

# 中国非农自雇活动的转换进入分析\*

解 堃

内容提要: 本文利用中国健康与营养调查的微观面板数据, 分析了我国非农自雇活动转换进入的决定因素。本文把初始状态区分为工资雇佣和失业, 最终状态则划分为无雇工自雇和有雇工自雇, 另外, 对无雇工自雇转入有雇工自雇也进行了剖析。结果显示: 不管初始状态如何, 代际人力资本传递在自雇进入中发挥了重要作用; 年龄和性别变量只对失业转入自雇有影响; 由失业转入自雇的概率比由工资雇佣转入自雇的概率高; 工资雇佣转入有雇工自雇的概率与失业转入有雇工自雇的概率相差不大, 但工资雇佣转入无雇工自雇的概率与失业转入无雇工自雇的概率之间存在巨大差异; 高等教育在无雇工自雇转入有雇工自雇的工作岗位创造过程中起到了显著的推动作用。

关键词: 非农自雇 职业选择 非正规部门 代际人力资本传递

## 一、引言

近年来, 非农自雇活动不仅受到政策制定者的关注, 也受到学术研究的重视。这其中的部分原因可归结为自雇活动在发达国家和发展中国家迅速增长, 比如, 中国营养与健康调查数据表明, 1989—2009年这20年间, 我国非农自雇率年平均数超过10%以上。更主要的原因在于, 自雇活动的发展对解决就业问题、培育创新精神及经济增长均有重要的意义。事实上, 很多国家制定了诸如给予失业群体启动资金以便其进行自雇创业的帮扶政策。

本研究的目的在于探究自雇转换的决定因素。为避免异质性问题, 我们使用了中国健康与营养调查2004—2009年的微观面板数据, 并区分了不同的初始状态(失业或工资雇佣)和终了状态(无雇工自雇和有雇工自雇), 在非连续选择模型的基础上, 试图回答如下问题: 什么因素引致了工资雇佣人员或失业人员进入自雇? 失业人员是否比工资雇佣人员更有可能进入自雇? 无雇工自雇转入有雇工自雇的条件是什么?

值得指出的是, 本文认为非农自雇市场同其他生产要素市场一样也存在供需两方面的影响因素。个体对利润机会的甄别和把握构成了对非农自雇的需求, 对利润机会的甄别和把握则受宏观经济环境、开放程度及技术扩散范围的制约。尽管每个个体都有可能成为企业家从事非农自雇活动, 但企业家人力资本多寡、个体特征、社会保障政策、税收政策、心理因素会影响到非农自雇的供给决策及水平。另外, 非农自雇供给还与劳动力市场的规制强度有关, 政府规制较强的劳动力市场会阻碍工作状态的调整, 限制非农自雇活动的发展, 而政府规制较弱时, 个体可以通过比较工资雇佣和非农自雇的预期效益大小, 实现工资雇佣和非农自雇之间的自由转换。当一定的预期利润水平、企业家把握机遇的时间确定时, 非农自雇市场达到均衡。此时, 整个经济体可能伴有产出增长、就业创造甚至创新出现。

本文余下部分结构如下: 第二部分为文献回顾; 第三部分为方法与数据说明; 第四部分为实证

\* 解堃, 山东大学经济学院, 邮政编码: 250100, 电子信箱: sdeyxe@sina.com。本文得到教育部人文社会科学研究青年项目(11YJC790068)、中国博士后科学基金(20110490019)的资助。作者感谢匿名审稿人的意见。文责自负。

结果分析;最后是结论。

## 二、文献回顾

自雇文献研究中,职业选择的决定因素探究成为这一领域不可缺少的一个分支。相对优势假说(Evans,1989;Rees,1986)从理论层面探讨了工作(职业)流动性问题。当个体面临职业选择时,选择它抑或放弃它主要依据这种职业带来的效用是否会超过当前工作的效用。如果自雇的效用高于工资雇佣或失业的效用,他们将会转入自雇,各种工作状态的预期效用受到一些因素的影响。在实证研究中,影响潜在自雇的“传统”变量主要包括教育、劳动力市场经验、年龄、工作稳定性、婚姻状况、配偶的教育程度、配偶的工作状态、家庭中儿童数量、健康状况、宗教及宏观经济周期(比如失业率、GDP增长率)等。还有些实证研究把家庭背景变量比如父母的工作类型、民族特征包括进来。本文主要回顾可能影响工作类型选择的人口特征及经济变量。

很多学者首先同时考虑到了教育对工作选择决策的影响(Gill,1988;Carrasco,1999;Congregado,2010)。Le(1999)认为教育通过以下渠道影响自雇决策,一方面,教育程度提高会提升个体的管理能力进而能便利地进入自雇行业,另一方面,教育程度较高者更易找到工资雇佣的工作使得进入自雇的概率下降,所以,教育程度对自雇的影响更多具有实证性特征,而不具有先验性。教育对自雇的影响在实证中确实出现了两面性,比如Borjas(1989)的研究支持前一个结论,教育程度高的个体比教育程度低的个体更易进入自雇,De Wit(1993)则提出了相反的结论。

除了学校教育以外,管理能力也可以通过实际工作获得,有时候,实际工作积累的知识甚至比学校教育还重要,所以,劳动经验对自雇选择可能有正向影响,另外,实际工作经验延长不仅积累了相关职业的知识和技巧,还积累创办企业的资本。Kidd(1993)认为工作经验越多的个体选择自雇的机率越大。与工作经验相关的是年龄,但年龄越大风险偏好一般越低,从事自雇的机率下降,年龄与自雇之间更可能是非线性关系,进入自雇的年龄高峰在35—44岁之间,Miller(1984)提出的“干中学”、职业匹配的“工作买卖”理论解释了这个现象。Rees(1986)、Bernhardt(1994)认为年龄与进入自雇之间呈现负向关系,相反结论的出现可能与模型中除了工作经验这种人力资本以外还引入了金融资本等因素有关。

资产缺乏可能阻碍自雇的进入,Parker(2004)强调了流动性约束对自雇进入决策的重要作用。Fujii(1991)发现自雇概率随着净资产的上升而增加,自雇人群是富裕群体(Paulson,2004)。然而,资产更多具有内生性特征,因为企业家群体比普通人群具有更多的储蓄资产和其他资产,所以,资产的工具变量如遗产等“意外”资产被引入分析,Holtz-Eakin(1994)、Blanchflower(1998)、Lindh(1996)认为得到遗产或彩票的个体更易进入自雇,而且,自雇表现也更成功。转型国家中资产与自雇之间的关系表现却不尽然,如Earle(2000)对东欧6个转型国家的实证表明净资产增加会降低自雇进入的概率。

