

· 经济管理 ·

跨省流动农民工再次择业影响因素的实证研究

吕灵华¹, 卿树涛^{1,2}, 张友良¹

(1. 湖南省委党校 工商管理部, 湖南 长沙 410006; 2. 西南财经大学 经济学院, 四川 成都 610074) *

摘 要: 根据实际抽样调查数据, 使用了嵌入式 logit 模型, 估计了各种因素对农民工再次择业的影响。实证研究结果表明: 在控制住家庭特征和人口特征等有关变量之后, 择业前收入水平越低, 农民工倾向于换工作又换产业; 原产业的增长率越高, 农民工以较大的几率不换工作或者换工作但不换产业; 工作经验越多, 农民工倾向于不换工作或者换工作但不换产业。

关键词: 人力资本; 农民工; 再次择业; Nlogit 模型

中图分类号: F241.4

文献标识码: A

文章编号: 1003-7217(2013)01-0102-05

一、引 言

在农民工劳动力市场, 一方面由于经济周期和产业结构的变化, 导致供求关系的调整; 另一方面, 由于人力资本的积累导致劳雇双方的彼此重新评价, 原有的劳动合同可能会废止, 农民工再次择业已经成为一个常态。再次择业有利于提高资源配置效率, 促进人力资本的积累。

尽管农民工的再次择业已经成为事实, 但相关的研究并不多, 前期的研究主要关注的是农民工流通的问题, 其中绝大部分集中于宏观经济政策环境以及不合理的户籍制度、农民工非农就业政策以及对收入的影响等领域。韩长赋(2004)、吕灵华(2011)认为地域二元结构和城乡二元经济是农民工寻求非农就业和跨省流动的主要原因, 但现行的户籍制度在一定的程度上阻碍了农民工的跨省流动^[1,2]; 刘建进(1997)、梅建明(2003)、陆文聪等(2011)的实证研究结果显示, 除区域经济发展水平、资源禀赋和非农收入等因素外, 农民工的跨省流动以及非农就业决策还和性别、年龄、个人的人力资本和社会资本等有密切的联系^[3-5]; 至于非农就业对农户农业生产效率以及的影响, 冯海发(1988)和韩俊(1988)的研究表明, 农民的非农就业有助于土地的流转, 产生规模经济, 增加农民农业生产收入^[6]; 郭力等(2011)利用中国中部六省的实际调查数据, 使用 logit 模型对中部地区农民工跨省移动意愿进

行了实证研究, 其研究结论是: 婚姻、教育水平、职业技能等是影响农民工跨省流动的主要因素^[7]。

上述研究主要关注农村劳动力流动以及择业问题, 很少考察农村居民流动后的非农再次择业特点。同时, 现有的研究主要选择教育程度、年龄、技能以及家庭土地规模等个人特征向量等作为解释变量, 没有深入考虑区位因素以及产业结构的变换对农民工择业行为的影响。此外, 现有的研究大都使用的 logit 模型分析农民工的流动以及择业行为, 众所周知, logit 模型中的被解释变量属于二元选择变量, 这虽然能使分析简化, 但也存在明显的不足, 即没有充分考虑农民工再次择业。针对现有研究的不足, 本文将使用嵌入式 logit 模型, 基于湖南省实际调查的数据, 研究农民工在再次择业的特点。

二、理论框架与模型变量

农民工再次择业行为是一个非常复杂的经济现象, 它与宏观经济运行态势相关, 譬如, 当经济处于萧条阶段时, 顺经济周期的产业利润率降低, 可能会减少雇佣工人数量, 逆经济周期的产业有可能会增加雇佣工人数, 这必然会引起人们择业行为的变化。劳动力再次择业也与家庭背景有关, 根据 Barnum and Squire(1979)以及 Singh(1986)的观点^[8], 农户是以家庭为单位追求家庭效用最大化, 因此, 家庭资产总量、其他成员收入状况和家庭负担对劳动力的再择业有明显的影响: 如果家庭其他成员的收入较

* 收稿日期: 2012-03-22

基金项目: 湖南省哲学社会科学基金资助项目(07YBA054)“全面建设小康社会阶段农民工问题研究”

作者简介: 吕灵华(1963—), 女, 湖南邵阳人, 湖南省委党校工商管理部教授, 研究方向: 管理学。

高,家庭抗风险能力相应较强,劳动力在再择业的过程中承受的经济压力相应下降,劳动力再次择业的概率有可能会增加;如果家庭负担较大,劳动力再次择业的概率就有可能相对下降。

