

doi:10.19920/j.cnki.jmsc.2021.06.004

流动人口自雇的决定机制及收入差异^①

黄潇¹, 黄守军^{2*}

(1. 重庆工商大学长江上游经济研究中心, 重庆 400067;

2. 中国科学技术大学公共事务学院, 合肥 230026)

摘要: 除工资雇佣外, 自雇(包含有雇工自雇和无雇工自雇)是流动人口重要的劳动参与方式. 本文基于2016年全国流动人口调查数据, 采用多项logit模型考察了自雇的决定机制, 并从平均和非线性维度分别运用倾向得分匹配和无条件分位数处理效应模型测度了不同劳动参与方式之间的收入差异. 实证分析结果表明: 1) 教育有利于流动人口有雇工自雇而无助于无雇工自雇, 男性较女性更容易产生自雇, 户籍并不会明显影响自雇; 专业技术人员并不倾向于自雇, 而服务业中的非技能劳动力自雇可能性更大. 2) 流动人口有雇工自雇的平均收入水平最高, 其后依次为无雇工自雇和工资雇佣; 经济越发达的地区, 流动人口自雇与其他劳动参与形式的收入差异越大. 3) 相对于工资雇佣, 流动人口两类自雇的收入均随收入水平上升而递增, 且有雇工自雇引致的收入差异更大; 不同劳动参与方式间的收入差异主要源于个体间的条件(禀赋)差别.

关键词: 流动人口; 自雇; 决定机制; 收入差异; 倾向得分匹配

中图分类号: F061.4 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2021)06-0057-19

0 引言

中国拥有世界上最大规模的流动人口, 2017年达2.44亿人^②; 并且, 作为流动人口中占比较大的农民工群体, 从事第三产业的农民工比重为50.5%^③. 而第三产业个体私营经济从业人员最多: 据国家工商总局的统计^④, 2017年年底全国个体工商户达6 579.4万户, 私营企业2 726.3万户, 3.41亿人在个私经济领域就业, 平均每天新登记企业达1.51万户; 一些调查也显示, 农民群体中的自雇率高达27.14%^[1]. 这表明, 流动人口中有相当比例的群体通过自雇来实现就业,

自雇已成为流动人口参与就业的重要方式. 城市流动人口规模越大, 创业活跃度越高^[2]. 近年来, 以小微企业、个体工商户为代表的自雇经济在国民经济中起到了非常重要的作用, 对于促进就业、培育创新精神具有重要推动力. 特别是在“大众创业、万众创新”战略的推动下, 在不少领域出现了很多创业创新亮点, 自雇经济在支撑经济社会发展中的作用日趋凸显. 于是, 自雇现象引致了学术界的高度关注, 相关研究也对此进行了深入的探讨.

对于该类现象的增多, 有研究认为是经济发展到一定程度的结果, 是经济活跃程度的一种表

① 收稿日期: 2019-05-03; 修订日期: 2020-07-11.

基金项目: 国家社会科学基金资助青年项目(14CJL012); 国家统计局资助科研项目(2018LY67); 重庆市教育科学规划课题资助项目(2019-GX-363); 重庆市教委人文社科资助项目(18SKJD028).

通讯作者: 黄守军(1985—), 男, 安徽马鞍山人, 博士, 副教授. Email: huangshj@ustc.edu.cn

② 数据来源: 国家卫健委, 《中国流动人口发展报告2018》.

③ 数据来源: 国家统计局, 《2018年农民工监测调查报告》.

④ 数据来源: 国家工商总局网站.

现,也是社会生产专业化分工的一种反映.也有观点认为,自雇具有明显的异质性,在一些门槛比较低的行业,自雇是对无法实现正规就业的一种替代性选择,其反映出了经济就业机会的不足.而流动人口之所以保持了较高的自雇比例,在于其在劳动力市场上竞争力的不足.不仅如此,自雇相对于工资雇佣是一种相对风险性的劳动决策,其是否具有更高的收入回报目前尚未获得一致性的答案.特别是对中国这样一个具有世界上最大规模流动人口的国家而言,自雇在流动人口劳动参与中有着重要作用,但自雇的收入回报存在何种差异还缺乏专门的深入分析.

决定自雇产生的宏观驱动和微观特征是什么,已有理论机制能否较好地解释中国现象?自雇者的收入水平会明显高于工资雇佣者吗?哪个收入阶层的自雇“收入回报”最高,或者说自雇对收入水平的影响是否因收入分布而存在非线性关系?这些问题非常重要,相关研究仍需深入,特别是专门针对中国流动人口的实证分析还不多见.为此,本文基于2016年国家卫生与计划生育委员会开展的流动人口调查数据,构建了137 529个实证样本.在采用多项logit模型(multinomial logit model)从宏微观视角考察自雇决定机制的基础上,进一步运用倾向得分匹配(propensity score matching, PSM)和无条件分位数处理效应模型(unconditional quantile treatment effect model)来克服选择性偏差,进而从平均和非线性视角揭示了流动人口自雇的收入差异,试图为上述问题提供更具支撑性的答案.

1 文献回顾

当前,学术界关于自雇的概念主要参照经济合作及发展组织(OECD)的阐释,即:自雇是指个体自我经营,从自己创办的企业或者自我经营行为中获得劳动报酬^⑤.关于自雇的动因,既有研究认为主要在于以下3个方面:第一,失业推

动论,即自雇是受失业驱动,自雇一方面可直接减少失业,另一方面还可通过创办企业雇佣他人来间接拉动就业^[3].第二,创新驱动论,即新产品、新技术的推广应用驱动部分个体进行创业,并以此带动其他成员就业.第三,相对优势论,即自雇能够带来相对于工资就业者更高的收入,或者获得更高的效用^[4];若进一步区分货币收入和非货币收入,则从工资雇佣向自雇转变更有助于提升非货币收入^[5].

实证研究中,影响自雇的微观因素包括年龄、性别、教育等,同时也包含经济增长等宏观因素.第一,有关年龄对自雇的影响,通常是把年龄及其平方项放进实证方程以检验其非线性效应,多数研究认为,年龄与自雇行为的非线性影响是显著的,Block和Sandner的研究^[6]指出,这种非线性关系的拐点通常发生在40岁~50岁.显然,由于不同研究的数据和方法差异,对拐点数值的测度不尽相同.另外,还有研究^[7]认为年龄与自雇存在负相关关系,年龄越大越不会“冒险”进行自雇,可能的原因在于年龄越大则自雇的比较优势(如资金、技术)相对越差.

第二,教育被认为对自雇有重要地影响,但对影响效应却存在较大分歧.一方面,较高的教育水平会使得个体具备更强的自我雇佣能力,催生创业效应;另一方面,教育水平的提高也会更容易获取工资雇佣工作,引致收入效应,因而理论上教育对自雇的影响存在两面性.国外实证研究中,Borjas和Bronars^[8]、Fairlie和Woodruff^[9]的结论支持更高的教育水平会增加自雇;而Dutta等^[10]基于美国亚裔移民的数据分析表明具备更高教育水平的个体反而不会选择自雇,研究得到类似负相关结论的还有Wit^[11],且创业教育对大学毕业生自雇的作用比较有限^[12].中国的经验研究表明,尽管教育年限的增加有提高自雇收入的作用^[13],但总体上高教育水平并不会来自雇率的提升,特别是低学历的劳动者会选择生存型自雇,高学历的劳动者才会促进创业型自雇^[14].教育对自雇的影响存在明显的异质性,学

^⑤ 自雇与创业这两个概念的侧重点有所不同:前者重在区别劳动雇佣形式的差异,自雇的动因可能出于生存需要而非价值创造;而后者则更注重价值创造过程.可见这两个概念高度相关但又不完全等同.

历为初高中的农村流动人口倾向选择自雇,且受教育程度越高其从事创业型自雇的概率越大^[15]。不仅如此,代际人力资本传递在自雇进入中发挥着重要作用^[16]。

第三,性别对自雇的影响亦不容忽视,这主要源于男女在职业选择和家务方面的角色差异。一般认为,女性选择自雇会受照顾未成年子女的制约。然而,有研究却表明女性会选择自雇的原因在于其相对于工资雇佣的灵活性,这使得女性照顾未成年子女的成本更低,以及由此带来的幸福感更高^[17];并且,女性选择自雇的原因还在于自雇能带来更高的收入^[18],自雇对女性收入波动的处理效应更显著,在中高收入阶层中,自雇创业女性群体能够通过自身禀赋改变劳动力市场的劣势地位^[19]。而 Zhang 和 Pan^[20] 针对中国样本的分析却表明,由于要照顾家庭,已婚女性的自雇概率反而更低;刘云平和王翠娥^[21] 也指出,女性选择自雇更多会考虑家庭责任,而男性选择自雇则出于生活压力。当然,也有研究认为女性自雇与否与家庭因素关联不大^[22]; Aharon^[23] 针对美国移民样本的分析表明,女性自雇更多受生存驱动,是对工资就业不足的替代,与家庭责任关系不大。正如 Taniguchi^[24] 所述,女性选择自雇与否的研究结论不一致,主要源于不同国情下的文化差异。另外,当面对经济冲击时,女性维持在自雇部门的稳定性更强,反而男性更容易从自雇部门“消失”^[25]。

第四,个体特征。首先,婚姻是一个重要的影响因素,已婚者通过家庭以获得资金、渠道乃至技术层面的支持,有着更高的自雇概率^[26]。其次,个体所处行业也会对自雇行为产生明显影响,由于不同行业的进入门槛差异显著(主要是融资约束和技术条件),所以某些高门槛的行业往往自雇比率比较低^[27]。最后,个体风险偏好也是相当重要的因素,一般认为风险厌恶者更不会选择自雇。Xiang 等^[28] 的研究发现,富裕家庭往往有更高的风险偏好,这会促进其自雇行为的产生。但 Heckman 和 Kautz^[29] 指出,风险偏好与自雇之间可能并非简单线性关系, Hu^[30] 针对中国的分析就表明,风险回避者和风险爱好者的自雇比率较低,而风险中性者则更容易发生自雇

