城市发展除了要重视高技能人才的引进,也要重视高低技能劳动者在城市内部分布的结构性问题。本文的发现暗示了城市内部与家政劳动者相关的各类资源可能存在分布不均。政策制定者在积极推动城市间劳动力市场一体化的过程中,也不应忽视看似完成一体化的城市内部劳动力市场所存在的市场分割问题。

高技能人才的集聚会带来对家政行业及其他服务业更高的需求,而要满足更高质量的需求不仅要依靠市场的自发调节功能,还要注重破除人员在流动过程中的体制机制障碍。从全局角度看,这需要更多的改革政策落地帮助家政从业人员更好地在城市立足。2020年4月,中共中央、国务院发布的《关于构建更加完善的要素市场化配置体制机制的意见》提出“推动公共资源按常住人口规模配置”,非常切中要害。无论是流动人口在大城市的落户门槛高(He and Luo, 2020),还是本文揭示的城市内部工资差异,都与目前我国大城市无法将“城镇教育、就业创业、医疗卫生等基本公共服务与常住人口挂钩”有直接关系。

参考文献

- [1] Bacolod, M., B. Blum, and W. C. Strange, “Skills in the City”, *Journal of Urban Economics*, 2009, 65 (2), 136-153.
- [2] Baum-Snow, N., and R. Pavan, “Understanding the City Size Wage Gap”, *Review of Economic Studies*, 2012, 79 (1), 88-127.
- [3] Baum-Snow, N., and R. Pavan, “Inequality and City Size”, *Review of Economics and Statistics*, 2013, 95 (5), 1535-1548.
- [4] 曹华,“对我国家政服务业发展的一些思考”,《经济师》,2003年第4期,第61—62页。
- [5] 陈斌开、张鹏飞、杨汝岱,“政府教育投入、人力资本投资与中国城乡收入差距”,《管理世界》,2010年第1期,第36—43页。
- [6] Chen, X., “The Evolution of Female Labour Force Participation in Urban China”, *Economics of Transition and Institutional Changes*, 2019, 27 (1), 267-299.
- [7] Combes, P-P., S. Démurger, and S. Li, “Migration Externalities in Chinese Cities”, *European Economic Review*, 2015, 76 (C), 152-167.
- [8] 杜育红、孙志军,“中国欠发达地区的教育、收入与劳动——基于内蒙古赤峰市城镇地区的研究”,《管理世界》,2003年第9期,第68—75页。
- [9] Fleisher, B., and X. Wang, “Returns to Schooling in China under Planning and Reform”, *Journal of Comparative Economics*, 2005, 33 (2), 265-277.
- [10] Fu, S., “Smart Café Cities: Testing Human Capital Externalities in the Boston Metropolitan Area”, *Journal of Urban Economics*, 2007, 61 (1), 86-111.
- [11] 高超、黄政立、李坤望,“方言、移民史与区域间贸易”,《管理世界》,2019年第2期,第43—57页。
- [12] Gao, W., and R. Smyth, “Education Expansion and Returns to Schooling in Urban China, 2001-2010: Evidence

