

财富对创业的异质性影响

——基于三省农户的实证分析

盖庆恩, 朱 喜, 史清华

(上海交通大学 安泰经济与管理学院, 上海 200052)

摘 要:文章从动态视角重新考察了财富与创业的关系,并基于中国农村固定观察点的调查数据进行了实证分析,研究发现财富对创业的影响并非简单的单调关系。当农户资产处于 0—98.70 分位数区间($0 < \text{资产} < 26.84$ 万元)时,农户资产越多越倾向于创业,这与静态模型的预测相同;但当资产处于 98.70 分位数之后的区间($\text{资产} \geq 26.84$ 万元)时,样本自选择偏差的存在使二者呈负相关关系,即资产越多,创业概率越低,支持了动态模型的理论预测。文章还使用“人情收入”作为资产的工具变量来解决模型中可能存在的内生性问题,发现此结论依然稳健。

关键词:创业;动态模型;流动性约束;自选择偏差

中图分类号:F333.9 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2013)05-0134-11

一、引言与文献综述

流动性约束是制约农户创业的重要因素之一,现已被大量研究所证实。这些研究的核心问题之一是理解和解释个人财富与其创业之间的关系。Evans 和 Jovanovic(1989)在静态模型中首次表述了财富对创业的正向影响,认为财富越多下一期进行创业的概率也越大。Hurst 和 Lusardi(2004)进一步发现,财富与创业呈非线性关系,在大部分区间内财富对创业的影响较小,只有在极其富有的人群中(财富的 95 分位数后)财富对创业的影响才具有较强的显著性。较低的投入门槛和便利的融资环境有助于解释为何在大部分区间内财富对创业的影响较小,而财富水平较高时个人风险偏好的转变和创业的“奢侈品”属性(如自主决策、自由安排时间等)则是在高财富区间出现强正相关性的主要因素。

收稿日期:2012-11-05

基金项目:国家自然科学基金项目(71073102、71273171、71273172);上海市浦江人才计划项目(12PJC067);上海市教委科研创新项目(13ZS019)

作者简介:盖庆恩(1984—),男,山西壶关人,上海交通大学安泰经济与管理学院博士生;

朱 喜(1979—),男,上海人,上海交通大学安泰经济与管理学院副教授;

史清华(1964—),男,山西襄垣人,上海交通大学安泰经济与管理学院教授。

值得注意的是,以往的研究都是在静态模型中说明财富与创业之间的关系,实证中一般将当期为工人、下一期为创业者的行为定义为创业,但创业是个人创业能力与其财富共同作用的结果,研究当期观察到个人选择为工人的财富与下一期是否创业的关系时会存在自选择偏差。当期的工人事实上是个人上期选择的结果,样本并不随机,当一个人拥有较多财富且就业选择为工人时,其可能具有较低的创业能力(Buera, 2009)。而在创业天赋低于某临界值后(即最优规模对应的创业天赋),可以预计无论其财富如何增长都不会选择创业。因此,财富与创业的关系不再为单调增函数,而在某些区间内可能随着个人财富的增加,创业概率会不断下降。Evans 和 Jovanovic(1989)、程郁和罗丹(2009)均考虑了在某一时期代表性个人有两种行为选择(工人或创业),直接比较二者的收益(即利润最大化),从而建立财富与创业的关系,属于静态模型;Buera(2009)、Cagetti 和 De Nardi(2006)从动态的角度重新考虑了财富与创业的关系,他们认为在动态模型中流动性约束不同,个人的就业选择也不同,这导致财富积累不同,由此不断迭代,最终对财富不平等产生影响。除家庭财富外,已有研究还分别从社会网络、人力资本和外部金融环境等方面对创业进行了研究(Turvey 和 Kong, 2010; 马光荣和杨恩艳, 2011; 张海洋等, 2012; 解垚, 2012)。