行为。

第五,宏观经济环境对自雇的影响,主要取决于其究竟扮演着自雇的“拉力”还是“推力”。当经济增长率较快时,有助于激发创业热情,增强自雇行为;反之,自雇则更多是出于生存需要,自雇者往往是跟工资雇佣者的竞争失败群体。在反映宏观背景时,通常采用人均 GDP、GDP 增速、失业率等指标来表示。相关经验研究已表明,失业率上升会显著地引致自雇行为^[31], GDP 增长对生存型自雇有明显促进作用^[32],但来自于欧洲的证据却表明, GDP 增长对创业型自雇的影响却不明显^[33]。

除此之外,国内文献在探讨自雇决定机制的同时,也对自雇与工资雇佣的收入差异进行了分析。宁光杰^[34] 采用 2008 年的移民调查数据,发现自我雇佣者的小时收入比短期工资获得者(短期工)的小时收入高,但并不比长期工资获得者(长期工)的高,自雇与工资雇佣的收入差异主要源于个体特征差异(歧视因素)。曹永福等^[35] 采用 PSM 专门分析了自雇对农民工收入的影响,发现自我雇佣给农民工带来的收入增长幅度较小。

虽然既有文献对自雇的影响机制进行了较为深入地探讨,然而,本文将宏观影响和微观特征结合起来探讨自雇的决定机制,并基于 2016 年的大样本调查,有助于更稳健地明晰自雇发生的根源,这是本研究的特点之一;其次,将自雇细分为有雇工自雇和无雇工自雇,并采用模拟自然实验的 PSM 来克服内生性问题,有助于更精确分离出不同自雇类别与工资雇佣的收入差异,是为本研究的另一特色之处;最后,基于 UQTE 模型有助于解决样本选择性偏差,进而得出自雇对收入的影响因收入分布不同存在何种非线性关系,从而明确自雇更有利于“穷人”还是“富人”,也是本文对既有研究的一个丰富。

2 研究方法 with 样本构建

2.1 研究方法

2.1.1 流动人口自雇的决定机制

自雇是对自我支付劳动报酬这种就业状态的

统称,而自雇还可以进一步划分为有雇工自雇和无雇工自雇^{[16]⑥}。事实上,这两类自雇的动机可能存在着较为明显的差异,前者可能出于创业需要,并能够创造更多的就业机会,是创新和经济发展的重要驱动力;而后者可能出于生存需要,是无法在正规部门就业的一种替代^[36, 37]。因此,如果把雇用状态作为因变量,那么就存在工资雇佣、有雇工自雇、无雇工自雇3种类型,适宜于采用多项 logit 模型进行估计。

基于此,存在 $Pr(Y_i = k | X_1, X_2, \dots, X_n)$, 其中 $k = 1$ 表示受访者就业状态为工资雇佣, $k = 2$ 表示有雇工自雇, $k = 3$ 表示无雇工自雇。向量 (X_1, X_2, \dots, X_n) 表示相关影响自雇的因素,根据文献回顾以及样本获得性,选择了如下两类变量:

第一,微观个体特征变量。这包括:1)年龄及其平方项,预计随着年龄的增长自雇概率先上升后下降,呈倒U型;2)受教育年限,预计受教育年限的提升对于有雇工自雇有正向影响,而对无雇工自雇的影响不相关或者为负;3)流动年限,由于本文研究对象为流动人口,因此自第一次外出务工算起,流动时间越长越有可能积累自雇(创业)所需的资本、技术及人脉资源,因此预计其估计系数为正;4)性别,由于男女在家庭照顾方面的角色差异,预计男性自雇概率更高;5)户口,城市户籍居民由于具备相对高的人力资本,可能更容易发生有雇工自雇,农村户籍居民的自雇则更多出于生存需要,因此二者存在不同的作用机理;6)婚姻,考虑到已婚者可能通过婚姻来获得资金、渠道、技术、家庭照顾等方面的支持,因而更有可能产生自雇;7)家庭负担,笔者选择了家庭6岁以下子女数和60岁以上老人数作为控制变量,预计家庭负担会对女性的自雇产生约束,而对男性的自雇行为产生正向或无显著影响;8)工作类型。根据受访者的行业和职业身份信息,将其分为专业技术劳动力和非技能劳动力两大类,其中非技能劳动力又可进一步划分为第一产业中的非技能劳动力、第二产业中的非

技能劳动力和第三产业中的非技能劳动力,其余的则作为基准类别,用以考察何种类型的自雇与职业状态相关^⑦。

第二,宏观经济背景变量。这包括:1)行业类别,考虑到不同行业的进入门槛存在较大差异,因而控制了受访者所在行业的个体效应;2)所在地失业率和经济增长率,采用所在地级市2015年调查失业率和经济增长率,以考察自雇是否受到“推力”的作用;3)金融发展水平,考虑到自雇(特别是有雇工自雇)对资金的需求,因此金融发展水平越高则意味着社会融资规模越大,越能够缓解自雇的资金需求,进而促进自雇^[38]。

2.1.2 有雇工自雇、无雇工自雇、工资雇佣之间的收入比较

那么,有雇工自雇、无雇工自雇、工资雇佣之间是否存在着明显的收入差异?对该问题的回答,需要谨慎处理内生性问题。PSM是一种典型的反事实因果推断分析框架,近似于自然实验,利用该方法可实现尽可能地分离出实验本身对实验对象的净效应,有助于解决样本自选择所引致的内生性问题。PSM的基本思路如下:将样本划分为实验组(treat group)和对照组(control group),然后把实验组和对照组按照一定的规则进行匹配,从而从对照组中找到与实验组最为相似的样本;然后,可以利用对照组来尽可能地模拟实验组的反事实状态,以比较样本个体在是否接受实验这两种对立状态下的结果差异。这种结果差异,就是通常说的平均处理效应(average treatment effect on the treated, ATT),即

$$ATT = E(Y_1 - Y_0 | T = 1) \quad (1)$$

其中 Y_1 表示进行实验的结果, Y_0 表示未进行实验的结果(即反事实状态), $T = 1$ 表示实验状态。

具体而言,首先,基于上述提到的微观个体特征和宏观经济背景变量,采用 probit 模型计算每个样本发生自雇行为的条件概率(即倾向值),从而使多维的匹配指标降为一维的评判指标。其次,对实验组(自雇)和控制组(雇员)进行匹配,

⑥ 结合我国实际,有雇工自雇通常为创业型自雇,无雇工自雇主要为个体户,可理解为生存型自雇。

⑦ 关于职业类别的整理过程,将会在2.2样本构建部分详细阐释。

这里采用最近邻匹配法并按照 1:1 的配对方式进行匹配^⑧, 其基本思路为: 从处理组和对照组中各找出一个样本, 如果两者之间的倾向值之差的绝对值最小 ($\min |PS_i - PS_0|$), 则认为两个样本特征最接近, 可以进行匹配. 再次, 为保证结果的精确性须进行平衡性检验, 其基本思路是考察每个控制的特征变量在匹配前后的差异能否有效缩减, 一般采用 5% 的标准进行衡量. 为保证大样本下匹配的稳健性, 按照 Goller 等^[39] 的建议作了非重复匹配筛选, 剔除了部分匹配度较差的样本. 最后, 就可以计算出平均处理效应

$$ATT = E[Y_i^1 | D_i = 1, P(X_i)] - E[Y_i^0 | D_i = 0, P(X_i)] \quad (2)$$

其中 X_i 表示用于匹配的控制变量, 即前述个体特征变量和宏观背景变量.

2.1.3 自雇收入的非线性关系

最后, 为了考察自雇行为的收入水平是否因收入分布不同而存在非线性关系, 在此采用无条件分位数回归 (unconditional quantile regression, UQR) 进行分析. 其优势在于: 一方面, UQR 有助于处理选择性偏差, 即样本个体因自雇而引致收入的变化、还是因收入水平而引致自雇行为的自我选择问题, 该问题往往导致估计结果有偏; 另一方面, 有助于了解自雇行为对于收入在扰动项的不同分位点上的异质性影响, 即自雇对不同收入阶层是否存在差异化影响、自雇对“穷人”影响大还是对“富人”影响更大. 在 UQR 中, 考虑以下方程:

$$Y = f(D, X, e) \quad (3)$$

其中 Y 表示结果变量, D 表示政策变量, X 表示特征变量, e 表示误差项. UQR 有助于了解特征解释变量对于被解释变量的异质性作用, 在本文

中, 要明晰自雇对于收入的分位数影响, 可以令 D 只包含自雇行为变量, 而将其他有关个人性别、年龄、婚姻等因素全部放入控制变量 X 中. 如上所述, 选择性偏差使得政策变量 D 具有内生性, 需要为其寻找工具变量, 本文采用个体的单位性质作为其工具变量 (Z); 样本统计分析表明, 大多数自雇个体的单位性质为个体、私营以及其他无单位^⑨.

于是, 政策变量 (自雇) 对于样本在整个分布 (收入分布) 不同分位点上的异质性影响, 就可以通过估计如下的分位点处理效应 (quantile treatment effect, QTE) 计算出来, 即

$$QTE = q_\tau(Y_1) - q_\tau(Y_0) \quad (4)$$

Frölich 和 Melly^[41] 采用再赋权的办法来计算 UQTE. 可首选采用 Probit 模型来获得倾向得分 $Pr(X)$ 的非参数估计 $\hat{Pr}(\cdot)$, 然后代入式 (5) 获得权重的一致估计量. 在此基础上, 通过求解最小化问题 (式 (6)), 来获得 UQTE.

$$W_i^{FM} = \frac{[Z_i - Pr(Z = 1 | X_i)](2D_i - 1)}{Pr(Z = 1 | X_i)[1 - Pr(Z = 1 | X_i)]} \quad (5)$$

$$(\hat{\alpha}_N, \hat{\Delta}_N^T) = \underset{\alpha, \Delta}{\operatorname{argmin}} \sum_i [W_i^{FM} \rho_\tau(Y_i - \alpha - D_i \Delta)] \quad (6)$$

为进一步考察上述异质性效应的形成原因, 需要对无条件分位数回归的结果进行分解. 为此, Firpo^[42] 提出了无条件分位数分解法, 它通过构造反事实状态的分布函数, 从而将不同雇佣类别的收入差异分解为要素结构效应和要素报酬效应. 要素结构效应反映要素分配均等与否 (个人禀赋差异) 对收入差距的贡献程度, 而要素报酬

⑧ 诚然, PSM 方法有多种, 包括最近邻匹配、马氏距离匹配、Gaussian 核匹配、半径匹配等. 考虑到样本容量达到 13 万多个, 已为采用 1:1 的最近邻匹配提供了充足的配对样本容量, 因而选用最近邻匹配法已能够满足研究需求. 当然, 本文也尝试采用其他几种匹配方法, 总体上未体现出较大差异, 说明最近邻匹配的结果是比较稳健的. 篇幅限制在此不再赘述.