农民工的再次择业行为还与产业发展前景存在密切的联系。较高的收入预期是农民工再次择业的主要驱动力,高附加值的产业会吸引农民工从原有的岗位上转移,低附加值的产业前景不明朗,企业为降低成本,农民工的收入可能呈绝对或相对下降之势,为获得更高的收入,原来在这些行业的农民工再次择业的可能性增加。

根据上面的理论思考,本文将影响农民工再次择业行为的主要因素概括为家庭特征变量、个人特征变量以及就业结构变量,解释变量具体的含义见表 1。

表 1 主要解释变量的含义及其测量

变量名	变量符号	取值说明	影响效用的预期
是否再次择业	Y	是=1,否则=0	
家庭特征变量			
劳动力人数	lab	实际数量	?
家庭人口数	number	实际数量	-
家庭收入水平	income	3000 元以下=0,否则=1	+
离中心城镇的距离	distance	小于 5 km=0,否则=1	-
个人特征变量			
性别	gender	女性=0,其他=1	?
婚姻	marry	未婚=0,已婚=1	-
年龄	age	30 岁以下=0,否则=1	-
教育年限	edu	9 年以下=0,超过 9 年=1	+
职业技能	pro	有=1,否则=0	-
工作经验	exp	五年以下=0,否则=1	-
就业结构变量			
择业前收入水平	Inc1	0—1000 元=1, 1000—2000 元=2, 2000—3000 元=3, 3000—4000 元=4, 其他依此类推。	-
再次择业的产业增长率	ratio	实际水平	+
再次择业前原产业上年度增长率	growth	实际水平	+

二、计量模型的建立

由于农民工再次择业为非连续的决策,故建立在随机效应理论基础的离散选择模型(discrete choice model)适合于本研究。就离散选择模型的解释变量而言,通常有两种形式,一种是 0~1 选择,一种是多元选择,因此,对应的模型也相应的分为两类:第一类为 0~1 选择模型,另一类为多元选择模

型。多元选择模型通常有两种形式:多项式 logit 模型和嵌入式 logit 模型。二者之间的区别是:如果被解释变量不满足独立性的假设条件,则使用嵌入式 logit 模型,反之,则使用多项式 logit 模型。

为反映产业结构的转换对农民工再次择业的影响,本文采用的是嵌入式 logit 模型,其决策的程序为,对于任一的农民工而言,其首先决定是否再次择业,如果决定不再次择业,决策过程结束,如果决定再次择业,接下来决定是否转换产业,决策过程见图 1。

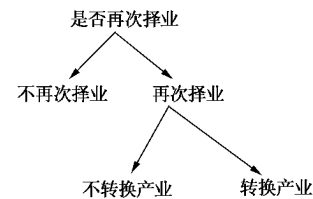


图 1 二层巢嵌入式 logit 模型的架构

在嵌入式 logit 模型中,相关的概率表达式为:

$$P_j^i = P_j^m \times P_j(i | m) \quad (1)$$

$$P_j^m = \frac{\exp(U_m I_m)}{\sum_k \exp(U_k I_k)} \quad (2)$$

$$P_j(i | m) = \frac{\exp(V_i | U_m)}{\exp(I_m)} \quad (3)$$

$$I_m = \ln \sum_{j \in j_m} \exp(V_j | U_m) \quad (4)$$

其中: P_j^m :样本再次择业的边际概率。 $P_j(i | m)$:农民工再次择业的基础上转换产业就业的条件概率。 P_j^i :样本转换产业就业的边际概率。 V_i :农民工选择再次择业的效用函数。 V_j :农民工选择转换产业就业的效用函数。 I_m :包容值(inclusive value), m 层巢的总和效用。 U_m :包容值之参数估计值,表示转换产业和不转换产业的决策之间的相关性。

那么,农民工在再次择业的过程中,是否转换产业的概率为式(1)乘以式(2)。

θ_k 和 I_k 说明了嵌入式 logit 模型的第一层和第二层之间的相互影响。 U_m 所代表的包容值表示回归的残差项之间的相关性,包容值越接近 1 时方案的相关性越高;当包容值等于 1 时,嵌入式 logit 模型与多项式 logit 模型相同。由此可知多项式 logit 模型为嵌入式 logit 模型的一种特例。

在个人首先决定是再次择业的效用函数中,将特征变量和家庭特征变量引入模型的第一层中;同时,将就业结构变量等被放入模型的第二层中,具体

分析结果见表4。

三、基本资料的分析及样本的描述性统计

调查问卷收集范围集中在湖南省洞口、隆回、湘潭、长沙以及衡南等四县,每个县均发放200份,调查对象为2011年春节回乡探亲的跨省流动农民工,总共收回768份,有效答卷为712份,调查主要内容是2010年和2011年期间跨省流动农民工再择业的情况。