本文从动态视角重新研究了财富与创业之间的关系,主要强调代表性个人的就业决策会影响下期的财富分布,这将导致样本选择性偏差,最终使财富与创业之间呈现非线性关系。本文还基于中国农村固定跟踪观察点的农户数据,以 2003—2006 年山西、河南和浙江为样本进行了实证分析。本文的理论意义在于,说明自选择偏差可能导致财富与创业的线性关系不再成立,弥补了传统静态模型的不足,并利用农村固定观察点的大样本跟踪调查数据,为自选择偏差的存在及其影响提供了较为可靠的证据。

二、模型构建

(一)农户的生产行为

代表性个人(由于本文使用的是农户数据,以下简称为农户)拥有独立分布的创业能力 z 和财富 a , 概率密度函数分别为 $\varphi(a)$ 和 $\varphi(z)$, 其拥有一单位劳动力,能够在劳动力市场上就业。如果农户选择创业(Entrepreneur, 简称为 E), 则其生产函数为:

$$y = (zk)^{\alpha} l^{1-\alpha} \quad (1)$$

农户从要素市场上通过交易获得资本,但由于有限责任和道德风险(Paulson 等, 2006; Buera 等, 2011; 张海洋等, 2012), 创业者需提供相应的抵押品,其面临的流动性约束为:

$$k \leq \lambda a \quad (2)$$

其中, k 是资本, l 是劳动力, λ 由资本市场外生给定, 因此家庭财富从根本上决定了农户面临的流动性约束。由此, 如果农户选择创业 (E), 则收益函数为:

$$y^E = \max\{\pi z - r, 0\} \lambda a, \pi = \alpha \left(\frac{1 - \alpha}{w} \right)^{\frac{1-\alpha}{\alpha}} \quad (3)$$

其中 r 和 w 分别表示资本和劳动力的价格。从式 (3) 中可以发现, 创业者获得的利润为其个人财富和能力的增函数。为便于后续分析, 此处设 $\lambda = 1$, 即不存在对外借贷。

初始财富为 a 的农户如果选择外出打工 (Worker, 简称为 W), 则能够获得固定工资 w 。因此如果农户的就业选择为 W , 则其能够获得的收入为:

$$y^W = w + ra \quad (4)$$

(二) 农户的创业决策

在任意 t 时刻, 假定农户可以在 W 与 E 之间自由转换, 则在利润最大化目标下, 农户的选择函数为:

$$v(a_t, z) = \max\{y^E(a_t, z), y^W(a_t, z)\} \quad (5)$$

静态时, 只要 $y^E \geq y^W$, 则第 t 期农户的就业选择为 E_t , 否则农户选择为 W_t 。在 $Z \sim [0, 1]$ 服从均匀分布的假设下, 农户的创业概率为:

$$P(E_t) = \int_{\frac{2r}{\pi} + \frac{w}{\pi a_t}}^1 dz = 1 - \left(\frac{2r}{\pi} + \frac{w}{\pi a_t} \right) \quad (6)$$

由式 (6) 可以看出, 农户创业概率为财富的增函数, 个人财富越多, 创业概率越高, 这与已有研究一致 (Evans 和 Jovanovic, 1989; 程郁和罗丹, 2009)。

但事实上, 农户存在于一个连续的生命周期中, 其决策行为是动态的。在过去的实证研究中将创业者定义为: 当期为工人、下一期创业的个人 (Paulson 和 Townsend, 2004), 当期的状态是上一期选择的结果。因此, 如果用我们实际观察到的样本来代表静态模型中的情况, 那些符合能力和财富条件的个人因已经创业而被排除在外 (如高能力、高财富等), 这使样本存在选择性偏差 (Sample Selection)。假设在 t 期观察到一农户的职业选择为工人 (记为 W_t), 那么设该农户在 $t+1$ 期财富增加 Δ , 则选择创业 (记为 E_{t+1}) 的真实概率为:

$$\begin{aligned} P(E_{t+1} | W_t; z, a_t) &= \frac{P(E_{t+1} | W_t; z, a_t)}{P(W_t; z, a_t)} = \frac{\int_{e^{-1}(a_t + \Delta)}^{e^{-1}(a_t)} 1 de}{P(W_t; z, a_t)} \\ &= \frac{e^{-1}(a_t) - e^{-1}(a_t + \Delta)}{P(W_t; z, a_t)} \end{aligned} \quad (7)$$