⑨ 工具变量需满足两个基本要求. 第一, 工具变量必须和内生变量相关. 工作单位性质包括政府机关、事业单位、国企、私企、外企、民企、个体、社团组织等类型, 而自雇主要集中于民企和个体, 与其他类别单位性质交叉较小, 满足相关性原则. 第二, 工具变量与结果变量不相关. 对此, 现有文献也只是认为在垄断领域, 所有制性质会导致行业收入差别^[40], 但本文的样本并非限于垄断行业, 共涉及 20 个行业类别, 具备垄断特征的“公共市政服务”等领域累计仅占样本量的 1.02%. 另一方面, 从样本对比来看, 并没有足够证据表明所有制形式与收入差别有关 (个体、私营属性样本的收入均值在 4 100 元, 与国有部门平均的 3 910 元、其他企业的 4 065 元差别并不大). 诚然, 工具变量的合适与否是一个值得更为深入地探讨, 但工具变量选取也依赖于数据的可得性 (特别是微观调查数据), 这里所选取的工具变量有助于减轻自选择所引致的偏误, 不失为一种有益的尝试.

效应反映要素回报差异对收入的贡献程度。

无条件分位数分解的具体分解式如下：

$$\begin{aligned} D &= E[m_1^v(X_1)] - E[m_c^v(X_1)] + \\ &E[m_c^v(X_1)] - E[m_0^v(X_0)] \\ &= E(X_1^T)(\gamma_1^v - \gamma_c^v) + E(X_1^T)\gamma_c^v - E(X_0^T)\gamma_c^v \\ &= E(X_1^T)(\gamma_1^v - \gamma_c^v) + [E(X_1^T) - E(X_0^T)]\gamma_0^v + \\ &E(X_1^T)(\gamma_c^v - \gamma_0^v) \end{aligned} \quad (7)$$

其中 $m^v(X) = E_y(RIF(y;v) | X)$ 为再中心化函数 (Recentered Influence Function, RIF) 的期望值；下标 0、1 和 c 分别代表基准组、对照组和反事实状态。与 OB 分解 (Oaxaca-Blinder) 相似， $E(X_1^T)(\gamma_1^v - \gamma_c^v)$ 为要素的结构效应， $[E(X_1^T) - E(X_0^T)]\gamma_0^v$ 为要素的报酬效应； $E(X_1^T)(\gamma_c^v - \gamma_0^v)$ 为要素的剩余效应，表示除纳入模型中的变量对收入差距产生的影响效应外，其他因素对收入差距的影响。

2.2 样本构建

研究样本来源于 2016 年全国流动人口卫生计生动态监测调查，该调查由国家卫计委实施，其按照随机原则在全国 31 个省（区、市）和新疆生产建设兵团流动人口较为集中的流入地抽取样本点，开展抽样调查，调查内容涉及家庭人口结构、就业、收支等信息。

样本的筛选如下：

第一，保留了受访者年龄、性别、受教育水平、婚姻状况、户籍、周工作时间（h）、所处行业（20 个行业）、家庭中 6 岁以下子女数、家庭中 60 岁以上老人数，并根据受访者第一次出来务工的时间推算了其距离 2016 年的流动时长。

第二，根据受访者所处行业和职业，整理出受访者工作类型，包括专业技能劳动力、非技能劳动力以及其他人员 3 大类。其中，非技能劳动力根据其所在行业，还可以进一步分为一产业非

技能劳动力、二产业非技能劳动力、三产业非技能劳动力^⑩。

第三，根据受访者家庭关系调查，整理出受访者家庭人口数。

第四，剔除了关键变量缺失的样本，以及剔除了因就学、投亲靠友等目的而流动的样本。对于收入数据，按 2.5% 的比例进行了截尾处理以降低异常值的影响。

第五，合并宏观经济背景指标时，按照受访者所在地级市进行匹配，共涉及 350 多个地级市；对于少数地域归属不明确的样本，采用其对应的省级指标替代。宏观经济指标包括 2015 年的登记失业率和金融发展水平（存贷款余额/GDP），以及各地级市 2012 年~2016 年期间 5 年的年均经济增长率。相关原始数据来源于历年《中国城市统计年鉴》或政府统计公报。

最终，共得到 131 746 个样本，相关统计描述如表 1 所示。

3 实证结果分析

3.1 自雇的决定机制考察

总体样本以及分男女样本的多项 logit 模型估计结果如表 2 所示，接下来主要基于总体样本的估计结果来考察自雇的决定机制。相对工资雇佣而言，无论是有雇工自雇还是无雇工自雇，年龄及其平方项的估计系数分别显著为正和负，说明年龄与自雇概率存在着倒 U 关系，这与既有研究的结论基本一致^[4]。但如果分性别来看，男性有雇工自雇和无雇工自雇的年龄拐点分别为 47.5 岁和 43.43 岁，对应女性样本的拐点为 44.5 岁和 51.25 岁，说明男性更容易在较低的年龄“仅当自己的老板”，而女性则更容易在较低的年龄“当别人的老板”^⑪。

⑩ 根据样本调查，对劳动力技能类型的划分是按照其生产技术的可替代性，专业技术性越强的工作通常越难产生自雇^[43]。而对于专业技术性较弱的工作，在三大产业中都可能存在，但不同产业的需求强度和收入待遇却不一致，会影响到劳动者的自雇决定。因此，这里按照技术属性和产业属性对受访者工作类型进行了划分。从事专业技术工作的，调查已给出明确区分。一产业非技能劳动力包括：农、林、牧、渔、水利业生产人员，以及一产业中的运输工；二产业非技能劳动力包括：从事生产和设备操作的人员，以及二产业中的从事运输的人员；三产业非技能劳动力包括：普通商贩、经商者、保安、保洁、家政、装修以及三产业中从事运输的有关人员。

⑪ 或者说，男性更倾向于趁年轻完成创业型自雇，而女性在年轻时仅仅是生存型自雇，而到了中年才会更多地形成创业型自雇。出于篇幅考虑，这里并没有给出分性别的估计结果，相关资料备索。

表1 样本统计描述

Table 1 Samples statistical description

连续变量							
指标名	指标描述	单位	均值	标准差	中位数	25%分位数	75%分位数
age	年龄	年	36.35	9.61	34	28	42
edu	受教育年限	年	10.26	3.08	9	9	12
imm_year	流出年限	年	5.51	5.38	4	2	8
kids	6岁以下子女数	个	0.35	0.56	0	0	1
old	60以上老人数	个	0.05	0.28	0	0	0
unemploy_rate	登记失业率	%	2.22	1.53	1.87	1.09	3.20
gr	经济增长率	%	9.21	1.99	9.17	7.91	10.36
fin	金融发展水平	-	3.86	1.85	3.5	2.57	4.83
inc	个人上月收入	元	3 738.22	1 931.99	3 000	2 500	5 000
类别变量							
指标名	指标描述	变量定义及类别数量					
employ	雇佣类型	1 = 雇员(79 380), 2 = 有雇工自雇(10 573), 3 = 无雇工自雇(41 793)					
hukou	户口类型	1 = 城镇(21 906), 0 = 农村(109 840)					
marital	婚姻状态	1 = 已婚(105 176), 0 = 未婚(26 570)					
job_2	工作类型	1 = 专业技能劳动者(10 585), 0 = 其他					
job_3A	工作类型	1 = 一产业中的非技能劳动力(2 387), 0 = 其他					
job_3B	工作类型	1 = 二产业中的非技能劳动力(25 389), 0 = 其他					
job_3C	工作类型	1 = 三产业中的非技能劳动力(84 900), 0 = 其他					
gender	性别	1 = 男性(75 468), 0 = 女性(56 278)					

注：1) 括号内为样本数量；2) 限于篇幅，有关行业虚拟变量的描述性统计从略。

表2 自雇决定机制的估计结果

Table 2 Estimated results of self-employment determination mechanism

解释变量	有雇工自雇		无雇工自雇	
	估计系数	标准误	估计系数	标准误
年龄	0.188 ***	0.009	0.137 ***	0.006
年龄平方	-0.002 ***	0.000	-0.001 ***	0.000
教育年限	0.015 ***	0.004	-0.103 ***	0.003
外出年限	0.032 ***	0.002	0.031 ***	0.001
性别	0.507 ***	0.023	0.481 ***	0.016
婚姻	0.954 ***	0.042	0.931 ***	0.026
户籍	-0.009	0.031	-0.334 ***	0.023
专业技能劳动力	-0.045	0.109	-0.464 ***	0.058
一产非技能劳动力	0.161	0.240	0.454 ***	0.106
二产非技能劳动力	-0.111 *	0.071	-0.773 ***	0.051
三产非技能劳动力	1.868 ***	0.081	1.047 ***	0.037
6岁以下子女数	0.274 ***	0.022	0.245 ***	0.015
60岁以上老人数	0.094 **	0.040	-0.094 ***	0.028
登记失业率	0.049 ***	0.007	0.024 ***	0.005
经济增长率	0.095 ***	0.005	0.089 ***	0.003
金融发展水平	0.037 ***	0.005	-0.111 ***	0.004
行业特征	控制		控制	

注：1) 基准类别为工资雇佣；2) *、**、*** 分别代表在 10%、5% 和 1% 水平上显著。

就教育的影响而言,有雇工自雇的系数显著为正,无雇工自雇的系数则为负;说明受教育年限越长则越有可能引致有雇工自雇的产生,但却不利于无雇工自雇的产生,换言之,无雇工自雇对应着相对低的教育水平.上述结果为教育与自雇的关系之争提供了更为丰富的经验证据.由于有雇工自雇需要自雇者具备更高的企业家才能,因而需要具有更高的人力资本,所以教育水平越高则越能胜任有雇工自雇;反之,无雇工自雇对自雇者企业家才能的需求相对较低,甚至没有太多要求,于是教育水平较低的个体更容易选择无雇工自雇.所以,更高的受教育水平会带来工自雇,而不会引致无雇工自雇.

