

人力资本、乡村要素流动与农民工回乡创业意愿*

——基于熊彼特创新视角的研究

匡远凤

(中南财经政法大学经济学院,湖北 武汉 430073)

内容提要:基于熊彼特创新模型思想,本文独到性选择主要从农民工人力资本水平、乡村要素流动性两个方面探讨其与农民工回乡创业意愿的关系。首先文章在预期成本收益分析框架下,依据新古典生产函数构建了探讨以上两个因素与农民工回乡创业意愿三者之间关系的理论模型,依此得到三个研究假设。然后根据实地调查数据对假设进行了实证检验,结果表明假设得到了较好的验证。由此可以得到以下结论:(1)农民工人力资本水平与回乡创业意愿具有负相关关系,目前人力资本水平越高的农民工回乡创业的意愿反而较低;(2)乡村要素流动性与农民工回乡创业意愿呈强正相关关系,乡村要素流动性增强将会对农民工整体上的回乡创业意愿产生很强促进作用;(3)乡村要素流动性增强能够使人力资本水平越高的农民工越有激励回乡进行创业。以上结论对于当前我国农村区域的人力资本积累及实施农村区域的供给侧改革具有较强的启示意义。

关键词:农民工 人力资本水平 乡村要素流动性 回乡创业意愿 熊彼特式创新

中图分类号:F325.1 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2018)01—0000—00

一、引言与文献综述

20世纪90年代初期以来,我国农村地区大量文化水平相对较高、年龄相对年轻、体魄相对强健的农村青壮年常年在城镇中务工就业,至今每年仍有大量农业人口进入到以上队伍当中,即在我国农村地区很长时间以来发生着大规模的劳动力及其附带的人力资本大转移,带有极强的择优转移的选择性特征(Yang and Guo, 1999^[1];王西玉等, 2003^[2];蔡昉, 2005^[3];郭剑雄、李志俊, 2012^[4])。这样使得我国农村地区出现了明显的低人力资本化趋势(林光彬, 2004^[5];郭剑雄、李志俊, 2012^[4])。一些研究(邢春冰, 2010^[6];匡远凤、詹万明, 2016^[7])认为,这一现象在较大程度上引致了我国城乡经济发展的不平衡和城乡收入差距的扩大。为了扭转和改变以上趋势,我国政府已采取了多方举措,其中重要的一点即是号召和支持农民工回乡创业,以营造出广袤乡镇大众创业、万众创新的百业兴旺新局面。为此,2015年6月10日李克强总理专门主持召开国务院常务会议确定相关支持农民工返乡创业的政策,随后国务院办公厅还印发了《关于实施农民工等人员返乡创业的意见》文件,2016年6月人社部等五部门联合印发了《关于实施农民工等人员返乡创业培训五年行动计划(2016—2020年)的通知》文件,提出鼓励农民工返乡创业的资金支持、创业培训等一系列政策。外出农民工,作为从农村流出的相对较高级人力资本的拥有者,他们的回流,特别是回

收稿日期:2017-09-01

* 基金项目:教育部人文社会科学研究青年基金项目“劳动力选择性转移下的中国农村经济社会发展研究”(14YJC790057)。

作者简介:(1975-),男,湖南武冈人,副教授,经济学博士,研究领域是人力资源开发与管理、区域经济发展,电子邮箱:kyf2100@163.com。

乡创业,势必会提升在农村区域作业人员的人力资本水平,这对当前我国实施农村区域的供给侧改革、对新农村建设和全面建成小康社会的目标会是一股强大的推进力量。为此,很有必要就农民工返乡创业的意愿、影响因素乃至返乡创业的实践进行深入地研究。

已有较多研究探讨了农民工回(返)乡创业的意愿及其影响因素问题。Reis and Nave (1986)^[8]对葡萄牙北部内陆的一个村庄进行研究得到,农民工离家外出期间,其家人在村庄继续从事和管理农业是诱使他们返乡创业、扩大经营规模的主要原因。而 Black(1993)^[9]在对葡萄牙北部四个村庄返乡农民工进行研究时发现,外出农民工可以返乡继承或购买土地是他们产生返乡创业意愿的重要原因,也由此促进了农业的发展。Murphy(2000)^[10]对中国江西省南部两个县进行调查,得到政府优惠政策、宣传活动和春节动员等增强了农民工返乡创业的意愿并有了实际效果。Anwar and Chan(2016)^[11]在对比研究印度尼西亚的两个跨国外出农民工比较多的村庄时,发现政府赞助的一般技能培训项目、创业资金扶持、便利村内居民进行交流的基础元件的建设等会提高外出农民工返乡创业的意愿。Yu等(2017)^[12]的研究发现,中国农民工跨省务工经验、家乡竞争性市场和有利的基础设施条件等是重要的影响农民工返乡创业意愿的因素。国内文献主要从农民工的个体特征、家庭因素和外部环境三方面研究了影响农民工返乡创业意愿的因素。刘光明、宋洪远(2002)^[13]的研究发现子女抚养和教育、照料父母等家庭因素及家乡地方政府的支持和鼓励、内地与发达地区经济发展上的时间差等外部环境因素是诱使部分农民工返乡创业的重要原因。石智雷等(2010)^[14]的研究得到个人特征变量中的女性、交际能力和生产积极性等对返乡农民工的创业意愿有显著的正影响,而家庭特征变量中仅有家庭财富积累状况对创业意愿有显著正影响,家庭经济水平自我评价则呈“U”字型影响特征。另外,朱红根(2011)^[15]、胡俊波(2015)^[16]等也从以上几个方面多角度地探讨了对我国农民工返乡创业意愿的影响。

以上研究成果为理解影响我国农民工返乡创业意愿的因素提供了有价值的线索。但我们不难发现,针对国外农民工进行的研究,其与中国情境可能有较大的不同,而对我国农民工返乡创业意愿进行的研究,所涉及的影响因素类型通常较多,这对捕捉和筛选对农民工返乡创业意愿产生部分影响的多种因素可能具有一定的优势,但对影响农民工返乡创业意愿关键因素的把握则显得乏善可陈。特别是,以上研究中,所进行的分析大多是基于事实描述或是经验设定实证模型,往往缺少严谨的数理推导过程,因而对一些可能对农民工返乡创业意愿产生影响的重要变量的作用特征和机理认识不足,还相当缺乏微观机制层面上的探索和研究,理论上的思索和推断还很值得进一步深入。基于以上现有研究中尚存在的不足,本文拟从著名经济学家熊彼特提出的创新理论视角,依据其创新模型的实质内涵和创新思想,选择主要从农民工个体的人力资本和乡村生产要素的流动性两个因素入手,通过构建数理模型在对以上两个因素对农民工返乡创业意愿可能产生影响的机理加以探究的基础上,提出相应的研究假设,然后据之建立实证模型,通过实地调查数据对假设进行经验检验。农民工返乡创业作为一种创新活动(吴易雄,2013^[17];唐杰,2014^[18])。根据熊彼特的创新理论,创新是把现存生产要素进行“新组合”引入生产体系,进而产生“新的生产函数”的过程(熊彼特,2012)^[19]。因而农民工要想实现返乡创业,得必须依赖于他们能够较为顺利地组织起创业、生产所需的各种生产要素以形成“新组合”。“巧妇难为无米之炊”,农民工返乡创业的意愿将会很可能与他们所预期的在返乡创业时所能够获取的创业所需要素的多少和难易程度有关,可以预期的是农民工能够获取的创业要素越多和越容易则他们返乡创业的意愿也可能会越强烈,而乡村要素的流动性大小显然事关乡村创业要素的获取难易程度和多少。同时,熊彼特式创新强调的另一个核心概念是“企业家”,在熊彼特看来,企业家就是创新者,其功能就是实现新组合,只有实现了新组合的人才能被称为企业家,企业家必须要具有创新思想、冒险精神和先见之明(熊彼特,2012)^[19]。因此,在熊彼特创新模型中,“企业家”和“新组合”两者密切相连,不可分离,共同构成

了创新模型的核心概念、成份和思想,实现创新和创业,两者缺一不可。而企业家作为一种人力资本,即企业家人力资本(周其仁,2004)^[20],其所需要具有的创新思想、冒险精神和不确定性环境下做出经营决策的先见之明等是经济生产活动中的稀缺资源,非常宝贵而又不可多得。农民工回乡创业,要想创业成功特别是创办企业的可持续发展,自然对创办者的企业家人力资本水平和素质具有一定的要求,可以预期的是人力资本水平越高的农民工才越有可能胜任以上工作。具有回乡创业意愿的农民工,作为一类我国农村未来潜在的“企业家”,他们具有的人力资本水平越高,越有利于农村地区创业活动的持续开展,在农村劳动力择优转移出农村的背景下也才有可能转变趋势,在农村集聚起一群引领经济社会发展的中坚力量,如此农村区域的供给侧改革落实和新农村建设的面貌一新也才有可能指日可待。有鉴于此,本文拟在熊彼特创新模型的理论框架下,根据其创新的核心思想和创新、创业的本质要求,选择主要从农民工的人力资本水平和乡村要素的流动性大小两个方面来探讨其与当前我国农民工回乡创业意愿的关系,把握当前我国农民工回乡创业意愿的特征及具有回乡创业意愿的农民工的人力资本特征,并探讨能促进具有较高人力资本水平的农民工回乡进行创业的条件和源泉。在本文研究所涉及的文献中,这种将熊彼特经典创新模型的核心思想和创新要素,作为研究切入点的文献成果在国内外有关农民工回乡创业研究领域中还未曾见过,本文认为这种基于创新实质的研究会更有利于科学引导我国的农民工回乡创业。

