周春芳. 性别视角下我国农民工的自我雇佣与收入效应［J］. 山西农业大学学报（社会科学版），2023，22（2）：115-124.
ZHOU Chunfang. Gender difference in the self-employment choice and it's income effect of Chinese rural migrants［J］. Journal of Shanxi Agricultural University（Social Science Edition），2023，22（2）：115-124.
DOI：10.13842/j.cnki.issn1671-816X.2023.02.013

性别视角下我国农民工的自我雇佣与收入效应

周春芳
（江苏省社会科学院 农村发展研究所，江苏 南京 210004）

摘 要：自我雇佣是农民工实现经济和社会融合的重要途径。本研究利用CLDS2014调查数据，采用Heckman两步法，在纠正样本选择性偏误的基础上，考察了农民工自我雇佣及其收入效应的性别差异。结果发现，女性农民工从事自我雇佣的比例较低，且生存型比例高、经营规模小、经营绩效劣于男性，女性自雇者的收入水平低于男性。人力资本、社会资本及社会性别分工与家庭角色的不同，致使男女农民工从事自雇活动的动机差异较大，并最终导致自雇者较大的性别收入差距。为此，公共政策应将性别意识纳入政府决策范畴，为女性农民工创业提供更多的政策支持，以促进我国“以人为本”城镇化目标的实现。

关键词：农民工；自我雇佣；收入回报；性别差异；Heckman两步法
中图分类号：F323.6 **文献标识码：**A 文章编号：1671-816X（2023）02-0115-10

一、研究背景

自我雇佣是与受雇于他人相对应的一种就业状态。作为创业的初始形式，自我雇佣不仅在贫困减少、创新精神培育、创业型经济发展、社会财富增长等方面具有重要作用[1]，而且是劳动者实现向上社会经济跃迁的重要基石[2-3]。已有研究显示，无论是工作满意度、经济收入、社会地位，还是幸福感，自雇者均优于受雇者[4-5]，尤其是对创业成功的农民工而言，自雇的收入溢价效果更显著[6]。针对国际移民的研究亦表明，自雇型移民年收入是迁入国蓝领工人的1.3倍[7]，甚至可能超过迁入国自雇者的收入水平[8]；与之相比，工资获取型移民则难以实现与迁入国本地居民的收入同化[9]，说明自我雇佣是外来移民实现经济和社会融合的重要途径。此外，基于德国自雇者的一项研究表明，生存型自雇能显著改善从业者的心理健康，而机会型自雇者的身心健康均得到显著改善[10]。国内针对农民工的研究也得出类似结论。研究发现，我国自雇农民工可逐渐实现积累和向上流动[11]，他们有较高的收入水平和较强的留城意愿[12-13]，较受雇者更容易实现与城镇职工的经济同化[14]。自我雇佣亦能改善农民工的健康水平，尤其是对在打工地居住少于5年、省会城市、男性农民工的促进更显著[15]。综上，自我雇佣能是提升劳动者福利水平的重要途径。

生物学特征、社会性别分工以及自身资源禀赋的差异，女性在风险感知、创业机会识别、创业资金获取等方面均处于劣势，故女性创业者的比例较男性低，且女性创业具有规模偏小、技术含量偏低、经营绩效劣于男性创业者等特点[15]。女性具有不同于男性的创业动机，男性大多是为寻求更高的社会地位和家庭声誉而创业，女性创业大多是为了追求独立性以及家庭和工作的兼顾[16]，创业动机的不同将导致性别间创业绩效的差异。那么，作为向上社会流动的重要形式和农民工社会融合的重要途径，具有何种特征的农民工更容易选择自我雇佣？不同性别农民工从事自我经营的可能性是否存在显著差异？对于自雇农民工而言，自我雇佣的类型及其收入效应是否存

收稿日期：2022-04-14 **修回日期：**2022-08-05
基金项目：国家社会科学基金一般项目“生命历程视角下留守经历的长期效应与社会支持体系研究”（22BJY248）
作者简介：周春芳，研究方向：劳动经济。

在明显的性别差距？作用机理如何？回答以上问题不仅有利于我国创业型经济的发展，还有助于研判女性农民工在城镇劳动力市场中的位置，为从社会性别视角提供差别化的社会支持政策提供依据。

早期研究表明，自我雇佣为那些受教育程度低，技术不熟练或处于失业的弱势群体提供一个应对机制[17]，人们往因无法获得工资性工作而被迫选择自我雇佣以维持生计，自我雇佣大多被归为非正规就业。近期研究显示，随着就业环境的改变，自我雇佣不再是劳动者的被动选择，而具有企业家精神或创业才能的个体权衡利弊后的主动选择[18]。自我雇佣是追求效用最大化的劳动者在资源约束条件下的理性选择。研究表明，人力资本、社会资本与当地劳动力市场条件均会影响农民工的就业选择[19-20]，其中学历较高、未婚女性从事自雇的可能性较小，而非认知能力较强者更倾向于选择自我雇佣[21]。父母职业对子代的自雇选择有显著影响，自雇的父母可通过财富代际传递、技能与价值观的代际传递、声誉和顾客源等社会资本的代际传递，促进其子代的自雇活动[22]。此外，流动性约束降低个体从事自我雇佣的概率，初始资本投入规模对自雇收入有正面影响[19]。与对国际移民的研究结论相类似，我国自雇农民工的收入远高于受雇者[23-24]。

