

民族地区劳动力流动与人力资本关系研究

——以云南省为例

丁 一,刘伟江

(吉林大学 数量经济研究中心,吉林 长春 130000)

摘 要:本文使用二元及多元 Logit 模型对我国云南省少数民族聚集的农村地区劳动力流动的影响因素进行分析。其中重点就地区整体人力资本水平对男性、女性劳动力外流及就业决策的影响进行了研究。结果表明:个人及家庭因素中除老年人数外,其他变量对男性和女性外出决策的影响方向一致;少数民族地区人力资本水平的整体提高在抑制劳动力外流的同时,对个体选择从事本地非农业劳动产生促进作用。因此通过制定针对性的政策提高地区人力资本水平对调节劳动力合理外流、促进地区非农业经济发展及解决城镇化进程中所面临的就业压力问题有着重要的现实意义。

关键词:民族地区;劳动力流动;人力资本;Logit 模型

中图分类号:F08;G40-054

文献标识码:A

文章编号:1003-4870(2014)06-0017-08

一、引言

目前,我国少数民族地区正处于工业化初期向中期发展过渡时期,劳动力就业局势总体稳定。但与全国平均水平相比,民族地区经济仍相对落后,城镇化水平滞后于工业化进程,就业结构调整滞后于产业结构调整。上述问题在一定程度上加剧了民族地区劳动力就业压力的同时,也促成了民族地区劳动力资源由边际生产率较低的农村部门转移到边际生产率较高的城市部门。

尽管民族地区劳动力资源由农村向城市转移,对促进我国现代化经济建设、缓解农村地区当前所面临的就业压力有着积极的作用,但劳动力的过度外流也会带来消极影响。首先,青壮年劳动力和优秀人才的流失限制了地区经济长期发展。阮荣平(2011)基于人口流动省级面板数据研究证实了人口流动对输出地人力资本水平的影响主要是消极的,而留守劳动力的老化

和匮乏也导致土地抛荒现象时有发生,对农业产业结构调整造成了影响,阻碍了城镇化建设^[1];其次,城乡间劳动力的流动在提高资源分配有效性的同时,也在很大程度上加重了城市失业率的问题。最后,少数民族地区人口的流失对于民族文化的传承造成了消极影响。随着人口的流动,民族地区受到外界文化的冲击,传统文化正逐渐失去市场,遭遇传承危机。因此,有效调节民族地区劳动力资源在城乡间的配置是促进此类地区长远发展,缓解我国内陆地区间发展不均衡问题的重要手段。本文主要从人力资本的角度对少数民族地区农村劳动力的外流进行分析。

二、文献回顾

要制定合理的、有针对性的民族地区劳动力资源配置政策,首先要明确影响劳动力流动的因素。目前,已有大量文献就影响劳动力流动的因素进行研究:蔡昉(1990)对我国二元经济结构下的劳动力流动特征进

收稿日期:2014-07-15

基金项目:国家社会科学基金项目“人口迁移与延边朝鲜族人口负增长关系研究”(项目编号:13BRK023)的阶段性研究成果;教育部人文社会科学重点研究基地自选课题“城镇化进程中少数民族地区劳动力流动影响因素研究”(项目编号:JLUCQE14006)。

作者简介:丁一,女,吉林大学数量经济研究中心博士生,研究方向:实验经济学和经济模拟;刘伟江,女,吉林大学数量经济研究中心教授,博士研究生导师,研究方向:实验经济学和经济模拟。

行了论证^[2]。段成荣(2000)通过使用 logistic 模型回归证实年龄、性别及婚姻状况等个人信息均会在个体的迁移决策中起到显著作用^[3]。Lall 等(2006)对发展中国家劳动力流动问题进行了综合研究,其结果表明家庭因素及本地经济等因素均会对流动选择产生影响^[4]。随着人力资本理论不断发展,愈来愈多的文献分析研究个体人力资本水平对其流动决策及收入的影响,例如:都阳(1999)对农村迁移劳动力进行研究发现,教育、培训及专业技能在劳动力迁移决策及收入的提高方面起到了决定性作用^[5]。Shi 等(2007)对我国江西省数据进行研究,发现受教育水平对个体的迁移起到促进作用的同时,也会抑制个体在本地从事非农业劳动^[6]。王广慧(2008)通过使用吉林省的数据进行计量分析也同样证实了农村劳动力流动的倾向会随个体受教育程度的提高而增加,另外文章还认为农村劳动力的收入水平也同样与其受教育水平存在正向相关关系^[7]。叶扬(2010)基于 2000—2008 年东、西部地区的面板数据进行分析,发现人力资本投资对农村劳动力流动的影响存在地域差异,东部人力资本投资的作用更大,这主要是由于西部的基础教育远远落后于东部^[8]。潘静(2014)通过对 2010 年中国家庭追踪调查(CFPS)数据进行研究发现,绝对收入和相对收入较低、受教育水平较高的家庭,其劳动力外出打工率较高^[9]。现有研究中,分析流出地整体人力资本水平对个体外流决策影响的研究仍相对较少。因此,本文引入了乡村整体人力资本水平因素具体分析其对劳动力外出选择的影响。

