

农民工的自雇佣选择及其收入

叶静怡, 王 琼

(北京大学 经济学院, 北京 100871)

摘 要:文章基于 2010 年北京农民工调查数据,使用 Roy 模型研究了农民工自雇佣选择及其收入的影响因素。研究发现:能力更强、社会资本更多的农民工具具有更高的自雇佣概率;物质资本是影响自雇佣的一个关键因素;自雇佣者在自雇佣部门具有比较优势,与工资收入者相比,自雇佣者有更高的收入,收入差异主要来自于能力等不可观测的因素。研究结论在一定程度上说明农民工的就业环境已经有所改善,自雇佣不再是农民工的一种被迫选择。

关键词:农民工;自雇佣;自选择;社会资本;收入差异

中图分类号:F014.44;F241.4 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2013)01-0093-10

一、引 言

随着城乡迁移限制的逐步放松,大量农村剩余劳动力流向城市,以获取更高的收入和更好的发展机会。自雇佣是农民工的重要就业形式。根据 2005 年人口普查数据,农民工开创自己事业的比例为 25%(Giulietti 等,2011);根据 2010 年“在京进城务工人员经济和社会调查”,自雇佣者在农民工中的比例为 30.73%,从事的行业包括制造、运输、建筑、住宿、餐饮、销售、批发和零售业等。^①自雇佣的农民工数量大、涉及行业多,是一个不可忽视的群体。什么因素决定农民工自雇佣?自雇佣是我国城乡劳动力市场分割制度尚未彻底打破背景下农民工的无奈选择,还是基于个人能力、所拥有物质和社会资本的积极选择?自雇和受雇农民工收入差异的主要来源是什么?近年来学术界出现了一批研究这些问题的实证文献。王美艳(2005)认为,歧视使很多外来劳动力不得不选择自雇佣、接受较低且不稳定的收入;Meng(2001)的研究结论是,自雇佣部门吸引了具有更高人力资本的农民工,自雇佣部门的收入高于其他部门,是农民工的长期工作选择;Giulietti 等(2011)的研究支持了 Meng

收稿日期:2012-09-11

基金项目:教育部人文社会科学研究规划基金(09YJA790008);国家留学基金(011601156)

作者简介:叶静怡(1955—),女,广东广州人,北京大学经济学院教授,博士生导师;

王 琼(1985—),女,湖南嘉禾人,北京大学经济学院博士生。

(2001),发现更高的收入是农民工选择自雇佣的主要决定因素。自雇佣农民具有正向的自选择(Giulietti 等,2011),资本或财富对农民工的自雇佣选择有显著的影响(Meng,2001)。禀赋差异是农民工在自雇佣部门与工资部门就业收入差异的重要来源,农民工在自雇和私人部门有比较优势(Démurger 等,2009;Meng,2001)。

本文使用 Roy 模型研究农民工的自雇佣选择及其收入,在以下三个方面拓展了已有研究。首先,与已有研究均未考虑社会资本的影响不同,本文引入社会资本变量,把社会资本从农民工自雇佣的自选择效应中分离出来。这不仅拓展了对农民工自雇佣行为影响因素和机制的理解,而且对自雇佣的自选择效应估计更为可靠。其次,本文考察资本或财富对农民工自雇佣和收入的影响,但采用了不同于 Meng(2001)的代理变量。Meng(2001)以农民工迁移前所在农村地区的月收入作为资本或财富的代理变量,这种基于 20 世纪 90 年代中期样本的变量选择具有一定的合理性,因为那时大多数农民工在城市工作的时间不长,他们外出打工前的收入是其财富积累的主要来源。考虑到农民进城务工已经十多年,Meng(2001)的代理变量已经失去了合理性,而且本文所使用数据没有资本和财富方面的直接信息,因此,我们按经营所需资本量差别,将自雇佣农民工中的店主和私营企业主归为一类与其他自雇佣者进行比较,间接考察资本和财富约束对自雇佣选择的影响。最后,本文使用的样本是针对农民工问题的一项最新专项个体调查——“2010 年在京进城务工人员经济和社会调查”,该样本包含丰富的信息,不仅使我们能够把社会资本纳入到农民工自雇佣问题的研究中,而且避免了使用户主样本(Giulietti 等,2011)时可能出现的选择偏差。