以上文献构成本研究的基础，但现有文献尚缺乏从性别视角对自我雇佣决定机制与收入效应的研究。实际上，女性自我雇佣的动机和行为具有不同于男性的特点，其风险规避程度高、人力资本和社会资本较男性差，且性别分工使其面临严重的工作－家庭冲突，这会导致女性自我雇佣的可能性、自我雇佣的类型及自我雇佣的收入与男性存在较大差异，而忽略这种性别差异将导致我国政策干预的偏差。基于此，本研究着重考察我国农民工从事自我雇佣及其收入回报的性别差异。

二、农民工自雇经营与个体特征的性别差异

（一）数据来源

本研究采用中山大学CLDS2014数据。根据以往研究和自我雇佣的定义，本研究中自我雇佣包括雇主（有雇员）和自雇（无雇员）。基于此，笔者将研究对象界定从事自我雇佣的16～64岁的农民工，并将受雇农民工作为参照组；农民工界定为户口为农业、在户籍所在乡镇外的务工经商者。共获得有效样本2769个，如无特殊说明，下文分析均是基于2769个样本。

（二）不同就业状态农民工特征的性别差异

所有变量的数据特征如表1所示。从事自雇经营的农民工有780人，占比28.16%；受雇农民工有1989人，占比71.83%。从性别分布看，男性1629人，占比58.94%；女性1140人，占比41.06%。从事自雇经营的农民工中，男性有519人，占比66.54%，女性有261人，占比33.46%。

由表1可知，从事自我雇佣的农民工平均年龄为41岁，较受雇者长4岁左右。这可能与年长者经验较为丰富且流动性约束较低有关。无论是自雇还是受雇，女性农民工的年龄均低于男性约3岁左右。从事自我雇佣的农民工中，高中及以下学历者占94.81%，而受雇农民工中大专以及上学历者占到16.63%，说明受教育程度越高，个体从事自我雇佣的概率越低。从性别差异看，女性自雇者受教育年限低于男性，大多分布在初中及以下文化程度。此外，自雇者参加技能培训的比例较受雇者低约10个百分点，且女性自雇者参加培训的比例更低，仅为男性自雇者的55.90%。自雇者的外出年限为16.2年，高出受雇者3年左右，一般而言，外出年限较长的农民工更熟悉劳动力市场的运行规则，能更好地识别出创业机会，且较长的外出务工年限可以促进农民工的财富积累，弱化其从事自我雇佣的流动性约束。但与男性自雇者相比，女性自雇者的外出年限少2.6年。本研究采用的身体健康为自评健康，1－5表示从非常不健康到非常健康。由表1可知，自雇者与受雇者间身体健康的差异不明显，但女性自雇者的健康状况劣于男性。本研究以对其工作有帮助的社会关系网规模来度量社会资本，由表1可知，自雇者的社会资本总量为受雇者的28.4倍。一般而言，社会资本可以提供丰富的创业信息资源和有效的资金支持，这有利于潜在主体更好地进行创业机会识别，且社会资本可以为自雇活动的扩展提供稀缺性资源，因而是农民工从事自我雇佣及其收入的重要决定因素，

表1 不同就业状态农民工特征的性别差异

	受雇者			自雇者		
	男性	女性	总体	男性	女性	总体
年龄（周岁）	38.76	35.12	37.16	42.38	39.51	41.43
教育年限（年）	9.43	9.36	9.40	8.31	8.15	8.26
小学及以下（%）	12.43	16.71	14.31	19.65	22.56	20.62
初中（%）	44.69	41.65	43.34	56.23	55.25	55.90
高中（%）	27.39	23.60	16.63	18.87	17.12	18.29
大专及以上（%）	15.50	18.08	16.63	5.25	5.06	5.19
参加过技能培训（%）	18.02	18.54	18.24	9.73	5.44	8.30
外出年限（年）	14.87	11.22	13.27	17.10	14.43	16.20
身体健康（%）						
非常不健康	0.09	0	0.05	0	0.39	0.13
比较不健康	0.99	1.03	1.01	0.59	1.17	0.78
一般	8.74	12.93	10.58	7.23	7.81	7.42
健康	16.85	19.57	18.04	21.88	25.39	23.05
非常健康	73.33	66.48	70.31	70.31	65.23	68.62
社会资本	1.17	1.20	1.19	47.13	6.98	33.75
每周工作时间（小时）	50.85	48.57	49.84	51.06	53.08	52.66
每月工作时间（天）	25.02	24.85	24.94	25.70	26.82	26.10
每年工作时间（月）	10.98	10.70	10.85	10.68	10.94	10.78
年总收入（元）	41 537	27 599	35 411	110 220	67 218	95 904
样本数	1110	879	1989	519	261	780