外出流动年限无论在哪个样本哪类自雇中,都显著为正,说明外出流动年限越长越容易产生自雇行为.外出流动年限在一定程度上可看作个体在资本、社会网络、技术等方面的表征,一般外出流动年限越长,在上述方面的积累就越深厚,也越容易获取上述资源.

从性别来看,无论是雇工自雇还是无雇工自雇,男性都相对于女性都更有可能产生自雇.究其原因,可能源自于女性需要更多地负担照顾家庭的责任^[16],即中国传统的“男主外、女主内”家庭分工模式.为深入考究女性自雇选择是否真的受家庭照顾的影响,进一步考察6岁以下子女数和60岁以上老人数的估计系数.不难发现这两个变量的估计系数都显著为正,意味着家庭“需照料人口”越多,反而自雇概率会越高.那么,难道家庭负担不是女性自雇概率较低的原因吗?通过分析样本中子女和老人是否同住可知,大多数有6岁以下儿童或60岁以上老人的家庭,其老人和儿童与受访者同住的比率非常低,对自雇者而言,这种比例则更低^②,这就是中国流动人口典型的“留守”现象.受户籍、公共服务地区差异等方面的制约,许多从农村到城市务工人员的子女和父母并未随迁,由此形成了较为明显的“留守儿童”、“留守老人”现象,老人则承担了孙辈的养育负担.所以,虽然男性较女性更容易产

生自雇,但制约女性自雇的因素并非是子女、老人等“家庭负担”;由于居住分离使得女性从家庭负担中“解脱”出来,反而能够产生更多的自雇行为.

就户籍的影响而言,城市户籍的个体更不会选择无雇工自雇,说明往往是农村户籍的流动人口才选择无雇工自雇.而城市户籍身份尽管与有雇工自雇选择正相关,但却不显著.因此,城市户籍流动人口的自雇倾向相对较弱,而农村户籍的人口更可能通过无雇工自雇来实现就业.

工作类型对自雇行为有着明显的差异化影响.第一,无论是雇工自雇还是无雇工自雇,专业技能工作者都显著地与自雇行为负相关,说明专业技能工作者更倾向于在工资雇佣部门就业,可能是因为专业技能型创业往往需要更多的投入以及更为专业的团队,因此在能够提供相应条件的单位成为工资雇佣者才是相对最优选择.第二,一产业的非技能劳动力更倾向于选择非雇工自雇,意味着其经营规模相对较小,难以向规模化的有雇工自雇转变.第三,二产业的非技能劳动力既不倾向于有雇工自雇、也不倾向于无雇工自雇,这与二产业的非技能劳动力主要在制造业就业有关,而制造业的规模经济效应限制了自雇的产生.第四,无论是雇工自雇还是无雇工自雇,三产业非技能劳动力都显著地与自雇行为正相关,这恰恰说明三产业往往是自雇产生的重点领域,同时也是创业创新的重要方面.已有研究也表明,有无手艺或技能对欠发达地区农村劳动力自我雇佣行为的影响程度最大^[44].

从控制的3个宏观经济变量看,登记失业率与无雇工自雇的系数显著为正,意味着失业状况是促进无雇工自雇的“推力”,但对有雇工自雇虽有正向影响但不显著.经济增长率显著地促进了有雇工自雇和无雇工自雇,表明经济增长速度同时起到了自雇的“拉力”和“推力”的作用.另外,金融发展水平的越高有利于促进有雇工自雇,但不利于促进无雇工自雇,说明有雇工自雇由于具备更大的经营规模,以及本身对资金有更大需求

② 总体样本中,有6岁以下儿童家庭,同住比率为45%;有60岁以上老人家庭,同住比率为25%.

等原因, 获得信贷资金更有优势; 相反, 无雇工自雇由于规模小, 反而不会受到信贷资本的“青睐”。

3.2 自雇与工资雇佣的收入差异

采用 PSM 以克服选择性偏差, 从而估计出自雇与工资雇佣的平均处理效应(收入差异)。考虑到性别和地域的差异, 不仅从总样本进行分析, 还将按分性别、分地区、分经济区等多个视角来估计平均处理效应^⑬。一方面, 不同地区以及不同经济区之间在城市化水平上差别明显, 劳动力从欠发达地区向发达地区的流动深刻影响着地区间的收入差异^[45]; 而且, 不同地区在经济所有制结构方面也不相同(主要是民营经济的占比)。上述两个因素正是造成地区间自雇状况差别的重要

原因^[46]。如果进一步考虑到事实上存在的地区收入差距, 那么与自雇相关的收入差异就值得关注。

PSM 精确与否的关键在于能否通过平衡性检验。如图 1(a)所示, 采用有雇工自雇作为处理组、工资雇佣作为对照组时, 匹配前实验组和对照组的变量都呈现出明显差异, 匹配后主要变量间的偏差程度明显缩小且低于 5% 的临界判别标准, 表明实现了较为精确的匹配。同样观察图 2(a)和图 3(a)可知, 匹配后各变量的偏差程度也明显低于 5% 的临界水平, 也获得了较为理想的匹配效果。因此, 在此基础上计算出的 *ATT*, 将能更为精确地反映出相应的处理组和对照组之间的收入差异^⑭。

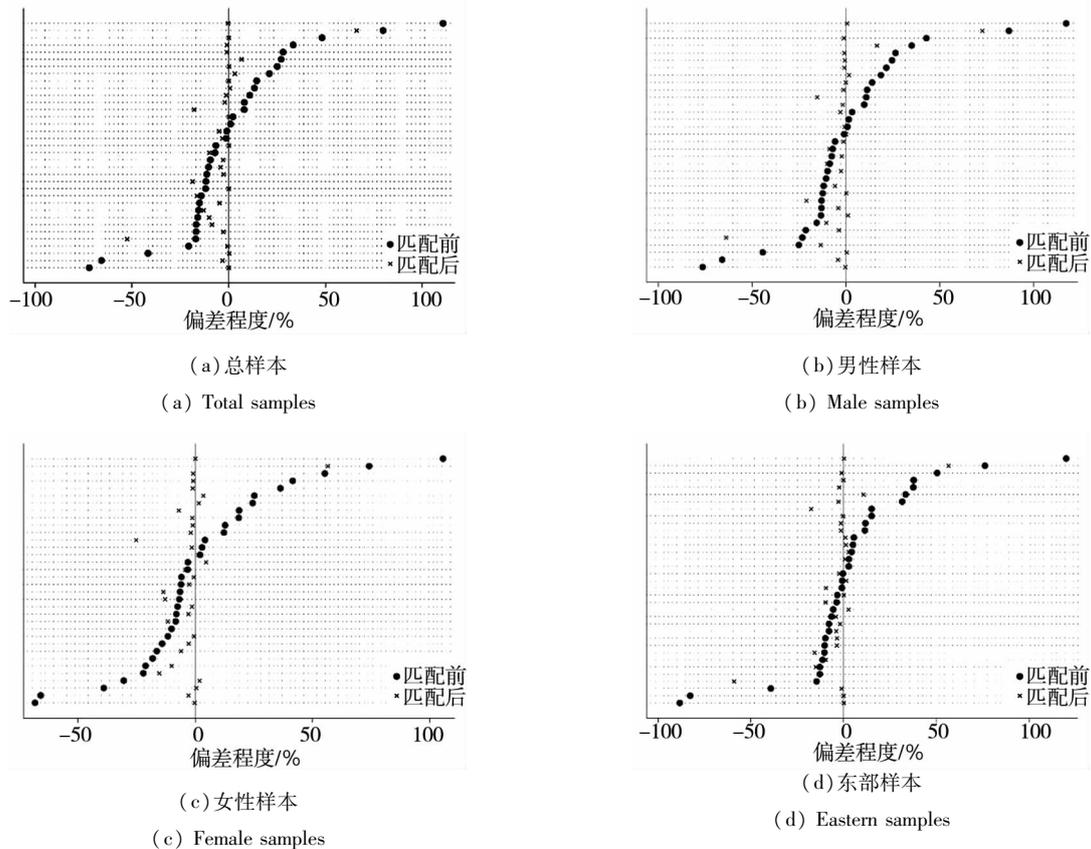
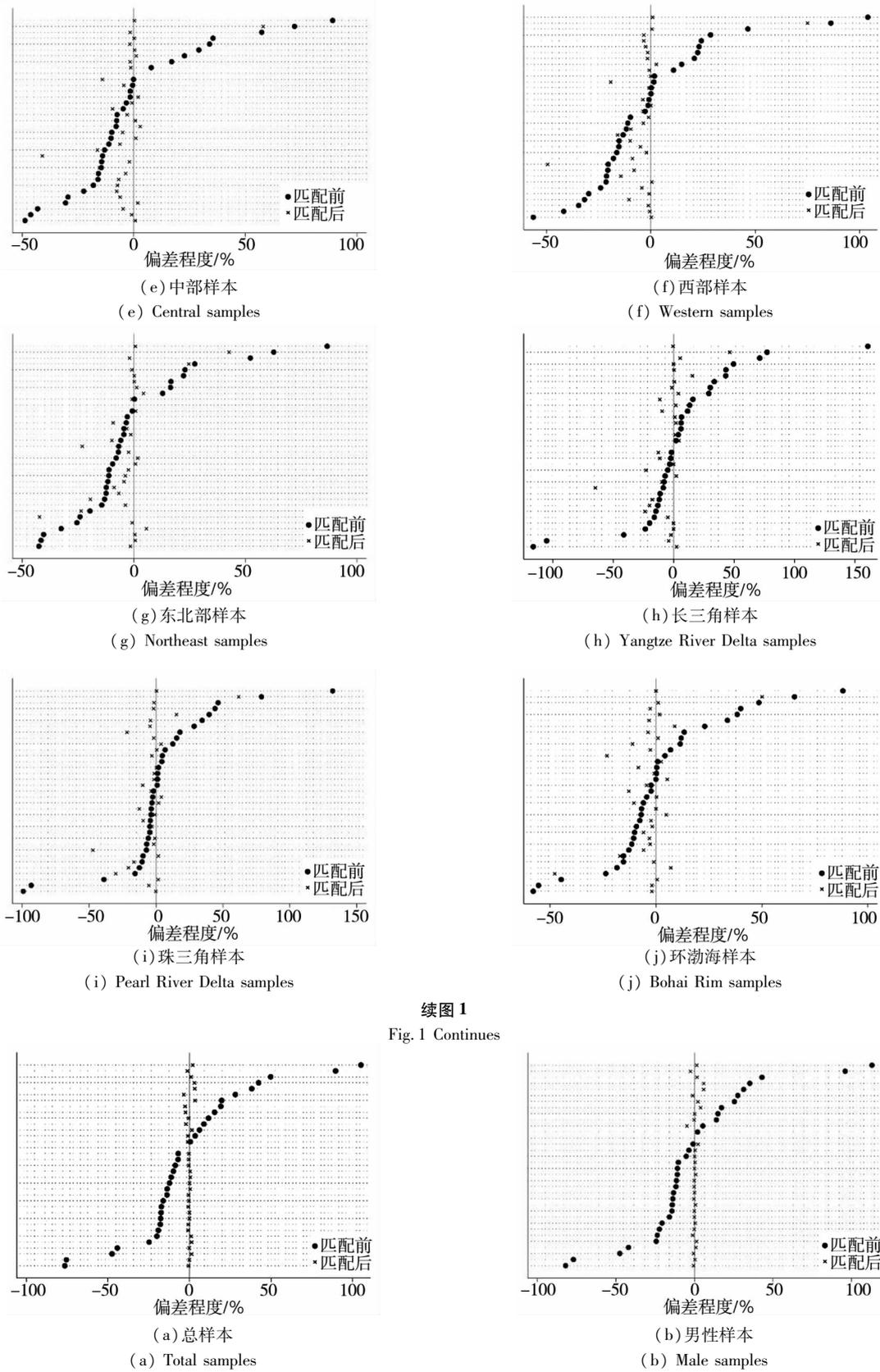