二、模 型

我们结合 Roy(1951)、Lee(1978)和袁诚(2009)的模型,描述农民工的自雇佣选择及其收入。

(一)选择方程。农民工面临两种就业选择,自雇佣或受雇于他人,相应地面临两种收入, w_1 和 w_0 。如果农民工是风险规避者,对自雇收入不确定性的补偿要求高,那么其可接受的自雇收入就要高于工资收入(Kanbur,1982);如果农民工更愿意享受自雇佣的自由或更具有舒适度的工作环境,那么其可接受的自雇收入就不一定要高于工资收入(Hamilton,2000)。基于上述理解,农民工的自雇佣选择行为可以描述为:

$$E(\ln w_{1i}) - E(\ln w_{0i}) > \ln w_i^* \quad (1)$$

其中, $E(\ln w_{1i})$ 、 $E(\ln w_{0i})$ 和 $\ln w_i^*$ 分别为个体的预期自雇佣收入对数、预期工资收入对数以及个体在自雇佣和工资部门之间选择无差异的收入差的临界值的对数,即保留收入差异的对数,体现了个人对自雇佣的偏好。(1)式说明,当

农民工的预期自雇收入超出预期工资收入的部分大于其保留收入差异时,他会选择自雇佣。保留收入差异因人而异,可以是正,也可以是负。具体来说,我们假定保留收入差异是个体特征及与自雇佣相关的不可观测的个人能力和偏好的函数:

$$\ln w_i^* = \gamma Z_i - \epsilon_i + \eta_i \quad (2)$$

其中, Z_i 为农民工的个体特征及其社会经济变量,分为两部分 (x_i, s_i) , x_i 通过影响收入来影响农民工的自雇佣选择,进入收入方程, s_i 则通过影响自雇佣选择来影响保留收入,并不直接影响收入,因此不进入收入方程,成为 Roy 模型识别的“排除约束”。 ϵ_i 为与自雇佣相关的不可观测的能力和偏好,个人能力越强、越偏好自雇佣,其保留收入差异就越小,选择自雇佣的概率也就越高。 η_i 为其他不可观测的随机因素,假设 $\eta_i \sim N(0, \sigma_\eta^2)$ 。

将(2)式代入(1)式有:

$$E(\ln w_{1i}) - E(\ln w_{0i}) > \gamma_1 x_i - \gamma_2 s_i - \epsilon_i + \eta_i \quad (3)$$

这是农民工选择自雇佣的条件,这一条件可写成 probit 模型形式:

$$I_i = \begin{cases} 1, I_i^* > 0 \\ 0, I_i^* \leq 0 \end{cases} \quad \text{其中 } I_i^* = E(\ln w_{1i}) - E(\ln w_{0i}) - \gamma_1 x_i - \gamma_2 s_i + \mu_i, \mu_i = \epsilon_i - \eta_i \quad (4)$$

(二)收入方程和 Roy 模型。一旦农民工对就业状态做出选择,其收入就只由其个人特征和工作表现决定,农民工的自雇佣和工资收入方程为:

$$\ln w_{1i} = \alpha x_i + \epsilon_{1i} \quad (5)$$

$$\ln w_{0i} = \beta x_i + \epsilon_{0i} \quad (6)$$

其中, $\epsilon_{1i} \sim N(0, \sigma_1^2)$, $\epsilon_{0i} \sim N(0, \sigma_0^2)$ 。将(5)式和(6)式代入(4)式,经过整理可得最终的 Roy 模型:

$$\ln w_i = \begin{cases} \ln w_{1i}, I_i = 1 \text{ 或 } I_i^* > 0 \\ \ln w_{0i}, I_i = 0 \text{ 或 } I_i^* \leq 0 \end{cases} \quad \text{其中 } I_i^* = \theta_1 x_i + \theta_2 s_i + \mu_i \quad (7)$$

其中, $\theta_1 = \alpha - \beta - \gamma_1$, $\theta_2 = -\gamma_2$ 。三个随机扰动项服从均值为 0 的联合正态分布。

(三)估计方法。由(7)式可知,观察到的样本取决于农民工的雇佣状态,对自雇佣者,我们可以观察到 $\ln w_1 | I=1$, 对工资收入者,观察到的收入为 $\ln w_0 | I=0$ 。

对自雇佣者,其自雇收入为:

$$E(\ln w_1 | I=1) = \alpha x + \rho_{1\mu} \phi(\theta Z / \sigma_\mu) / \Phi(\theta Z / \sigma_\mu) = \alpha x + \rho_{1\mu} \sim \lambda(\theta Z / \sigma_\mu) \quad (8)$$