但由表1可知，女性自雇者的社会资本总量仅为男性的14.8%。

自雇者的收入包括对其人力资本的回报和金融资产的投资收益两部分，而受雇者的收入仅涵盖了前者，如果不剔除自雇收入中的投资收益部分，那么可能会高估自我雇佣的收入回报。基于此，本研究借鉴Hurst and Lusardi（2003）提出的自我雇佣净收入法[25]，即在自我雇佣收入中减去金融资本的投资收益，投资收益率一般按照5%来测算。由于自雇者工作时间的安排更自由，单位时间的工作强度较低，故自雇者和受雇者间工作时间的可比性不强，因而本研究将城乡劳动者收入界定为年总收入，并取其对数。基于自我雇佣净收入法计算的自雇者年均收入为9.59万元，为受雇者的2.7倍。这可能与自雇者劳动时间较长有关，进一步分析发现，样本中，自雇者每周和每月的工作时间分别是受雇者的1.06倍和1.05倍，更为重要的是，自雇者不仅要担任管理者和劳动者的双重角色，还要应对复杂多变的外部环境，而受雇者大多从事标准化、日常化、简单化的劳动，从这种意义上讲，自雇者较高的收入水平是对其较长工作时间、复杂劳动的回报。从性别角度看，尽管女性自雇者的工作时间长于男性，但其年收入仅为男性自雇者的60.99%，而女性受雇者的年收入为2.76万元，为男性受雇者的66.44%，这是女性自雇者人力资本、社会资本等资源禀赋较低的结果，也可能与在自雇劳动力市场上女性遭遇更为严重的歧视有关。

（三）农民工自雇行为的性别差异

不同性别农民工自我雇佣行为的数据统计结果如表2所示。由表2可知，女性农民工从事自雇的比例较男性低近9个百分点，这与女性资源禀赋、生理特征及社会性别分工有关。GEM（全球创业观察）将自雇者按原因划分为机会型创业者和生存型创业者。前者是那些看到商业机遇才选择成为创业者的人，后者是那些因为找不到其他工作而选择自我雇佣的人。本研究据此将因为“抓住好的创业机会”“当时有好的工作岗位，但创业机会更加好”而从事自雇者界定为机会型，将“没有更好的工作选择”“没有更好的工作选择、抓住好的创业机会”而从事自雇者界定为生存型。据此定义，农民工中有近2/3的自我雇佣

者属于生存型，女性自雇农民工中生存型的比例高出男性3%。一般而言，生存型自雇具有技术含量低、风险小、资金需求少的特点，女性人力资本、社会资本等资源禀赋与风险规避程度较容易与之相匹配；更为重要的是，生存型自雇具有工作时间相对灵活的特点，可以使女性在为家庭提供收入来源的同时，兼顾到家庭生产的责任，因而女性农民工中生存型自雇的比例较高。

从行业分布看，2/3的女性农民工在批发和零售贸易、餐饮业及社会服务业从事自雇活动，其中51.33%的女性自雇者集中在批发和零售贸易、餐饮业；近54%的男性农民工在批发和零售贸易、餐饮业和建筑业从事自雇活动，其中建筑业的男性自雇者占28.54%，行业分布的差异与男女体能和心理特征、社会性别分工具有较强关系。自雇农民工的经营规模相对较小，近3/4的自雇者初始投资规模在5万元以下，相对而言，男性自雇者无论是初始投资还是现有资产总额均高于女性，初始投入资金在10万元～50万元的男性自雇者高出女性7个百分点，5万元以下者比女性自雇者低7个百分点；男性自雇者的现有资产总额为9.27万元，为女性的1.85倍。家庭储蓄是农民工自我雇佣重要的资金来源，女性依靠自身积累的比例略高，通过银行贷款等市场化渠道略低；且女性负债总额较男性少，这可能与女性风险规避程度较高、经营规模较小有关。从创造的就业岗位来看，男性自雇者平均雇员人数为1.75人，最高者达到400人，分别是女性的2.5倍和13.3倍左右。女性自雇者的经营绩效明显低于男性，其中男性自雇者的利润总额为8.33万元，是女性自雇者的1.5倍。

综上所述，女性农民工从事自我雇佣的比例低于男性，且对于从事自我雇佣的农民工而言，无论是经营规模还是经营绩效，女性自雇者均低于男性，这可能与女性自雇者生存型的比例较高有关。研究表明，生存型自我雇佣者大多缺乏足够的主观能动性，只能保持现状或仅有小规模发展；而机会型的自我雇佣者将自雇视为实现其个人目标的重要手段，具有充分的进取性，通常会取得大规模的发展[15]。

三、实证检验

（一）研究方法

Hurst and Lusardi认为，直接比较自雇者和受雇者年收入的做法缺乏合理性，因为自雇并非随机行为，它受到投入的资金和精力、风险承担

表2 农民工自我雇佣行为的性别差异

指标		男性	女性
自雇者比例（%）		31.86	23.00
自雇类型（%）	生存型	60.96	63.55
	机会型	39.04	36.45
行业分布（%）	批发和零售贸易、餐饮业	25.32	51.33
	建筑业	28.54	5.31
	社会服务业	8.15	13.27
初始资金规模（%）	小于5万元	74.09	81.18
	5万元～10万元	9.86	9.41
	10万元～50万元	12.96	5.94
	50万元以上	3.1	3.47
初始资金来源（%）	自己储蓄	49.12	50.53
	家庭内社会网络	28.55	27.60
	家庭外社会网络	10.22	10.19
	市场化渠道	12.10	11.68
自雇经营情况	雇员人数（人）	1.75	0.71
	资产总额（元）	92 718	50 141
	负债总额（元）	6122	3245
	利润总额（元）	83 296	55 627