收入对工作流动性有正反两方面的影响。收入对流动性的正向影响取决于家庭中有工作的个体数量。如果家庭中只有一人工作,收入就会成为自雇的机会成本,进而降低工作流动性。如果夫妇双方都有工作并且收入稳定,那么收入对工作流动性有正向影响,这时,家庭收入在冒险失败时扮演着安全网的角色(Holtz-Eakin,1994)。收入对工作流动性的负向影响在工资雇佣转入自雇、失业转入自雇中均有所体现,那些经常变换工作、领取工资相对较少的个体更易转入自雇。这与劳动力市场中的劣势理论相符合(Light,1980),该理论把自雇者(创业者)看作不适合工资雇佣部门而被工资雇佣部门抛弃的群体。Carrasco(1999)发现那些相对贫困的失业者有较高的自雇倾向。

预期收入差异对工作流动性的影响也在自雇文献中有所涉及,如Rees(1986)比较了自雇和工资雇佣的收入差异在工作选择中的作用,个体将会从事以收入衡量的效用较高的职业,所以收入差

异与自雇进入之间存在正向联系。Mats (2009)、Mark (1996)、Constant (2006) 等人的研究佐证了这个结论。

个体特征和家庭背景变量也被引入职业选择模型中,已婚者比单身者更易得到家庭低廉的劳动力支持和精神支持(Borjas, 1986),已婚者从事自雇的概率比单身者较高。与此同时,有儿童的已婚者需承担较多的责任,他们的风险偏好相对较低。自雇选择文献中一般以父母的职业作为企业家人力资本代际传递的代理变量,如果父亲的职业是自雇,那么个体进入自雇的概率将会增加,然而当父亲停止自雇时,对个体的决策则没有任何影响(De Wit, 1993)。

宏观经济环境对自雇的影响表现为“推”“拉”两方面的作用。“拉”力是指经济状况好转时,个体自愿地进入自雇活动,因为宏观经济状况好转使得创业机会较多、失败机率下降;从事自雇的创业资金更易从银行或亲朋处得到。经济衰退时的“推”力理论表明,经济不景气时,工作搜寻的预期收益会下降,工资雇佣部门岗位空置率减少,这些因素会把一些个体“推”入自雇活动。经济周期变量(如失业率、GDP 增长率)对自雇的影响在时间序列、截面数据的研究中,结论不一而足(Cullen 2002; Bruce 2000; Audretsch 2005)。

针对中国的研究,现有的文献非常有限,主要集中于自雇的进入问题。如 Linda (2009a, 2009b)、Lu (2010)、Wang (2007)、吴晓刚 (2006) 研究了社会资本、制度环境在自雇进入中的作用。Sandeep (2007) 则主要关注农村地区自雇的进入问题。

上述文献都不同程度地丰富了非农自雇的进入研究,可是已有文献大多或者忽略了进入自雇前的工作状态区分和自雇最终状态的区分,然而,由工资雇佣转向自雇和由失业转入自雇的决定因素可能不同;或者忽略了对自雇内转换的分析;也没有利用平衡面板数据来消除异质性。本文利用中国健康与营养调查的平衡面板数据,把进入自雇前的工作状态区分为失业和工资雇佣,把自雇区分为无雇工自雇和有雇工自雇,尝试对我国非农自雇的转换进入进行研究,并探讨非农自雇转换进入中是否存在“错配”现象。

### 三、方法与数据

#### (一) 方法

##### 1. 选择模型

为了实证检验决定劳动力市场转换的因素,本文首先使用标准的 binary 和 multinomial logit 模型(Maddala, 1983),然后再利用 HEV (Bhat, 1985) 模型进行对照分析。假设个体从初始工作状态转换到终了工作状态的概率依赖于个体特征及经济变量  $X$ 。在  $t-1$  期没有自雇的个体而在  $t$  期从事了自雇活动,他从自雇中得到的效用要高于起始期的某种工作的效用,即自雇效用高于工资雇佣或失业的效用,转换概率有如下形式:

$$\begin{aligned} \Pr(Y_{it} = 1) &= \Pr(S_{it} = 1 | S_{it-1} = 0) = \Pr(U_{it}^{self} > U_{it}^{other} | U_{it}^{self} < U_{it}^{other}) = \\ &= \Pr(\beta X_{it-1} + \mu_i + \varepsilon_{it} > 0) = F(\beta X_{it-1} + \mu_i) \end{aligned} \quad (1)$$

其中,  $Y_{it} = 1$  表示某个体在  $t-1$  期处于工资雇佣(或失业)状态,在  $t$  期则转变为自雇,  $Y_{it} = 0$  表示个体在  $t$  期继续处于工资雇佣(或失业)状态;  $S_{it} = 1$  表示个体在  $t$  期自雇,  $S_{it-1} = 0$  表示个体在  $t-1$  期没有处于自雇;  $X_{it-1}$  表示在转变成为新工作状态之前的个体特征或经济变量;  $\beta$  为待估参数;  $\mu_i$  是包含不随时间变化的不可观测异质性的误差项(个体特定效应);  $\varepsilon_{it}$  是随机扰动项,代表非个体特定不可测变量;  $F$  服从 logit 分布:

$$F(z) = \exp(z) / [1 + \exp(z)] \quad (2)$$

在 multinomial logit 模型中,有如下函数  $\Pr(Y_{it} = k | X_{it-1})$ , 其中  $k = 0, 1, 2$ 。  $k$  等于 1, 表示如果个体在  $t-1$  期从事工资雇佣(失业)而在  $t$  期转换为有雇工的自雇;  $k$  等于 2, 如果个体在  $t-1$  期从

事工资雇佣而在  $t$  期转换为无雇工的自雇;  $k$  等于 0, 如果个体在  $t-1$  期、 $t$  期均处于工资雇佣(失业)状态。即个体从工资雇佣(失业)转入带雇工的自雇概率为:

$$\Pr(Y_{it} = 1) = \exp(\beta_1 X_{it-1}) / [1 + \exp(\beta_1 X_{it-1}) + \exp(\beta_2 X_{it-1})] \quad (3)$$

个体从工资雇佣(失业)转入无雇工的自雇概率为:

$$\Pr(Y_{it} = 2) = \exp(\beta_2 X_{it-1}) / [1 + \exp(\beta_1 X_{it-1}) + \exp(\beta_2 X_{it-1})] \quad (4)$$

Multinomial logit 模型假定误差项是相同的。而 Bhat(1985) 提出的 HEV 模型则假定误差项不相同, 这个假定放松了 multinomial logit 中的 IIA 约束条件。HEV 模型假定误差项的密度函数具有如下形式(时间下标略去, 下同):

$$f(\varepsilon_{ij}) = e^{-\varepsilon_{ij}/\theta_j} e^{-e^{-\varepsilon_{ij}/\theta_j}} / \theta \quad (5)$$