其潜在的工资收入为:

$$E(\ln w_0 | I=1) = \beta x + \rho_{0\mu} \sim \lambda(\theta Z / \sigma_\mu) \quad (9)$$

类似地,对工资收入者,即 $I=0$,我们观察到的其工资收入为:

$$E(\ln w_0 | I=0) = \beta x - \rho_{0\mu} \sim \lambda(-\theta Z / \sigma_\mu) \quad (10)$$

而工资收入者潜在的自雇佣收入为:

$$E(\ln w_1 | I=0) = \alpha x - \rho_{1\mu} \sim \lambda(-\theta Z / \sigma_\mu) \quad (11)$$

其中, $\rho_{1\mu}$ 和 $\rho_{0\mu}$ 分别为 ϵ_1 和 ϵ_0 与 μ 的相关系数(袁诚和张磊, 2009), 也是决定收入的不可观测因素 ϵ_1 、 ϵ_0 与 ϵ_i 之间的相关系数。 $\theta_1 x + \theta_2 s = \theta Z$, $\lambda(\theta Z / \sigma_\mu) = \phi(\theta Z / \sigma_\mu) / \Phi(\theta Z / \sigma_\mu)$ 为反米尔斯比(Inverse Mills Ratio), $\phi(\cdot)$ 和 $\Phi(\cdot)$ 为标准正态分布的概率密度函数和累积分布函数。

由于 $\ln w_1 | I=1$ 和 $\ln w_0 | I=0$ 可观测, 我们分别使用自雇佣者和工资收入者的样本估计 α 和 β , $\lambda(\cdot)$ 用于控制因遗漏能力和偏好变量而带来的选择偏差, 由选择方程使用 probit 模型估计得到。 具体而言, 使用 Heckman 两阶段方法估计参数: 首先使用全部样本对选择方程进行 probit 估计, 得到参数 θ , 计算 $\lambda(\theta Z / \sigma_\mu)$ 和 $\lambda(-\theta Z / \sigma_\mu)$; 然后将 $\lambda(\theta Z / \sigma_\mu)$ 和 $\lambda(-\theta Z / \sigma_\mu)$ 代入(9)式和(11)式, 分别使用自雇佣和工资收入的农民工样本估计 α 、 $\rho_{1\mu}$ 和 β 、 $\rho_{0\mu}$, 得到农民工的自雇决策及其自雇佣和工资收入的实际影响因素; 最后, 使用估计的参数, 根据(8)式至(11)式计算每个农民工的自雇佣和工资收入, 并深入分析其收入与就业决策。

三、数据、变量说明及描述性统计

本文使用的数据来自北京大学经济学院“2010 年在京进城务工人员经济和社会调查”。

(一)自雇佣。自雇佣者根据其资本要求分为两类: 一类为资本要求较高的自雇佣者, 即店主和私营企业主; 另一类为包括小商贩在内的资本要求较低的一般自雇佣者。这种区分可让我们研究资本拥有量对自雇佣选择的影响。

(二)收入。收入变量是做了相应调整的月收入对数。由于农民工存在包吃包住的情况, 为了使不同受访者的工资收入具有可比性, 我们使用叶静怡和周晔馨(2010)还原农民工收入的第二种方法得到农民工的月收入。由于自雇者通常工作时间更长, 小时收入可能更具可比性。但出于下述两个考虑, 我们未使用小时收入: (1)虽然自雇者工作时间相对更长, 但工作时间安排更自由, 单位时间的工作强度相对较低, 故自雇者和受雇于他人者的工作时间缺乏可比性; (2)受访者回答的工作时间存在偏误, 使用小时收入会增大变量测量误差。

(三)影响进城务工人员收入的变量。人力资本是影响收入的重要变量。本文使用的人力资本变量主要有受教育年数、是否接受职业技术培训、外出打工年数及其平方项。社会资本对收入的重要影响, 近年来得到越来越多文献的支持(张玉利等, 2008; Kanas 等, 2009; 叶静怡和周晔馨, 2010)。本文基于边燕杰(2004)的社会网络思路, 使用对农民工在城市生活和工作有帮助的关系网来度量社会资本。此外, 由于农民工的原始社会资本和新型社会资本对收入和自雇选择有不同影响(叶静怡和周晔馨, 2010), 网络规模分为原始网络规模和新型网络规模, 本文使用的社会资本变量有: 网络顶端、网络差异、原始