另外,从现有文献来看,针对少数民族地区劳动力流动的专项研究还相对较少。张善余(2005)基于第五次人口普查资料,分析了近年中国少数民族的人口分布特点和变动趋势^[10]。段成荣(2011)对我国少数民族流动人口状况进行了研究,发现流动人口超过八成为劳动年龄人口,女性明显多于男性,有近半数因经济性原因流动^[11]。王化波(2011)针对延边地区朝鲜族个体迁移的因素进行分析发现,未婚者迁移到韩国的倾向比已婚者小且基础教育增加了迁移倾向^[12]。邓作勇(2013)通过对 2000 年第五次全国人口普查和 2010 年第六次全国人口普查数据的计算及比较发现,尽管我国少数民族依然聚居于西部地区,但其集中程度已经有所减轻,西部少数民族呈现向东部经济较为发达地区转移的趋势^[13]。2011 年国家民族事务委员会的调查数据显示,在我国少数民族主要聚集的八个省份中,其农村贫困人口数为 3917 万人,占八个省份中农村户籍人口总数的

26.5%,同时占全国农村扶贫总人口总数的 32%^①,可见,民族地区仍是我国扶贫开发工作的重点和难点,对影响这些地区劳动力流动的因素进行分析,制定具有针对性的政策调节劳动力合理外流,对改善这些民族地区的经济状况,平衡我国各地区及民族间均衡发展有着重要的现实意义。与现有文献不同的是考虑到性别因素与其他变量的交互影响会使估计结果产生偏差,本文在对民族地区劳动力流动进行研究时分别对男性和女性劳动力进行了计量分析。

三、数据描述及变量选取

本文使用了 2011 年我国前国家人口和计划生育委员会对三类地区的调研数据,三类地区是指生态脆弱、陆地边境和少数民族地区。其中选取云南省作为研究样本,因为云南地区同时集合了“边疆、民族、山区、贫困”四位一体的基本省情。尽管当前该地区还存在发展不充分、不协调及不平衡的现实问题,但也同样具有发展潜力巨大、发展特色突出、发展优势明显、发展前景广阔的特点,所以极具研究的代表性和现实意义。

本文对云南省民族地区农村劳动力的流动情况进行分析研究,其中本文主要关注劳动力个体的流动,所以选取数据中 16 岁到 59 岁的个体作为研究样本。将数据中当前就业状况为“外出从业的劳动力”定义为发生流动的个体。对调研数据进行整理,删去重要数据缺失、在校学生及丧失劳动能力的样本后,研究样本量为 2970,其中女性样本 1412 个,流动个体占总样本的 11.70%。就个体外出原因进行统计,有大约 88.20% 的样本流动是出于务工经商的目的。

下表 1 中对本文回归分析所使用的变量进行了描述。其中,因变量为个体选择外出(*mig*)与非外出(*on-mig*),而非外出的个体又可以分为两类,一类为主要从事本地农业劳动的个体(*on-farm*),另一类则为主要从事本地非农业劳动的个体(*off-farm*)。

选取的自变量包括部分个人信息:年龄、受教育程度及配偶情况。目前大部分研究证实,年龄的增长会抑制劳动力的流动,因为随着年龄增加,个体流动的成本增加,从而减少了外出的预期净收益,而受教育水平则对个体的流动起到促进作用。另外研究还认为农村劳动力的收入水平也同样与其受教育水平存在正向相关关系,本文中配偶情况变量为二元虚变量,个体有配偶用 1 表示,否则为 0,在以往研究中,一般认为有配偶个体的流动性要低于没有配偶的个体。