等因素约束，且收入较高、风险偏好更强的劳动者选择自我雇佣的概率越高，由此我们得到的自我雇佣样本具有自选择性[25]。基于此，本研究选用Heckman两阶段法，在消除样本选择偏误的基础上，实证检验农民工自我雇佣及其收入效应的性别差异。

自我雇佣归根到底是农民工的职业选择问题。一般而言，在一定的预算约束内，追求效用最大化的劳动者会权衡不同就业状态的成本和收益，选择能够实现个人最大效用的就业状态，从而每个劳动者都会选择有利于实现自身比较优势的职业。本研究假定，作为经济理性人，农民工的就业选择是在自身资源禀赋的约束下，对自雇和受雇两种就业状态所带来的总效用进行比较的结果。假定农民工从事自雇经营和工资性工作的收入分别为Y_i^{se}和Y_i^{ws}，均为可观测变量X_i和不可观测特征的ε_i（如能力和偏好）的函数，具体可表示为：

$$Y_i^{se}=\beta_i^{se}X_i+\varepsilon_i^{se}$$
$$Y_i^{ws}=\beta^{ws}X_i+\varepsilon^{ws}$$

其中，ε^{se}和ε^{ws}服从均值为0，方差分别为σ_{se}^2、σ_{ws}^2的正态分布。

当$Y^{se}>Y^{ws}$时，即：$I_i^*=Y_i^{se}-Y_i^{ws}=(\beta_i^{se}X_i+\varepsilon_i^{se})-(\beta_i^{ws}X_i+\varepsilon_i^{ws})=w_i\gamma+e_i>0$，农民工选择自我雇佣，而当$I_i^*=Y_i^{se}-Y_i^{ws}=w_i\gamma+e_i<0$时，农民工选择从事工资性劳动，可以写成如下方程：

$$I_i=\begin{cases}1, I^*>0\\0, I^*<0\end{cases}, \text{其中} I^*=W_i\gamma+e_i$$

$\lambda=\dfrac{\phi(z_i\gamma/\sigma_0)}{\varphi(z_i\gamma/\sigma_0)}$该方程可通过Probit模型进行估算，具体为以“是否自雇”作为第一阶段估计的被解释变量，使用全部参数对所有样本进行probit估计，并可从probit中得到转换比率λ以修正收入决定方程的选择性偏误。转换公式为：

其中，$\phi(z_i\gamma/\sigma_0)$为标准正态分布的密度函数，$\varphi(z_i\gamma/\sigma_0)$为相应的累积分布函数。

为了纠正样本的选择性偏误，将由Probit估计得到的λ引入自雇收入决定方程，以纠正选择性偏误，公式的具体形式为：$\ln Y_i=\beta_0 G_i+\beta_1 H_i+\beta_2 S_i+\beta_3 X_i+\alpha\lambda_i+\varepsilon_i$

其中，Y_i代表样本i的自雇收入，G_i为样本i的性别，其中$G_i=1$表示男性，$G_i=0$为女性；H_i代表样本i的人力资本水平，主要包括教育、务工经商年限、培训状况、健康状况等变量；S_i为样本i的社会资本水平，用对工作提供过帮助的社会关系网规模来度量；X_i为样本i包括人口学特征、家庭特征在内的控制变量，具体为年龄、婚姻状况、父代是否自雇（父母有一方以自雇为主即认为父代为自雇）、家庭净资产（房产、金融资产减去负债后的余额）、地区变量等，ε_i为随机扰动项；α为λ_i的回归系数，若通过了显著性检验，则表明样本存在选择性偏误，Heckman两步法具有适用性。

为了增强模型的可识别性并防止由第一阶段计算得到的逆米尔斯比（λ）与第二阶段模型的被解释变量出现严重的多重共线性，在第一阶段Probit模型中的解释变量需要引入与职业选择有关但与收入获取无关的变量。结合数据，本研究选择“社区内企业个数”作为排他变量。通常而言，社区内较多的企业可通过人口集聚效应创造一定的创业机会，而较多的企业数亦能起到积极示范作用，增强农民工创业的偏好。

（二）实证结果与分析

1. 不同性别农民工自我雇佣选择方程

农民工从事自我雇佣的影响因素如表3所示。由表3可知，在农民工总体样本和男性农民工样本中，社区内企业数的回归系数分别为0.4379和0.6264，且均在1%的水平上通过了显著性检验，表明社区内较多的企业个数可以促进农民工的自我雇佣，这与理论预期相一致，也说明了工具变量选取的合理性。

生物学特征和社会习俗所导致的社会性别分工，以及较低的人力资本和社会资本水平，阻碍了女性的自雇行为，受雇可能是女性更好的选择，这是女性从事自我雇佣的阻力；另一方面，作为家庭的主要照料者，女性面临的工作－家庭冲突更大，加之其在劳动力市场上遭遇的就业歧视，可能会促使她们选择工作时间弹性更大的自我雇佣，以实现家庭和事业的兼顾，这是女性从事自我雇佣的拉力。性别对自我雇佣的影响实际上取决于上述两种作用力的大小。由表3可知，性别的回归系数为0.2181，且在1%的水平上通