其中,  $\theta_j$  是误差项的参数, 在误差项服从这种分布的条件下, 个体  $i$  选择  $j$  种状态的概率为:

$$\begin{aligned} P_{ij} &= \Pr(V_{ij} + \varepsilon_{ij} > V_{il} + \varepsilon_{il}) = \Pr(\varepsilon_{ij} > V_{il} - V_{ij} + \varepsilon_{il}) \\ &= \int \prod_{ij} \Lambda\left(\frac{V_{il} - V_{ij} + \varepsilon_{il}}{\theta_j}\right) \frac{1}{\theta_j} \lambda\left(\frac{\varepsilon_{ij}}{\theta_j}\right) d\varepsilon_{ij} \quad j \neq l \end{aligned} \quad (6)$$

其中,  $\lambda$  和  $\Lambda$  分别代表极值分布的密度函数和累计分布函数, 即  $\lambda(x) = e^{-x} e^{-e^{-x}}$ 、 $\Lambda(x) = e^{-e^{-x}}$ 。

## 2. 自选择纠偏

Heckman(1979) 认为处理自选择问题的有效方法是添加一个方程, 把自选择机制显示出来。考虑以下方程:

$$Y_s = X_s \beta_s + U_s \quad (7)$$

$$Y_s^* = Z_s \gamma_s + \eta_s \quad s = 1 \cdots M \quad (8)$$

其中,  $Y_s$  指与特定部门相联系的收入(工资),  $Y_s^*$  则是非连续的选择变量。  $X_s$ 、 $Z_s$  为解释变量, 误差项  $U_s$  满足  $E(U_s | X) = 0$ 、 $V(U_s | X, Z) = \sigma_s^2$ , 在只有  $s$  类的结果变量  $Y_s$  可以观测到的情况下, 利用 OLS 方法进行估计时,  $U_s$ 、 $\eta_s$  并非独立, 估计参数有偏。为纠正偏误, Lee(1983) 把 Heckman 的两步纠偏方法拓展到了多项非连续选择模型中。Heckman 的逆米尔利斯比率(inverse-Mill's) 建立在每个收入(工资)方程的误差项和  $\varepsilon_s$  ( $\varepsilon_s = \max(y_j^* - \eta_s)$ ) 相关的基础上。 Bourguignon(2007) 在上述方法基础上选择了另外一种方法对自选择问题进行纠偏, 这种方法假定  $U_s$ 、 $\eta_s$  之间存在一种如下的线性关系, 即存在  $U_i = \sigma_i \sum_s \rho_s \eta_s^* + \omega_i$  形式的潜在方程, 潜在方程误差项的条件期望为:

$$E(U_i | Y_i^* > \max(y_j^*)) = \sigma_i \sum_s \rho_s E(\eta_s^* | y_i^* > \max(y_j^*)) \quad (9)$$

经过代数变换, 得到纠偏以后的方程为:

$$Y_i = X_i \beta_i + \sigma_i \left[ \rho_1 m(P_1) + \sum_s \rho_s \frac{P_s}{(P_s - 1)} m(P_s) \right] + v_i \quad (10)$$

其中,  $P_s$  是  $s$  类别被选中的概率,  $v_i = \eta_i + \log P_1$ , 式(10)中的纠偏个数为非连续选择中的选择项个数。BFG 方法不仅能识别某特定部门就业的偏误方向, 而且还能识别偏误来自任何可供选择就业部门中的哪一个。

## (二) 数据说明及变量

本文使用的数据取自 CHNS(中国健康和营养调查)数据集。该调查覆盖 9 个省或自治区(辽宁、黑龙江、山东、江苏、河南、湖北、湖南、广西、贵州)的城镇和农村, 采用多阶段分层整群随机抽样方法。样本对全国总体具有一定代表性, 并包含了人口统计学特征、社会经济状况、职业状况等方面的丰富信息。目前可以得到 1989 年、1991 年、1993 年、1997 年、2000 年、2004 年、2006 年、2009 年的 CHNS 数据, 其中有一部分是同一被调查者在不同年份的数据。本文首先选取了 2001 年后的 2004 年、2006 年和 2009 年三次调查的面板数据, 去除了小于 20 岁和大于 55 岁的个体, 并

首先删除了职业为农民的个体,样本中个体数为 4752。然后,我们再把样本扩大为含有农民的 1989—2009 年全部面板数据(年龄仍限制在 20—55 岁之间)。我们之所以进行这样的处理,除了用于检验结论是否稳健以外,原因还在于:第一,本研究的重点不在于考察制度因素对自雇转换的影响,而非农自雇活动的发展与中国个体私营经济经历的数次制度变动密不可分。在改革开放前,私营经济处于被限制状态。改革开放后,经济发展和就业被提到重要位置。1982 年,全国人大五届五次会议通过的宪法明确规定“在法律规定范围内的城乡劳动者个体经济是社会主义公有制经济的补充。”这就从法律的形式上肯定了个体经济的地位和作用,对我国个体经济的恢复和发展起到了积极的促进作用,但是,个体经济发展遇到了雇工人数的限制。随着个体经济的发展和壮大,1988 年 4 月,全国人大七届一次会议通过了一项修正案,规定“国家允许私营经济在法律规定的范围内存在和发展,私营经济是社会主义公有制经济的补充,对私营经济实行引导、监督和管理。”这里的私营经济雇工可以超过 7 人,它和国有经济、集体经济、个体经济一起组成当时中国经济的运行实体(Bian 2006)。1992 年邓小平“南巡讲话”以后,私营经济姓“社”姓“资”问题的争论困境有了突破。1997 年 9 月召开的党的十五大,明确提出“非公有制经济是我国社会主义市场经济的重要组成部分”。这些为私有经济的发展提供了渐为宽松的制度环境。第二,数据限制。CHNS 调查中,有问题“你的主要职业是什么”,其中回答的选项有“农民、渔民、猎人”;主要职业调查后面紧连着的问题是“你在此工作中是什么地位”,其中回答的选项有“有雇工的个体经营者”、“无雇工的个体经营者(包括农民)”。这样的调查设计为定义农民个体从事(转入)非农自雇带来了困难。尽管如此,我们还是结合户口类型、职业类型和在职业中是什么地位等信息对一些个体进行了自雇甄别,比如某个体  $t$  时期其户口为农村,职业为服务行业人员,在职业类型中的地位是为他人或单位工作(合同工), $t+1$  期其户口仍为农村,职业仍为服务行业人员,但在职业类型中的地位变为自雇(包括无雇工自雇和有雇工自雇),即农民打工者(他雇、工资雇)转入自雇。

本文选取的影响自雇转换的因素主要有个体的人口学特征、家庭背景及宏观环境等变量。<sup>①</sup>各调查地区的失业率数据来源于历年《中国统计年鉴》。各变量的具体定义参见表 1。