二、理论模型与研究假设

本部分将通过构建数理模型来对拟分析的问题进行理论推导和分析,并根据推导结果,提出本文主要关注的两个因素——农民工人力资本水平和乡村要素流动性大小——与农民工个体回乡进行创业意愿关系方面的假设。为此,本文假定农民工个体是理性的,农民工个体回乡创业的意愿大小取决于其自身对回乡创业可能产生的预期收益和预期成本的大小比较,运用成本收益法,设定农民工个体回乡创业意愿的决定为:

$$ENI = EER - EEC - EOC > 0 \tag{1}$$

其中, ENI 表示农民工回乡创业的预期净收益, EER 、 EEC 分别表示回乡创业的预期收益和预期直接成本,而 EOC 表示回乡创业的预期机会成本。以上式子表明,农民工回乡创业的意愿会受到回乡创业的预期收益、回乡创业本身的成本及预期的机会成本三方面因素的影响,只有在农民工预期到回乡创业可能得到的净收益(ENI)大于0时,农民工个体才有可能会产生较强的回乡创业的意愿,成为潜在的回乡创业者。

在(1)式中,为了分析的方便,本文用新古典形式的柯布—道格拉斯(Cobb-Douglas)生产函数来表示农民工回乡创业可能得到的预期收益,即:

$$EER = A_r X^\alpha h^{1-\alpha} \tag{2}$$

其中, A_r 为农民工回乡创业可能面临的外生的技术水平,也包括农民工可从城市带回家乡用于创业的技术水平,而 X 泛指意图创业的农民工除自己所拥有的人力资本之外的在创业及生产中所需要的其它所有的生产要素和资源,具体包括资金、土地、人才、信息和交通等多种要素^①, h 是指农民工个体本身所具有的人力资本水平, $\alpha(0 < \alpha < 1)$ 是创业中所需生产要素 X 的产出弹性。

对于创业本身的预期成本本文用以下式子表示:

$$EEC = (p_x + d)X \tag{3}$$

其表示在创业中所需利用的个人或家庭之外的资源所需支付的成本,其中, p_x 表示获取外部资源所需直接支付的单位数量的价格,而 d 是本文所需重点考虑的一个参数,其是用于表示本文所

① 当然,这主要是为了建模和分析问题的方便这么做的,其不会影响到对问题分析的结论。

主要关注的一个可能会影响农民工回乡创业意愿的因素——乡村生产要素流动性大小——程度的参数,乡村生产要素如果流动性大、流动障碍小,意味着创业者获取一单位外来资源所需的资源价格之外的额外成本要小,相反则额外成本较大,所以,本文利用外来资源直接价格之外的一个额外价格来表示乡村生产要素的流动性大小,以此考察和分析乡村生产要素市场的健全与否可能会对农民工回乡创业意愿产生影响的情况。值得说明的一点是,从(3)式中可以看到,本文中把代表性农民工用于创业的其他资源(X)都视为是需从个体或家庭外部得到的,这可能与部分农民工通过在城市务工能够积攒部分资金从而可能带回农村创业不太相符,但这么做一是为了使模型分析简化的需要,二也是基于在(1)式中本文还考虑了回乡创业的机会成本,农民工可用于回乡创业的自有资金所能够带来的创业直接成本的降低,另外一方面却会使得回乡创业的机会成本有所增加,因为这一部分自有资金如果不用于回乡创业就可以通过银行储蓄、购买股票等得到一部分利息或股息收入,这么一减一增的效应,在一定程度上可以使本文在模型中不要考虑自有资金对回乡创业预期净收益的影响,更何况大部分农民工的自有资金相比创业所需资金来说微不足道。基于以上原因,本文在数理模型中把创业所需资金都视为需要从家庭外部得到,但在后面的实证模型中,本文对家庭经济状况进行了控制,以排除它可能对实证结果的影响。

对于回乡创业的预期机会成本,本文用以下式子来表示:

$$EOC = EMI - EMC \quad (4)$$

即回乡创业的机会成本等于预期在创业时期在城市务工所可能得到的总收入(用 EMI 表示)减去流动进城务工会带来的各种成本(用 EMC 表示),这些成本既包括进城务工所带来的交通、住宿等费用,也包括与农村亲人分离所可能带来的各种损失,如不能照顾老人、孩子可能带来的老人身体健康与孩子成长学习方面的问题,还包括进城远离亲人和可能遭遇城市居民歧视的心理成本等,即回乡创业的预期机会成本等于外出进城务工所可能带来的净收益^①。对于式(4)中的打工总收入 EMI ,可以用以下式子来表示:

$$EMI = h \times \frac{\partial Y_c}{\partial h} = h \times \frac{\partial (A_c K_c^\beta h^{1-\beta})}{\partial h} = (1 - \beta) Y_c = (1 - \beta) A_c K_c^\beta h^{1-\beta} \quad (5)$$

即本文假定农民工个体(其人力资本水平为 h)在城市中务工的生产函数为 $Y_c = A_c K_c^\beta h^{1-\beta}$,其中 Y_c 表示农民工在城市务工时的个人总产出, A_c 、 K_c 分别表示城市生产中外生的技术水平、城市居民为农民工提供的人均意义上的资本数量, β ($0 < \beta < 1$) 为城市中资本的产出弹性,且本文假定城市中农民工就业市场是竞争性市场,农民工在城市务工时其单位人力资本的报酬率为其边际生产力。同时,为了简化分析,本文假定(4)式中的 EMC (即流动进城务工会带来的各种成本)为一个外生变量,用 \overline{EMC} 来表示,即 $EMC = \overline{EMC}$ 。

由此,根据(1)式,可以把决定农民工个体回乡创业意愿程度的表述式写为:

$$ENI = A_r X^\alpha h^{1-\alpha} - (p_x + d)X - (1 - \beta) A_c K_c^\beta h^{1-\beta} + \overline{EMC} > 0 \quad (6)$$

对(6)式的等号两边式子同时除以 h ,能够把决定农民工回乡创业意愿程度的表述式进一步写为:

$$eni = A_r x^\alpha - (p_x + d)x - (1 - \beta) A_c k_c^\beta + \overline{emc} > 0 \quad (7)$$

(7)式中, $eni = ENI/h$ 、 $x = X/h$ 、 $k_c = K_c/h$ 、 $emc = \overline{EMC}/h$,即它们都表示每单位人力资本所拥有

^① 值得说明的是,农民工进城除了可以务工外,还存在一种可能的得到收入的行为,即进城创业,应该说这也是一些农民工回乡创业可能存在的机会成本来源之一,对此,其可以与农民工进城务工类似分析,但在收入表达式上可能要作出一些调整,进城务工应该说是当前我国农民工主体的进城获取收入的渠道,因而文中理论模型主要是针对这一群体而言的。非常感谢编辑部老师指出的这一进城创业所可能带来的农民工回乡创业机会成本类型。

的数量意义上的变量。根据农民工作为理性人的假设,农民工个体只有在(6)和(7)式为真(即 $ENI > 0$ 和 $eni > 0$)时,其才有可能具有回乡进行创业的意愿,当然,大于 0 越多,回乡创业的意愿也可能越强烈。现在的问题是 $ENI > 0$ 或 $eni > 0$ 的可能性有多大及它们为真时需满足的条件又是什么? 下面本文对这些问题进行讨论。

对于(6)和(7)式大于号左边的等式,对之分别求变量 X 、 h 、 x 和参数 d 的偏导数可以得到:

$$\partial ENI / \partial X = \alpha A_r X^{\alpha-1} h^{1-\alpha} - p_x - d \tag{8}$$

$$\partial ENI / \partial h = (1 - \alpha) A_r x^\alpha - (1 - \beta)^2 A_c k_c^\beta \tag{9}$$

$$\partial eni / \partial x = \alpha A_r / x^{1-\alpha} - p_x - d \tag{10}$$

$$\partial eni / \partial d = -x \tag{11}$$

进一步,在(8)和(9)式等于 0 的情况下,并结合(6)式,可以导出人力资本水平为 h 的农民工个体在最优决策情况下的最大化预期净收益的表达式为:

$$MaxENI = \frac{\alpha^\alpha (1 - \beta)^{2\alpha} A_r A_c^\alpha K_c^{\alpha\beta} h^{1-\alpha\beta}}{(1 - \alpha)^\alpha (p_x + d)^\alpha} - \frac{(1 - \alpha\beta)(1 - \beta) A_c K_c^\beta h^{1-\beta}}{1 - \alpha} + EMC \tag{12}$$

对(12)式分别求参数 d 、变量 h 的一阶和二阶偏导数可以得到:

$$\frac{\partial MaxENI}{\partial d} = - \frac{\alpha^{1+\alpha} (1 - \beta)^{2\alpha} A_r A_c^\alpha K_c^{\alpha\beta} h^{1-\alpha\beta}}{(1 - \alpha)^\alpha (p_x + d)^{1+\alpha}} \tag{13}$$

$$\frac{\partial^2 MaxENI}{\partial d \partial h} = - \frac{\alpha^{1+\alpha} (1 - \alpha\beta)(1 - \beta)^{2\alpha} A_r A_c^\alpha K_c^{\alpha\beta}}{(1 - \alpha)^\alpha (p_x + d)^{1+\alpha} h^{\alpha\beta}} \tag{14}$$

首先,根据(9)式可以得到,在农民工个体能够在城市务工获得收入的情况下,如果农民工预期回乡创业所能够获取的创业要素和资源不多的情况下,即在单位人力资本能够获得的生产要素的数量 x 较小的时候,在变量 k_c 及参数 α 、 β 、 A_r 、 A_c 既定时,(9)式的值通常会小于 0,说明此种情况下随着农民工个体人力资本水平的提升,越高人力资本的农民工如果回乡创业所能够获取的预期净收益(即 ENI)通常会越低,因而该种情形下可以预测得到,越是人力资本较高的农民工其回乡创业的意愿可能越低。相反,如果能够在乡村较为容易地获得创业要素和资源,则较大的单位人力资本拥有要素量 x 能够使得(9)式大于 0 的可能性增大,一旦(9)式的值大于 0,则可以得到随着农民工个体人力资本水平的提升,其回乡创业可能获取的预期净收益 ENI 大于 0 的可能性也会增大,此时人力资本越高的农民工越有激励回乡创业。对于以上情况,可以通过图 1 来更加直观地加以体现。图 1 是根据(6)式中 ENI 的表达式,同时在对式中的参数依据经济理论与已有相关研究(孙宁华等,2009^[21];匡远凤、詹万明,2016^[7])进行校准的情况下(如表 1 所示),把创业者能够获取的创业要素分为较少与较多两种不同的情形,在以上两种情形下回乡创业农民工可能获得的预期净收益大小如图 1 所示。显然图 1 印证了前面的推断,表明只有在能够获取的创业要素比较多且充足的情况下,回乡创业预期能够得到的净收益才有可能大于 0,且此时人力资本越高的农民工可能得到的预期净收益越大。