网络规模、新型网络规模、与领导层纽带关系、与经理层纽带关系以及与知识层纽带关系。

（四）排除约束。借鉴 Rees 和 Shah(1986)等的做法,本文使用配偶是否在身边作为排除约束。婚姻不仅为自雇佣提供所需的启动资本(Borjas,1986)和较适宜的环境(Hammarstedt,2001),而且由于家庭有共同的收入最大化目标,自雇者雇佣家人不易产生工作懈怠问题(Borjas,1986),即已婚且配偶在身边的个体相对于单身或已婚但配偶不在身边的更倾向于自雇佣。本文检验了配偶是否在身边这一排除约束的合理性。此外,本文还控制了性别和婚姻状态。见表 1。

表 1 变量描述统计

变 量	自雇佣者	一般自雇佣者	店主和企业主	工资收入者
	均值	均值	均值	均值
收入的对数	7.8997(0.7685)	7.6221(0.6511)	8.1482(0.7814)	7.7046(0.4941)
男性	0.5236(0.4999)	0.5667(0.4966)	0.4851(0.5007)	0.6445(0.4789)
已婚	0.6988(0.4592)	0.6208(0.4862)	0.7687(0.4225)	0.4367(0.4962)
受教育年数	9.4429(2.9611)	9.2542(3.1474)	9.6119(2.7788)	10.3939(2.772)
是否接受职业培训	0.2933(0.4557)	0.3042(0.4610)	0.2836(0.4516)	0.4961(0.5002)
外出打工年数	8.3089(5.9230)	7.5188(5.9521)	9.0164(5.8173)	6.3757(6.1210)
网络顶端	42.4587(33.35)	37.0625(31.62)	47.291(34.1710)	48.452(32.4460)
网络差异	2.6949(2.8108)	2.2875(2.3618)	3.0597(3.1188)	2.9948(2.8083)
原始网络规模	10.815(32.7630)	9.425(24.7228)	12.0597(38.57)	12.013(47.5510)
新型网络规模	25.034(67.8900)	21.5958(45.5710)	28.112(82.9030)	19.176(42.9560)
与领导层关系	0.0748(0.2633)	0.0208(0.1431)	0.1231(0.3292)	0.0865(0.2812)
与经理层关系	0.2598(0.4390)	0.2(0.4008)	0.3134(0.4648)	0.3362(0.4726)
与知识层关系	0.2559(0.4368)	0.2(0.4008)	0.306(0.4617)	0.2943(0.4559)
配偶在北京	0.5098(0.5004)	0.3875(0.4882)	0.6194(0.4864)	0.1983(0.3989)
观测个数	508	240	268	1 145

说明:括号中数值为标准差。

由表 1 可知,自雇佣农民工的平均收入较工资收入者高,但方差也更大。从禀赋的平均水平看,自雇者仅在外出打工年数、婚姻状态和新型网络规模方面更有优势,说明两个部门的收入差异可能来自禀赋以外的因素。此外,自雇佣者配偶在身边的比例更高,说明配偶在身边的个体更倾向于选择自雇佣。

四、实证分析结果

（一）总样本回归结果。表 2 第(1)至第(3)列是使用全部样本的 Roy 模型参数估计结果。从回归结果看,解释变量的系数均表现出与预期一致的符号。工资部门男性比女性有更高的工资收入,而在自雇佣部门,这种差异并不显著;自雇佣部门的教育回报率相对较低;职业技术培训只影响工资收入,对自雇佣收入没有显著影响;收入与外出打工经历之间呈二次关系。社会资本变量中,新型网络规模对收入有显著影响,这与叶静怡和周晔馨(2010)的结论一致;与领导层关系、与经理层关系以及与知识层关系对工资收入有显著影响,而对自雇佣收入有显著影响的只有与领导层关系。女性、新型网络规模以及配偶在北京等因素对自雇佣选择有显著正向影响,而职业技术培训较多的