研究中把自我雇佣者以及建筑零工排除在外,只对未转换工作的雇佣者以及前后两种状态均被雇佣的进行分析,主要理由为:建筑零工,私营业主以及工商个体户的再择业行为多受非经济行为的影响,与产业结构的变动无关,因而不符合本文的前提条件;把非自愿的再择业行为也排除在外,因为这种情况并不是农民工主体的自愿选择。

样本再次择业情况以及基本资料见表2和表3,从这些调查资料可以对中国大陆这两年农民工再择业态势有一大致的了解:

(1)再次择业的人数。2010年总共68位农民工进行了再次择业,其中转换产业的44人,不转换产业24人;2011年进行再次择业的稍有增加,总共72人,其中转换产业的50人,不转换产业的22人;2年内进行过两次再择业的有24人,其中转换产业的16人,不转换产业的8人。

表2 农民工再次择业情况的调查表 单位:%

年份	没有重新择业	重新择业且转换产业	重新择业但不转换产业	合计
2010	84.41	10.09	5.50	100
2011	83.47	11.48	5.05	100

资料来源:课题组实际调查所得。

(2)再次择业的产业分布情况。在2010年,有13位农民工从建筑业转向制造业,有4位从建筑业转向服务业,4位从制造业转向服务业,1位从服务业转向制造业;在2011年,13位农民工从建筑业转向制造业,6位从建筑业转向服务业,4位从制造业转向服务业。这与中国大陆运行的态势一致:随着中央政府对房地产行业调控力度的增加以及国际经济环境的恶化,建筑业的利润大幅度下降,制造业的利润水平也呈下降的趋势,因而部分的农民工从建筑业和制造业转向服务业就在所难免。

部分变量的描述性统计如表3所示。

表3 模型变量的样本描述性统计

变量名	最大值	最小值	均值	方差
家庭特征变量:				
劳动力人数	6	1	2.25	0.95
家庭人口数	8	1	3.75	1.75
家庭人均收入水平	1	10	3.11	2.90
离中心城镇的距离	1	0	0.94	0.12
个人特征变量:				
性别	1	0	0.58	0.21
婚姻	0.64	0	1	0.25
年龄	69	18	38.35	10.05
教育年限	15	0	6.65	2.85
职业技能	1	0	0.13	0.23
就业结构变量:				
择业前收入水平	8	1	3.4	2.1
工作经验	1	0	0.54	0.10
再次择业前原产业上年度的增长率(%)	24.4 ^①	-12.2	10.1	0.25

表4 嵌入式logit模型估计结果^①(case=210)

变量名	参数估计值	Z值	P>Z
第一层参数估计			
家庭特征变量			
劳动力人数	0.49	1.46	0.18
家庭人口数	-0.34*	1.81	0.08
家庭人均收入水平	1.26***	3.46	0.001
离中心城镇的距离	1.06	1.54	0.15
个人特征变量			
性别	1.28**	1.97	0.048
婚姻	-0.83*	-1.79	0.09
教育年限	0.64**	2.34	0.03
职业技能	0.29	0.73	0.56
年龄(age)	-0.28*	1.72	0.09
第二层参数估计			
Y1=0(不进行再次择业)			
就业结构变量			
择业前收入水平	3.06***	3.26	0.001
工作经验	1.28	1.08	0.45
原产业上年度的增长率	0.83*	3.69	0.00
常数项(base)			
Y1=1(进行再次择业但不转换产业)			
择业前收入水平	-1.06**	-2.34	0.03
工作经验	0.29*	1.73	0.09
原产业上年度的增长率	0.30	2.03	0.04
常数项			
Y1=2(进行再次择业且转换产业)			
择业前收入水平	-1.74*	-1.75	0.08
工作经验	-0.28*	-1.79	0.07
原产业上年度的增长率	-1.27**	1.99	0.05
常数项			
/ko_1au Y=0时的分支IV			
/kl_1au Y=1时的分支IV			
样本总量			
对数似然值=-84.88			
Waldchi2(14)=47.41 Prob>chi2=0.0001			