表3 农民工从事自我雇佣决定因素的probit回归结果

		总样本		男性农民工		女性农民工	
		系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
	性 别	0.2181***	0.0582	—	—	—	—
人力资本	教育年限	−0.0628***	0.0110	−0.0704***	0.0146	−0.0530***	0.0184
	接受过培训	−0.3248***	0.0876	−0.2386**	0.1085	−0.5061***	0.1622
	外出年限	0.0163*	0.0099	0.0066	0.0127	0.0300*	0.0165
	外出年限平方	−0.0004	0.0003	−0.0002	0.0003	−0.0006	0.0005
	身体健康	0.0137	0.0389	0.0014	0.0519	0.0365	0.0622
社会资本		0.1330***	0.0201	0.1438***	0.0246	0.1140***	0.0325
个人特征	年 龄	0.0463**	0.0224	0.0577**	0.0291	0.0273	0.0384
	年龄平方	−0.0004	0.0003	−0.0005	0.0003	−0.0002	0.0005
	有配偶	0.1740*	0.1035	0.1832	0.1356	0.1528	0.1744
家庭特征	父代自雇	0.2736**	0.1314	0.1606	0.1684	0.4664**	0.2151
	家庭资产	0.0001	0.0001	0.0002	0.0002	0.0001	0.0002
地区变量	东部地区	−0.3824***	0.0650	−0.3390***	0.0812	−0.4551***	0.1112
	中部地区	−0.2545**	0.1057	−0.2974**	0.1410	−0.1866	0.1755
社区内企业数		0.4379**	0.1887	0.6264***	0.2318	0.1454	0.2937
常数项		−1.9387***	0.4506	−1.9195***	0.5796	−1.5784**	0.7418
N		2678		1575		1103	

注：***表示在1%的水平下显著，**表示在5%的水平下显著，*表示在10%的水平下显著

过了显著性检验，说明男性农民工从事自我雇佣的概率高出女性24个百分点，这与前文结论相一致，表明女性从事自我雇佣的阻力大于拉力。

人力资本是农民工从事自我雇佣的重要决定因素。在总样本、男性农民工、女性农民工样本中，教育年限的回归系数分别为−0.0628、−0.0704和−0.0530，且均在1%的水平上通过了显著性检验，说明教育程度较高的农民工从事自雇的可能性较低，这可能与学历较低的农民工在工资部门遭受更大的就业歧视有关[23]，同时女性农民工教育年限的回归系数高于男性，这可能与文化程度高的女性农民工受雇的可能性较大，且她们大多喜欢稳定性较强的工作有关；也说明自雇农民工的学历水平不高，尤其是女性。在男性、女性农民工样本中，接受过培训的回归系数分别为−0.2386和−0.5061，表明接受过培训的男性和女性农民工，从事自我雇佣的概率是未接受过培训者的78.78%和60.28%，这可能与接受过培训的农民工在工资部门可以获得较高的收入回报，从事自我雇佣的机会成本较高有关。是否接受过培训对女性农民工的影响大于男性，这可能与女性农民工大多属于生存型自雇，技能的回报率较低，因而拥有一技之长者大多选择工资性就业有关。进一步分析发现，样本中22.49%的女性自雇者认为不需要接受专门的训练或培训，而在男性自雇者中该比例为36.14%，说明女性自雇者的技能要求较低。务工年限在总体样本中的回归系数为0.0163，在10%的水平上通过了显著性检验，但其二次项未通过显著性检验，表明务工经商年限较长的农民工从事自我雇佣可能性较大。从性别差异看，务工年限对男性从事自我雇佣的概率不存在显著影响，但可以显著促进女性从事自我雇佣的可能性。与男性相比，女性较为保守、风险承担力弱，而务工经商时间的延长，有利于她们积累本地化社会资本并掌握流入地劳动力市场的运行规则，这有助于其创业机会的识别。

社会资本也是影响农民工自我雇佣的重要因素。在男性和女性农民工样本中，社会资本的回归系数分别为0.1438和0.1140，且均在1%的水平上通过了显著性检验，表明社会资本丰富的农民工从事自我雇佣的可能性更大。一般来讲，社会资本能为农民工提供丰富的信息资源，可以降低自我雇佣者的信息获取成本，不仅有助于创业机会的识别，并通过与网络成员的讨论思考和资源评价对有关机会进行开发[26]，亦帮助潜在自雇

者进入信贷供给网络以缓解其信贷约束，且直接或间接的政治社会资本还能够协助他们获得营业许可执照[27]。与女性相比，社会资本对男性从事自我雇佣的促进作用较大，这可能与女性社会资本具有同质性强、规模小、层级低和非理性的特点，因而动员资源能力较弱有关[15]。

农民工自我雇佣也受个人和家庭特征的影响。其中，年龄在总体样本、男性农民工样本中的回归系数分别为0.0463和0.0577，经计算，其边际回归系数分别为0.0142和0.0178，均在5%的水平上通过了显著性检验，但其二次项的影响不具有统计学意义，因而随着年龄增长，农民工尤其是男性农民工从事自我雇佣的概率增加，其中年龄每增长1岁，农民工整体、男性农民工从事自我雇佣的概率将提高1.42%和1.78%，但其对女性自雇未有显著影响。有配偶者的回归系数为0.1740，在10%的水平上通过了显著性检验，表明有配偶者从事自我雇佣的概率较无配偶者高19%，这与配偶能提供创业支持并能分担一定的创业风险有关。父代从事自雇的农民工仍然从事自我雇佣的可能性为参照组的1.32倍，对女性农民工而言，该参数为1.59倍，而在男性农民工自雇决策方程中，该系数未通过显著性检验，说明父代从事自雇更有利于女性农民工的自我雇佣。一般而言，女性农民工人力资本水平有限且风险规避程度较高，父代为自雇者可以积累相关经验，增强其从事自我雇佣的风险认知，因而有利于其自雇选择。东部地区农民工从事自我雇佣的概率较中西部地区低31.8%，这与西部地区非农产业提供的就业机会不足有关。