基于以上的模型推断与图 1,大致可以得到以下结论:农民工回乡创业意愿的高低在很大程度上与乡村创业要素和资源的可获取性有关,乡村创业和生产要素的可获取性越大,有意创业者可能获取的创业要素越多,这样意愿创业者获得的预期净收益才可能为正,并进而激发他们的回乡创业意愿和热情,且此时人力资本水平越高的农民工回乡创业的意愿越强;相反,如果乡村创业要素的可获取性小,则农民工通常不会有回乡创业的意愿,且人力资本越高的农民工回乡创业的意愿可能越低。因此,本文提出如下假设:

H_1 : 农民工回乡创业意愿的高低与农民工人力资本的水平具有不确定的关系,两者可能正相关也可能负相关,主要受创业要素的可获取性影响。

表 1 模型参数的校准

参数	取值	参数	取值	参数	取值
A_e	2.82	A_c	4.025	β	0.55
p_e	0.3	K_e	50	\overline{EMC}	1
d	[0, 0.8]	α	0.4		

注:本表模型参数的校准主要参考了孙宁华等(2009)^[21]和匡远凤、詹万明(2016)^[7]等文献,并依据统计资料进行了部分计算得到

资料来源:本文整理

再者,上面的推断与结论表明,乡村创业要素的可获取性是影响农民工回乡创业意愿的十分重要的因素,而乡村创业要素的可获取性又与乡村生产要素市场的发育程度密切相关,乡村生产要素市场的发育程度越高,则乡村生产要素的流动性越强,创业要素的可获取性自然也就越容易。基于此,我们可以从乡村生产要素的可流动性,即乡村生产要素市场的健全程度视角来探讨其对农民工回乡创业意愿的影响。而如(11)式所表明的,农民工回乡创业的预期净收益对体现乡村生产要素流动性大小的参数 d 的偏导数恒为负(因 $x > 0$),说明依据本文的模型可以推测得知乡村生产要素的流动性会与农民工回乡创业的意愿呈正相关的关系,即乡村生产要素的流动性越大(d 值越小),农民工回乡创业的意愿会越强,相反则反之。关于这一点同样也可以依据前面的模型((7)式)和校准参数(表 1)得出的图 2 直观地体现和进一步证实,图 2a 为 d 的变动所带来的成本曲线的变动(由 I 到 III, d 值不断变大),而图 2b 为图 2a 中各成本曲线所对应的创业预期净收益曲线的变动,显然乡村要素的流动性越大(d 值越小),其所对应的预期净收益大于 0 的可能性越大。由图 2b 可知,从曲线 III 到 I,大于 0 的区域越来越大,表明更大区间的要素获取数量有可能使农民工的预期净收益为正,这意味着农民工创业空间的整体扩大,各种人力资本水平的农民工可在一个更大的区间范围内自由选择创业所需的要素数量,特别是尽管不是要素数量最优决策也可能会使他们的预期净收益都保持为正。显然这种变化将有利于提升农民工整体回乡创业意愿,即各层次、各人力资本水平的农民工都有可能提高其意愿。同时,基于前面的论证,乡村生产要素的流动性大小会通过作用于创业要素的可获取性,进而影响到不同人力资本水平的农民工回乡创业的意愿强弱,即它们间可能会存在交互效应。而根据(13)和(14)式(其值都为负)可知,要素流动性的降低会使人力资本水平更高的农民工回乡创业的预期最大净收益降低的幅度更大,由此可以得到,当要素流动性不是降低而是增强(即 d 值减小)的情况下,人力资本水平更高的农民工回乡创业可能带来的预期最大净收益增加的幅度相比人力资本较低的农民工会更大,因此,他们回乡创业的意愿也可能会增长得更为明显。这一结论,也可由图 3(由(12)式及表 1 参数得到)直观地得到,图 3 表示在乡村要素流动性由小变大(d 值减小)的变化过程中,如果农民工回乡创业的话,不同人力资本水平的农民工预期最大净收益的变化情况。图 3 表明,乡村要素流动性增大,在增加不同人力资本水平农民工预期最大净收益的同时,更为显著地提高了高人力资本水平农民工的净收益,这印证了前面的推断。因此,本文提出如下假设:

H_2 :乡村要素的流动性大小与农民工整体上回乡创业的意愿呈正相关关系。

H_3 :乡村要素流动性与农民工人力资本水平会对农民工回乡创业意愿产生交互影响,乡村要素流动性增大通常会使人力资本水平更高的农民工回乡创业的意愿增长更明显。

最后,根据(10)式可以得到偏导数 $\partial eni / \partial x$ 的值是不断减小的(其它参数值既定时),据此可以得到每单位人力资本的净收益 eni 是关于变量 x 的凹函数(在图形上表现为一条倒 U 形曲线,如图 2 所示),由此可以得到,随着 x 的值变大, eni 的值会出现一个最大值(但不一定大于 0)并最终必然会一直小于 0。以上结论的含义是:不同人力资本水平的农民工回乡创业通常也会具有一个最

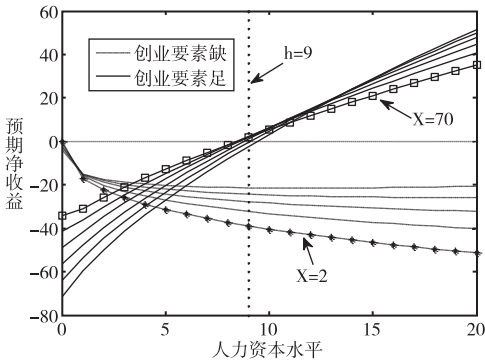


图1 预期创业要素丰裕度对农民工回乡创业意愿的影响

资料来源:本文绘制

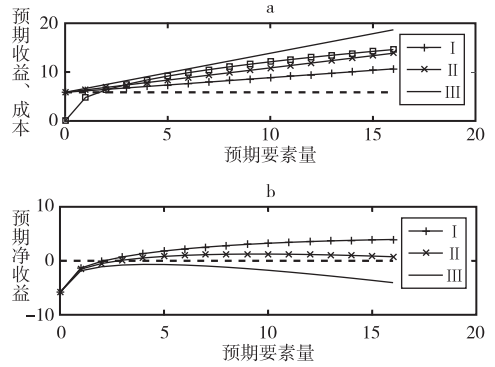


图2 乡村要素流动性对农民工预期创业成本、净收益的影响

资料来源:本文绘制

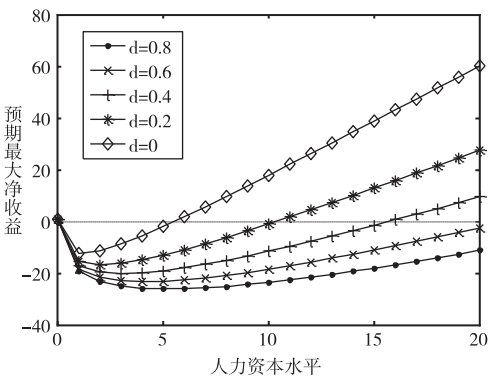


图3 乡村要素流动性变大对农民工预期最大净收益变动的的影响

资料来源:本文绘制

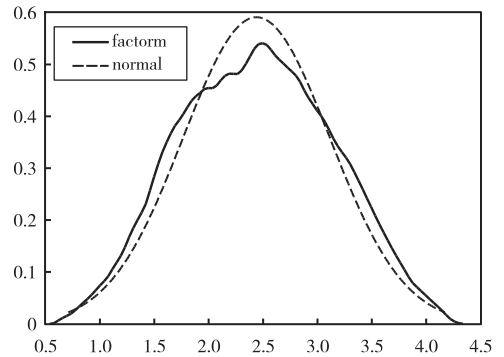


图4 乡村要素流动性评价综合指数值的核密度

资料来源:本文绘制

优的要素投入规模,太少不行,太多也未必是好事。这一方面印证了(12)式存在的合理性,表明模型具有逻辑上的一致性,另外一方面也同样提示我们保证乡村生产要素的高流动性是很有必要的,因为只有在生产要素具有高流动性的环境下,理性农民工进行最优创业规模所需的恰当要素数量才是最易实现的。

三、实证模型设定与变量测量

1. 实证模型设定

为了对上文提出的三个假设进行检验,基于本文使用的数据中被解释变量是离散而有序的特征,本文拟采用排序模型中的 ordered logit 模型来分析当前我国农民工的人力资本水平、乡村要素流动性与农民工回乡创业意愿之间的关系,具体的实证模型设定如下:

$$entreinten_i * = \alpha \times humcap_i + \beta \times factorm_i + \gamma \times humcap_i \times factorm_i + \sum_k \theta_k x_{ik} + \varepsilon_i = Z_i' \psi + \varepsilon_i \quad (15)$$

式中被解释变量 $entreinten_i *$ (农民工回乡创业意愿) 是一潜在连续变量,无法直接观测到,解释变量 $humcap_i$ 表示农民工个体的人力资本水平, $factorm_i$ 表示农民工自我评价的有关家乡农村生产要素流动性大小的指标,而 $humcap_i \times factorm_i$ 为以上两者的交互项(用以检验假设 H_3), x_{ik} 为其它一系列控制变量(包括个体特征、家庭因素、外部环境和地区虚拟变量等,具体参见表