#### 四、实证分析

本部分以工资雇佣、失业、自雇等不同的工作状态为主要内容,实证检验劳动力市场中的转换情况。

##### (一) 工资雇佣转入自雇

Lucas (1978) 认为特定类型的人力资本会通过管理和为他人工作而获得,初始期作为雇员为他人工作是获得这种人力资本的最有效途径。在这种理论引导下,我们认为工资雇佣转向自雇的概率可能与性别、人力资本(教育、年龄)、家庭环境(家庭中有其他成员自雇)有关,还可能与收入及经济周期有关。基于中国健康与营养调查的 2004—2009 年面板数据,利用 Small-Hsiao 方法验证 multinomial logit 假定是否满足不相关选择独立性(IIA)的结果表明不相关选择独立性假定满足。<sup>②</sup>

表 2 第一列汇报了工资雇佣转入自雇的 binary logit 回归结果,最后四列汇报了工资雇佣转入无雇工自雇和有雇工自雇的 multinomial logit 及 HEV 模型的回归结果。

在工资雇佣转入自雇中,年龄这个变量并没有表现出统计显著性,但年龄的一次项、二次项系数符号说明,工资雇佣转入自雇的概率随年龄的上升而增加,超过一定年龄以后,个体从工资雇佣

<sup>①</sup> 篇幅所限,此处省略了均值描述和相关分析结果,感兴趣的读者可以向作者索取。

<sup>②</sup> 为节约篇幅,此处省略了不相关选择独立性(IIA)的检验结果,感兴趣的读者可以向作者索取。

部门转向自雇的倾向下降。性别在工资雇佣转入自雇中也没有表现出明显的差异。相对于小学毕业的个体而言,受教育程度为职业学校或中等技术学校毕业、大专以上毕业的工资雇佣者转入自雇的概率下降,这说明教育程度提高并非能提升自雇的人力资本,也说明受教育程度较高者更易于找到工资雇佣工作,并继续留在工资雇佣部门;相对于小学毕业的个体而言,受教育程度为职业学校或中等技术学校毕业、大专以上毕业的工资雇佣者转入无雇工的自雇活动概率下降较为显著,转入有雇工的自雇概率下降并不显著,说明自雇活动中也存在异质性。相比于不在婚者而言,在婚者更易于从工资雇佣转入自雇,在婚者在承担风险方面比不在婚者可能更存在优势,家庭能给予自雇以精神支持;在婚者还有更易从事带雇工的自雇活动的倾向。

表 1 变量定义

变量	变量标识	变量定义
paidbinomi	工资雇佣转入自雇因变量	等于 1,如果个体在 $t-1$ 期从事工资雇佣而在 $t$ 期进入自雇;等于 0,如果个体在 $t-1$ 期、 $t$ 期从事工资雇佣。
paidmultin	工资雇佣转入自雇因变量	等于 1,如果个体在 $t-1$ 期从事工资雇佣而在 $t$ 期进入有雇工的自雇;等于 2,如果个体在 $t-1$ 期从事工资雇佣而在 $t$ 期进入无雇工的自雇;等于 0,如果个体在 $t-1$ 期、 $t$ 期从事工资雇佣。
unemplbinomi	失业转入自雇因变量	等于 1,如果个体在 $t-1$ 期失业而在 $t$ 期进入自雇;等于 0,如果个体在 $t-1$ 期、 $t$ 期失业。
unemplmultin	失业转入自雇因变量	等于 1,如果个体在 $t-1$ 期失业而在 $t$ 期进入有雇工的自雇;等于 2,如果个体在 $t-1$ 期失业而在 $t$ 期进入无雇工的自雇;等于 0,如果个体在 $t-1$ 期、 $t$ 期失业。
selfwithin	无雇工自雇转向有雇工自雇因变量	等于 1,如果个体在 $t-1$ 期为无雇工自雇而在 $t$ 期为有雇工的自雇;等于 0,如果个体在 $t-1$ 期、 $t$ 期为无雇工的自雇。
age	年龄	个体年龄
age2	年龄平方	个体年龄的平方
gender	性别	二元哑变量,男性为 1,女性为 0
Edu2	初中毕业	等于 1,如果个体为初中毕业;否则为 0(小学毕业为对照组)
Edu3	高中毕业	等于 1,如果个体为高中毕业;否则为 0
Edu4	职业学校毕业	等于 1,如果个体为职业学校或中等技术学校毕业;否则为 0
Edu5	大专或大学毕业	等于 1,如果个体为大专或大学毕业;否则为 0
marital	婚姻	等于 1,在婚;否则为 0
otherself	家庭自雇人数	家庭中其他成员自雇数量
otherwork	家庭工作人数	家庭中工作人员数量
lninc	对数收入	对数家庭人均收入(滞后一期,2009年价格)
urban	城乡	等于 1,如果为城市调查点;否则为 0
east	地区	等于 1,如果居住地为东部地区(辽宁、山东、江苏);否则为 0
busicycle	失业率	调查省份城镇职工失业率

在家庭背景变量中,家庭中有其他成员从事自雇活动的人员越多,个体从工资雇佣转入自雇的概率越高,这与人力资本代际传递和企业家能力代际传递会增加转变概率的观点相符合,家庭中其他成员自雇人数这个变量无论对有雇工的自雇还是无雇工的自雇而言,均在 1% 的水平上统计显著。家庭中工作人员数量越多,个体从工资雇佣转入自雇的概率越低,家庭中工作人员数量对自雇的两种最终状态的影响也都是负向的。

表 2 工资雇佣转入自雇

变量	binomial	multinomial logit		HEV	
		转入无 雇工自雇	转入有 雇工自雇	转入无 雇工自雇	转入有 雇工自雇
constant	-5.181	-4.339	-8.269	-4.113	-7.985
age	0.089	0.047	0.182	0.051	0.224
age2	-0.001	-0.001	-0.002	-0.001	-0.002
gender	-0.368	-0.289	-0.487	-0.313	-0.524
Edu2	-0.178	-0.374	0.01	-0.352	0.008
Edu3	-0.475	-0.283	-0.638	-0.317	-0.659
Edu4	-1.429*	-1.795*	-0.988	-1.821*	-0.835
Edu5	-2.040**	-2.945**	-1.315	-2.985**	-1.423
marital	1.393*	1.137	1.778*	1.244	1.895*
otherself	5.684***	5.720***	5.700***	5.868***	5.821***
otherwork	-2.336***	-2.373***	-2.319***	-2.256***	-2.428***
lninc	-0.015	0.005	-0.063	0.006	-0.071
urban	0.228	-0.469	0.876**	-0.399	0.927**
east	0.634	0.753	0.514	0.784	0.603
bicycle	0.346	0.392	0.249	0.413	0.256
预测概率	0.0036	0.0013	0.0019	0.0011	0.0017
log likelihood	-112.094	-171.74	-168.31		