2. 不同性别自雇农民工的收入决定方程

不同农民工自我雇佣收入影响因素如表4所示。由表4可知，λ的回归系数在总样本、男性农民工样本中回归系数分别为0.1688和0.2848，分别在10%和5%的水平上通过了显著性检验，表明农民工样本尤其是男性农民工样本存在显著的选择性偏误，Heckman两步法适用。

在总样本回归中，性别的回归系数为0.2704，且在1%的水平上通过了显著性检验，说明在从事自我雇佣的农民工样本中，男性的收入水平高出女性31%，这与前文分析结果相一致，女性较低的人力资本、社会资本及其创业类型、创业规模的不同，均可能导致女性自雇者的收入低于男性。

人力资本对自雇农民工收入具有显著的正向影响。其中，教育年限的回归系数为0.1057，且

表4 农民工自雇收入的性别差异及其决定因素

		总样本		男性农民工		女性农民工	
		系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
	性 别	0.2704***	0.0868	—	—	—	—
人力资本	教育年限	0.1057***	0.0192	0.0941***	0.0221	0.0998***	0.0323
	接受过培训	0.2996*	0.1698	0.0806	0.1651	0.8480***	0.3113
	迁移年限	0.0277**	0.0128	0.0279*	0.0144	0.0305	0.0230
	迁移年限平方	−0.0007**	0.0003	−0.0007*	0.0003	−0.0007	0.0006
	身体健康	0.1899***	0.0542	0.2250***	0.0718	0.1227	0.0996
社会资本		0.0754***	0.0278	0.1114***	0.0331	0.0212	0.0501
家庭特征	有配偶	0.4320**	0.1801	0.4509**	0.1869	0.4800	0.3043
	父代自雇	0.6783***	0.1760	0.6229***	0.2344	0.8258***	0.3101
	家庭资产	0.0004	0.0003	0.0014	0.0004	0.0001	0.0003
地区变量	东部地区	−0.1034	0.0953	−0.1849*	0.1078	−0.0024	0.1679
	中部地区	−0.0390	0.1366	−0.1083	0.1891	0.0725	0.2600
λ		0.1688*	0.0971	0.2848**	0.1276	0.0745	0.1603
常数项		8.2303***	0.3318	8.4339***	0.4015	8.4883***	0.5895
模型检验		R^2=0.158 N=704		R^2=0.181 N=469		R^2=0.139 N=235	

注：***表示在1%的水平下显著，**表示在5%的水平下显著，*表示在10%的水平下显著；VIF检验显示，在将年龄及其平方引入收入决定方程的情况下，这两个变量的方差膨胀系数高达83.24和82.49，表明方程存在较强的多重共线性，因而本部分剔除了这两个变量

在1%的水平上通过了显著性检验，说明文化程度较高的自雇者更容易获得高收入。从性别差异看，女性自雇者的教育回报率略高于男性，说明女性自雇者教育水平对其收入增长的促进作用更大。接受过培训的回归系数为0.2996，在10%的水平上通过了显著性检验，说明，接受过培训的自雇者收入较未接受过培训者高35个百分点，但这种效应在男性样本中未通过显著性检验，而接受过培训的女性自雇农民工较未接受过培训者的收入高133.5个百分点。这可能与学历高、接受过培训的女性从事机会型自雇活动的概率较高有关。进一步分析发现，样本中，高中及以上文化程度、接受过培训的女性自雇者，其从事机会型自雇活动的比例高出男性6.36和11个百分点，因而她们能获得较高的收入。迁移时长及其平方项在总样本中的回归系数分别为0.0277和－0.0007，均在5%的水平上通过了显著性检验，男性样本中同样如此，说明外出务工年限的延长，可以促进自雇者收入的提高，尤其是对男性农民工自雇者而言，这与前文分析相一致。但外出务工年限对女性自雇者收入的促进作用并未通过显著性检验，这可能与女性自雇者大多属于生存型创业，她们更加重视自雇活动所带来的时间自由、可以兼顾家庭等非收入目标，而男性自雇者“养家糊口”的角色定位使其更偏好于收入目标。身体健康的回归系数为0.1899，在1%的水平上通过了显著性检验，说明身体健康者更容易获得较高的自雇收入，尤其是对男性农民工而言，说明身体健康对男性自雇者的收入具有更为重要的影响。这与男性自雇者集中在建筑业等对体力要求较高的行业中有关，而女性自雇者大多集中在社会服务业。