2), α, β, γ 和 θ_k 为相应的待估系数, ψ 为所有待估系数向量, Z_i 为所有解释变量向量, ε_i 为随机扰动项。

需说明的是, 尽管(15)式中的潜变量 $entreinten_i^*$ 不可观测, 但我们能够观察到受访农民工的回答 $entreinten_i$, 它们之间的关系可以被假定为: 当农民工的回乡创业意愿 ($entreinten_i^*$) 低于一切点值 ($cut1$) 时会回答不愿意, 而回乡创业意愿高于一切点值 ($cut2, cut2 > cut1$) 时会回答愿意, 当介于两者之间时回答还没想好, 当回答“不愿意”时取值 0, 回答“还没想好”时取值 1, 回答“愿意”时取值 2。即: $entreinten_i = 0$, 如果 $entreinten_i^* \leq cut1$;

$entreinten_i = 1$, 如果 $cut1 < entreinten_i^* \leq cut2$;

$entreinten_i = 2$, 如果 $entreinten_i^* > cut2$ 。

在(15)式中, 假定随机扰动项 ε_i 服从逻辑分布 (Logistic Distribution), 其累积分布函数为 $\Lambda(\cdot)$ 。此时 $entreinten_i$ 取各数值 ($j=0, 1$ 和 2) 的概率可表示为:

$$\begin{aligned} \pi_{00} &= P(entreinten_i = 0 | Z_i) = P(entreinten_i^* \leq cut1 | Z_i) = P(Z_i' \psi + \varepsilon_i \leq cut1 | Z_i) \\ &= P(\varepsilon_i \leq cut1 - Z_i' \psi | Z_i) = \Lambda(cut1 - Z_i' \psi) \end{aligned} \quad (16)$$

$$\begin{aligned} \pi_{11} &= P(entreinten_i = 1 | Z_i) = P(cut1 < entreinten_i^* \leq cut2 | Z_i) \\ &= P(entreinten_i^* \leq cut2 | Z_i) - P(entreinten_i^* < cut1 | Z_i) \\ &= \Lambda(cut2 - Z_i' \psi) - \Lambda(cut1 - Z_i' \psi) \end{aligned} \quad (17)$$

$$\pi_{12} = P(entreinten_i = 2 | Z_i) = 1 - \Lambda(cut2 - Z_i' \psi) \quad (18)$$

其中, 累积分布函数 $\Lambda(z) = \frac{\exp(z)}{1 + \exp(z)}$ 。可以通过构造如下的对数似然函数并通过极大似然估计 (MLE) 得到一致的和渐近有效的参数估计值 (Winkelmann and Boes, 2006)^[22]:

$$\log L(\psi, cut1, cut2; entreinten, Z) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=0}^2 d_{ij} \log \pi_{ij} \quad (19)$$

其中, d_{ij} 为二值变量, 当 $entreinten_i = j$ 时, d_{ij} 的取值为 1, 否则取值为 0。通过(19)式可以估计得到参数 ψ 和 $cut1, cut2$ 的值。

2. 数据来源及样本特征

本文使用的样本数据来自于课题组成员和组织的学生于 2016 年 11 月 ~ 2017 年 2 月在武汉市内^①与多省农村展开的农民工专项实地调查, 调查对象主要为在武汉市区内打工及春节期间回乡探亲的外出农民工, 他们的户籍所在地主要在湖北、湖南、云南、甘肃、山东和河北等省份, 东、中、西部省份都有涉及, 样本分布较为广泛, 具有较好的代表性。为了保证调查的质量, 课题组在调查前对参与调查的人员进行了专门的培训和讲解。本次调查共计发放调查问卷 700 份, 收回问卷 631 份, 在剔除掉填写潦草、关键题项无应答、甄别题项填写有问题、连续多个题项填写很有规律的问卷 53 份后, 保留有效问卷 578 份, 问卷有效率为 82.6%。样本从性别分布来看, 男性占 61.25%, 女性占 38.75%。从年龄分布来看, 30 岁及以下的占 36.0%, 31 ~ 40 岁的占 30.4%, 41 ~ 50 岁的占 28.1%, 50 岁以上的占 5.5%, 年龄最小的为 14 岁, 最大的为 63 岁。从受教育程度分布来看, 小学及以下的占 12.5%, 初中水平的占 48.8%, 高中水平的占 23.9%, 大专及以上的占 14.9%。从婚姻状况看, 已婚^②的占 74.39%, 未婚的占 25.61%。从户籍地域分布来看, 中部省份最多, 占 60.6%, 西部次之, 占 28.4%, 东部最少, 占 11.0%, 他们大都在武汉、广州、深圳和上海等城市

① 武汉作为中部大型城市, 外来人口较多, 据 2016 年武汉统计年鉴资料显示, 截至 2015 年底, 常住人口 1060.77 万人, 其中户籍人口 829.27 万人, 即时常约有 22% 的非本地户籍人口在武汉工作, 其中, 大量为农民工群体。

② 样本中有极少量的离婚或丧婚被访者, 为简便起见, 考虑到他们都是已结过了婚的人, 本文把这部分被访者都视为已婚。

打工。

3. 变量与测量

(1)被解释变量。本文的被解释变量为农民工回乡创业意愿,本研究借鉴了世界价值观调查(WVS)中关于居民主观幸福感调查的提问技巧,设计的问题是“把所有情况都考虑进来,您愿意回到家乡农村创业吗?”以使农民工在回答是否有回乡创业的意愿时是慎重的,是基于对回乡创业的预期成本收益有所考虑后做出的,以此来尽量与前文理论模型中农民工理性个体的假定进行逼近,以保证本文用于实证检验的数据能更好地符合理论模型的假定前提,从而提高实证检验的有效性。根据以上问题,在本研究的调查中,回答“愿意”“还没想好”及“不愿意”的人数比例分别为47.7%、34.3%和18.0%,这些数据表明,真正有回乡创业意愿的农民工还不到受访者人数的一半,其意味着受访者的回答是比较慎重的。

(2)核心解释变量。本文的核心解释变量即是本文拟重点关注的两个变量——农民工人力资本水平和乡村要素流动性以及它们的交互项。其中农民工人力资本水平变量本文用两种方式进行测度,一是农民工的受教育水平,二是农民工在外务工的月均收入。两种测度方法主要是考虑到个体人力资本水平衡量本身的复杂性,正如一些学者专家所论及的人力资本包括通过教育、培训、健康投资及“干中学”所形成的多种素质和能力的综合和总和(Schultz,1961)^[23],对于这种比较复杂的变量,采取多重测量的方法是一种比较好的选择(郭红东等,2014)^[24]。考虑到教育作为人力资本最重要的组成部分(沈利生、朱运法,1999)^[25],同时,基于个体收入是一个衡量个人综合能力和人力资本水平的较为理想的指标^①,所以,本文选取以上两种测度农民工个体所具有的人力资本水平的方法,这样做也可以实现彼此间某种程度的相互比较或印证。而对于乡村要素流动性变量,本文借鉴郭红东等(2014)^[24]、唐杰(2014)^[18]所采用的量表打分的做法,同时,基于Diamantopoulos and Siguaw(2006)^[28]、Coltman等(2008)^[29]对形成性和反映性角度测量潜在构念(潜变量)的区分,根据乡村要素流动性这一潜在构念(潜变量)自身需要从多个方面和角度来加以衡量的特征,本文选择从形成性视角来对之进行测量^②。即从乡村商品生产和流通中所需的五方面重要生产要素(资金、土地、人才、信息和交通)来分别设计题项构成乡村要素流动性特征的感知量表,具体为李克特5点量表形式,从1(完全不同意)到5(完全同意),要农民工根据其如果回乡创业的话获取以上创业所需要素或资源的难易程度进行打分,共5个题项,样题为:“想在家乡创业时,我会很容易从信用社、银行或他人处借到创业所需的资金”“想在家乡创业时,我会很容易得到并集中起创业所需的土地”等。

(3)控制变量。除了以上核心解释变量以外,本文还控制了其他可能会影响到农民工回乡创业意愿的变量,大体上可分为四类,即个体特征变量、家庭因素变量、外部环境变量和地区虚拟变

① 由Mulligan and Sala-I-Martin(1995)^[26]提出的著名的以劳动收入为基础的人力资本(Labor-Income-Based Human Capital)衡量方法,即是基于收入和人力资本贡献的角度来测量个体人力资本水平的做法,也得到了国内较多学者的运用(如朱平芳、徐大丰,2007)^[27],当然,本文由于受到数据的约束,作了一定的简化处理。

② 与传统的基于同一主题的语义重复来设计量表题项的反映性潜在构念(潜变量)测量不同,形成性或组合性潜变量的测量需从其概念领域所包括的重要方面选取尽可能全面的指标,一个指标的缺失将会对整个概念的完整性产生重大的影响(Jarvis等,2003)^[30],由此,指标的多方面性使指标之间并不必然含有共同成分,指标间的相关性也因此可能是较低的,这样传统的用于反映性测量中评价指标内部一致性的Cronbach's alpha系数等并不适用于此类形成性角度指标间相关性的评价(Coltman等,2008)^[29]。对形成性潜变量进行测量的指标有效性评价当前尚没有简单和普遍接受的标准,主要是要避免各指标间存在明显的多重共线性(Diamantopoulos and Siguaw,2006^[28];Coltman等,2008^[29]),即指标间相关性不能太强,以免指标间带有大量重复信息。本文也依据此标准对调查所得的几个指标数据的多重共线性问题进行了评估,得到各指标间的简单相关系数在0.129~0.442之间,相关性不太大,进一步可以得到各指标中最大的方差膨胀因子(VIF)为1.41,远小于10,表明用本文设计的量表所得到的以上五个指标间的数据不存在多重共线性,其适用于从形成性角度对乡村要素流动性这一潜变量进行测量。