接下来,我们分析流动性约束对工资雇佣转入自雇的影响,本研究中我们用以前年份的收入作为流动性约束的代理变量。结果表明,滞后收入对工资雇佣转入自雇没有影响,这可能是因为转入自雇前的工资对个体有两种相反的效应所致:一方面,收入可看作是进入自雇的机会成本,在这种情况下,较高的收入会降低个体成为企业家的概率,而另一方面,进入自雇前的工资收入可作为劳动力市场中的个体质量的测度工具,一些个体会发现自己成为企业家的机会更多也能从中获得更多的收入,这两种相左的效应使得收入对工资雇佣转入自雇没有影响。无论对无雇工的自雇和有雇工的自雇,该结论同样成立。

城镇地区由工资雇佣转入自雇的概率较高,但并没有表现出统计显著性,而在自雇的最终状态的区分中,城镇居民比农村调查点居民有更高的转入有雇工的自雇概率,且表现出了比较强的统计显著性。东部地区居民比中西部地区的居民更易有从工资雇佣转入自雇的倾向,但没有表现出统计显著性。

我们再分析经济周期对工资雇佣转入自雇的影响。本研究以失业率<sup>①</sup>作为经济周期的代理变量,该变量对工资雇佣转向自雇以及对自雇的两种状态的影响均为正向的,说明工资雇佣的个体在经济不景气时更具有转入自雇的倾向,失业率上升会减少从工资雇佣中得到的收益,也减少寻找非自雇工作的机会和预期收益。另外,经济不景气时,从破产企业能得到和支付得起的二手资产增加,减少了进入自雇活动的障碍。当劳动力市场需求低下时,自雇更易于被作为选择对象,佐证了经济周期对工作转换有“拉”力作用。当然,随着失业率的提高,有些工资雇佣的个体不愿放弃当前的有稳定收入的工作而转入自雇,这种效果使得经济周期的“推”力起到的作用不明显。

表 2 的预测概率还显示,个体由工资雇佣转入自雇的概率很小,只有 0.36%;由工资雇佣转入无雇工的自雇、有雇工的自雇的概率也很小,分别只有 0.1% 和 0.2%。

我们在两项选择模型、多项选择模型中分别利用了两步法的 Heckman 方法、选择性纠偏 BFG 方法对自选择问题进行了纠偏。本研究设定收入方程的因变量为当期的家庭人均收入,控制变量

① 我们还以 GDP 增长率作为经济周期的代理变量,得到的结果与用失业率得到的结果并无太大差异。

为教育、年龄和性别等变量,选择方程的控制变量采用表1中的控制变量。两项选择模型(工资雇佣是否转入自雇)<sup>①</sup>的收入方程中的 Heckman 方法表明,自选择问题并不严重( $\lambda$ 系数均不显著)。BFG 方法得到的收入估计结果参见表3(其他变量的检验结果略去)。

表3 工资雇佣转入自雇选择性纠偏 BFG 方法的收入估计结果

	工资雇佣		无雇工自雇		有雇工自雇	
	符号	P	符号	P	符号	P
_m0	+	0.102	+	0.803	+	0.836
_m1	+	0.065	-	0.51	-	0.558
_m2	+	0.096	-	0.471	-	0.742

注:表中的\_m0、\_m1、\_m2 分别代表工资雇佣、无雇工自雇和有雇工自雇。

从表3可以看出,在工资雇佣收入方程中,无雇工自雇、有雇工自雇的选择性系数在10%的水平上显著。工资雇佣部门的收入有向上的偏误,该偏误与劳动力市场的配置有关,与一些带有不可观测的较低能力的个体离开工资雇佣部门进入自雇有关。换言之,工资雇佣的收入更高,那些带有不可观测的较低能力的无雇工自雇和有雇工自雇个体更适合在工资雇佣部门工作,出现这种现象的原因可能是由于劳动力市场的永久刚性、相关制度安排和不完善的信用市场造成的。其他变量的影响方向与预期的符号相一致,教育程度较高者其收入也显著较高,年龄越长其收入显著地越高,该方程中性别变量并没有表现出显著差异。

(二) 失业转入自雇

通过 Hausman 方法验证 multinomial logit 假定是否满足不相关选择独立性(IIA)的结果表明不相关选择独立性假定成立。<sup>②</sup>

表4前两列汇报了失业转入自雇的 binary logit 回归结果,最后四列汇报了失业转入无雇工自雇和有雇工自雇的 multinomial logit 和 HEV 模型的回归结果。

表4 失业转入自雇

变量	binomial	multinomial		HEV	
		转入无 雇工自雇	转入有 雇工自雇	转入无 雇工自雇	转入有 雇工自雇
constant	-16.235**	-17.065**	-19.193**	-18.209**	-20.413**
age	0.618*	0.628*	0.746*	0.663*	0.812*
age2	-0.008**	-0.008**	-0.010**	-0.008**	-0.011**
gender	2.357***	2.183***	2.863***	2.245***	2.947***
Edu2	0.044	-0.107	0.701	-0.114	0.696
Edu3	0.137	-0.116	1.148	-0.147	1.23
Edu4	1.41	0.95	2.642**	0.891	2.738**
Edu5	—	-10.636	-9.892	-10.747	-9.994
martial	1.427*	1.414*	1.236***	1.532*	1.343***
otherself	3.092***	3.049***	3.394**	3.171***	3.456**
otherwork	1.137***	1.207***	0.886	1.213***	0.93
lninc	-0.138	-0.13	-0.154	-0.144	-0.161
urban	-1.084**	-1.462***	-0.13	-1.576***	-0.148
east	1.141***	1.186***	0.974	1.205***	0.866
bicycle	-0.221	-0.16	-0.452	-0.141	-0.512
预测概率	0.023	0.0144	0.0041	0.0138	0.0037
log likelihood	-98.129	-155.103		-148.25	

① 失业是否转入自雇、无雇工自雇是否转入有雇工自雇的收入方程中的 Heckman 方法也表明,自选择问题并不严重( $\lambda$ 系数均不显著)。

② 为节约篇幅,此处省略了不相关选择独立性(IIA)的检验结果,感兴趣的读者可以向作者索取。



表 4 中的预测概率表明,由失业转入自雇的概率为 2.3%,是工资雇佣转入自雇的 6 倍多,由失业转入无雇工的自雇和有雇工的自雇概率分别为 1.4% 和 0.4%,分别是工资雇佣转入无雇工自雇和有雇工自雇的 11 倍多、2 倍多,这说明自雇是失业的替代物。另外,实证结果还显示,由工资雇佣转入无雇工自雇和有雇工自雇的比例小于 1,而由失业转入无雇工自雇和有雇工自雇的比例远大于 1,说明失业者更倾向于无雇工自雇的“单干”。这可能是由于失业者的初始创业资本积累有限所致,而工资雇佣者由于前期积累了一定的创业资本更易于从事规模较大的有雇工自雇活动。