图 1 有雇工自雇 - 工资雇佣

Fig. 1 Self-employment with employee and salaried employee

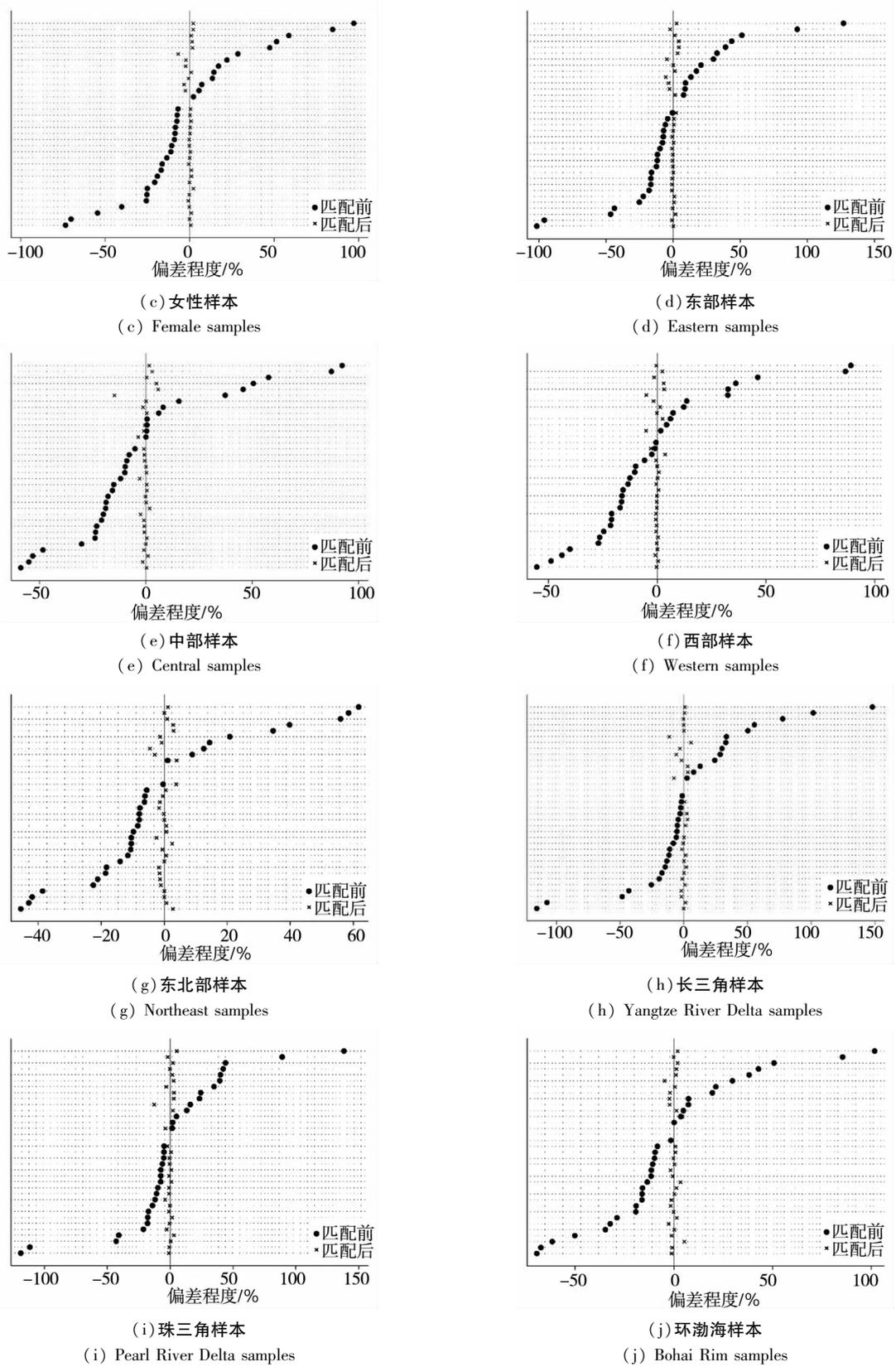
⑬ 分地区主要是分为东、中、西以及东北部地区, 其分类原则参照国家统计局在统计年鉴上的标准。分经济区则按照各地的经济聚集程度, 分为长三角(上海、江苏、浙江)、珠三角(广东)以及环渤海(北京、天津、河北、辽宁、山东)三大经济区。

⑭ 出于篇幅考虑, 本小节未能把所有情况下的平衡性检验图示列出, 只给出了总体样本的情况, 有兴趣的读者可以联系笔者索取。需要说明的是, 其他情况下的平衡性检验大体上仍然满足匹配后的偏差程度小于 5% 的标准, 意味着匹配情况良好, 详见图 1(b) - 图 1(j), ..., 图 3(b) - 图 3(j)。