注:*,**,***分别表示在0.1,0.05和0.01的水平下显著。

四、计量结果分析

表4报告了嵌入式logit模型的估计结果。模型的第一层纳入了家庭人口数、劳动力人数、家庭人均收入和家庭离中心城镇距离等家庭特征变量以及婚姻、年龄、教育年限、职业技能等个人特征变量,第二层主要纳入就业结构变量,包括择业前收入水平、工作经验以及再次择业的产业上年度增长率等解释变量;表4显示,两个IV值都在0和1之间,表明本研究收集的数据设计适合建立嵌入式logit模型;同时,回归的对数似然值-84.88,通过了显著性检验,说明回归参数估计值至少有一项不为0,反映模型是合理的。

在模型的第一层中,大部分参数估计值的符号与预期一致,只是显著性检验结果有所差异,具体而言,在与家庭特征有关的变量中,家庭人口数参数估计值小于0,没有通过显著性检验,这说明家庭人口数量对农民工是否再次择业没有显著性的影响;家庭人均收入水平的参数估计值显著大于0,这与前文的理论假说一致;而家庭劳动人数的参数估计值大于0,但没有通过显著性检验,这表明,农民工家庭劳动力数量的增加并没有对农民工再择业行为带来显著的影响,其可能的理由是农民工比较自立,不大愿意因自己的再择业行为影响其他家庭劳动力成员;家庭离中心城镇的距离的参数估计值小于0,也没有通过显著性检验,这意味着农民工原居住地区位条件的好坏没有显著地影响他们的再择业行为。

在与农民工的个体特征有关的变量中,年龄、性别、婚姻以及教育年限的参数估计值在10%的水平下通过显著性检验,其中性别项、婚姻项和与教育年限的参数符号是正的,年龄项的参数估计值0,这意味着,年纪大的较年纪小的、女性比男性、已婚者比未婚者、学历较低者比学历较高者更倾向于不转换工作。从经验上分析,与男性相比,女性较缺乏冒险精神,因而更加重视收入的稳定,所以倾向于不转换工作,与未婚者相比较,已婚者要兼顾家庭,故重新择业的概率降低;与高学历者相比较,低学历者适应新的工作环境的能力相对较差,而且要求较低,更容易满足现状,当然会更加珍惜目前的工作。

在嵌入式模型的第二层中,总共包括三巢,第一巢为 $y_1=0$,表示不重新择业;第二巢为 $y_1=1$,表示农民工放弃原有的岗位,进行重新择业但不转换产业;第三巢为 $y_1=2$,表示农民工重新择业时且转换产业。

就择业前的工资水平而言,择业前收入水平的

回归参数估计值均通过显著性检验,在第一巢中大于0,在第二巢和第三巢中小于0,这与经验一致,如果择业前收入水平较高,重新择业的机会成本相应的增加,重新择业的概率当然也会随之下降;而且其参数估计值的绝对值在其所对应的巢中最大(常数项除外),这表明收入仍是农民工考虑重新择业与否的重要因素。

就择业前的工作经验而言。工作经验的回归参数估计值在第一巢和在第二巢均大于0,在第三巢中小于0,但只有在第二巢和第三巢通过显著性检验。这表示工作经验越多,农民工是否保持原来职位没有显著的影响,但如果要重新择业,也会尽量地避免转换产业择业。从理论上分析,工作经验越丰富,其所积累的人力资本增加,农民工转换工作的能力相应的增加,故使得重新择业的概率增加,但是工作经验属于特定型的人力资本,如果转换产业,则因工作经验积累的人力资本在新的产业将失去部分或全部的价值创造功能,所以不转换产业的概率下降。

就重新择业前原产业的增长率而言。原产业增长率的回归参数估计值在第一巢和第二巢大于0,在第三巢小于0,并且都通过显著性检验,这说明,如果原产业的增长率较高,农民工会或者不重新择业,但如果要进行重新择业,也倾向于不换产业。这符合常识,因为原产业上年度增长率较高,在一定的程度上意味着产业前景较好,所以农民工倾向于不换产业;但与此同时,随着产业前景的看好,厂商数量的增加以及原有规模增加,劳雇双方都有更宽松的环境对彼此重新评价和配对,进而提高效率,自然导致换工作但不换产业的概率增加。

五、结论

再次择业行为不仅是一常态的事实,也是劳动经济学重点关注的课题之一。虽然该行为会中断学习的连续性,在一定时间范围内导致社会资源的闲置,但同时也有利于改善劳雇双方的契合,进而提高资源配置的效率。目前,由于中国宏观经济面临较大的下行压力,传统劳动力密集型产业的发展受到较大冲击,产业结构调整正处于快速变化期,农民工再次择业的概率较过去势必增加。从农民工个体分析,他们不得不在不换工作、换工作但不换产业、换工作且换产业进行多项选择,由于后两选择具有某种相似性,所以使用嵌入式logit模型最适合本研究。基于此,本文试图使用嵌入式logit模型研究产业结构的变化对农民工再次择业行为的影响,模