与工资雇佣转入自雇不同,年龄对失业转入自雇的影响表现出了统计显著性,对无雇工自雇和有雇工自雇均表现出了较强的统计显著性,其对失业转入自雇的影响是非线性的,即年龄与失业转入自雇的概率之间存在凹性联系,随着年龄的增加,失业转入自雇的概率首先增加,而到达一定的年龄时,失业转入自雇的概率下降,转折点大约在 38.6 岁,即超过了这个年龄后,失业者更可能留在失业大军中不愿从事自雇活动,失业转入无雇工自雇、有雇工自雇的转折点分别为 39.2—41.4 岁、36.9—37.3 岁。男性更易由失业转向自雇,男性从事无雇工自雇和有雇工自雇的概率也同样高于女性,这可能是女性从事自雇的收益比男性较低所致。比较有趣的是,相比于小学毕业的个体而言,只有职业学校或中等技术学校毕业的个体从失业转入带雇工的自雇的概率明显较高,而其由失业转入无雇工概率与小学毕业对照组相比并无差异。在婚对失业转入自雇的影响与对工资雇佣转入自雇的影响基本相同,在婚者由于配偶能提供自雇资金支持和提供低于市场价格的劳动力,所以,在婚者更易由失业转入自雇,这个结论对转入无雇工自雇和有雇工自雇同样成立。

当我们试图探寻代际人力资本传递的效应是否会在失业转入自雇中发生时,表 5 中的结果提供了进一步的证据,与工资雇佣转入自雇相同,家庭中有其他成员从事自雇活动的人员越多,个体从失业转入自雇的概率越高。与工资雇佣转入自雇不同,家庭中工作人员数量越多,个体从失业转入自雇的概率越高,从失业转入无雇工的自雇概率也越高,但家庭中工作人员数量对失业转入无雇工的自雇没有影响。流动性约束对失业转入自雇依然没有影响。

城市地区由失业转入自雇的概率比农村地区<sup>①</sup>的低,这可能是城市的社会保障制度比农村地区完善所致,社会保障的工作负向激励可能起到了一定作用,另外,这还可能与农村地区有较强的自雇传统、生产要素价格较低等因素有关。城乡变量对区分了最终自雇两种状态的影响不尽相同,其对由失业转入无雇工自雇影响显著,而对由失业转入有雇工职工没有显著影响。东部地区工作机会较多,所以东部地区失业者比中西部地区失业个体更易转入自雇,东部地区失业者转入无雇工自雇的概率也比中西部地区高,但对由失业转入有雇工而言,东部与其他地区相比并无差异。

失业率对失业人员进入自雇的影响是负向的,说明经济状况好转时,失业人员更易进入自雇状态。经济状况恶化时,会减少自雇的收入,减少可用的资本,而增加破产的机率,个体被“推”出自雇。我们还可以从另外一个视角来解释失业率对失业人员进入自雇的影响是负向的现象,这可能反映了经济状况趋好总需求较高时,自雇的机会也较多,本文的系数符号为宏观因素对这类人员的转换起到“推”力作用提供支持。当然,这里的符号并没有表现出显著性。

利用选择性纠偏 BFG 方法得到的收入估计结果参见表 5(其他变量的检验结果略去)。

表 5 的估计结果显示,失业、无雇工职工、有雇工自雇之间的偏误系数并不显著,说明不存在选择偏误问题。

### (三) 自雇内转换

在设计鼓励自雇活动发展的公共政策时,有必要对无雇工自雇人群和有雇工自雇人群进行区分,因为这两类人群既有相同点,同时又具有较大的差异,如果两类人群工作转换的决定因素不同,

<sup>①</sup> 这里的农村地区包括了县城。

那么,就不应该针对不同人群设计相同的企业家政策。Rissman(2003)指出无雇工自雇是那些发现工资收入有限的工资雇佣人群的最后选择,如果个体选择自雇不是因为自雇的价值高而是因为工资雇佣的价值低,那么,逆向选择问题就会出现,无雇工自雇占绝大多数并非对经济增长、工作岗位提供和成功有利。Lucas(1978)甚至把这些无雇工的自雇者称为“边际”企业家,他们会在工资雇佣部门兴旺时,从自雇转入工资雇佣。

表5 失业转入自雇选择性纠偏 BFG 方法的收入估计结果

	失业		无雇工自雇		有雇工自雇	
	符号	P	符号	P	符号	P
_m00	—	0.118	+	0.752	+	0.912
_m1	-	0.164	+	0.511	+	0.851
_m2	+	0.909	-	0.714	+	0.934

注:表中的\_m00、\_m1、\_m2 分别代表失业、无雇工自雇和有雇工自雇。

如果我们把自雇个体雇佣外部劳动力作为成功的标志,那么,存在如下问题值得探讨:什么因素决定了无雇工活动转入有雇工的活动?已有文献只对有雇工自雇的决定因素进行了研究,如Carroll(2000)分析了税收变化与有雇工的自雇之间的关系,Burke(2002)分析了教育、遗产和背景特征等因素对有雇工的自雇企业家的影响,Cowling(2004)利用英国9年的家计调查数据比较了男女成为有雇工的自雇企业家的不同概率。但已有文献对无雇工自雇转入有雇工自雇的转换分析还比较缺乏,只有Congregado(2010)对欧洲15国的无雇工自雇转向有雇工自雇进行了分析,并认为非人力资本因素在此转换中发挥了重要作用。

本节采用的方法类似前文中式(1)和式(2),因变量定义如下:如果个体在 $t-1$ 期为无雇工自雇而在 $t$ 期为有雇工的自雇,因变量等于1;如果个体在 $t-1$ 期、 $t$ 期为无雇工的自雇,因变量为0。失业转入自雇的 binary logit 回归结果汇报于表6中。

表6中的预测概率表明,由无雇工自雇转入有雇工自雇的概率为12.41%,有一成左右的个体自雇转向工作岗位创造。比较有趣的是,实证结果显示:家庭背景、流动性约束、居住地、性别、婚姻、年龄及经济周期变量均对无雇工自雇转入有雇工自雇没有影响,唯一对无雇工自雇转入有雇工自雇产生影响的变量是高等教育,相比于小学毕业组而言,大专以上毕业的个体从无雇工自雇转入有雇工自雇的概率较高,且统计显著。这说明人力资本在工作岗位创造和企业扩张方面有极其重要的作用。

(四) 稳健性检验

本节把样本时间扩大为1989—2009年并且把农民个体加入,这样,面板数据中的样本容量增加到8320个。基于这些样本做出的 Small-Hsiao、Hausman 等检验结果表明 multinomial logit 的不相关选择独立性 (IIA) 假定成立。multinomial logit、HEV 模型的结果大致相同。