续图 1

Fig. 1 Continues



续图 2
Fig. 2 Continues

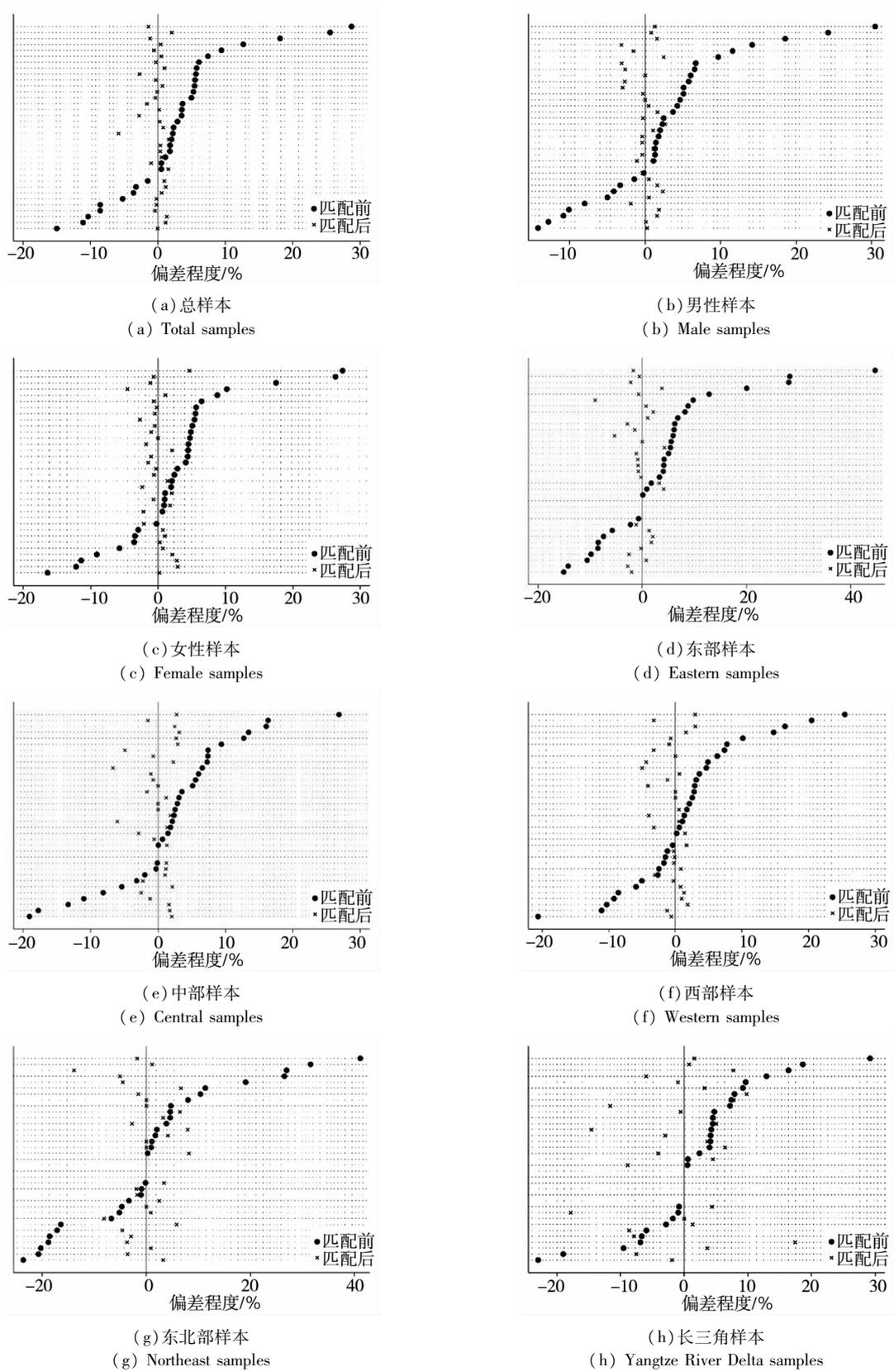
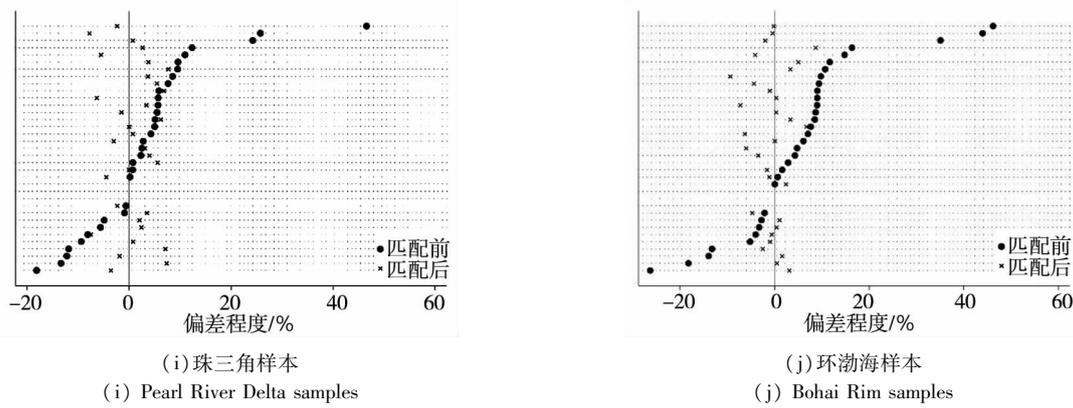


图 3 有雇工自雇 - 无雇工自雇

Fig. 3 Self-employment with employee and own-account worker



续图 3
Fig. 3 Continues

表 3 ~ 表 5 给出了不同实验组和参照组设定下的收入差异 (*ATT*)，不难发现，所有组别的 *ATT* 均统计上显著。从收入差异的大小看，有雇工自雇与工资雇佣之间的收入差异最大，其次是有雇工自雇与无雇工自雇，差异最小的是无雇工

自雇与工资雇佣。由此可见，有雇工自雇的平均收入是最高的，其次依次为无雇工自雇和工资雇佣。这意味着自雇的确起到了提升收入水平的作用，特别是已具备一定经济规模的有雇工自雇，对平均收入水平的提升效应尤其明显。

表 3 有雇工自雇与工资雇佣的收入差异

Table 3 Income difference between self-employment with employee and salaried employee

分类标准	样本类别	<i>ATT</i>	处理组	控制组	标准误	<i>T</i> 统计量	差异是否显著
全样本	全样本	1 401.45	4 928.59	3 527.14	32.00	43.79	是
分性别	男性	1 269.098	5 177.22	3 908.12	42.30	30.00	是
	女性	1 652.89	4 555.78	2 902.88	46.27	35.72	是
分地区	东部	1 764.84	5 677.69	3 912.85	58.34	30.25	是
	中部	1 490.57	4 695.35	3 204.77	71.43	20.87	是
	西部	1 265.51	4 435.65	3 170.13	45.85	27.60	是
	东北部	1 944.21	5 296.10	3 351.89	108.56	17.91	是
分经济区	珠三角	1 113.86	5 143.75	4 029.88	14 8.55	7.50	是
	长三角	1 897.45	6 034.69	4 137.24	10 5.58	17.97	是
	环渤海	1 845.79	5 715.14	3 869.35	90.71	20.35	是

具体而言，表 3 中分样本的估计结果表明，流动人口有雇工自雇与工资雇佣在女性样本中表现出的收入差异，要明显大于男性，体现出明显的“性别溢价”特征。分地区而言，东北地区的有雇工自雇相对工资雇佣的收入差异最高，其次为东部地区；在经济发达的东部地区内部(分经济区看)，长三角经济区和环渤海经济区表现出较大差异。总体上，经济发展水平较高或增速较快的地区，有雇工自雇与工资雇佣间的收入差异越明显，自雇经济的收入激励效应更强。

表 4 显示，流动人口无雇工自雇与工资雇佣

的收入差异是最低的。分性别看，男性反而还略低于女性，这可能是因为男性的周工作时间具有更大差异；根据样本，无雇工自雇与工资雇佣间的周工作时间差为 7.55 h，对应的女性则为 9.9 h，考虑到无雇工自雇主要存在于非技能型服务业，因此在劳动生产率差别不大的情况下，工作时长差异就成为收入差异的重要原因。分地区看，西部地区和东北部地区差异相对较大。因此，尽管无雇工自雇的平均收入水平要高于工资雇佣，但相对于有雇工自雇与工资雇佣，这种差异显然要低得多。无雇工自雇相对于工资雇佣的收入优势，也就不那么明显。

表4 无雇工自雇与工资雇佣的收入差异

Table 4 Income difference between nown-account worker and salaried employee

分类标准	样本类别	ATT	处理组	控制组	标准误	T 统计量	差异是否显著
全样本	全样本	569.69	3 808.01	3 238.31	22.10	25.77	是
分性别	男性	381.37	4 030.92	3 649.54	32.61	11.69	是
	女性	818.01	3 486.94	2 668.93	25.87	31.61	是
分地区	东部	607.89	4 185.51	3 577.62	37.91	16.03	是
	中部	592.85	3 653.59	3 060.73	52.60	11.27	是
	西部	621.38	3 573.56	2 952.17	34.74	17.88	是
	东北部	657.13	3 837.30	3 180.16	60.67	10.83	是
分经济区	珠三角	514.60	3 996.61	3 482.01	100.95	5.10	是
	长三角	733.13	4 520.00	3 786.87	67.30	10.89	是
	环渤海	534.29	3 978.80	3 444.51	52.85	10.11	是

在表5中,流动人口有雇工自雇与无雇工自雇的收入差异亦非常显著.首先,男性之间的平均收入差异要比女性高,这可能源于男性内部的禀赋差异要大于女性内部.以年龄和受教育年限为例,样本中男性的标准差分别为女性的1.14倍和1.12倍,而禀赋差异则跟收入差异直接相关.其

次,从不同地区的ATT来看,东部地区的值要明显大于其他地区,表明有雇工自雇在东部地区具有更高的收入激励.另外,从东部地区内部来看,环渤海经济区的收入差异较大.上述地区差异主要是由于不同地区在经济开放度、信息透明度等方面的不同,这种不同会影响到流动人口自雇的决策^[46].

表5 有雇工自雇与无雇工自雇的收入差异

Table 5 Income difference between self-employment with employee and down-account worker

分类标准	样本类别	ATT	处理组	控制组	标准误	T 统计量	差异是否显著
全样本	全样本	888.86	4 927.92	4 039.06	35.61	24.96	是
分性别	男性	1 096.44	5 177.22	4 080.77	46.84	19.13	是
	女性	913.13	4 553.91	3 640.78	53.28	17.14	是
分地区	东部	1 156.99	5 674.54	4 517.55	68.91	16.79	是
	中部	915.68	4 695.35	3 779.55	915.68	11.95	是
	西部	691.25	4 435.65	3 744.39	51.60	13.40	是
	东北部	1 099.23	5 096.10	3 996.87	124.39	10.44	是
分经济区	珠三角	910.05	5 140.22	4 230.17	175.08	5.20	是
	长三角	1 139.17	6 030.91	4 891.74	129.60	8.79	是
	环渤海	1 323.95	5 711.95	4 387.99	104.12	12.71	是

3.3 自雇对收入的非线性影响

根据表6所示的UQR结果,可以看出流动人口自雇对收入的影响是否因收入水平的不同而存在非线性关系.这里,仍然按有雇工自雇、无雇工自雇和工资雇佣进行分类比较.

首先,对有雇工自雇与工资雇佣而言,所有分位点上的估计结果均显著为正,且估计系数总体上随着分位点的上升而升高,特别是高分位点的估计系数非常大.因此,相对于工资雇佣,有雇工自雇的收入随收入水平升高而加速上升,这种效应在高收入阶层中更加显著.显然,在任何收入水平上,有雇工自雇都是相对于工资雇佣的更好选择.

其次,无雇工自雇与工资雇佣的估计系数都显著;且除70分位点外,估计系数大体上也呈现出随分位点升高而逐渐增加的趋势.说明在大多数收入层次上,无雇工自雇的收入要高于工资雇佣.

最后,就有雇工自雇与无雇工自雇的估计系数来看,尽管估计系数都为正,但在高分位点上的估计系数普遍不显著.另外,从估计系数随分位点的变化趋势上看,也并未呈现出一致性的特征.而值得注意的是,低分位点(10、20、30、40)上的估计系数要明显较高,意味着有雇工自雇和工资雇佣之间的收入差异,在低收入阶层间表现得更为明显.