型估计的分支 IV 值也表明各选项之间确实存在一定的相关性,同时模型的对数似然值拒绝所有回归参数值为 0 的假设,因而模型是合理的。

在嵌入式 logit 模型中,本研究把个人特征变量和家庭特征变量纳入模型的第一层,把就业结构变量纳入了模型的第二层。计量分析结果表明,在模型的第一层中,所有解释变量参数估计值的符号与预期一致,而且大部分变量的回归系数是显著的:通常情况下,年龄较大者较年龄较低者、女性较男性、已婚者较未婚者、教育程度低者较教育程度高者不转换工作,家庭人均收入水平较低者抗风险能力较低,更侧重于保持收入的稳定,因而相对于家庭人均收入水平较高者更倾向于不换工作;在模型的第二层中,本研究主要考虑的就业结构变量对转换产业的影响,模型的估计结果显示,重新择业前收入水平较低者倾向于即换工作又换产业,工作经验较多者倾向于不换工作或者换工作也不换产业,上年度在利润水平较低行业工作的农民工倾向于转换产业。

由于目前宏观经济运行的态势处于相对萧条期,工作岗位调整增加,农民工再次择业的规模也必然呈扩大的态势。根据本文的研究结论,其政策建议是很明确的,为了提高农民工再次择业的能力:首先,提高低收入者家庭收入水平,增加他们的抗风险能力,减少他们在重新择业过程中的顾虑,这有助于该群体的重新择业;其次,由于女性、年龄较大者以及教育程度较低者是农民工中的相对弱势群体,重

新择业的难度较大,因此在政策上应当对这部分群体予以适当的倾斜,增加他们重新就业的概率;再次,加大对农民工职业培训力度,提高其职业适应能力;最后,培育更多的具有产业前景行业,以吸引更多的农民工进行重新择业,增加再次择业机会^[9]。

应当指出的是,本文的调查资料集中于湖南省,而且样本数有限,可能会以偏概全,但相对于全国的总体状况而言,湖南是劳务输出的大省,所以仍有一定的代表性。

注释:

① 本研究所有计量回归分析结果直接由 STATA 软件直接给出。

参考文献:

- [1] 韩长赋:中国农民工发展趋势与展望[J]. 经济研究,2006,(12):4—12.
- [2] 吕灵华. 解决农民工问题需城乡统筹、标本兼治[J]. 湖湘论坛,2011,(6):78—81.
- [3] 刘建进:一个农户劳动力模型及有关农业剩余劳动力的实证研究[J]. 中国农村经济,1997,(6):8—9.
- [4] 梅建明:工业化进程中农户兼业经营问题的实证研究[J]. 中国农村经济,2003,(6):23—26.
- [5] 陆文聪、吴连翠:兼业农民的非农就业行为及性别差异[J]. 中国农村经济,2011,(6):28—31.
- [6] 冯海发:亦论兼业农户的历史命运——与陆一香同志商榷[J]. 中国农村经济,1998,(11):6—9.
- [7] 郭力、陈浩、曹亚:产业回流背景下农民工跨省流动意愿的影响因素分析[J]. 中国农村经济,2011,(6):5—8.
- [8] Barnum, H. N. and Squire, L.: An Econometric Application of the Theory of the Farm Household[J]. Journal of Development Economics, 1979, 6(1), 79—102.
- [9] 何爱国. 乡镇企业体制下农民流动的变迁与反思[J]. 湖湘论坛,2010,(4):98—103.

(责任编辑:王铁军)

The Influencing Factors of the Re-employment of Inter-provincial Rural-migrant-workers

LV Ling-hua¹, QING Shu-tao^{1,2}, ZHANG You-liang¹

(1. The Party School of Hunan Province, Changsha, Hunan 410006, China;

2. Economics school, Southwestern University of Finance and Economics, Chengdu, Sichuan 610074, China)

Abstract: Using actual survey data, the Nlogit model has been used to evaluate the influencing factors of the re-employment of rural-migrant-workers. Taking the family characteristics and demographic characteristics as the control variables, the results show that the higher their income is, the more frequently migrant workers want to shift their jobs; and when the growth rate of the industry is high, the migrant workers tend to not shift their jobs, or shift their jobs in the same industry. Moreover, the workers with higher experiences tend to avoid from shift jobs, or shift their jobs in the same industry.

Key words: Human capital; The rural-migrant-workers; Re-employment; Nlogit model