表 2 Roy 模型估计结果

被解释变量	总样本回归结果			一般的自雇佃者			店主和企业主		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	自雇佣=1	自雇佣者的收入对数	工资收入者的收入对数	自雇佣=1	自雇佣者的收入对数	工资收入者的收入对数	自雇佣=1	自雇佣者的收入对数	工资收入者的收入对数
男性	-0.25*** (0.0730)	0.0697 (0.0835)	0.1731*** (0.0316)	-0.1493* (0.0887)	-0.0280 (0.1112)	0.1682*** (0.0321)	-0.3352*** (0.0904)	0.1445 (0.1232)	0.1738*** (0.0308)
已婚	0.0462 (0.1002)	0.2014* (0.1106)	0.0931*** (0.0356)	0.0369 (0.1202)	0.1415 (0.1352)	0.0983*** (0.0357)	0.0603 (0.1279)	0.2523 (0.1681)	0.0924*** (0.0348)
受教育年数	-0.0149 (0.0135)	0.0277** (0.0124)	0.0326*** (0.0052)	-0.0317** (0.0159)	0.0196 (0.0178)	0.0318*** (0.0059)	0.0048 (0.0173)	0.0200 (0.0195)	0.0327*** (0.0051)
职业技术培训	-0.4314*** (0.0745)	-0.0608 (0.0985)	0.0780** (0.0322)	-0.3153*** (0.0906)	-0.0709 (0.1375)	0.0712** (0.0358)	-0.4979*** (0.0934)	-0.1323 (0.1418)	0.0787*** (0.0297)
外出打工年数	0.0780*** (0.0175)	0.0592*** (0.0211)	0.0452*** (0.0071)	0.0457** (0.0211)	0.0626** (0.0283)	0.0463*** (0.0072)	0.1033*** (0.0221)	0.0523* (0.0307)	0.0450*** (0.0069)
打工年数平方	-0.0029*** (0.0007)	-0.0016** (0.0008)	-0.0012*** (0.0003)	-0.0019** (0.0009)	-0.0017 (0.0012)	-0.0012*** (0.0003)	-0.0036*** (0.0009)	-0.0015 (0.0012)	-0.0012*** (0.0003)
网络顶端	-0.0036 (0.0022)	0.0020 (0.0022)	0.0001 (0.0008)	-0.0040 (0.0028)	0.0011 (0.0033)	-0.0000 (0.0009)	-0.0032 (0.0027)	0.0030 (0.0030)	0.0001 (0.0008)
网络差异	-0.0076 (0.0181)	-0.0219 (0.0172)	0.0024 (0.0065)	-0.0008 (0.0237)	-0.0229 (0.0243)	0.0024 (0.0065)	-0.0159 (0.0218)	-0.0155 (0.0235)	0.0024 (0.0065)
原始网络规模	-0.0002 (0.0008)	0.0000 (0.0011)	0.0003 (0.0003)	-0.0003 (0.0011)	0.0029 (0.0018)	0.0003 (0.0003)	-0.0000 (0.0008)	-0.0016 (0.0013)	0.0003 (0.0003)
新型网络规模	0.0017** (0.0007)	0.0015*** (0.0006)	0.0006* (0.0003)	0.0019** (0.0010)	0.0012 (0.0012)	0.0006* (0.0003)	0.0015** (0.0007)	0.0019*** (0.0007)	0.0006* (0.0003)
与领导层关系	0.1103 (0.1461)	0.2754* (0.1424)	0.1116** (0.0506)	-0.4717** (0.2405)	0.5828 (0.3683)	0.1033* (0.0570)	0.4136** (0.1646)	0.1176 (0.1888)	0.1116** (0.0513)
与经理层关系	-0.0137 (0.1102)	0.0850 (0.1078)	0.1018*** (0.0388)	-0.0906 (0.1418)	-0.1038 (0.1627)	0.0999** (0.0394)	0.0588 (0.1322)	0.0862 (0.1448)	0.1018*** (0.0388)
与知识层关系	0.1645 (0.1363)	0.1118 (0.1381)	0.1519*** (0.0473)	0.1039 (0.1776)	0.1452 (0.2118)	0.1546*** (0.0479)	0.2384 (0.1631)	-0.0357 (0.1865)	0.1517*** (0.0472)
配偶在北京	0.6553*** (0.0954)		0.3555***		0.8372*** (0.1177)				
$\lambda(\theta Z/\sigma_\mu)$		0.3579* (0.2066)			0.5079 (0.4317)			0.5661** (0.2248)	
$\lambda(-\theta Z/\sigma_\mu)$			-0.0045 (0.1031)			-0.0721 (0.2287)			-0.0003 (0.0965)
常数项	-0.4778*** (0.1650)	6.6648*** (0.2935)	6.8665*** (0.0841)	-0.5137*** (0.1911)	6.3207*** (0.5432)	6.8999*** (0.1292)	-1.2871*** (0.2139)	6.6183*** (0.4706)	6.8641*** (0.0655)
观测个数	1 653	508	1 145	1 385	240	1 145	1 413	268	1 145