①数据来自 2011 年国家民族事务委员会的调查。

表 1 自变量定义及统计

自变量	定义	均值	标准差
个人信息			
<i>age</i>	年龄	37.885	11.387
<i>age</i> ²	年龄的平方	1564.894	857.667
<i>married</i>	有配偶为 1 否则为 0	0.766	0.424
<i>school year</i>	受教育年限	7.872	2.781
家庭信息			
<i>family size</i>	家庭中人口数量	4.389	1.224
<i>family labor force</i>	家庭中劳动力数量	3.196	1.004
<i>pre-school children</i>	家庭中学龄前儿童数量	0.257	0.484
<i>old person</i>	家庭中 60 岁及以上人口数量	0.447	0.677
<i>landing</i>	家庭中人均土地数量(亩)	2.059	4.703
乡村信息			
<i>edyear</i>	乡村平均受教育年数	6.944	0.098
<i>scollege</i>	乡村本科及以上学历毕业生比例	0.005	0.003
<i>soff-farm</i>	乡村从事非农业劳动个体比例	0.053	0.018

部分家庭信息：家庭人口数量、家庭内劳动力数量、拥有土地数量、学龄前儿童数量及老年人数量^①。其中土地数量我们使用家庭人均拥有土地数量进行研究，根据流动机会成本分析，人均土地面积与个体是否外出成负向关系。因为土地数量的增多即意味着个体外出所放弃的土地收入增加，也就增加了个体外出的机会成本，从而抑制流动。赵耀辉(1997)通过使用四川省数据进行实证分析，也对此结论给予了证实^[14]。当前，学龄前儿童和老人对家庭中劳动力外出的影响方向并没有得到统一的结论。儿童方面，劳动力个体为了给子女提供更优越的生活环境，会增加外出务工的倾向，而同时为了照顾子女的日常生活则又会抑制劳动力的流出；而老年人方面，子女由于需要承担照顾父母的责任，其流动倾向下降，反之，如果父母身体健康，甚至可以承担家务和照顾学龄前儿童，则反而会促进家庭中劳动力外流。

部分乡村信息：其中选取了当地从事非农业劳动的人口比例(*soff-farm*)作为变量。这个变量在一定程度上表明了从事本地非农业劳动就业机会的情况，在本地从事非农业劳动可视为是外出务工的替代选择。由于从事家庭农业劳动的个体边际生产率低于平均生产率，因此，家庭中部分劳动力转而从事非农业劳动或外出务工并不会对家庭农业收入造成显著地影响。本地非农业劳动就业机会的增加意味着本地非农业劳动力市场的成熟程度上升。提高了本地劳动力的平均收益，即增加了个体外出的机会成本，削减了个体外出的净

收益，从而抑制流动。

最后自变量中还包括我们所关注的地区人力资本因素。在本研究中，我们分别采用了两种方法来度量乡村人力资本水平：第一种方法根据 Rauch (1993) 和 Acemoglu (2000) 的研究，使用乡村劳动力个体平均受教育年限来度量人力资本水平^[15-16]，表示为；第二种方法根据 Moretti (2004) 的研究，使用乡村本科及以上学历毕业生比例来对当地人力资本水平进行度量^[17]，表示为。以上这两种方法分别从不同的角度度量人力资本的整体水平，其中尽管只是个体受教育年数的简单平均，但却显示了劳动力生产水平的整体情况，而则给出了本地受教育水平较高劳动力个体的整体情况。另外，受教育水平较高的个体还可以通过在本地企业或政府中起到领导作用从而提高其他个体的生产率。

四、实证结果及分析

(一)人力资本水平对劳动力外出决策的影响:二元 logit 模型

本文中因变量为个体是否选择外出的二元选择变量，因此采用二元 logit 模型对决定劳动力外出的影响因素进行回归分析，具体回归结果在下表 2 中给出，其中我们将整体样本根据性别划分为男性和女性两个子样本分别进行回归估计，再对两组子样本的估计结果进行比较分析。在表 2 中，(1)和(4)分别给出了包含个人、家庭及乡村信息但不包含乡村人力资本水平变量的回归估计结果，而在(2)、(3)和(5)、(6)中则分别给