社会资本在总样本中的回归系数为0.0754，在1%的水平上通过了显著性检验，说明社会资本是农民工自雇收入的重要决定因素。这与社会资本可以为创业者提供信息资源、创业资金支持等有关，这不但有利于创业机会的识别，更为重要的是，其中所蕴含的商业性社会资本，可以为自雇者提供更多的市场信息和企业发展所需的管理、技术知识，因而有利于其经营绩效的提升。从性别差异来看，社会资本在男性自雇者样本中的回归系数为0.1114，高于农民工总体水平，且在1%的水平上通过了显著性检验，而其对女性自雇者收入的影响未通过显著性检验，这可能与女性社会资本量少、同质性较强有关。农村地区的传统文化往往不赞成女性参与家庭外关系网和社团关系网，尤其是限制男女共同参与社会非正式交往[15]，加上女性农民工的职业特征和心理特点，其社会关系网络往往以家庭关系网为核心，规模较小且同质性较强，难以从中获取自雇活动所需的关键性资源，因而社会资本难以促进女性自雇者收入的提升。

个人和家庭特征也是影响农民工自雇收入的重要因素。其中，有配偶者的自雇收入高出无配偶者54.03%，男性自雇者这一比例为56.98%，但其对女性自雇者收入的影响不显著。说明婚姻状况对男性自雇者的收入影响更大。一般而言，“男主外、女主内”的家庭分工模式，使得女性大多担任相夫教子的角色，婚姻带给女性的家庭责任往往使其面临工作与家庭的两难选择，尤其是在养育孩子或家中有需要照料的老人时，女性往往会将更多精力投入到家庭生产活动中，这会影响对其自雇活动的投入，甚至将时间安排较为灵活的自雇视作实现其家庭事业平衡的重要途径；而对男性自雇者来讲，“主外”的角色定位以及配偶所承担的家庭责任，他们可以将更多精力投入到自雇活动中，使其通过经营绩效的提升寻求更高的社会地位，因而婚姻有助于男性自雇者收入水平的提高。父代自雇有利于农民工自雇收入的提高。其中，父代从事自雇的男性自雇者收入水平为参照组的1.86倍，女性这一比例更高，为参照组的2.29倍。研究表明，自雇的父代可以通过提高子女获得财产性收入的可能性、企业家必备技能和价值观的代际传递、声誉和顾客源等社会资本的代际传递[22]，不仅提高其从事自我雇佣的可能性，还有助于他们从自雇活动中获取更高的回报。此外，地区变量未通过显著性检验，说明在其他变量相同的情况下，地区间农民工自雇者的收入差异不明显。

值得注意的是，无论是对农民工的自雇选择还是自雇收入，家庭资产的回归系数均未通过显著性检验。这可能与“财不外露”导致被调查者对金融资产的过度低估有关。

四、结论与建议

本研究利用CLDS2014调查数据，采用Heckman两步法，从性别差异的视角考察了农民工自我雇佣的职业选择及其收入回报，主要得到如下结论：

第一，农民工自我雇佣具有较强的负向选择性，表现为文化程度不高、未接受过培训、父代自雇的男性农民工，从事自我雇佣的可能性更大。因丰富的社会资本可为农民工自雇活动提供关键性资源，因而是农民工自我雇佣经营及其收入的重要决定因素。

第二，女性农民工从事自我雇佣的可能性低于男性。主要原因在于：生物学特征和社会习俗所导致的社会性别分工，相对较短的外出年限及“量少”“低质”的社会资本，阻碍女性农民工的自雇选择。同时，女性自雇者生存型创业的比例高于男性。主要原因在于：生存型创业具有技术含量低、风险小、资金需求少的特点，女性人力资本、社会资本等资源禀赋与风险规避程度较容易与之相匹配；且时间安排灵活的生存型创业可以使女性实现家庭与事业的平衡。

第三，女性自雇者经营规模小、经营绩效劣于男性，因而自雇者农民工的收入存在显著的性别差异。主要原因在于：由于人力资本和社会资本水平较低，女性农民工从事生存型自雇的比例较高，且传统文化导致的家庭性别分工使她们更加重视自雇活动所带来的时间自由、可以兼顾家庭等非收入目标，因而其自雇活动仅能保持小规模发展；而男性自雇者“主外”的角色定位使其更加偏好于收入目标，他们通常将自雇活动视为实现其宏观目标的重要手段，且男性自雇者往往拥有丰富的社会资本，可以为其自雇活动提供更多的市场信息和企业发展所需的关键性资源，使其通过经营绩效的提升实现社会地位的提高。因而，创业动机的不同是导致两性间自雇收入差异的重要原因。

自我雇佣不仅是实现两性社会经济地位平等的重要手段，也是农民工经济和社会融合的重要途径。从这个意义上讲，提高女性农民工自我雇佣的比例和层次，对于我国新型城镇化目标的实现具有重要意义。那么，针对女性农民工在自雇中的弱势地位特点，公共政策应将性别意识纳入决策范畴，为女性农民工创业提供更多的政策支持。如针对农民工中的女性自雇者人力资本水平较低的特点，政府需加大政策宣传力度，提供创业技能培训等公共服务以提升其运营能力和水平；借鉴欧盟等发达国家的经验，构建女性创业教育、培训及支持体系，为女性的创业提供更好的支持。同时，引导女性农民工增加在流入地社会资本的积累，并通过资金融通弱化其流动性约束进而实现由受雇向自雇就业的转变。此外，加快发展多层次的保育事业、养老事业和家庭服务事业，对女性农民工提供一定程度的补贴，减轻其家务负担；倡导两性平等承担家庭责任，制定关于促进两性平等就业的法律法规，帮助她们更好地平衡工作与家庭，以促进我国“以人为本”城镇化目标的顺利实现。

参 考 文 献

[1] 石丹淅，赖德胜．自我雇佣问题研究进展[J]．经济学动态，2013（10）：143-151.