说明:括号中数值为标准误;***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

农民工更倾向于选择工资收入部门。与 Giulietti 等(2011)不同,受教育年数对自雇佣的影响并不显著。外出打工年数与自雇佣的概率呈倒 U 形关系。 $\lambda(\cdot)$ 的系数表示“自选择效应”。我们的回归结果与 Giulietti 等(2011)相同, $\lambda(\theta Z/\sigma_\mu)$ 的系数显著为正,自雇佣的农民工存在正向的自选择,说明相对于选择工资部门的农民工,自雇佣者存在某些不可观测的能力或其他因素使其在自雇佣部门能获得额外的收益,即自雇佣的农民工在自雇佣部门有更高的收入获取能力。 $\lambda(-\theta Z/\sigma_\mu)$ 的系数不显著,说明实际选择工资部门的农民工不存在自选择效应,即没有证据表明选择工资部门的农民工在这个部门具有比较优势。总样本回归并未控制资本拥有量,即没有考虑资本约束对自雇佣决策的影响,这部分效应被包含在自选择效应中。考虑到样本中许多农民工在城市打工已有一定年头,农民工资本或财富拥有量更多地由其在城市的务工收入决定,与他们迁移前所在农村地区收入状况的联系被大大削弱,因此,我们不使用农民工迁移前所在农村地区的月收入作为资本或财富的代理变量(Meng,2001)。由于我们的样本没有资本和财富方面的直接信息,因此,我们

按经营所需资本量,将对资本依赖程度相对较高的店主和私营企业主归为一类,与对资本依赖程度相对较低的小摊贩等其他自雇者做比较,间接考察资本和财富约束对自雇佣选择的影响。

(二)分样本回归结果。表2第(4)至第(9)列是分样本回归结果。可以看出,工资收入者收入的影响因素与总样本回归结果没有显著差异,而自雇佣者收入的决定因素中除了受教育年数和婚姻状态变得不显著外,外出打工经历的影响也变成线性关系。这说明除了资本差异以外,教育也是区分两类自雇佣者的一个重要因素,企业主有更高的受教育程度,而在同一类别的自雇佣者中,教育水平对收入的影响并不显著;同样地,家人的帮助在店主和企业主这一类自雇佣者中发挥了更大的作用,从而在两类自雇佣样本内部已婚对收入的影响变得不显著,而配偶在北京的系数也在店主和企业主的自雇佣概率回归中更大。分样本回归结果显示,决定自雇佣选择的因素与总样本结果无太大差异。我们更关注表征自选择方向的系数。分样本回归结果表明一般自雇佣者的自选择系数为正但不显著,而店主和企业主则存在显著的正向自选择,且这种自选择效应与未区分资本拥有量的总样本回归结果相比更大。这说明未考虑资本作用的总样本回归中的自雇佣农民工的自选择效应包含资本因素的作用,即除了有利于在自雇佣部门获得更高收入的不可观测的能力外,资本拥有量也对农民工的自雇佣选择有重要影响,即自雇佣者较高的收入中包括部分资本收入。与总样本回归结果相同,工资收入者的自选择效应并不显著。

(三)稳健性检验。我们对上述结果进行了稳健性检验。首先,使用小时收入对数。无论是影响的方向还是显著性均与表2不存在显著差异,自选择的方向也相同,说明我们的结果较为稳健。其次,检验排除约束的合理性。将配偶是否在北京直接对收入进行回归,其系数并不显著,一种可能是配偶是否在北京与婚姻状态间存在多重共线性,但在去掉已婚变量进行回归后,配偶是否在北京仍然对收入没有显著影响,说明配偶是否在北京只对农民工的自雇佣决策产生影响,但并不直接影响农民工收入。此外,将配偶在北京对表2第(2)列和第(3)列收入方程的残差进行回归,得到的两个系数及标准误分别为 $-0.0210(0.0638)$ 和 $0.00246(0.0371)$,结果并不显著,说明我们使用的排除约束是合理的。第三,社会资本变量的作用。未包括社会资本变量的回归结果与表2相比,系数的符号和显著性均一致,只是自选择效应更大,说明社会资本对自雇佣决策及其收入有重要作用,缺少社会资本变量可能高估自雇佣部门的自选择效应。