表6 无条件分位数回归结果
Table 6 Results of unconditional quantile regression

分位点	类别		
	有雇工自雇与工资雇佣	无雇工自雇与工资雇佣	有雇工自雇与无雇工自雇
10分位	407(54.07)**	210(26.79)***	2 650(828.14)***
20分位	1 209(68.88)***	167(28.14)***	3 000(559.19)***
30分位	909(113.04)***	483(37.28)***	3 000(573.08)***
40分位	1 406(215.58)***	519(60.34)***	2 800(671.60)***
50分位	1 390(171.21)***	654(43.29)***	3 950(2 547.31)
60分位	1 782(121.70)***	798(55.73)***	4 450(2 484.12)*
70分位	1 984(121.52)***	761(91.50)***	3 500(2 524.17)
80分位	2 430(285.35)***	984(54.38)***	1 900(3 987.11)
90分位	4 549(289.13)***	1 870(79.01)***	934(1 033.94)

注：括号内为标准误，*、**、*** 分别表示在10%、5%和1%水平上显著。

进一步，无条件分位数分解有助于更为深入地揭示出引致不同劳动参与状态收入差异的原因，相关结果如表7所示。第一，无论是哪两种劳动参与方式相比较，结构效应大都显著为正、占总效应的比重最高；并且，结构效应占大都随分位点的上升而增大。这说明个体条件(禀赋)差异是造成不同劳动参与方式间收入差别的最主要原因，并且其影响程度随收入水平的上升而越明显。显然，不同个体在年龄、受教育水平、职业属性等方面的差别，能够解释有雇工自雇、无雇工自雇和工资雇佣之间收入差异的绝大部分。第二，就报酬效应而言，自雇(含

有雇工自雇与无雇工自雇)与工资雇佣之间的数值大多显著为负且绝对值较小^⑮，意味着尽管各类要素的回报差异起着缩小收入差异的作用，但这种效果相对比较有限。而就有雇工自雇与无雇工自雇而言，报酬效应显著为正且随分位点增大，说明禀赋回报之间的差异同时扩大了二者之间的收入差异。总的来说，不同劳动参与方式之间的收入差异主要源于个体条件(禀赋)的多寡；自雇与工资雇佣间的禀赋回报差别在一定程度上抑制了收入差异扩张，有雇工自雇与无雇工自雇之间的禀赋回报差别甚至促进了收入差异扩张。

表7 无条件分位数分解结果
Table 7 Results of unconditional quantile decomposition

有雇工自雇与工资雇佣									
	10分位	20分位	30分位	40分位	50分位	60分位	70分位	80分位	90分位
总效应	293.28***	845.05***	857.45***	1 133.01***	1 495.48***	1 779.31***	2 074.18***	2 685.37***	3 546.64***
报酬效应	-42.72***	-42.72***	-109.00***	-40.75***	-40.75***	-52.42***	-0.32	109.55***	22.56***
结构效应	354.71***	963.80***	976.19***	1 249.99***	1 628.35***	1 880.15***	2 260.41***	3 093.41***	4 722.35***
剩余效应	-18.70	-76.02***	-9.74	-76.22	-92.11*	-48.40	-185.90	516.58***	-1 198.27***
无雇工自雇与工资雇佣									
	10分位	20分位	30分位	40分位	50分位	60分位	70分位	80分位	90分位
总效应	297.56***	68.77***	18.34***	127.21***	256.79***	484.36***	565.72***	569.39***	700.78***
报酬效应	57.80***	-88.33***	-233.93***	-105.49***	-105.03***	-217.52***	-108.97***	-366.75***	-148.373***
结构效应	209.23***	101.55***	169.95***	197.49***	327.07***	569.38***	821.18***	647.93***	1 211.6***
剩余效应	30.52***	55.55***	82.31***	34.75***	34.75***	132.50***	-146.48***	288.21***	-362.43***
有雇工自雇与无雇工自雇									
	10分位	20分位	30分位	40分位	50分位	60分位	70分位	80分位	90分位
总效应	590.84***	776.28***	839.10***	1 005.80***	1 238.68***	1 294.95***	1 508.45***	2 115.98***	2 845.85***
报酬效应	98.81***	64.34***	223.80***	105.19***	105.19***	174.05***	440.66***	143.03***	632.69***
结构效应	533.60***	657.74***	720.56***	800.63***	1 030.46***	1 138.53***	1 243.24***	1 743.67***	2 220.09***
剩余效应	-41.58***	54.19***	-105.26***	99.97***	103.02***	-17.63	-175.46***	229.27***	-6.92

注：*、**、*** 分别表示在10%、5%和1%水平上显著。

⑮ 效应值为正，说明是引致收入差异扩大的因素；为负，则是缩减收入差异的因素。

4 结束语

本文将自雇细分为有雇工自雇和无雇工自雇,基于2016年全国流动人口卫生计生动态监测调查数据构建了137 529个样本,从微观个体特征和宏观环境两个维度采用多项logit模型考察了两类自雇的决定机制并辨析其差异,以及并运用模拟自然实验的PSM测度了两类自雇与工资雇佣的平均收入差异,进一步使用UQTE模型明晰了自雇影响收入的非线性关系,从而获得了有关自雇影响因素及其收入效应的研究结论。

1)流动人口有雇工自雇与无雇工自雇的决定机制存在明显差异。第一,年龄与自雇概率存在着倒U关系,并且外出年限越长越容易产生自雇行为;但是,女性更容易在较低的年龄形成有雇工自雇,而男性则只能形成无雇工自雇。第二,受教育水平提升会引致有雇工自雇,而不会引致无雇工自雇。第三,男性较女性更容易产生自雇,但制约女性自雇的原因并非是子女、老人等“家庭负担”,流动人口的居住分离使得女性从家庭负担中“解脱”出来,反而有助于自雇的产生。第四,具有城市户籍的流动人口其自雇倾向相对较弱,但具有城市户籍的女性却更容易形成有雇工自雇。第五,技能型劳动力并不会选择自雇,而在第三产业就业的非技能劳动力则更容易产生自雇。第六,失业状况是促进无雇工自雇的“推力”,经济增速会同时对自雇产生“拉力”和“推力”,金融发展水平越高有利于有雇工自雇、不利于无雇工自雇。

2)流动人口自雇的平均收入明显高于工资雇佣,其中有雇工自雇最高,无雇工自雇次之,工资雇佣最低。总体上,经济越发达的地区,自

雇与工资雇佣的收入差异更大,意味着自雇的收入激励效应更明显。显然,从收入差异角度而言,自雇是相对于工资雇佣的更好选择。

3)流动人口不同类型自雇收入的呈现出非一致的非线性关系。与工资雇佣相比,有雇工自雇的收入随收入水平上升而显著增加,特别是高收入阶层的收入差异非常突出。相对于工资雇佣,无雇工自雇的收入也随收入分位点的上升而增强,但这种相对差距总体不大。另外在低收入等级上,有雇工自雇的收入会明显地高于无雇工自雇。所以,自雇在大多数收入层级上都体现出更高的收入水平。

上述结论具有明显的政策含义。流动人口自雇是一种收入相对较高的劳动参与方式,特别是对有雇工自雇而言。有雇工自雇能够创造更多的就业机会,是提升经济活力的重要源泉。有雇工自雇往往与资本积累相关,其形成更依赖于外部条件的优化,特别是融资约束的缓解。因此,促进流动人口有雇工自雇的增长就需要在营商环境等软件建设上下功夫,这已成为创业从孵化器到加速器转变的重要手段。而无雇工自雇的收入虽存在优势但差距并不大,说明这类型自雇通常是在正规劳动力市场寻求就业受阻后的一种替代,可理解为生存型自雇。流动人口无雇工自雇主要集中于一般服务业,其进入门槛相对较低,影响因素主要在于家庭抚养负担、性别等。可以从就业技能、社会保障等方面为劳动力的无雇工自雇提供更为便利的服务,以此减少劳动力市场中的歧视性、制度性障碍。后续研究可进一步从风险意识、人力资本投资、资本积累等视角考察其对有雇工自雇的影响,也可以按地域来辨析文化等非正式制度对自雇的影响,以及自雇如何影响收入分配等问题。

参 考 文 献:

- [1] 黄志岭. 农民自我雇佣行为的决策因素及其特征分析[J]. 农业经济问题, 2016, 1: 103 - 109.
Huang Zhiling. Study on the rural workers' self-employment decision and characteristics[J]. Issues in Agricultural Economy, 2016, 1: 103 - 109. (in Chinese)
- [2] 叶文平, 李新春, 陈强远. 流动人口对城市创业活跃度的影响: 机制与证据[J]. 经济研究, 2018, 6: 157 - 170.
Ye Wenping, Li Xinchun, Chen Qiangyuan. How immigrant populations affect city entrepreneurship activity: Mechanisms and evidence[J]. Economic Research Journal, 2018, 6: 157 - 170. (in Chinese)