实证结果表明,年龄和性别变量只对失业者转

表6 自雇内转换

变量	binomial	
	系数	t
constant	3.229	0.47
age	-0.235	-0.74
age2	0.002	0.60
gender	-0.384	-0.97
Edu2	0.808	1.21
Edu3	0.720	0.99
Edu4	1.636	1.54
Edu5	2.091*	1.78
marital	0.948	0.88
otherself	0.070	0.14
otherwork	-0.141	-0.33
lninc	0.189	0.84
urban	0.320	0.70
east	-0.104	-0.23
bicycle	-0.565	-1.23
预测概率	0.1241	
log likelihood	-92.601	

入自雇有明显影响;教育程度对工资雇佣转入自雇更多表现出负向影响,说明拥有人力资本较多者可能更易于找到工资雇佣工作,并继续留在工资雇佣部门,而教育程度对失业转入自雇有正向的推动,拥有较高人力资本者即使陷入失业,也并不能阻止其转向自雇活动;相比于小学毕业组而言,大专以上毕业的个体从无雇工自雇转入有雇工自雇的概率较高,且统计显著,说明高等教育在企业规模扩张中发挥着独特的作用;家庭中其他成员从事非农自雇活动的人员越多,个体从失业转入自雇及从工资雇佣转入自雇的概率越高,自雇者可能会把企业经营方法、经营经验、商界社会网络及声望传递给家庭中的其他成员,企业家人力资本和能力的代际传递会提高个体从事自雇活动的概率;家庭中工作人员数量越多,个体由工资雇佣转向自雇的概率越低,可能由于家庭收入较高使得个体的风险偏好下降所致,而家庭中工作人员数量越多,个体由失业转向自雇的概率却越高,这可能反映了家庭中失业者个体的“耻辱感”效应使得其积极地从事自雇等有酬活动;由失业转入自雇的预测概率大约为 2%,而由工资雇佣转入自雇的概率只有大约 0.4%,前者是后者的 5 倍多,工资雇佣转向有雇工自雇的预测概率为大约 0.3%,失业转向有雇工自雇的预测概率大约为 0.2%,二者相差不大,失业转入无雇工自雇的预测概率是工资雇佣转入无雇工自雇的 7 倍多;与前述分析有所不同,商业周期因素在工资雇佣转向有雇工自雇中有了较为显著的作用,经济不景气时,劳动力市场需求低下,自雇活动更易于被作为首选,经济周期在工资雇佣转入自雇中表现出了“拉”力作用。总而言之,这一节的分析结论与前述分析的结论基本上相一致,表明结论是稳健的。

二步法模型纠偏与前述的检验步骤相同,我们设定收入方程的因变量为当期的家庭人均收入,控制变量为教育、年龄和性别等变量,选择方程的控制变量仍采用表 1 中的控制变量。两项选择模型(工资雇佣是否转入自雇、失业是否转入自雇、无雇工自雇是否转入有雇工自雇)的收入方程中的 Heckman 方法表明,样本选择问题不严重( $\lambda$  系数均不显著)。针对多项选择模型的 BFG 方法得到的收入估计结果表明,只有在工资雇佣收入中,无雇工自雇的选择性系数在 5% 的水平上统计显著,这同样说明工资雇佣的收入更高,那些带有不可观测的较低能力的无雇工自雇个体更适合在工资雇佣部门工作,出现这种现象的原因可能与我国转轨时期劳动力市场相关制度安排(如上世纪 90 年代中后期实施的“下岗分流”、“买断”等)和不完善的信用市场有关。

## 五、结 论

本文利用中国健康与营养调查的微观面板数据,分析了我国自雇活动转换的决定因素。考虑到自雇转换有初始状态和最终状态两种情况,本文把初始状态区分为工资雇佣和失业,最终状态则划分为无雇工自雇和有雇工自雇;另外,本文对无雇工自雇转入有雇工自雇也进行了剖析。结果显示:不管初始状态如何,代际人力资本传递在自雇进入中均发挥了重要作用;年龄和性别变量只对失业转入自雇有影响;由失业转入自雇的概率比由工资雇佣转入自雇的概率高,说明自雇是失业的替代物;工资雇佣转入有雇工自雇的概率与失业转入有雇工自雇的概率相差不大,但工资雇佣转入无雇工自雇的概率与失业转入无雇工自雇的概率之间存在巨大差异;高等教育在无雇工自雇转入有雇工自雇的工作岗位创造过程中起到了显著推动的作用。相应的政策含义是,政府应给企业家人力资本提高提供便利,使一些自雇个体能成长为工作岗位的创造者。

本研究的不足之处在于:由于数据的局限性,本文假定在两次调查之间,如果被调查者的工作状态相同,则认为该时期内被调查者一直处于这种工作状态。比如,如果某被调查者在 2006 年工作状态为无雇工自雇,2009 年该被调查者工作状态仍为无雇工自雇,我们就假定在 2006—2009 年间,该调查者的工作状态一直为无雇工自雇,显然,这种假定可能会不成立。另外,本文也没有考察行业对自雇转换的影响。这些都需要在未来数据可得时进行完善。