①本文中的学龄前儿童定义为 5 岁及以下的儿童，老年人则定义为 60 岁及以上的个体。

出了包含两种不同人力资本水平变量的估计结果。根据回归拟合水平来看，不论是男性或女性子样本其包含人力资本水平变量的回归值均高于与其对应的不包含人力资本水平变量的回归，这也在一定程度上说明加入人力资本项的回归结果拟合度更高，即人力资本水平在个体外出决策中发挥了作用。

表 2 劳动力外出决策：二元 logit 回归

自变量	男性样本			女性样本		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
个人信息						
age	0.452***	0.447***	0.444***	0.602***	0.620***	0.621***
age^2	- 0.008***	- 0.008***	- 0.008***	- 0.011***	- 0.011***	- 0.011***
married	- 1.180***	- 1.117***	- 1.130***	- 1.253***	- 1.242***	- 1.262***
school year	0.124***	0.164***	0.166***	0.126***	0.147***	0.146***
家庭信息						
family size	- 0.262	- 0.227	- 0.227	- 0.406*	- 0.380	- 0.386
family labor force	0.341**	0.387**	0.387**	0.721***	0.739***	0.738***
pre-school children	0.198	0.275	0.265	0.096	0.133	0.130
old person	0.16	0.238	0.229	0.566	0.562	0.561*
landing	- 0.423***	- 0.233***	- 0.268***	- 0.459***	- 0.314**	- 0.349***
乡村信息						
edyear		- 7.092***			- 3.733*	
scollege			- 202.484***			- 91.229*
soff-farm	- 16.130***	16.556*	- 0.350	- 21.448***	- 5.908	- 16.068**
R ²	0.239	0.256	0.258	0.316	0.321	0.320
sample size	1558	1558	1558	1412	1412	1412

注：表中 *** 表示该系数在 1%的水平下显著，** 表示在 5%的水平下显著，* 表示在 10%的水平下显著。

回归估计结果与当前大部分的研究结论一致。个人因素中男性和女性样本的外出均与个体的年龄、受教育程度正相关。另外，年龄平方变量的回归系数为负，则表明存在一个临界值，当年龄超过这一临界值时，个体外出的概率将与年龄转为负向相关的关系。其中男性和女性的临界值均近似为 28 岁，女性的临界值稍高于男性。这可能是由于女性存在更多的婚姻跟随流动的情况，当配偶外出工作一段时间后，女性才跟随发生外出。

在家庭因素影响个体流动的结果中，家庭中劳动力数量和人均土地数量均在 1%或 5%的水平下显著，其中劳动力数量与个体流动正向相关，这是由于家庭中劳动力外出可以提高家庭收入的多元化，降低本地收入的风险，同时在较为贫困的少数民族地区本地劳动力的边际生产率较低甚至为零，所以劳动力流动可以提高劳动的边际生产率，增加家庭的边际收入，因此当家庭中劳动力数量较多时，会促进个体的流动。相反家庭人均拥有土地面积则与个体外出的倾向负相关，当个体拥有的土地数量越多时，个体流动所承担的机会成本越大，从而抑制流动。

在乡村因素中，本地从事非农业劳动的劳动力所占比列这一变量的回归估计结果并不统一。男性样本在使用平均受教育年限作为度量乡村人力资本水平变量进行回归的结果中，其在 10%的水平下显著为正，这是由于当本地非农业劳动力市场更为成熟时，同时也增加了与外部市场的联系和外出就业劳动的机会，从而减少了外出成本；与男性劳动力相反，使用女性样本估计的结果表明，本地非农业劳动个体所占比例越高，即本地非农业劳动就业机会越多，女性劳动力流动的可能性越低。且在使用本地本科及以上学历及以上毕业生比例作为人力资本变量进行回归的结果中，其也在 5%的水平下显著。这是由于当本地非农业劳动增加时，相关变量系数的最终符号应取决于本地非农业劳动机会增加所导致的流动机会成本增加和外出成本减少之间的净值，在其他条件不变时，如果机会成本的增加大于外出成本的减少则劳动力不会流动，而相反，如果机会成本的增加不足以补偿外出成本的减少则个体会选择流动。