- [3] 石丹浙, 赖德胜. 自我雇佣问题研究进展[J]. 经济动态, 2013, 10: 143 - 151.
Shi Danxi, Lai Desheng. Research progress on self-employment[J]. Economic Perspectives, 2013, 10: 143 - 151. (in Chinese)
- [4] Sahasranamama S, Nandakumarb M K. Individual capital and social entrepreneurship: Role of formal institutions[J]. Journal of Business Research, 2020, 107: 104 - 117.
- [5] Stenard B S. Are transitions to self-employment beneficial[J]. Journal of Business Venturing Insights, 2019, 12: 1 - 13.
- [6] Block J, Sandner P. Necessity and opportunity entrepreneurs and their duration in self-employment: Evidence from German micro data[J]. Journal of Industry Competition & Trade, 2009, 9(2): 117 - 137.
- [7] Bernhardt I. Comparative advantage in self-employment and paid work[J]. Canadian Journal of Economics, 1994, 27(2): 273 - 289.
- [8] Borjas G J, Bronars S G. Consumer discrimination and self-employment[J]. Journal of Political Economy, 1989, 97(3): 581 - 605.
- [9] Fairlie R W, Woodruff C M. Mexican-American entrepreneurship[J]. B. E. Journal of Economic Analysis & Policy, 2010, 10(1): 137 - 139.
- [10] Dutta N, Kar S, Roy S. Education and self-employment: South Asian immigrants in the US labor market[J]. Iza Discussion Papers, 2014.
- [11] Wit G D. Model of self-employment in a competitive market[J]. Journal of Economic Surveys, 1993, 7(4): 367 - 397.
- [12] Premand P, Brodmann S, Almeida R, et al. Entrepreneurship education and entry into self-employment among university graduates[J]. World Development, 2016, 77: 311 - 327.
- [13] 黄志岭. 教育、自我雇佣收入及其城乡差异[J]. 农业经济问题, 2013, 34(6): 89 - 94.
Huang Zhiling. Education, self-employment income and urban-rural differences [J]. Issues in Agricultural Economy, 2013, 34(6): 89 - 94. (in Chinese)
- [14] 石丹浙, 吴克明. 教育促进劳动者自我雇佣了吗? ——基于 CHIP 数据的经验分析[J]. 中南财经政法大学学报, 2015, 210(3): 19 - 26.
Shi Danxi, Wu Keming. Did education promote self-employment of workers? An empirical analysis based on CHIP data [J]. Journal of Zhongnan University of Economics and Law, 2015, 210(3): 19 - 26. (in Chinese)
- [15] 景再方, 陈娟娟, 杨肖丽. 自雇还是受雇: 农村流动人口人力资本作用机理与实证检验——基于 CGSS 数据经验分析[J]. 农业经济问题, 2018, 6: 87 - 97.
Jing Zaifang, Chen Juanjuan, Yang Xiaoli. Self-employed or employed: Mechanism and empirical test of human capital in rural floating population: Analysis of experience based on CGSS data[J]. Issues in Agricultural Economy, 2018, 6: 87 - 97. (in Chinese)
- [16] 解 翌. 中国非农自雇活动的转换进入分析[J]. 经济研究, 2012, 2: 54 - 66.
Xie E. Transitions to non-farm self-employment in China[J]. Economic Research, 2012, 2: 54 - 66. (in Chinese)
- [17] Patela P C, Wolfe M T. Not all paths lead to Rome: Self-employment, wellness beliefs, and well-being[J]. Journal of Business Venturing Insights, 2020, 14: e 00183.
- [18] Lombard K V. Female self-employment and demand for flexible, nonstandard work schedules[J]. Economic Inquiry, 2010, 39(2): 214 - 237.
- [19] 何雅菲. 自雇创业还是雇佣就业——基于中国女性流动人口收入差异的考量[J]. 湘潭大学学报(哲学社会科学版), 2019, 43(3): 36 - 44.
He Yafei. Self-employed or employed: Based on the difference in income of female migrants in China[J]. Journal of Xiangtan University (Philosophy and Social Sciences), 2019, 43(3): 36 - 44. (in Chinese)
- [20] Zhang Q F, Pan Z. Women's entry into self-employment in urban China: The role of family in creating gendered mobility patterns[J]. World Development, 2012, 40(6): 1201 - 1212.
- [21] 刘云平, 王翠娥. 外来务工人员自我雇佣决定机制的性别差异[J]. 人口与经济, 2013(4): 96 - 102.
Liu Yunping, Wang Cuie. The gender difference on self-employment decision of migrant workers[J]. Population & Economics, 2013(4): 96 - 102. (in Chinese)

- [22] Galego A. Self-employment choice in Portugal: How different are women from men [R]. Economics Working Papers, 2006.
- [23] Aharon G. Self-employment of immigrant women in the United States: The role of country-of-origin and family-related policies[J]. Social Science Research, 2017, 63: 277 – 291.
- [24] Taniguchi H. Determinants of women's entry into self-employment[J]. Social Science Quarterly, 2002, 83(83): 875 – 893.
- [25] Saridakis G, Marlow S, Storey D J. Do different factors explain male and female self-employment rates? [J]. Journal of Business Venturing, 2014, 29(3): 345 – 362.
- [26] Borjas G J. The self-employment experience of immigrants[J]. Journal of Human Resources, 1986, 21(4): 485 – 506.
- [27] Bates T. Self-employment entry across industry groups[J]. Journal of Business Venturing, 1995, 10(2): 143 – 156.
- [28] Xiang J Y, Liu C H, Li Y M. The impact of household real estate and self-employment: Evidence from China[J]. Economic Modelling, 2021, 94: 873 – 884.
- [29] Heckman J J, Kautz T. Hard evidence on soft skills[J]. Labour Economics, 2012, 19(4): 451 – 464.
- [30] Hu F. Risk attitudes and self-employment in China[J]. China & World Economy, 2014, 22(3): 101 – 120.
- [31] Haapanen M, Tervo H. Self-employment duration in urban and rural locations[J]. Applied Economics, 2009, 41(19): 2449 – 2461.
- [32] Pfeiffer F, Reize F. Business start-ups by the unemployed: An econometric analysis based on firm data[J]. Labour Economics, 2000, 7(5): 629 – 663.
- [33] Millán J M, Congregado E, Román C. Determinants of self-employment survival in Europe[J]. Small Business Economics, 2012, 38(2): 231 – 263.
- [34] 宁光杰. 自我雇佣还是成为工资获得者? ——中国农村外出劳动力的就业选择和收入差异[J]. 管理世界, 2012, 7: 54 – 66.
Ning Guangjie. Self-employment or being a wage gainer? Employment choice and income difference of rural outgoing labor forces in China[J]. Management World, 2012, 7: 54 – 66. (in Chinese)
- [35] 曹永福, 杨梦婕, 宋月萍. 农民工自我雇佣与收入: 基于倾向得分的实证分析[J]. 中国农村经济, 2013(10): 30 – 41, 52.
Cao Yongfu, Yang Mengjie, Song Yueping. Self-employment and income of migrant workers: An empirical analysis based on tendency score[J]. Chinese Rural Economy, 2013(10): 30 – 41, 52. (in Chinese)
- [36] Earle J S, Sakova Z. Business start-ups or disguised unemployment? Evidence on the character of self-employment from transition economies[J]. Labour Economics, 2000, 7(5): 575 – 601.
- [37] Millán J M, Congregado E, Román C. Persistence in entrepreneurship and its implications for the European entrepreneurial promotion policy[J]. Journal of Policy Modeling, 2014, 36(1): 83 – 106.
- [38] 蔡栋梁, 邱黎源, 孟晓雨, 等. 流动性约束、社会资本与家庭创业选择——基于 CHFS 数据的实证研究[J]. 管理世界, 2018, 9: 79 – 94.
Cai Dongliang, Qiu Liyuan, Meng Xiaoyu, et al. Mobility constraint, social capital and family entrepreneurial choice: Empirical research based on CHFS data[J]. Management World, 2018, 9: 79 – 94. (in Chinese)
- [39] Goller D, Lechner M, Moczall A, et al. Does the estimation of the propensity score by machine learning improve matching estimation? the case of Germany's programmes for long term unemployed[J]. Labour Economics, 2020, 65: 101855.
- [40] 马草原, 文雯. 垄断、所有制性质对行业收入差距的影响——基于中国工业经济数据的研究[J]. 经济管理, 2015, 37(11): 1 – 10.
Ma Caoyuan, Wen Wen. The effects of industrial monopoly and ownership on inter-industrial income gap: A study based on the data of China's industrial economics[J]. Business Management Journal, 2015, 37(11): 1 – 10. (in Chinese)
- [41] Frölich M, Melly B. Unconditional quantile treatment effects under endogeneity[J]. Journal of Business & Economic Statistics, 2013, 31(3): 346 – 357.
- [42] Firpo S. Efficient semiparametric estimation of quantile treatment effects[J]. Econometrica, 2007, 75(1): 259 – 276.
- [43] Congregado E, Millán J M, Román C. The emergence of new entrepreneurs in Europe[J]. International Economics, 2014,

138: 28 – 48.

- [44] 吴彩容, 吴声怡. 欠发达地区农村劳动力自我雇佣行为影响因素分析——以福建沙县为例[J]. 技术经济, 2012, 31(1): 86 – 90.

Wu Cairong, Wu Shengyi. Analysis on influencing factors of self-employment behavior of rural labors in underdeveloped region in China: Taking Shaxian County in Fujian Province as example[J]. Technology Economics, 2012, 31(1): 86 – 90. (in Chinese)

- [45] 段玉婉, 纪 珽. 中国地区间收入差异变化的影响因素探究——基于国内价值链视角的分析[J]. 管理科学学报, 2018, 21(12): 111 – 123.

Duan Yuwan, Ji Ting. Dynamic of China's regional income disparity and its determinants: A domestic value chain perspective[J]. Journal of Management Sciences in China, 2018, 21(12): 111 – 123. (in Chinese)

- [46] Luo M, Chong T T. Regional differences in self-employment in China[J]. Small Business Economics, 2019, 53(3): 813 – 837.

The determination mechanism and income difference of migrants' self-employment in China

*HUANG Xiao*¹, *HUANG Shou-jun*^{2*}

1. Research Center for Economy of Upper Reaches of the Yangtze River, Chongqing Technology and Business University, Chongqing 400067, China;
2. School of Public Affairs, University of Science and Technology of China, Hefei 230026, China

Abstract: In addition to the salaried employee, self-employment (including self-employment with employees and own-account workers) is another important mode of job participation for migrants. Based on the data of 2016 national migrants survey, this paper uses Mlogit model to examine the determination mechanism of self-employment, and measures the average and non-linear income difference by propensity score matching and unconditional quantile treatment effect model respectively. The results indicate that: 1) Education is conducive to self-employment with employees instead of own-account workers. Males are more likely to be self-employed than females, and individual's hukou status represents insignificant relationship with self-employment. The professional technicians do not tend to be self-employed, while the unskilled labor in the service industry is more likely to be self-employed. 2) Self-employment with employees enjoys the highest income level on average, followed by own-account workers and salaried employees. Particularly, such income difference is wider in more developed regions. 3) Relative to salaried employees, the income of the two types of self-employment rises with income levels, and self-employment with employees enjoys the widest income gap. The income difference between different labor participation modes is mainly caused by varied individual endowments.

Key words: migration; self-employment; determination mechanism; income difference; propensity score matching