(四)两个部门的农民工的收入差异分析。根据(8)式至(11)式,使用表2第(1)至第(3)列的估计参数,可以估算每个农民工潜在的自雇佣和工资收入。

1. 农民工的自雇佣和工资收入。核密度估计可获得收入的分布特征。图1是收入对数的核密度估计结果。

由图 1 可得农民工收入的总体分布情况:(1)实际观察到的自雇佣收入高于工资收入;(2)自雇佣者的自雇佣收入高于其潜在的工资收入,工资收入者正好相反;(3)自雇佣者的潜在工资收入与工资部门的农民工的工资收入没有太大差异,工资收入者的潜在自雇佣

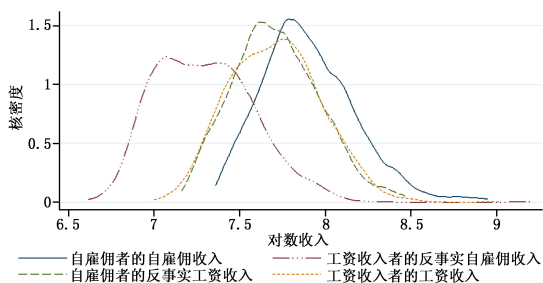


图 1 对数收入的核密度估计

收入低于自雇佣农民工的自雇佣收入。从核密度估计结果看,自雇佣农民工在自雇佣部门具有比较优势,与自选择效应一致。

2. 农民工的自雇佣和工资收入差异来源。从实际观察的数据看,自雇佣农民工的收入高于工资部门农民工,从表 1 可以看出,农民工的收入差异更可能来自禀赋以外的因素。根据 Blinder(1973)和 Reimers(1983)的做法,平均收入差异可分解为三个部分:

$$\overline{\ln w_1} - \overline{\ln w_0} = \alpha (\bar{x}_1 - \bar{x}_0) + (\alpha - \beta) \bar{x}_0 + (\rho_{1\mu} \times \overline{\lambda(\theta Z / \sigma_\mu)} + \rho_{0\mu} \times \overline{\lambda(-\theta Z / \sigma_\mu)})$$

$$7.899672 - 7.704602 = (0.091704) + (-0.254189) + (0.35755453)$$

第一部分表示禀赋带来的收入差异,第二部分是禀赋在不同部门的回报率差异带来的收入差异,第三部分是选择偏差带来的收入差异,可以理解为不可观测能力或其他因素带来的市场价值。使用表 2 总样本回归参数计算的结果表明:(1)工资部门有更高的禀赋回报率,这与 Meng (2001)的结论相反,说明近年来随着国有企业和城市劳动力市场的改革以及城市化,农民工有更多的机会进入工资部门,相对于自雇佣部门,其禀赋回报率也有较大幅度上升;(2)两个部门农民工的禀赋差异带来的收入差异很小;(3)相对于工资部门的农民工,自雇佣农民工较高的收入主要由某些不可观测的能力或其他因素带来的选择偏差造成,说明自雇佣农民工所具有的能力或资本条件使其在自雇佣部门能获得更高的收入,更适宜从事自雇佣工作。

五、结论与进一步讨论

第一,女性、配偶居住在同一城市、新型网络规模等因素对自雇佣选择有显著的正向影响,外出打工年数与自雇佣概率呈倒 U 形曲线关系。此外,某些不可观测的因素如能力对农民工的就业决策也有重要作用,自雇佣的农民工在自雇佣部门存在正向自选择。第二,资本拥有量要求相对较高的店主和私营企业主的自选择效应非常显著。其他自雇佣者则不存在自选择效应。这说明除了有利于在自雇佣部门获得更高收入的不可观测能力以外,资本拥有

量也是农民工选择自雇佣的重要影响因素,自雇佣者较高的收入部分来自资本报酬。第三,自雇佣农民工的收入高于工资部门农民工的收入。通过反事实分析发现,工资部门的农民工的收入与自雇佣者潜在的工资收入并不存在显著的差异;工资收入者的潜在自雇佣收入较低,进一步说明自雇佣要求具备某些不可观测的能力和一定的资本条件。农民工自雇佣收入与受雇于他人的工资收入差异主要源自某些不可观测的能力或其他因素带来的选择偏差,自雇佣部门较高的收入是对自雇佣农民工不可观测能力和资本的回报。第四,社会资本对农民工的自雇佣决策及其收入有显著的正向影响,未包括社会资本变量的自雇佣者的自选择效应更大,说明缺少社会资本变量可能高估农民工在自雇佣部门的自选择效应。