- from Three Waves of the China Urban Labor Survey”, *Journal of Asian Pacific Economy*, 2015, 20 (2), 178-201.
- [13] Glaeser, E. L., and M. Lu, “Human-Capital Externalities in China”, *NBER Working Paper*, No. 24925, 2018.
- [14] 郭晓丹、张军、吴利学, “城市规模、生产效率优势与资源配置”, 《管理世界》, 2019年第4期, 第53页。
- [15] 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。
- [16] He, X., and Z. Luo, “Does Hukou Pay? Evidence from Nanny Markets in Urban China”, *China Economic Review*, 2020, 63, 101509.
- [17] 黄进, “家政服务业的‘非正规性’与发展策略”, 《社会科学研究》, 2004年第5期, 第112—114页。
- [18] 焦晓晓、汪华, “人力资本、职业培训与家政从业人员工资收入——基于上海市调查数据的分析”, 《上海商学院学报》, 2016年第4期, 第42—49页。
- [19] 李春霞、杜志宇, “农村进城务工女性社会网络构建分析——以北京地区家政服务员为例”, 《吉首大学学报(社会科学版)》, 2012年第5期, 第172—176页。
- [20] 李实、丁赛, “中国城镇教育收益率的长期变动趋势”, 《中国社会科学》, 2003年第6期, 第58—72页。
- [21] 李艳梅, “规范家政服务业的有关思考”, 《理论探索》, 2008年第5期, 第106—108页。
- [22] 李红阳、邵敏, “城市规模、技能差异与劳动者工资收入”, 《管理世界》, 2017年第8期, 第36—51页。
- [23] 梁文泉、陆铭, “城市规模影响服务业人力资本外部性的微观证据”, 《经济研究》, 2016年第12期, 第90—103页。
- [24] Liu, S., and X. Yang, “Human Capital Externalities or Consumption Spillovers? The Effect of High-Skill Human Capital Across”, *Regional Science and Urban Economics*, 2021, 87, 103620.
- [25] 卢晶亮, “资本积累与技能工资差距——来自中国的经验证据”, 《经济学》(季刊), 2017年第2期, 第577—598页。
- [26] 卢晶亮, “城镇劳动者工资不平等的演化: 1995—2013”, 《经济学》(季刊), 2018年第4期, 第1305—1328页。
- [27] 陆铭、梁文泉, “城市人力资本的分化: 探索不同技能劳动者的互补和空间集聚”, 《经济社会体制比较》, 2015年第3期, 第185—197页。
- [28] 马双、张劼、朱喜, “最低工资对中国就业和工资水平的影响”, 《经济研究》, 2012年第5期, 第132—146页。
- [29] 孟美侠、李培鑫、艾春荣、何青, “城市工资溢价: 群聚、禀赋和集聚经济效应——基于近邻匹配法的估计”, 《经济学》(季刊), 2019年第2期, 第505—526页。
- [30] 苏熠慧、倪安妮, “育婴家政情感劳动的性别化机制分析——以上海CX家政公司为例”, 《妇女研究论丛》, 2016年第5期, 第8页。
- [31] 王德文、蔡昉、张国庆, “农村迁移劳动力就业与工资决定: 教育与培训的重要性”, 《经济学》(季刊), 2008年第4期, 第1131—1148页。
- [32] 王伟同、谢佳松、张玲, “人口迁移的地区代际流动偏好: 微观证据与影响机制”, 《管理世界》, 2019年第7期, 第89—103页。
- [33] 王子成、赵忠, “农民工迁移模式的动态选择: 外出、回流还是再迁移”, 《管理世界》, 2013年第1期, 第78—88页。
- [34] 吴开亚、张力, “发展主义政府与城市落户门槛: 关于户籍制度改革的反思”, 《社会学研究》, 2010年第6期, 第58—85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] 杨学成、涂科, “出行共享中的用户价值共创机理——基于优步的案例研究”, 《管理世界》, 2017年第8期, 第154—169页。
- [37] 于洪霞, “生命周期偏误、终身收入与中国教育收益率的估计”, 《管理世界》, 2014年第12期, 第51—61页。
- [38] 张成刚、陈雅茹、徐玥, “新就业形态劳动者的工资保障研究——以外卖骑手为例”, 《中国劳动》, 2022年第4

期, 第 21—36 页。

- [39] 张亮、徐安琪, “家政从业人员的权益保障及社会支持——以上海家政服务为例”, 《社会科学》, 2011 年第 2 期, 第 83—90 页。
- [40] 张晓颖、冯贺霞、王小林, “流动妇女多维贫困分析——基于北京市 451 名家政服务从业人员的调查”, 《经济评论》, 2016 年第 3 期, 第 95—107 页。

Wage of Domestic Workers in Chinese Cities —Evidence from Community-Level Data

HE Xiaobo

(Shanghai University of International Business and Economics)

SHI Cheng ZONG Qingqing*

(Shanghai University of Finance and Economics)

Abstract: We proxy high-low skill ratio for local demand of nannies to study the impacts of community-level demand on expected wages of domestic workers. Using data from 2010 population census and nanny information website during 2015-2017, we find that a standard-deviation increase in high-low skill ratio (approximately 48 percentage points) will lead to an increase of 101 RMB in monthly expected wages (equivalent to 2.5 percent of average monthly expected wages during the sample period) of domestic workers from Chinese cities. This effect is demonstrated to be heterogeneous according to following quantile regressions which show that the lowest and highest wage quantiles increase more sharply and significantly due to an increase in high-low skill ratio. The baseline results remain robust to a battery of robustness checks.

Keywords: urban markets of domestic workers; wage; labor demand

JEL Classification: J23, J31, J44

* Corresponding Author: Zong Qingqing, School of Public Economics and Administration, Shanghai University of Finance and Economics, Room 518 Fenghuang Building, No. 111 Wuchuan Road, Yangpu District, Shanghai 200433, China; Tel: 86-21-65903526; E-mail: zong.qingqing@mail.shufe.edu.cn.