量,每类变量包括若干个子变量,具体参见表2。在以上类型的控制变量中,个体特征变量中的成就事业心、家庭因素变量中的家人照料、外部环境变量中的外出生活感受等子变量,也通过设计李克特5点量表法进行自我评分得到,1表示“很不符合”,5表示“十分符合”。对于成就事业心,本文借鉴唐杰(2014)^[18]的做法,通过设计关于农民工最初外出务工动机的“想出去锻炼下,然后回来自己干点事”这一题项(与多个外出动机题项列在一起)来把握农民工的初心和成就事业的心态强弱程度,因为成就事业心较强的人创业的意愿可能会更强烈(Kristiansen and Indarti, 2004)^[31],因而有必要在模型中对一些农民工原本可能具有的这一个体特质加以控制,以便更准确地考察文中核心解释变量的作用。对于是否有家人需要照料,设计的题项是“目前您农村老家有老人或小孩非常需要得到您的亲身陪伴和照顾”,因为较多研究(白南生、何宇鹏,2002^[32];刘光明、宋洪远,2002^[13])表明老家有家人需要照料是引起农民工产生回乡做事想法的重要原因,以此来控制家庭因素对农民工回乡创业意愿可能产生的影响。而对于外出生活感受,本文设计的题项是“相比于您在农村老家的生活,您觉得在外务工中的生活很舒服”,以此来控制城市生活状态可能产生推力方面的影响(刘光明、宋洪远,2002)^[13]。

有关本文的被解释变量、核心解释变量和控制变量的具体定义、统计性描述如表2所示。值得说明的是,为了进一步提高此次问卷调查的质量,本研究在问卷中设计了甄别题项,具体是采用了Reynolds(1982)^[33]开发的精简版13题项量表,以检查农民工填写动机的社会称许偏差,以尽量降低社会称许效应可能带来的系统误差,样题如“我从未故意说过伤害别人感情的话”“我从不厌烦他人表达与自己完全不同的想法”。要求被访农民工在“1是”与“2否”当中选择其一。

表2 模型变量选择、处理及统计性描述

变量类型	变量名称及代码	变量定义、描述	平均值	标准差	预期方向
被解释变量	回乡创业意愿(entreinten)	不愿意=0,还没想好=1,愿意=2	1.2976	0.7556	
核心解释变量	人力资本水平(humcap)	受教育水平指标:不识字或识字不多=0,小学=1,初中=2,高中或中专=3,大专及以上=4	2.4118	0.8898	+/-
		月收入水平指标:2千元以下=1,2千-3千=2,3千-4千=3,4千-5千=4,5千-6千=5,6千元以上=6	3.3080	1.3738	+/-
	乡村要素流动性(factorom)	对乡村资金、土地、人才、信息和交通五方面要素流动性大小进行评价的李克特5点量表得分,再通过项目打包法取均值得到综合指数值。	2.4399	0.6749	+
	人力资本水平与乡村要素流动性交互项(humcap × factorom)	受教育水平与乡村要素流动性交互项(education × factorom)	5.8132	2.5657	+/-
月收入水平与乡村要素流动性交互项(monincom × factorom)		7.9161	3.7342	+/-	

续表 2

变量类型	变量名称及代码	变量定义、描述	平均值	标准差	预期方向
其他控制变量					
个体特征	性别 (sex)	女 = 0, 男 = 1	0. 6125	0. 4880	+
	年龄 (age)	连续变量	35. 398	10. 110	+
	年龄平方 (age ²)	连续变量	1354. 87	735. 70	-
	婚姻状况 (marr)	未婚 = 0, 已婚 = 1	0. 7439	0. 4372	+
	成就事业心 (enterprise)	李克特 5 点量表得分	3. 4429	1. 0981	+
	外出时间 (worktime)	连续变量	10. 972	7. 211	+
	更换工作次数 (chanover)	连续变量	2. 9343	2. 0512	+ / -
	务农经历 (farmexp)	无 = 0, 有 = 1	0. 5779	0. 4948	+
家庭因素	家人照料 (famicare)	李克特 5 点量表得分	3. 0934	1. 2254	+
	家庭经济水平自我评价 (famicon)	下等 = 1, 中下等 = 2, 中等 = 3, 中上等 = 4, 上等 = 5	3. 2526	0. 7918	+
外部环境	外出生活感受 (lifefeel)	李克特 5 点量表得分	2. 6401	1. 1764	-
	家乡经济发展状况 (homecon)	几乎没发展 = 1, 速度一般 = 2, 速度很快 = 3	1. 8824	0. 5713	+
	回乡创业政策了解 (entrepol)	一点也不了解 = 1, 不是很了解 = 2, 一般了解 = 3, 很了解 = 4	2. 3183	0. 6474	+
地区虚拟变量	户籍所在地 (housereg)	中部虚拟变量: 中部省份 = 1, 其他 = 0	0. 606	0. 4896	+ / -
		西部虚拟变量: 西部省份 = 1, 其他 = 0	0. 284	0. 4516	+ / -

资料来源:根据调查资料整理

四、实证结果及分析

1. 计量结果及相应分析

表 3 左边部分为根据 (19) 式进行逐步 ordered logit 估计得到的结果^①。模型 1 为只对控制变量进行回归时的结果,目的是与以往的一些相关研究进行一定的比较。模型 1 的回归结果显示,成就事业心和家人照料的回归系数在 1% 的水平上显著为正,表明外出时就有成就事业心态的农民工及家里目前有老人或小孩需要照料的农民工都有比较强烈的回乡创业的意愿,这些看起来容易理解也合情理。回乡创业显然是一种成就事业的途径和方式,具有成就事业初心的农民工,在其外出务工经历中大多也会不忘初心,始终有一种较为强烈的回乡成就事业和创业的意念在支配着他们,可以想像,这一部分人只要条件稍有成熟,他们就最有可能成为回乡创业的先行军。而目前老家有老人或小孩需要陪伴和照料的农民工,可以说他们是当前我国社会中一个心态相当复杂或者说带有某种程度内心煎熬的群体,一方面,这些农民工为了养家糊口,在家乡增收渠道极为有限的情况下,外出务工是他们看来目前唯一可行和效果明显的途径(唐杰,2014)^[18],所以,他们也毅然选择外出进城务工;但另外一方面,他们在外面的收入又不足以支撑起把家里的老人与孩子都带进

① 在进行模型估计前,本文借鉴了 Cohen 等(2003)^[34]的做法,将交互项 $humcap_i \times factorm_i$ 中两变量的原始值先减去各自样本均值进行中心化后再相乘,以降低交互项与原变量的相关性从而减小模型中的多重共线性问题,经这一处理后,表 3 中所有的回归模型中变量的最大“方差膨胀因子(VIF)”为 2.76,远小于 10,所以,不必担心存在多重共线性问题。

城一起生活的开支和成本,不得不把他们留在老家成为留守老人或留守儿童,然而为人子或为人父,能挣钱又能照料家人这种两全其美的事情可能是他们的梦想,而返乡创业正能遂其所愿,因而这部分人返乡创业的意愿可能相当强烈,这与白南生、何宇鹏(2002)^[32]的结论类似。外出生活感受的回归系数在1%的水平上显著为负,表明在外务工中生活感受越好的农民工返乡创业的意愿越低,反过来则是在外生活感受越差的农民工返乡创业的意愿则越强烈。这也是容易理解的,在外务工,所见所闻的事情很多,因而感触也会很多,城市里的生活、工作和住宿条件,城市本地人对外来人口的尊重程度,企业老板的工资发放及不及时等等,都会使外出的农民工产生不同的生活感受,而那些在外生活感受并不理想的农民工自然回家的念头也更强烈,返乡创业作为一种可以体面回家的方式,对这些人来说自然意愿也很强烈,这与刘光明、宋洪远(2002)^[13]的结论类似。另外,中部和西部户籍农民工的回归系数分别在15%和10%的水平上显著为正,表明相比东部户籍的农民工,这些来自内陆区域的农民工可能具有更为强烈的返乡创业的意愿。而其它的个体特征变量(如性别、年龄、年龄的平方等)、其它的家庭因素和外部环境变量等的回归系数都不太显著。总的来说,仅仅对控制变量加以回归的模型其系数的总体显著性程度并不太高,为此,有必要在模型中加入本文拟重点考察的核心解释变量,具体回归结果见表3中的模型2和模型4。

模型2和模型4分别为将农民工受教育程度和月收入水平作为农民工人力资本水平指代指标时的估计结果。首先,从模型系数的总体显著性程度来看,两个模型回归系数的总体显著性都比模型1有了显著提高,模型1中显著的变量现在仍然显著,而一些原本不显著的变量(如更换工作次数、家庭经济水平)现在在两个模型中都变得较为显著(至少在10%水平上显著),而性别、家乡经济发展状况等变量的显著性也大大提高(变为在10%或15%水平上显著),拟合优度(准 R^2)也从0.5提高到了0.67以上,这些都似乎表明本文的核心解释变量具有较大的解释能力。事实上,在模型2和模型4中,无论是人力资本水平变量还是乡村要素流动性变量,以及它们的交互项都至少在10%的显著性水平上显著,这些表明本文研究的核心解释变量确实对农民工的返乡创业意愿具有较大的解释能力。具体来说,两个模型中的人力资本变量回归系数都至少在10%的统计水平上显著为负,这一结果与Yu等(2017)^[12]类似,表明随着农民工的受教育水平或收入水平提高,农民工返乡创业的意愿反而降低。依据前文对假设 H_1 的推断并结合图1,这一结果意味着当前农民工所预期的返乡创业所能够获取的创业要素处于相当低下的状态。事实上,依据本文调查的数据,表2中乡村要素流动性变量的评分均值仅为2.44,小于可行评价取值范围(从1至5)的中位值3.0较多,说明现在农民工普遍对老家的创业要素的可获取性评价较低(图4为样本中农民工对乡村要素流动性评价分值的核密度图),意味着他们如果想获取创业要素的话会存在较大的困难,因而使得人力资本水平较高的农民工在返乡创业机会成本较高的情况下,其创业的预期收益为正的可能性较小,以致他们的返乡创业意愿也较低。这说明假设 H_1 中的负相关关系得到确定。