其中, $e^{-1}(x)$ 表示财富与创业天赋临界值的关系。在财富足够多而农户并未创业时, 农户的最低创业天赋会越来越接近临界值 $\underline{z} = 2r/\pi$, 此时有 $e^{-1}(a_t) - e^{-1}(a_t + \Delta) \rightarrow 0$ 。当 a_t 足够大时, 我们几乎可以认为该农户的创业天赋要小于 $\underline{z} = 2r/\pi$ 。此时, 无论财富如何增加, 农户均不会从事创业活动, 即农户的创业概

率为 0。

综合来看,农户的创业概率在最初阶段会随个人财富的增加而增加,而当处于个人财富分布的尾部时,由于拥有足够财富的个人已经选择创业,在剩余的样本中财富越多农户的创业能力越低,最后无论财富如何变化,其创业的概率均为 0,从而使财富对农户创业的影响在较高的区间内会实现由正相关到不相关的转换(倒 U 形关系)。因此,可以推断受样本选择偏差的影响(即样本中个人财富越大,创业天赋越小),在某一区间内,当财富足够多时,创业概率会随着财富的增加而下降直至为 0。需要强调的是,动态模型的结果并没有否定静态模型,而是对其的延伸和扩展。在动态模型中,在财富分布尾部区间内,财富与创业的概率呈负相关关系,这是由农户的自我选择造成的。若财富与创业能力在此范围内不相关,则动态模型与静态模型的预测相同,财富增加,创业概率亦随之增加。

三、数据来源与变量选择

(一)数据来源

本文的数据来源于全国农村固定跟踪观察点办公室,选择的样本区间为 2003—2006 年,省份为山西、河南和浙江,总计 9 506 户。需要说明的是,目前所获得的全国农村固定跟踪观察数据还不是真正的面板数据(朱喜、史清华和盖庆恩,2011)。我们使用 Yang(2004)的方法,根据户码和户主年龄两个信息建立面板数据,在此工作完成之后生成混合截面数据。由于本文研究财富与农户创业之间的关系,从农户创业的定义出发删除了初期即为创业者的样本 920 户。为了消除不参与劳动力市场的样本(如仍在上学或者已经退休等),我们将样本的户主年龄限定为 18—60 岁。最后,为了保持结论的稳健性,我们还删除了样本中最大和最小的 0.50%,最终得到的样本为 3 627 户。各省农户面临的情况存在较大差异,山西的创业比例为 1.26%,浙江为 5.39%,河南为 2.34%,全样本的创业比例为 2.32%。

(二)变量选择

1. 创业。与 Paulson 和 Townsend(2004)一致,本文中农户创业特指非农经营(即工商业经营)。具体是指农户从事的家庭经营主业中在第一年是第一产业(含种植业、林业、畜牧业或渔业),下一年转换为非农经营(如工业、建筑业等),否则未进行创业。

2. 财富。与 Hurst 和 Lusardi(2004)、李实等(2005)相同,本文使用农户的家庭净资产来衡量其财富数量,即净资产=资产-负债。具体而言,农户的资产部分包含了农户金融性资产和生产性固定资产等,而负债则包含了各类正式与非正式负债。

在存在流动性约束的情况下,决定一个农户家庭进行创业的因素主要是

家庭净资产。此外,农户的受教育水平、年龄等个人特征和家庭人口特征等都可能影响个人的职业选择。因此,在实证中还包含了家庭规模、人口负担系数和人均耕地面积等家庭特征变量。此外,考虑到农户创业在时间上和地区间存在巨大差异,回归时对年份和省份变量进行了控制。^①表 1 给出了在下一年进行创业子样本和继续务农或者外出打工子样本的描述性统计,以及二者的均值—方差配对 t 检验。总的来看,进行创业的农户拥有更多的家庭财富。

表 1 农户家庭净资产描述性统计(万元)

变量名	非农经营=0 (N=3 543)	非农经营=1 (N=84)	原假设:变量 相等(P 值)
均值	3.50	7.14	0.00
中位数	2.06	3.66	0.00