[2] Cummings，Scott，ed. *Self—Help in urban America：patterns of minority business enterprise* [M]. New York，Kenikart Press，1980.

[3] 王春超，张玲，周先波．社会关系网为什么能提升农民工工资[J]．统计研究，2017（2）：79-91.

[4] 胡枫．为什么创业者的工作满意度更高——收入还是自主性[J]．世界经济文汇，2017（2）：16-28.

[5] 周烁，金星晔，伏霖，等．幸福经济学视角下的居民创业行为：来自中国的经验发现[J]．世界经济，2020（3）：26-45

[6] 章莉．自我雇佣的收入效应、发展特征及其群体差异[J]．北京工商大学学报(社会科学版)，2018（6）：32-42.

[7] Constant A. The earnings of male and female guest-workers and their assimilation into the German labor market：a panel study 1994-1993[D]. US：Ph. D. Dissertation：Vanderbilt University：1998.

[8] Borjas，George J. The Self-Employment experience of immigrants[J]. Journal of Human Resources，1986，21（4）：485-506.

[9] Lofstrom M. Labor market assimilation and the self-employment decision of immigrant entrepreneurs[J]. Journal of Population Economics，2002，15(1)：83-114.

[10] Nikolova M. Switching to self-employment can be good for your health[J]. Journal of Business Venturing，2019，34（4）：664-691.

[11] 万向东．农民工非正式就业的条件与效果[J]．管理世界，2008（1）：63-74.
[12] 李树茁，王维博，悦中山．自雇与受雇农民工城市居留意愿差异研究[J]．人口与经济，2014（2）：12-21.
[13] 祝仲坤，冷晨昕．自雇行为如何影响农民工的市民化状态——来自中国流动人口动态监测调查的经验证据[J]．南开经济研究，2020（5）：109-129.
[14] 周春芳，苏群，常雪．自雇农民工的经济同化强于受雇农民工吗？——农民工自我雇佣的决定因素与高质量经济同化[J]．西部论坛，2020（1）：50-63.
[15] 刘鹏程，李磊，王小洁．企业家精神的性别差异——基于创业动机视角的研究[J]．管理世界，2013（8）：126-135.
[16] Shane S. Explaining variation in rates of entrepreneurship in the United States：1899-1988[J]. Journal of Management，1996，22（5）：747-781.
[17] Gong X.，A. Soest. Wage differentials and mobility in the urban labor market：a panel data analysis for Mexico[J]. Labor Economics，2002，9（4）：513-529.
[18] 袁红清，赵丙奇．收入与闲暇：外来农村女性自我雇佣就业的效用选择[J]．农村经济，2015（12）：105-110.
[19] 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（6）：89-95.
[20] 罗双成，陈卫民，江鑫．非认知能力与个人创业选择：理论与经验证据[J]．劳动经济研究，2020（2）：101-119.
[21] 朱志胜．农民工的自我雇佣选择与市场回报——基于2014年全国流动人口动态监测调查数据的实证检验[J]．人口与经济，2018（5）：100-112.
[22] Pasquier-Doumer L. Inter-generational transmission of self-employed status in the informal sector：a constrained choice or better income prospects? Evidence from seven West-African countries[J]. Journal of Africa an Economics，2012（22）：73-111.
[23] 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.
[24] 朱志胜．中国农民工进城自雇佣行为：规模、特征与进入机制[J]．现代经济探讨，2019（12）：116-125.
[25] Hurst E，Lusardi A. Liquidity constraints，household wealth and entrepreneurship[J]. Social Science Electronic Publishing，2003，112（2）：319-347.
[26] 苏群，赵霞，陈杰．社会资本、非正规金融与农民工自我雇佣[J]．中国农业大学学报(社会科学版)，2016（6）：85-95.
[27] YuehL. Self-employment in urban China：networking in a transition economy[J]. China Economic Review，2009，20（3）：471-484.
[28] Le AT. Empirical studies of self-Employment[J]. Journal of Economic Surveys，1999，13（4）：381-416.

Gender difference in the self-employment choice and it´s income effect of Chinese rural migrants

ZHOU Chunfang

（*Rural Development Institute*， *Jiangsu Provincial Academy of Social Sciences*， *Nanjing* 210004，*China*）

Abstract：Self-employers are easier to realize their economic and social assimilation than employees in urban labor market. Using CLDS2014 and Heckman two-stage model to overcome the heterogeneity，the paper studied gender difference in self-employment and it′s income effect of Chinese rural migrants. The result shows：Compared with male migrants，fewer female migrants engage in self-employment activities；instead they prefer to engage in survival self-employment with small-scale and poor business performance，thus their choice of self-employment can only bring lower income returns than their male counterparts. Low human capital and poor social capital together with traditional gender segment，result in gender difference in self-employ motivation，and eventually bring about female self-employers′ lower income. Thus，in order to accelerate the realization of the goal of Chinese urbanization，gender awareness should be taken into public policy，which can provide more policy support for female migrants′ self-employment.

Keywords：Rural-urban migrants；Self-employment；Economic return；Gender difference；Heckman′s two-stage model

（编辑：武云侠）