最后，我们所关注的人力资本水平变量的回归结果均显示与劳动力个体的流动概率呈现反向的相关关

表 3

男性劳动力样本:多元 logit 回归

男性样本	(1)		(2)		(3)	
	<i>mig</i>	<i>off-mig</i>	<i>mig</i>	<i>off-farm</i>	<i>mig</i>	<i>off-farm</i>
个人信息						
<i>age</i>	0.454*** (0.0217)	0.059 (0.001)	0.449*** (0.021)	0.064 (0.002)	0.447*** (0.020)	0.065 (0.002)
<i>age^2</i>	- 0.008*** (- 0.000)	- 0.002 (- 0.000)	- 0.008*** (- 0.000)	- 0.002 (- 0.000)	- 0.008*** (- 0.000)	- 0.002 (- 0.000)
<i>married</i>	- 1.154*** (- 0.072)	0.344 (0.017)	- 1.094*** (- 0.065)	0.332 (0.016)	- 1.106*** (- 0.065)	0.335 (0.016)
<i>school year</i>	0.141*** (0.006)	0.154*** (0.006)	0.180*** (0.008)	0.144*** (0.006)	0.182*** (0.008)	0.145*** (0.006)
家庭信息						
<i>family size</i>	- 0.260 (- 0.013)	0.059 (0.003)	- 0.226 (- 0.011)	0.055 (0.003)	- 0.226 (- 0.010)	0.054 (0.003)
<i>family labor force</i>	0.350** (0.017)	0.052 (0.001)	0.395** (0.018)	0.036 (0.001)	0.395** (0.018)	0.039 (0.001)
<i>pre-school children</i>	0.199 (0.010)	- 0.040 (- 0.002)	0.277 (0.013)	- 0.046 (- 0.003)	0.267 (0.012)	- 0.045 (- 0.002)
<i>old person</i>	0.183 (0.009)	0.133 (0.005)	0.251 (0.011)	0.121 (0.005)	0.242 (0.011)	0.124 (0.005)
<i>landimg</i>	- 0.419*** (- 0.020)	0.023* (0.002)	- 0.231*** (- 0.011)	0.024* (0.001)	- 0.266*** (- 0.012)	0.023* (0.002)
乡村信息						
<i>edyear</i>			- 6.824*** (- 0.325)	3.763 (0.172)		
<i>scollege</i>					- 195. 977***	83.164 (3.922)
<i>soff-farm</i>	- 12.892** (- 0.683)	27.163*** (1.199)	18.653** (0.843)	10.896 (0.415)	(- 9.104) 2.469	21.299** 0.894
<i>R²</i>		0.195		0.208	(0.068)	0.209
<i>sample size</i>		1558		1558		1558

注:表中***表示该系数在 1%的水平下显著,**表示在 5%的水平下显著,*表示在 10%的水平下显著。

系。这表明当本地人力资本水平增加时会降低个体外出的概率。由于本地整体人力资本水平的提升,提高了本地劳动力的边际生产率及劳动收入,导致了个体流动机会成本的增加,从而抑制个体的外流。因此,提高贫困民族地区的教育水平,普及九年义务教育政策在切实保障这些地区人口利益的同时,提高了地区整体文化水平,抑制了劳动力的流失,对应的也缓解了大中城市的就业压力问题。另外,对男性和女性样本的估计结果进行比较发现,男性样本的估计结果不论在显著性或绝对量上均高于女性样本的估计结果,这表明,男性劳动力外出概率对人力资本水平变化的敏感度更高,更容易受其影响。

(二) 人力资本水平对劳动力从事本地非农业劳动及外出的影响:多元 logit 模型

在上述的分析研究中,我们假设劳动力的选择仅为外出或留在本地。而若进行更为细致的划分,留在本地没有流动的劳动力还可以分为从事本地农业劳动和从事本地非农业劳动的个体。根据上述二元 logit 回归的结果可知,人力资本水平的提高可以抑制劳动力的流动,那么其对留在本地劳动力个体是否从事农业劳动又有怎样的影响,人力资本水平的提高是否会促进个体从事非农业劳动,在下文中我们将通过多元 logit 模型进行计量分析。由于多元 logit 模型回归系数对结果的解释能力较低且相对复杂,所以在回归结果中本

文还给出了相应的边际效应值进行解释分析。表3中给出了男性劳动力的估计结果,表4中则给出了女性劳动力的估计结果。两表中的(1)均为不包含人力资本变量的估计,而(2)和(3)则为包含不同人力资本度量变量的估计结果。括号中的值为对应的边际效应值。