四、实证方法及结果

(一)实证方法

农户是否创业是一个二值变量,本文选择 Probit 模型来估计农户家庭财富与其创业概率之间的关系,估计方程如下:

$$P(y=1|x)=G(\alpha+X\beta+f(A)\times\gamma+\epsilon) \quad (8)$$

其中, $G(z)=\Phi(z)\equiv\int_{-\infty}^z\varphi(v)dv$ 是标准正态分布函数, X 为控制变量, β 为相应的系数, $f(A)$ 表示资产的多项式, γ 为相应的系数。本文分别将家庭财富的高次项逐步加入,最终结果见表 2。

表 2 中的模型 1 给出了家庭财富与创业概率之间的线性关系,而模型 2 和模型 3 则给出了财富与创业概率之间的非线性关系。从模型 1 的结果看,家庭财富的系数为正且在 1%水平上显著($\beta=0.02, p<0.01$),说明财富水平越高的农户选择创业的可能性越大。在线性方程中,农户个人财富每增加 1 万元,其创业概率会提高 0.05 个百分点(均值=3.50),由 0.83%上升到 0.88%。^②对样本均值来说,提高 1 万元是一个相当可观的数字,相当于财富水平提高了 28.57%,但创业概率仅上升了 6.02%,说明在这个阶段财富水平与农户创业概率之间的关系相对平缓,支持了 Hurst 和 Lusardi(2004)的结论。

表 2 中的模型 2 与模型 3 分别给出了包含财富平方项到三次方项的回归结果,与 Hurst 和 Lusardi(2004)的结果不同,模型显示当包含财富平方项时有更好的拟合效果,一次项系数显著为正($\beta=0.08$),二次项系数为负($\beta=-0.01$),且均在 1%水平上显著。模型 2 的结果表明,个人财富对其创业概率并非单调,而是存在一个拐点,证明了本文和 Buera(2009)的理论预测。经过计算可知,该二次函数在 $W=26.84$ (万元)达到最大值,这相当于 98.70 分位数,预计的创业概率为 5.59%。当将财富的更高次项纳入方程时模型的预测效果并未得到提高,其系数方向不确定且不显著。

$$\frac{\partial P}{\partial A}=\frac{\partial G(f(A))}{\partial A}=g(f(A))\frac{f(A)}{\partial A}=0 \quad (9)$$

其中 $G(x)$ 为正态分布的累积分布函数, $g(x)$ 为正态分布的概率密度函数。

模型 2 预测财富与创业概率在尾部呈负相关关系,但在整个区间内二者的关系可能并不是准确的二次函数,也可能在线性趋势下表现为斜率、截距等不同。

表 2 农户家庭财富与创业

	创业(否=0,是=1)			
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
资产	0.02*** (0.01)	0.08*** (0.02)	0.11*** (0.03)	0.06*** (0.01)
资产 ²		-0.01*** (0.00)	-0.01* (0.00)	
资产 ³			0.00(0.00)	
资产×D				-0.06*** (0.03)
N	3 627	3 627	3 627	3 627
loglikelihood	-363.28	-357.27	-357.12	-357.61

注：括号内为标准误，*、**和*** 分别代表在 10%、5%和 1%的水平上显著，下同。

为此,本文根据已有的计算结果,在 $W=26$ 处将财富分为两部分,生成财富虚拟变量并重新进行检验。

$$P(y=1|x)=G(\alpha+X\beta+\delta_1A+\delta_2A\times D+\epsilon)$$
 (10)

其中,D 为虚拟变量,当 $W<26$ 时为 0,否则为 1; δ_1 为财富对创业的关系系数, δ_2 表示斜率的变化,如果其显著不为 0,则说明财富与创业之间的关系在此发生变化。表 2 的模型 4 给出了最终结果。资产×D 的系数显著小于 0($\beta=-0.06$, $p<0.05$),拒绝了财富与创业之间关系在此未发生改变的假设。