上述结论通过了稳健性和内生性检验。本文支持 Giuliatti 等(2011)关于自雇佣农具有正向自选择和 Meng(2001)关于资本或财富对农民工的自雇佣选择有显著影响的结论;由于我们把新型社会资本的影响从自选择效应中分离了出来,不仅支持叶静怡和周晔馨(2010)关于农民工新型社会资本有助于提升他们进城就业收入的结论,而且使我们对自雇佣城市农民工的自选择效应的估计更为可靠。本文关于自雇佣农民工的自选择和自雇佣农民工收入高于工资部门农民工收入等结论,在一定程度上说明,随着我国城乡分割体制的蜕变、城市劳动力市场对农民工就业选择的歧视性环境的根本性变化,自雇佣不再是农民工的一种被迫选择。基于个人技能和其他优势开创自己事业的城市农民工活跃在城市的不同行业并创造了一定数量的就业机会,在提高自己收入的同时为城市发展做出了积极贡献。因此,制定和实施进一步改善城市务工农民的创业环境政策,尤其是为他们提供缓解资金约束的有效途径,将促进我国城乡劳动力迁移从钟摆式向定居式转变,推进我国城市化进程。

注释:

①有兴趣者可以向作者索取北京市农民工自雇佣的行业分布数据。

主要参考文献:

- [1]边燕杰.城市居民社会资本的来源及作用:网络观点与调查发现[J].中国社会科学,2004,(3):136—146.
- [2]王美艳.城市劳动力市场上的就业机会与工资差异——外来劳动力就业与报酬研究[J].中国社会科学,2005,(5):36—46.
- [3]叶静怡,周晔馨.社会资本转换与农民工收入——来自北京农民工调查的证据[J].管理世界,2010,(10):34—46.
- [4]袁诚,张磊.对低收入家庭子女大学收益的观察[J].经济研究,2009,(5):42—51.
- [5]张玉利,杨俊,任兵.社会资本、先前经验与创业机会——一个交互效应模型及其启示[J].管理世界,2008,(7):91—102.
- [6]Bernhardt I. Comparative advantage in self-employment and paid work[J]. Canadian Journal of Economics,1994,27(2):273—289.

- [7]Borjas G J. The self-employment experience of immigrants[J].Journal of Human Resources,1986,21(4):485—506.
- [8]Borjas G J,Bronars S G. Consumer discrimination and self-employment[J]. Journal of Political Economy,1989,97(3): 581—605.
- [9]Démurger S,Gurgand M,Li S,et al. Migrants as second-class workers in urban China? A decomposition analysis[J]. Journal of comparative Economics,2009,37(4): 610—628.
- [10]Giulietti C,Ning G,Zimmermann K. Self-employment of rural-to-urban migrants in China[R]. IZA Discussion Paper,2011.
- [11]Hamilton B H. Does entrepreneurship pay? An empirical analysis of the returns to self-employment[J]. Journal of Political Economy,2000,108(3): 604—631.
- [12]Hammarstedt M. Immigrant self-employment in Sweden-Its variation and some possible determinants[J]. Entrepreneurship & Regional Development,2001,13(2): 147—161.
- [13]Kanas A, Van Tubergen F, Van Der Lippe T. Immigrant self-employment: Testing hypotheses about the role of origin-and host-country human capital and bonding and bridging social capital[J]. Work and Occupations,2009,36(3): 181—208.
- [14]Meng X. The informal sector and rural-urban migration-a Chinese case study[J]. Asian Economic Journal,2001,15(1): 71—90.

Rural Migrants' Self-employment Decisions and Their Earnings

YE Jing-yi, WANG Qiong

(School of Economics, Peking University, Beijing 100871, China)

Abstract: Using the data of rural migrants in Beijing in 2010, this paper employs the Roy model to investigate the determinants of rural migrants' self-employment decisions and their earnings. It reaches three main findings: firstly, rural migrants with better ability and more social capital have a higher probability of self-employment; secondly, physical capital is a key factor influencing self-employment decisions; thirdly, self-employed migrants have a comparative advantage in self-employment sectors, and self-employed workers also have higher earnings than wage-earners; earnings differences are mainly caused by unobserved heterogeneity such as ability. To some extent, this study offers an explanation that the employment environment of rural migrants has improved, and self-employment might be no longer a forced choice of rural migrants.

Key words: rural migrant; self-employment; self-selection; social capital; earnings difference

(责任编辑 许 柏)