## 参考文献

- 王海军、杨汉强 2007 《邓小平的南方谈话与中国私营经济的发展》，《理论学刊》第2期。
- 吴晓刚 2006 《“下海”：中国城乡劳动力市场转型中的自雇活动与社会分层（1978—1996）》，《社会学研究》第6期。
- 郑红亮、吕建云 2008 《中国私营经济发展30年：理论争鸣和改革探索》，《管理世界》第10期。
- Audretsch, D. B., M. Carree, A. J. van Stel, and A. R. Thurik, 2005, “Does Self-employment Reduce Unemployment”, working paper.
- Bernhardt, I., 1994, “Comparative Advantage in Self-employment and Paid Work”, *Canadian Journal of Economics*, 27: 273—289.
- Bhat, C. R., 1985, “A Heteroscedastic Extreme Value Model of Intercity Travel Mode Choice”, *Transportation Research*, 29: 471—483.
- Bian, Yanjie, and Zhanxin Zhang, 2006, “Explaining China’s Emerging Private Economy: Sociological Perspectives”, 25—39 in *China’s Domestic Private Firms: Multidisciplinary Perspectives on Management and Performance*, edited by A. S. Tsui, Y. Bian, and L. Cheng, New York: M. E. Sharpe.
- Blanchflower, D. G., and A. J. Oswald, 1998, “What Makes an Entrepreneur?”, *Journal of Labor Economics*, 16(1): 26—60.
- Borjas, G. J., 1986, “The Self-Employment Experience of Immigrants”, *Journal of Human Resources*, 21: 485—506.
- Borjas G. J., and S. G. Bronars, 1989, “Consumer Discrimination and Self-employment”, *Journal of Political Economy*, 97: 581—605.
- Bourguignon, F., M. Fournier, M. Gurgand, 2007, “Selection Bias Correction Based on the Multinomial Logit Model: Monte-Carlo Comparisons”, *Journal of Economic Surveys*, 21(1): 174—205.
- Bruce, D., 2000, “Effects of the United States Tax System on Transitions into Self-employment”, *Labour Economics*, 7: 545—574.
- Burke A. E., F. R. FitzRoy, and M. A. Nolan, 2002, “Self-employment Wealth and Job Creation: The Roles of Gender, Non-pecuniary Motivation and Entrepreneurial Ability”, *Small Business Economics*, 19: 255—270.
- Carrasco, R., 1999, “Transitions to and from Self-Employment in Spain: An Empirical Analysis”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(3): 315—341.
- Carroll, R., D. Holtz-Eakin, M. Rider, and H. S. Rosen, 2000, “Income Taxes and Entrepreneurs’ Use of Labour”, *Journal of Labour Economics*, 18(2): 324—351.
- Congregado, Emilio, José María Millán, and Concepción Román, 2010, “From Own-Account Worker to Job Creator”, Working Paper.
- Constant, A., and K. F. Zimmermann, 2006, “The Making of Entrepreneurs in Germany: Are Native Men and Immigrant Alike?”, *Small Business Economics*, 26: 279—300.
- Cowling, M., M. Taylor, and P. Mitchell, 2004, “Job Creators”, *Manchester School*, 72(5): 601—617.
- Cullen, J. B., and R. H. Gordon, 2002, “Taxes and Entrepreneurial Activity: Theory and Evidence for the US”, Working Paper.
- De Wit, G., 1993, “Model of Self-employment in a Competitive Market”, *Journal of Economic Surveys*, 7: 367—397.
- Earle, J. S., and Z. Sakova, 2000, “Business Start-ups or Disguised Unemployment? Evidence on the Character of Self-employment from Transition Economies”, *Labour Economics*, 7: 575—601.
- Evans, D. S., and L. S. Leighton, 1989, “Some Empirical Aspects of Entrepreneurship”, *American Economic Review*, 79: 519—535.
- Fujii, E. T., and C. B. Hawley, 1991, “Empirical Aspects of Self-employment”, *Economics Letters*, 36: 323—329.
- Gill, A. M., 1988, “Choice of Employment Status and the Wages of Employees and the Self-employed: Some Further Evidence”, *Journal of Applied Econometrics*, 3: 229—234.
- Heckman, James, 1979, “Sample Selection Bias as a Specification Error”, *Econometrica*, 47(1): 153—161.
- Holtz-Eakin, D., D. Joulfaian, and R. H. Rosen, 1994, “Entrepreneurial Decisions and Liquidity Constraints”, *Rand Journal of Economics*, 25: 334—347.
- Hammarstedt, Mats, 2009, “Predicted Earnings and the Propensity for Self-Employment”, *International Journal of Manpower*, 30(4): 349—359.
- Kidd, M. P., 1993, “Immigrant Wage Differential and the Role of Self-employment in Australia”, *Australia Economic Papers*, 32: 92—115.

- Le , A. T. , 1999, “Empirical Studies of Self-employment” , *Journal of Economic Surveys* , 13: 381—417.
- Lee , Lung - Fei , 1983, “Generalized Econometric Models with Selectivity” , *Econometrica* , 51( 2) : 507—512.
- Light , I. , 1980, “Disadvantaged Minorities in Self-employment” , *International Journal of Comparative Sociology* , 20: 31—45.
- Lindh , T. , and H. Ohlsson , 1996, “Self-Employment and Windfall Gains: Evidence from the Swedish Lottery” , *Economic Journal* , 106: 1515—1526.
- Lu , Jiangyong , and Zhigang Tao , 2010, “Determinants of Entrepreneurial Activities in China” , *Journal of Business Venturing* , 25: 261—273.
- Lucas , R. E. , 1978, “On the Size Distribution of Firms” , *BELL Journal of Economics* , 9: 508—523.
- Maddala , G. S. , 1983 , *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics* , Cambridge University Press.
- Miller , R. , 1984, “Job Matching and Occupational Choice” , *Journal of Political Economy* , 92: 1086—1120.
- Mohapatra , Sandeep , Scott Rozelle , and Rachael Evadne Goodhue , 2007, “The Rise of Self-Employment in Rural China: Development or Distress” , *World Development* , 35( 1) : 163—181.
- Parker , S. C. , 2004, “The Economics of Self-Employment and Entrepreneurship” , Cambridge University Press.
- Paulson , A. L. , and R. Townsend , 2004, “Entrepreneurship and Financial Constraints in Thailand” , *Journal of Corporate Finance* , 10: 229—262.
- Rees , H. , and A. Shah , 1986, “An Empirical Analysis of Self-employment in the U. K. ” , *Journal of Applied Econometrics* , 1: 101—108.
- Rissman , E. , 2003, “Self-employment as an Alternative to Unemployment” , Working Paper.
- Taylor , Mark P. , 1996, “Earnings , Independence or Unemployment: Why Become Self-Employed” , *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* , 58( 2) : 253—266.
- Wang , Jianying , 2007, “Self-employment in Urban China: The Interplay of Gender , Capitalism and Labor Market” , working paper.
- Yueh , Linda , 2009a, “Self-Employment in Urban China: Networking in a Transition Economy” , *China Economic Review* , 20: 471—484.
- Yueh , Linda , 2009b, “China’s Entrepreneurs” , *World Development* , 37( 4) : 778—786.

## Transitions to Non-farm Self-employment in China

Xie E

( School of Economics , Shandong University)

**Abstract:** Using panel data of the China Health and Nutrition Surveys( CHNS) ,this paper analyzes the determinants of transitions to non-farm self-employment. The paper distinguishes the existence of different initial status ( unemployment or paid employment) and final status ( own-account self-employed or employers with employees) , furthermore , transitions within self-employment was present. The main conclusion is that intergenerational transfers of human capital play a key role in transitions into self-employment regardless of starting status. Age and gender has a significant effect on the probability of transition for unemployed people to self-employment. The probability of transition for unemployed people is much higher than the ones for paid-employed. When the final states ( i. e. employers and own-account workers) are also taken into account , the probability of transition for unemployed people to employer is much smaller than the ones for paid-employed , while the probability of transition for unemployed people to own-account self-employment is much higher than the ones for paid-employed. Higher education contributes with the job generation process.

**Key Words:** Non-farm Self-employment; Occupational Choice; Informal Sector; Intergenerational Transfers of Human Capital

**JEL Classification:** J24 , M13 , O17

( 责任编辑: 松 木)( 校对: 晓 鸥)