为了能够更加直观地了解财富与创业的关系,我们分别使用模型 1 和模型 2 的结果来预测不同财富水平的创业概率(见图 1)。从图 1 可以看出,在线性模型中财富与创业概率之间的关系在大部分区间内都比较平坦。当个人财富从 0 元开始增加至 3.5 万元时(68.60 分位数),个人的创业概率仅从 0.67%上升至 0.83%,而后开始快速增长;当财富从 3.5 万元增加至 10 万元时(94.4 分位数),创业概率增加了 0.38 个百分点,达到 1.21%;而在财富的后 5%,财富对创业概率的影响更加显著,当财富由 10 万元增长到样本最大值 57.18 万元时,创业概率也达到最大值,为 11.13%,是原来的 9.21 倍。可见,财富与创业之间的关系主要是由高财富部分所主导,而在大部分区间内,财富的上升能够增加农户创业的概率,但效果有限。

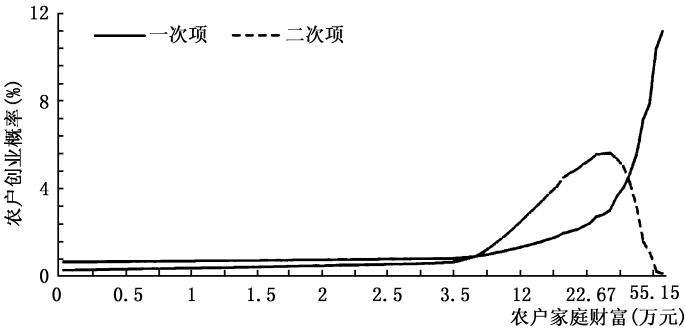


图 1 农户家庭财富与创业概率

图 1 也给出了非线性模型(模型 2)的预测结果,与线性趋势相比,二者在大部分区间的走势相同,当个人财富从 0 元增加至 5 万元时(85.94 分位数),

创业概率从 0.30% 上升至 0.92%，在此区间非线性模型预测的概率要低于线性模型的预测值；当个人财富从 5 万元增加至 26.84 万元时(98.7 分位数)，创业概率达到最大，为 5.59%，增加了 5.08 倍，而后开始下降；当到达最大值 57.18 万元时，创业概率仅为 0.11%。与线性关系相似，在大部分区间内个人财富对创业概率的影响幅度较小，而在中间的财富区间二者关系逐渐加强，在后 1% 的尾部区间，二者呈显著负相关，财富水平越高，创业概率越低。

(二)“人情收入”与农户创业

需要注意的是，上述分析仅仅关注了财富对农户下一期创业的影响。然而现实生活中(动态模型)时间是连续的，农户或个人的就业选择依赖其上期状态，创业的真实定义为：一个人在当期(即 t 期)的就业选择为工人，用 W_t 表示；而下一期(即 $t+1$ 期)的就业选择为创业，用 E_{t+1} 表示。因此，在研究中应将上期就业选择为创业的个人去除，这将导致样本选择性偏差(即个人财富越多，创业天赋越小)。样本中财富水平较高的农户已在前期进行了选择，当前依然选择不创业的原因更可能是其本身创业能力较低。这往往低估了财富水平对创业的影响，扭曲了流动性约束对农户创业的真正影响。出现这种现象的根本原因在于财富与创业能力的相关关系，即内生性问题。所以，如何消除模型中的内生性问题就成为研究财富与创业关系的难点。针对这一问题，Holtz-Eakin 等(1994)、Blanchflower 和 Oswald(1998)、Hurst 和 Lusardi(2004)及程郁和罗丹(2009)都进行了有益的探索，并得到了有价值的结论。

在本文中，我们使用亲友赠送收入作为农户资产的工具变量。从本文选择的样本看，2003—2005 年山西、河南的户均人情收入为 345 元和 382 元，浙江为 1 768 元，按每次有 10 户来往看，山西、河南和浙江的人情收入分别占其总财富的 11.94%、16.47% 和 18.06%，人情收入的影响可见一斑，其描述性统计见表 3。从人情收入发生的原因看，农户间的人情礼往更多的是基于血缘等亲情关系的对等往来，而与其个人能力并无直接联系(陈云、顾海英和史清华，2005；尚会鹏，1996)。初步分析可以认为人情收入与农户家庭财富相关，而与创业能力不相关，满足工具变量的条件，因此可以作为农户财富数量的工具变量。本文以农户间人情礼往的收入及其平方项分别作为家庭财富及其平方项的工具变量，使用 2SLS(两阶段最小二乘法)对财富与创业的关系重新进行估计，结果见表 4。