模型2和4两个模型中乡村要素流动性变量的回归系数至少在5%的水平上显著为正且值较大,表明乡村要素流动性越大、获取创业要素越容易则农民工整体上返乡创业的意愿会越强烈,这验证了假设 H_2 。但正如前面所讲,当前农民工对农村老家的要素流动性评价普遍较低,且已具有返乡创业意愿的农民工也不到被访者人数的一半,表明乡村要素流动性这一变量对农民工返乡创业意愿的影响尚仅处于潜在能量很大的状态,而其潜在能量的开闸式释放则急待我们采取有效的措施以切实提高乡村要素的流动性。另外,两个模型中的人力资本水平指标与要素流动性变量的交互项回归系数都在10%的水平上显著为正,表明随着乡村要素流动性的增大,人力资本水平更

高的农民工其回乡创业的意愿相比较低者会提高得更为明显^①,这验证了前文的假设 H₃,这一结论说明通过提高乡村要素的流动性会是一条有效促进人力资本水平更高的农民工回乡进行创业和新农村建设的途径。

对于两个模型中的其它控制变量,除了模型 1 中的几个变量仍然显著外(符号也未发生变化),更换工作次数和家庭经济水平两变量的回归系数至少在 10% 的水平上显著为正。对于前者,本文认为更换工作次数的多少在某种程度上可能与农民工在外务工的遭遇有很大的关联,更换工作次数多可能在较大程度上意味遭遇的工作经历不太顺利,因而回乡创业的意愿也就越强烈,这与外出生活感受变量存在相似之处^②。而对于后者,其意味着家庭经济状况越好的农民工回乡创业的意愿也越强,这与一些研究(朱红根,2011^[15];唐杰,2014^[18])得到的结论具有相似性,其可能是家庭经济条件较好的农民工确实可以在一定程度上能够利用自有资金,而使他们预期的创业所需资金的筹措压力和成本有所下降所引起的,当然这也印证了前面数理模型中所讲到的需对家庭经济状况这一变量在实证模型中进行控制。模型 4 中的性别变量的回归系数在 15% 的统计水平上显著,表明男性相比女性回乡创业的意愿稍强一些。模型 2 和 4 中的家乡经济发展状况变量的回归系数至少在 15% 的水平上显著为负,表明自评家乡经济发展状况越好的农民工其回乡创业的意愿越低,这与前面预期的符号方向不太相符。但这似乎也正好从另外一个方面与模型 1(及模型 2 和 4)中所看到的来自中、西部农村的农民工比来自东部的农民工的回乡创业意愿更强具有一致性,因为东部农村相比中西部农村的发展状况通常要好一些,两个变量(家乡经济发展状况变量和地区虚拟变量)可能都表明了来自中西部落后区域的农民工改变家乡落后面貌的心愿是比较强烈的。其它的控制变量(包括回乡创业政策了解)在 15% 的统计水平上都不显著。

最后,值得说明的是,首先,用农民工受教育水平和月收入水平两类不同的人力资本水平指代指标进行回归估计得到的结果具有较强的一致性,这在某种程度上证明本文的估计结果具有较大的稳健性,因而研究结论应该具有较大的可信性。其次,相比模型 2,模型 4 的整体显著性稍强一些,整体拟合优度(准 R²)也要高一些,对数准似然值(Log pseudolikelihood)也要较大一些,这些意味着相比把受教育水平作为农民工人力资本水平的代理指标而言,用月收入水平作为指代指标似乎具有更大的合理性,这可能与收入水平所具有的以下优势有关,即相比受教育水平,收入水平是一个更能与农民工的现实生产力水平逼近的变量,其能更为直接地综合反映农民工的整体素质和能力。

表 3 人力资本水平、乡村要素流动性对农民工回乡创业意愿影响的回归结果

变量	ordered logit					ordered probit	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7
humcap1 (education)		-0.5148* (0.3012)	-0.4834* (0.2786)			-0.2896* (0.1538)	
humcap2 (monincom)				-0.7890** (0.3776)	-0.7968** (0.3577)		-0.5808** (0.2650)
factorm		3.9370*** (1.2789)	3.5281*** (1.0724)	3.4331** (1.4472)	3.1117** (1.2934)	2.0050*** (0.5857)	1.5410** (0.6562)

① 由文中(18)式可以推导得出乡村要素流动性 factorm 的平均边际效应表达式为: $\frac{\partial P(entreinten = 2|Z)}{\partial factorm} =$

$\frac{\Lambda(cut2 - Z'\psi)}{1 + \exp(cut2 - Z'\psi)} \times (\beta + \gamma * humcap)$,在该式中,显然在 γ 为正时, humcap 的值越大将会具有更大的边际效应。

② 尽管“更换工作次数”与“外出生活感受”两变量的解释上可能具有某种相似性,但经检验两者的相关系数为 -0.203,即为负相关但绝对值较小,因此,它们不会带来共线性问题。

续表 3

变量	ordered logit					ordered probit	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7
education × factorm		0.0683* (0.0361)	0.1215* (0.0669)			0.0365* (0.0203)	
monincom × factorm				0.1865* (0.1130)	0.1910* (0.1012)		0.1653* (0.0944)
sex	0.1594 (0.3268)	0.3885 (0.3889)		0.5924+ (0.4055)	0.6193+ (0.4021)	0.2384 (0.2067)	0.3505+ (0.2142)
age	-0.059 (0.1123)	0.1293 (0.1371)		0.1604 (0.1395)		0.089 (0.0819)	0.1075 (0.0836)
age ²	0.0007 (0.0013)	-0.0018 (0.0016)		-0.0024 (0.0017)		-0.0011 (0.0010)	-0.0014+ (0.0010)
marr	-0.0395 (0.6622)	-0.6385 (0.7980)		-0.4423 (0.7715)		-0.4669 (0.4621)	-0.3656 (0.4459)
enterprise	1.669*** (0.1969)	1.515*** (0.2701)	1.569*** (0.2633)	1.571*** (0.2690)	1.592*** (0.2603)	0.8199*** (0.1337)	0.8599*** (0.1350)
worktime	0.0112 (0.0323)	-0.0179 (0.0381)		0.0066 (0.0377)		-0.0127 (0.0207)	0.0058 (0.0200)
chanover	0.1221 (0.0895)	0.2483** (0.1097)	0.2484** (0.1058)	0.2402** (0.1151)	0.2492** (0.1002)	0.1125* (0.0581)	0.1072* (0.0617)
farmexp	0.2619 (0.3861)	0.5824 (0.4659)		0.5257 (0.4900)		0.2521 (0.2494)	0.2069 (0.2611)
famicare	0.628*** (0.1303)	0.530*** (0.1697)	0.488*** (0.1623)	0.500*** (0.1701)	0.463*** (0.1584)	0.2850*** (0.0874)	0.2614** (0.0881)
famiecon	0.0172 (0.1979)	0.3602* (0.2174)	0.3682* (0.2161)	0.5372** (0.2439)	0.5130** (0.2564)	0.2167* (0.1179)	0.31780** (0.1299)
lifefeel	-1.302*** (0.1844)	-1.307*** (0.2339)	-1.359*** (0.2022)	-1.300*** (0.2317)	-1.286*** (0.2067)	-0.7166*** (0.1178)	-0.7281*** (0.1174)
homecon	-0.1672 (0.2934)	-0.7411* (0.3962)	-0.6158* (0.3471)	-0.5841+ (0.3804)		-0.3590* (0.2026)	-0.2769 (0.1970)
entrepol	0.2142 (0.2457)	-0.1116 (0.3039)		-0.1127 (0.3215)		-0.0315 (0.1578)	-0.0346 (0.1630)
housereg _m	0.6312+ (0.3893)	1.2033** (0.5952)	1.2232** (0.5154)	1.3627** (0.5538)	1.347*** (0.5090)	0.5920* (0.3114)	0.6909** (0.2994)
housereg _w	0.9660* (0.5499)	1.0352+ (0.6303)	1.0660** (0.5073)	1.1536* (0.6115)	1.0764** (0.5106)	0.5659* (0.3390)	0.6466* (0.3355)
cut1	1.1524	9.8002	7.9265	10.2061	8.5338	5.5247	5.3449
cut2	5.1067	16.2535	14.0575	16.746	14.704	8.8911	8.7894
Log pseudo-likelihood	-146.16	-95.877	-98.707	-91.123	-93.237	-97.705	-92.613
Pseudo R ²	0.5083	0.6775	0.6679	0.7234	0.7129	0.6713	0.7183

注:***、**、*、+ 分别表示在 1%、5%、10% 和 15% 的水平上显著,括号中的数值为稳健标准误

资料来源:本文计算整理

鉴于 ordered logit 模型为一种非线性模型,对其进行估计得到的回归系数并不能直接表示某一自变量对因变量的边际效应,为此,本文在前面模型 2 和模型 4 的基础上,通过逐一把显著性水平最低(P 值最大)的那个自变量予以剔除后重新拟合回归方程的方式,直到所有保留自变量的回归系数显著性水平都至少达到 15% 为止(结果见表 3 的模型 3 和 5)。由表 3 可以看出,相比模型 2 和 4,模型 3 与 5 中的对应回归系数的整体显著性又有所提升,因此,本文在模型 3 与 5 的基础上,分别求保留自变量对农民工回乡创业意愿影响的平均边际效应,结果如表 4 所示。

表 4 部分变量对农民工回乡创业意愿影响的平均边际效应

变量	模型 3		模型 5	
	边际效应 (entreinten = 0)	边际效应 (entreinten = 2)	边际效应 (entreinten = 0)	边际效应 (entreinten = 2)
education	0.0172 *	-0.0338 *		
monincom			0.0267 **	-0.0554 **
factorm	-0.1252 ***	0.2467 ***	-0.1041 **	0.2164 ***
education * factorm	-0.0043 *	0.0085 *		
monincom * factorm			-0.0064 *	0.0133 *
sex			-0.0207 *	0.0431 *
enterprise	-0.0557 ***	0.1097 ***	-0.0533 ***	0.1107 ***
chanover	-0.0088 ***	0.0174 ***	-0.0083 ***	0.0173 ***
famicare	-0.0173 ***	0.0341 ***	-0.0155 ***	0.0322 ***
famiecon	-0.0131 *	0.0257 *	-0.0172 **	0.0357 **
lifefeel	0.0482 ***	-0.0950 ***	0.0430 ***	-0.0894 ***
homecon	0.0219 *	-0.0431 *		
houeregmg	-0.0434 ***	0.0855 **	-0.0451 ***	0.0937 ***
houeregwg	-0.0378 **	0.0745 **	-0.0360 **	0.0749 **