严格来说，一个合格的工具变量应该满足两个条件：(1)与内生变量相关；(2)与残差项不相关。若模型中不存在内生性问题，则使

表 3 工具变量的描述性统计 单位：万元

	样本数	均值	方差	最小值	最大值
山西	1503	0.03	0.15	0	2.1
河南	1623	0.04	0.15	0	3.5
浙江	501	0.18	0.59	0	5.61

用 OLS 估计最为有效，而使用 IV 方法则会带来更多偏误。虽然上述逻辑推理从理论上阐明了人情收入可以作为农户家庭财富的工具变量，但我们仍需

进一步检验该工具变量的质量(尹志超和甘犁,2010)。

我们首先需要检验模型中是否存在内生性问题。表 4 中模型 1(线性模型)的内生性检验显示,Durbin-Wu-Hausman 统计值为 3.98,且在 5%水平上显著,财富为外生变量的原假设在 95%的置信区间内被拒绝;表 4 中模型 2(非线性模型)的内生性检验显示,Durbin-Wu-Hausman 统计值为 4.87,且在 1%水平上显著,说明原模型存在内生性,需要使用工具变量进行估计。

表 4 模型 1 的一阶段结果显示,人情收入与家庭财富存在显著正相关关系($\beta=0.79, p<0.01$),农户当年接受亲友赠送收入每增加 1 万元,会使农户当年的家庭财富增加 0.79 万元,这说明农户将亲友赠送收入的 79%进行了储蓄;表 4 中模型 2 的一阶段结果显示,人情收入与财富显著正相关($\beta=0.71, p<0.05$),人情收入的平方项也与财富的平方项显著正相关($\beta=9.20, p<0.05$),满足工具变量的第一个条件。对工具变量的进一步检验显示,线性模型中用人情收入作为财富的工具变量,弱工具变量检验 Cragg-Donald 统计值为 10.84,大于 15% 偏误下的临界值 8.96,即拒绝弱工具变量的假设,Anderson canon 统计值为 10.86,且在 1%水平上显著,说明工具变量能够很好地识别原变量。非线性模型中用人情收入及其平方项作为财富及其平方项的工具变量,弱工具变量检验 Cragg-Donald 统计值为 4.75,大于 15%偏误下的临界值 4.58,拒绝了弱工具变量假设,Anderson canon 统计值为 9.03,且在 1%水平上显著,说明所选工具变量能够很好地识别原变量,工具变量的个数并未超出原变量的个数,原方程不存在过度识别。由表 4 的检验结果可知,我们选定的工具变量满足工具变量的条件且不存在弱工具变量问题,而且对财富的检验表明存在内生性问题。因此,我们选用“人情收入”作为财富的工具变量来重新估计流动性约束对农户创业的影响是必要且适当的。

表 4 农户家庭财富与创业(工具变量估计)

	模型 1(线性)	模型 2(非线性)	
二阶段	是否创业(否=0,是=1)	是否创业(否=0,是=1)	
财富	0.02** (0.01)	-0.01(0.03)	
财富平方		0.01(0.00)	
一阶段	财富	财富	财富平方
人情	0.79*** (0.28)	0.71** (0.36)	-6.48(20.70)
人情平方		0.06(0.14)	9.20(5.13)**
N	3 627	3 627	3 627
内生性检验			
Durbin-Wu-Hausman	3.98**		4.87***
第一阶段弱工具变量检验			
Cragg-Donald Wald F 统计值	10.84		4.75
Stock-Yogo 偏误关键值	8.96(15%)		4.58(15%)
第一阶段识别不足检验			
Anderson canon LM 统计量	10.86***		9.03***