注:***、**、*、+ 分别表示在 1%、5%、10% 和 15% 的统计水平上显著

资料来源:本文计算整理

从表 4 的计算结果来看,绝大部分保留自变量对因变量的平均边际效应都达到了 10% 以上的显著性水平(个别为 15% 的显著性水平),表明这些变量如果变动都能对农民工的回乡创业意愿产生较为明显的影响。首先,就本文的几个核心解释变量来说,表征农民工人力资本水平的受教育程度变量均值如果再增加 1 单位,即从目前的均值 2.41(见表 2)增加到 3.41,则会使报告自己“不愿意”回乡创业的个体比例增加 1.72 个百分点,而报告自己“愿意”回乡创业的个体比例会降低 3.38 个百分点,表征人力资本水平的月收入变量均值如果再增加 1 单位,则会使报告“不愿意”的个体比例增加 2.67 个百分点,而报告“愿意”的个体比例降低 5.54 个百分点,显然它们都与前面得到的农民工人力资本水平与其回乡创业意愿之间为负相关的关系是一致的。对于乡村要素流动性变量,如果要素流动性均值(目前为 2.44)增加 1 单位,则会使报告自己“不愿意”回乡创业的个体比例减少 12.52 个百分点(模型 3)和减少 10.41 个百分点(模型 5),而报告自己“愿意”回乡创业的个体比例增加 24.67 个百分点(模型 3)和 21.64 个百分点(模型 5),显然这是一种很大的效应,且就本文探讨的所有自变量而言,该变量的平均边际效应是最大的(见表 4)。所以,可以说就本文的研究而言,乡村要素的流动性是一种影响农民工回乡创业意愿的最重要的影响因素,这是本文研究得到的一个重要结论。对于人力资本水平与乡村要素流动性两者的交互项而言,交互项均值如果增加 1 单位,则会使报告“不愿意”的个体比例分别减少 0.43 个百分点(模型 3)和 0.64 个百分点(模型 5),而报告“愿意”的个体比例分别增加 0.85 个百分点(模型 3)和 1.33 个百分点(模型 5),

这也与前面回归估计中得到的影响方向是一致的。另外,对于其它一些控制变量,平均边际效应较大的几个变量为成就事业心、外出生活感受和地区虚拟变量等。

2. 进一步稳健性检验

为了进一步考察与检验本文估计结果的稳定性和可靠性,本研究进一步利用排序模型中的 ordered probit 模型对本文变量进行了重新估计,得到的具体结果见表 3 中的模型 6 与模型 7,其中模型 6 也是基于受教育水平估计得到的结果,而模型 7 是基于收入水平得到的结果。从两模型的估计结果来看,它们与前面 ordered logit 模型估计的结果中所有变量估计系数的显著性、符号性质都无较大变化,这进一步证明了本文的估计结果是稳健的,结论具有较好的可信性。

五、讨论与启示

思想是行动的先导,对人们创业意愿的研究可以提供更好地理解创业活动和预测创业行为的机会(Krueger 等,2000)^[35]。本文根据熊彼特创新模型的两个核心成份——“企业家”和生产要素的“新组合”——在实现创新中的不可分离性和缺一不可的实质内涵,基于企业家是一种宝贵而稀缺的人力资本属性,以及生产要素“新组合”的难易性又在很大程度上依赖于资源要素流动性大小的重要特性,本文选择主要从农民工的人力资本水平和乡村要素的流动性大小两个方面来探讨它们与农民工回乡创业意愿的关系。农民工回乡创业作为一种熊彼特式创新意义上的实践类型,显然只有在具备创新所要求的核心要素和必备条件的基础上,创业成功的可能性与创办后的可持续性才有可能得到更大程度上的体现和保证。本文的研究基于创新的核心思想、成份和实质内涵所选择的切入视角,应该说较好地实现了某种程度上的兼顾,即其不但着眼于农民工回乡创业意愿本身的特征及其影响因素的探究上,更重要的还在于其在较大程度上着眼于农民工创业后的生存和可持续发展的层面上。因为本文选择从农民工人力资本水平、乡村要素流动性角度来探讨它们与农民工回乡创业意愿的关系,正如文中所看到的,我们不但可以明确不同人力资本水平的农民工回乡创业的意愿状况,而且还可以探讨能够提高创业成功可能性及可持续性的条件。因为基于熊彼特创新模型中企业家人力资本的高度重要性,显然如果能够实现人力资本水平越高的农民工以高度的意愿和热情回乡进行创业的话,则创业成功的可能性及后续持久性无疑能够得到更大程度的保证,而本文的研究发现,通过提高乡村要素的流动性能够对此产生较为明显的作用。本文以上所述所能够实现的兼顾性研究,在国内有关农民工回乡创业的相关文献中还未曾见过,这在一定意义上体现了本文所选分析框架和视角的特别性及价值。

本文研究可以得到的主要结论有:(1)目前我国农民工总体上回乡创业的意愿不是太高,特别是人力资本相对较高的农民工回乡创业的意愿反而较低。(2)乡村要素流动性与农民工回乡创业意愿呈强正相关关系。(3)相比人力资本较低的农民工,乡村要素流动性增大可以促使人力资本水平更高的农民工有更大的激励提高回乡创业的意愿。(4)政府支持回乡创业的政策对农民工回乡创业意愿影响不明显,家人需要照料、外出生活感受等家庭和外部环境因素对农民工回乡创业意愿影响显著。这些结论的政策启示是明显的。

首先,本文研究发现,由于当前我国乡村生产要素市场发育不完善,土地、资金、信息和技术等流动不畅通,严重阻碍乡村创业要素的获取、组合和利用,增大创业者的创业成本、降低创业者的预期净收益,作为理性人的农民工,在城市里相对有较高收入的情况下自然会缺乏回乡创业的意愿,使得我国农民工目前总体上回乡创业意愿不太高且人力资本较高者回乡创业意愿较低。这一情况意味着当前我国农村存在的劳动力极强择优性转移可能还会延续下去,而这显然对于我国农村已经存在的低人力资本化状态是相当不利的,人力资本作为生产中最为积极、最为活跃的生产要素(樊纲,1995^[36];沈利生、朱运法,1999^[25]),高人力资本者不愿回流农村反而还持续流出势必会对我国农村生

产和经济的发展造成不利影响,使农村社会“空心化”(郭红东等,2014)^[24],这一趋势必须得以扭转。

其次,当前我国政府正在大力、全面推进供给侧改革,本文的研究表明,供给侧改革特别是农村区域的供给侧改革能否取得明显成效,乡村要素的流动性增强和要素市场的发育与完善将在其中起着不可忽视的作用。农民工回乡创业意愿与乡村要素流动性呈强正相关关系,意味着乡村要素的流动性增强会极大激发农民工整体上回乡创业的意愿和热情,自发进行各层次、各类型的创业,这将会增强农村区域生产和投入端的竞争性,而竞争性的增强对于调整我国农村区域的生产、产值结构,淘汰农村区域特别是乡镇企业中的落后产能无疑是重要的。正如熊彼特所谓的创新是一种“创造性的破坏”,由乡村要素流动性增强所焕发的农民工回乡创业的热情,在破坏旧的生产格局的同时,新的、生产率更高的生产格局也势必在农村得以建立,而这显然正是供给侧改革的题中之义。因而可以说培育和完善的我国乡村的生产要素市场,增强乡村要素的流动性,是实施我国农村区域供给侧改革的当务之急。

第三,农民工回乡创业意愿应该说还只是农民工真正实现回乡创业的潜在和诱发因素,还不等于真正地实施了创业活动,更不等于成功地实现了创业及维持了创办企业的长久发展。在乡村区域要取得尽可能大的创业成功可能性及创办后经营的有效性,有赖于激发人力资本水平相对较高的农民工回乡进行创业活动,而本文的研究表明,提高乡村要素的流动性能在这一过程中发挥明显作用。一旦实现大量人力资本相对较高的农民工回乡创业,在创业成功的可能性得到提升、创办后的可持续性得到更大程度保证后,我国当前实施的农村区域的供给侧改革效果也将会更为显著,效力将更为长远,因此可以说乡村要素市场的培育和完善的也是我国供给侧改革成功的长远之策。

第四,本文研究发现,目前我国政府实施的一些旨在鼓励农民工回乡创业的资金支持和培训等政策,对农民工回乡创业的意愿尚未产生明显效果,甚至农民工对这一政策的知晓程度都相当欠缺。本文调查发现,对回乡创业政策达到一般了解以上的农民工人数仅占39.1%,其中很了解的仅占1.4%。以上情况,一则说明我国政府对回乡创业政策的宣传力度可能还显得相当不够,二则说明政府所实施的一些难以给农民工带来稳定和长远预期的政策,对激发农民工回乡创业热情的效力可能比较有限,这些显然是政府在实施政策的过程中需引起重视并要作出相应调整的问题。另外,需要进一步改善农民工进城就业和举家迁移的环境条件,不能使他们完全因为家人需要照料和在外生活感受欠佳而产生强烈的回乡创业念头,毕竟农村人口向城镇不断迁移是经济发展的客观需要和规律,我国农村当前急需的只是人力资本相对更高的劳动力,而另一方面是需要有大量的人口彻底迁移进入城市。

最后,值得说明的是,以上几点政策启示主要是与乡村要素市场有关,对此,正如美国科学院院士、国际著名经济学家和我国著名经济学家林毅夫教授的博士生导师 D. Gale Johnson 在对我国农业、农村和农民问题所进行的多年研究中认为的,中国未来农村经济的增长必须依赖于对农业的调整,农业的生产经营规模必须扩大,而这种扩大必须依赖于中国农村出现活跃、竞争性的土地租赁与投资信贷市场,否则难以取得明显效果(Johnson,2000)^[37]。由此,本文依据熊彼特经典创新模型思想对我国农民工回乡创业问题所进行的研究,得到与之类似的结论似乎很正常,其可能是说明了当前我国低下的乡村要素流动性对农村经济发展所具有的多重约束性,进一步印证了完善乡村要素市场对我国农村经济社会发展所具有的至关重要性。另外,囿于研究条件的限制,本文暂仅能就农民工回乡创业的意愿作出一定的研究,对农民工回乡创业实践方面的研究或许更有价值,这将是后面研究中需要努力的方向。

参考文献

[1] Yang X, Guo F. Gender Differences in Determinants of Temporary Labor Migration in China: A Multilevel Analysis [J]. The

International Migration Review,1999,(4):929-953.

- [2]王西玉,崔传义,赵阳.打工与回乡:就业转变和农村发展[J].北京:管理世界,2003,(7):99-109.
- [3]蔡昉.农村剩余劳动力流动的制度化障碍分析[J].北京:经济动态,2005,(1):35-39.
- [4]郭剑雄,李志俊.劳动力选择性转移下的农业发展[M].北京:中国社会科学出版社,2012.
- [5]林光彬.等级制度、市场经济与城乡收入差距扩大[J].北京:管理世界,2004,(4):30-50.
- [6]邢春冰.迁移、自选择与收入分配——来自中国城乡的证据[J].北京:经济学(季刊),2010,(2):633-660.
- [7]匡远凤,詹万明.选择性转移、转移成本与中国城乡收入差距变动[J].济南:中国人口·资源与环境,2016,(8):125-134.
- [8]Reis M,Nave J G. Emigrating Peasants and Returning Migrants[J]. Sociologia Ruralis,1986,(1):20-35.
- [9]Black R. Migration,Return and Agricultural Development in the Serra do Alvão,Northern Portugal[J]. Economic Development and Cultural Change,1993,(41):563-586.
- [10]Murphy R. Return Migration,Entrepreneurship and Local State Corporatism in Rural China:The Experiences of Two Counties in South Jiangxi[J]. Journal of Contemporary China,2000,(24):231-247.
- [11]Anwar R P,Chan C. Contrasting Return Migrant Entrepreneurship Experiences in Javanese Villages[J]. International Migration,2016,(4):150-163.
- [12]Yu L,Yin X,Zheng X,Li W. Lose to Win;Entrepreneurship of Returned Migrants in China[J]. Ann Reg Sci,2017,(58):341-374.
- [13]刘光明,宋洪远.外出劳动力回乡创业:特征、动因及其影响[J].北京:中国农村经济,2002,(3):65-71.
- [14]石智雷,谭宇,吴海涛.返乡农民工家庭收入结构与创业意愿研究[J].北京:农业技术经济,2010,(11):13-23.
- [15]朱红根.外部环境与农民工返乡创业意愿关系的实证分析[J].昆明:经济问题探索,2011,(6):59-64.
- [16]胡俊波.职业经历、区域环境与农民工返乡创业意愿[J].成都:农村经济,2015,(7):111-115.
- [17]吴易雄.农民工返乡创业调查[M].长沙:湖南人民出版社,2013.
- [18]唐杰.统筹城乡发展背景下的农民工返乡创业研究[M].北京:经济管理出版社,2014.
- [19]熊彼特.熊彼特:经济发展理论[M].北京:中国画报出版社,2012.
- [20]周其仁.产权与制度变迁:中国改革的经验研究[M].北京大学出版社,2004.
- [21]孙宁华,堵溢,洪永淼.劳动力市场扭曲、效率差异与城乡收入差距[J].北京:管理世界,2009,(9):44-52.
- [22]Winkelmann R,Boes S. Analysis of Microdata[M]. Berlin:Springer-Verlag,2006.
- [23]Schultz T W. Investment in Human Capital[J]. American Economic Review,1961,(1):1-17.
- [24]郭红东等.中国农民创业的理论及实证研究[M].杭州:浙江大学出版社,2014.
- [25]沈利生,朱运法.人力资本与经济增长分析[M].北京:社会科学文献出版社,1999.
- [26]Mulligan C B,Salia-I-Martin X. A Labor-Income-Based Measure of the Value of Human Capital:An Application to the States of the United States[Z]. NBER Working Paper No. 5018,1995.
- [27]朱平芳,徐大丰.中国城市人力资本的估算[J].北京:经济研究,2007,(9):84-95.
- [28]Diamantopoulos A,Siguaw J A. Formative Versus Reflective Indicators in Organizational Measure Development:A Comparison and Empirical Illustration[J]. British Journal of Management,2006,(17):263-282.
- [29]Coltman T,Devinney T M,Midgley D F,Venaik S. Formative versus Reflective Measurement Models:Two Applications of Formative Measurement[J]. Journal of Business Research,2008,(61):1250-1262.
- [30]Jarvis C B,MacKenzie S B,Podsakoff P M. A Critical Review of Construct Indicators and Measurement Model Misspecification in Marketing and Consumer Research[J]. Journal of Consumer Research,2003,(2):199-218.
- [31]Kristiansen S,Indarti N. Entrepreneurial Intention among Indonesian and Norwegian Students[J]. Journal of Enterprising Culture,2004,(1):55-78.
- [32]白南生,何宇鹏.回乡,还是外出[J].北京:社会学研究,2002,(3):64-78.
- [33]Reynolds W M. Development of Reliable and Valid Short Forms of the Marlowe-Crowne Social Desirability Scale[J]. Journal of Clinical Psychology,1982,(1):119-125.
- [34]Cohen J,Cohen P,West S G,Aiken L S. Applied Multiple Regression/Correlation Analysis for the Behavioral Sciences[M]. Mahwah,NJ:Lawrence Erlbaum Associates,2003.
- [35]Krueger N F,Reilly M D,Carsrud A L. Competing Models of Entrepreneurial Intentions[J]. Journal of Business Venturing,2000,(15):411-432.
- [36]樊纲.既要扩大“分子”也要缩小“分母”[J].北京:中国投资与建设,1995,(6):16-18.
- [37]Johnson D G. Agricultural Adjustment in China:Problems and Prospects[J]. Population and Development Review,2000,(2):319-334.

Human Capital, Mobility of Rural Factors and the Migrant Workers' Willingness of Return and Venture: Research Based on Schumpeter's Innovative Thinking Perspective

KUANG Yuan-feng

(School of Economics, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan, Hubei, 430073, China)

Abstract: At present, the Chinese gap between urban and rural economic development is blocking a stumbling block in the way of our progress, and rural production and supply capacity is relatively lacking, so it is one of the key field which need to focus on breakthrough in the implementation of supply side reform in china. In order to get rid of the above obstacles and promote the supply side reform in the countryside, the government tries to encourage and support migrant workers to return to their hometowns to start their own businesses as an important promoter and breakthrough. In this context, it is necessary for us to make a deep study on the willingness, the influencing factors, and the practice of entrepreneurship of the migrant workers for returning and venturing in their hometowns.

Have been different from previous similar studies, this paper is the first one to focus on the relationship between the two aspects, which are the level of human capital and the mobility of rural factors, and the migrant workers' willingness that return to their hometowns to do pioneering work under the guidance of Schumpeter's classical innovation model, and this can be more detailed and specific grasp the current situation of migrant workers return home entrepreneurship, at the same time, we can also better and more accurately grasp the conditions and sources that enable migrant workers, especially those with relatively high level of human capital, to return to their hometowns and start their own businesses.

Firstly, under the framework of expected cost-benefit analysis, this paper constructs a mathematical model to discuss the relationship between the two factors and the migrant workers' willingness of return and venture according to the neoclassical production function, and three hypotheses are obtained. Secondly, based on the field survey data, these hypotheses are tested empirically, and the results show that them have been well verified. Therefore, the following conclusions can be drawn from this study: (1) The level of human capital of migrant workers is negatively related to their willingness of return and ventur, at present, the higher the level of human capital is, the lower the willingness of migrant workers to return to their hometowns to do pioneering work; (2) The mobility of rural factors has a strong positive correlation with migrant workers' willingness of return and ventur, and the enhancement of rural factors mobility will have a strong role in promoting the willingness as a whole; (3) The more rural factors mobility, the more encouraging migrant workers with higher level of human capital to return to their hometowns for starting businesses; (4) Government support for home entrepreneurship policies have no obvious influence on the willingness of migrant workers to return to their hometowns for starting businesses, but family and external environment factors, such as family care, life feeling of going out and so on, have a significant impact on it.

Based on the above research framework and conclusions, the thesis puts forward some corresponding policy recommendations: First, we should fully realize the disadvantage that current migrant workers who have higher level of human capital will be less willing to return to their hometowns for starting businesses, and this is not conducive to the current trend of low human capitalization in China's rural areas and the narrowing of the gap between urban and rural development, so we must take measures to change the situation. Second, the cultivation of rural factor market and the enhancement of factor mobility will help stimulate the willingness of migrant workers to return and ventur as a whole, and this will be conducive to the implementation and promotion of rural supply side reform. Third, the development of rural factor market is also conducive to reverse the trend of low human capital in rural areas, thereby enhancing the long-term production capacity of rural areas and providing long-term guarantee for the reform of supply side. Fourth, the government should also strengthen their entrepreneurial policy propaganda, especially to focus on policy support stability and durability, and also need to further improve the environmental conditions of migrant workers employment and family migration etc. .

Key Words: migrant workers; level of human capital; mobility of rural factors; the willingness of return and venture; Schumpeterian innovation

JEL Classification: L26, L38, O18, P42

DOI:10.19616/j.cnki.bmj.2018.01.003

(责任编辑:霄 雪)