注:在第二阶段使用的是 OLS 回归,这不影响本文的结论。

在线性模型的第二阶段,当消除了模型可能存在的内生性问题后,个人财富对其创业的影响依然显著为正($\beta=0.02, p<0.01$),说明流动性约束的确是

制约农户创业的一个重要因素,这与已有研究结论相同。而非线性模型的二阶段还显示,在使用工具变量重新估计后,财富二次项系数为 0.01,但并不显著,这与表 2 中的结果不同。事实上,正如前文所述,表 2 中二次方项显著为负是因为农户职业选择存在路径依赖,实际的数据存在样本选择性偏差。当期就业选择为工人(即不创业)而又拥有较多财富者可能具有较低的创业能力,样本选择性偏差的存在使在财富分布的尾部区间财富与创业能力呈负相关关系,正如动态模型所描述的。而当财富与能力相互独立,即财富与创业能力的这种负相关关系消失时,动态模型转化为静态模型,财富对创业的影响在全区间内显著为正,财富的高次项(这里特指二次项)的影响不再显著。表 4 模型 1 中财富对创业的影响系数显著为正,模型 2 中二次项系数不显著,恰好支持了本文的预测。

五、结 论

流动性约束对创业的负面影响在以往的实证中已被广泛证明。但事实上,在实证中使用的样本是选择性样本,以往对财富与创业关系的判断是有偏的。创业选择是个人创业能力和家庭财富共同作用的结果,当个人财富较多时只需要较低的创业能力即可创业,此时如果观察到其仍为工人,则可推断其创业能力较低。当创业能力低至某一临界值时,财富对创业的约束不再成立,无论财富如何增加,其不再创业,创业概率为 0,由此可以推断在财富分布的尾部,由于个人的自选择行为,财富越多,其创业的概率越低,这与在静态模型时观察到的结果截然不同。

基于此,本文在动态框架下构造了农户家庭财富与创业之间的动态关系,并使用中国农村固定跟踪观察点的数据进行了实证分析。研究发现:无论是线性模型还是非线性(含二次项)模型,财富对创业的影响在大部分区间(85 分位数)都比较平坦,财富的增加对提升创业概率的影响较为有限;随着财富进一步增加,在线性模型中创业的概率急剧上升,并在财富最多时达到最大,这与 Hurst 和 Luarsdi(2004)的结论相似;而在非线性模型中当财富处于尾部 1.30% 区间时,随着财富增加,农户创业概率反而下降,这验证了本文和 Buera (2009)的理论预期。当使用线性可变斜率模型时,结论依然稳健。考虑到财富与个人能力之间存在内生关系,从而导致系数估计有偏,本文还使用人情收入作为财富的工具变量,结果同样支持了本文的研究结论。

在现实生活中,流动性约束不仅取决于个人自身拥有的财富,而且同金融市场的发达程度相关。因此,研究金融市场的结构、发达程度及风险状况是创业研究的一个重要方向。同时,当期的财富会影响下期的就业选择,甚至影响下期或者后代的收入,所以在动态模型中流动性约束对收入分布的影响机理和结果还需要进一步探讨。

注释:

①本文实证中包含的控制变量为性别、年龄、年龄的平方、教育、培训、是否党员、健康状况、是否村干部、人口负担系数、家庭规模、人均耕地、省份和年份。限于篇幅,正文中没有给出相应结果,如有需要请向作者索取。

②文中进行预测时设定为:性别=男性,年龄=47岁,教育年限=6.8年,受过培训、身体状况良好、非党员、干部,家庭规模=4人,人均耕地=1.4亩,年份=2005,省份=山西。

主要参考文献:

- [1] 陈云,顾海英,史清华.礼金成重负——农村人情礼往行为的经济学分析[J].消费经济,2005,(6):60—63.
- [2] 程郁,罗丹.信贷约束下农户的创业选择——基于中国农户调查的实证分析[J].中国农村经济,2009,(11):25—38.
- [3] 解垠.中国非农自雇活动的转换进入分析[J].经济研究,2012,(2):54—66.
- [4] 李实,魏众,丁赛.中国居民财产分布不均等及其原因的经验分析[J].经济研究,2005,(6):4—15.
- [5] 马光荣,杨恩艳.社会网络、非正规金融与创业[J].经济研究,2011,(3):83—94.
- [6] 尚会鹏.豫东地区婚礼中的随礼现象分析[J].社会学研究,1996,(6):104—110.
- [7] 史清华,徐翠萍.农户家庭成员职业选择及影响因素分析——来自长三角15村的调查[J].管理世界,2007,(7):75—83.
- [8] 尹志超,甘犁.香烟、美酒和收入[J].经济研究,2010,(10):90—100.
- [9] 张海洋,郝朝艳,平新乔,梁爽.社会资本与农户创业中的金融约束——基于农村金融调查数据的研究[R].经济研究论文,WP261,2012.
- [10] 朱喜,史清华,盖庆恩.要素配置扭曲与农业全要素生产率[J].经济研究,2011,(5):86—98.
- [11] Blanchflower D G, Oswald A J. What makes an entrepreneur? [J]. Journal of Labor Economics, 1998,16(1):26—60.
- [12] Buera F J. A dynamic model of entrepreneurship with borrowing constraints: Theory and evidence [J]. Annals of Finance, 2009,5(3—4):443—464.
- [13] Buera F J, Kaboski J P, Shin Y. Finance and development: A tale of two sectors[J]. The American Economic Review,2011,101(5):1964—2002.
- [14] Cagetti M, De Nardi M. Entrepreneurship, frictions, and wealth [J]. Journal of Political Economy, 2006,114(5):835—870.
- [15] Evans D S, Jovanovic B. An estimated model of entrepreneurial choice under liquidity constraints [J]. Journal of Political Economy, 1989,97(4):808—827.
- [16] Holtz-Eakin D, Joulfaian D, Rosen H S. Sticking it out: Entrepreneurial survival and liquidity constraints [J]. Journal of Political Economy,1994,102(1):53—75.
- [17] Hurst E, Lusardi A. Liquidity constraints, household wealth and entrepreneurship [J]. Journal of Political Economy, 2004,112(2):319—347.
- [18] Paulson A L, Townsend R. Entrepreneurship and financial constraints in Thailand[J]. Journal of Corporate Finance, 2004,10(2):229—262.

- [19] Paulson A L, Townsend R M, Karaivanov A. Distinguishing limited liability from moral hazard in a model of entrepreneurship[J]. Journal of Political Economy, 2006, 114(1): 100—144.
- [20] Turvey C G, Kong R. Informal lending amongst friends and relatives: Can microcredit compete in rural China? [J]. China Economic Review, 2010, 21(4): 544—556.
- [21] Yang D T. Education and allocative efficiency: Household income growth during rural reforms in China[J]. Journal of Development Economics, 2004, 74(1): 137—162.

The Heterogeneous Effect of Wealth on Entrepreneurship: An Empirical Analysis Based on Farmers in Three Provinces

GE Qing'en, ZHU Xi, SHI Qing-hua

(Antai College of Economics and Management, Shanghai Jiao Tong
University, Shanghai 200052, China)

Abstract: This paper analyzes the relationship between wealth and entrepreneurship from a dynamic perspective, and makes an empirical analysis based on the survey of some certain farmers in China. It shows that the effect of wealth on entrepreneurship is not a simple monotonic relationship. When assets fall in 0~98.70 percent, namely $0 < \text{assets} < 268.4$ thousand yuan, farmers with more assets are more inclined to start an undertaking, which is consistent with the prediction of the static model. But when assets fall in larger than 98.70 percent, namely assets are equal to or larger than 268.4 thousand yuan, owing to the sample self-selection, wealth is negatively correlated with entrepreneurship, namely more assets lead to low probability of entrepreneurship, supporting the theoretical prediction of the dynamic model. This paper also takes human income as the instrumental variable of assets to solve the endogeneity problem which may exist in the model and provides the results which confirm the theoretical prediction.

Key words: entrepreneurship; dynamic model; liquidity constraint; sample selection

(责任编辑 喜雯)