从拟合程度来看包含人力资本变量回归的拟合值均大于不包含人力资本变量的回归结果,拟合效果更好,所以我们认为人力资本水平在劳动力多元选择过程中发挥了作用。具体分析劳动力流动的回归结果发现,不论男性或女性样本的估计结果均与二元回归的估计结果相近似,这里就不再赘述。但需要特别指出的是女性劳动力流动回归结果中,两个人力资本变量在10%的水平下均不显著。出现这种结果的原因可能是样本中女性劳动力整体受教育水平低于男性,所以社会整体人力资本水平变化对女性外出的影响也相对较小。^①

再对劳动力选择本地非农业劳动的影响因素进行分析发现,与外出决策不同,个人因素和家庭因素的显著性均较低。其中男性样本的估计结果显示,只有个体受教育水平及家庭中人均拥有土地面积于个体选择从事本地非农业劳动的概率有较为显著的关系。个体受教育水平和拥有土地面积的增加均会促进劳动力从事非农业劳动。教育程度提高增加了个体从事非农业劳动的能力也增加了得到非农业工作的机会从而促进了个体从事本地非农业劳动;而土地面积的增加尽管增加了个体从事非农业劳动的机会成本,但由于非农业劳动的边际生产率高于农业劳动,收益也就更大。同时男性劳动力可以在从事其他工作的同时帮助家庭中的配偶或其他劳动力完成农业工作,从而进一步增加家庭收入,所以土地面积与男性个体从事非农业劳动的概率也呈现正相关关系。^②

另外,女性样本的估计结果也对此给予了证明,当人均土地面积增加时会抑制女性劳动力从事非农业的劳动,且从两样本估计的边际效应来看,女性受土地因素影响的程度要高于男性。这可能是由于在贫困的民族地区女性的受教育水平低于男性,从事边际生产率很低的农业劳动时与男性差距较小,而在从事其他非农业劳动时,其边际生产率的差距相对明显。所以更多的呈现出女性留守务农,而男性从事本地非农业劳动或是外出务工的现象,以最大化家庭收入,这也在一定程度上导致了这些地区的农业女性化。女性受教育水

平的增加也会促进其从事非农业劳动,对边际效应进行分析发现,对女性而言,相对于外出,受教育水平的变化对个体从事非农业劳动的决定影响更大。而男性样本则完全相反,即受教育水平的提高更促进男性劳动力外流而不是本地务工,更促进女性劳动力从事本地非农业劳动而不是外出。同时,配偶也会抑制女性劳动力从事非农业劳动,但就边际效应来看,这一抑制程度要小于对女性外出的抑制程度。

最后,我们分析地区人力资本水平对劳动力从事本地非农业劳动概率的影响。根据多元回归结果,不论男性或女性样本,人力资本水平的提高均有助于增加劳动力从事本地非农业劳动的倾向,且对女性劳动力的影响更为显著,其结果均在10%以内的水平显著。总结上述二元及多元回归结果,相对于农业劳动,人力资本水平的提高可以抑制劳动力的外流,同时促进劳动力从事非农业劳动,地区整体人力资本水平的提高意味着本地劳动力边际收入的增加和本地非农业劳动就业机会的增加,从而促进了劳动力个体从事非农业劳动。

五、结论

本文对影响云南省民族地区劳动力流动的因素进行了分析,并重点研究了地区人力资本水平的作用。研究发现个人和家庭因素等对劳动力外出影响与当前大部分研究相一致。人力资本水平与个体外出的概率成负向相关关系,即在其他条件不变时,地区平均受教育水平的提高或本科及以上学历毕业生比例的增加都会降低劳动力流出的概率。同时,我们还发现人力资本水平和劳动力从事本地非农业劳动的概率间呈现正向关系。人力资本水平的提高增加了地区非农业部门劳动力收入的同时,也增加了地区非农业劳动的就业机会,从而提高了个体选择本地非农业劳动的概率。因此,与以往研究认为提高教育水平会促进劳动力外出,增加城市失业率不同,本文认为增加这些民族地区劳动力的受教育机会,可以有效的抑制城乡间劳动力的过度流动,促进地区非农经济发展,减缓大中城市就业压力。

当前,城镇化作为推进我国经济持续健康增长的动力,对民族地区既是机遇也是挑战。缓解民族地区城镇化进程中的就业压力问题是推动区域协调发展、实现我国经济平稳有序增长的重要问题。只有不断地提

①文中使用的女性样本受教育年限均值为7.5年,男性样本为8.2年。

②男性和女性样本中人均拥有土地面积均近似为2亩,所以个体在主要从事非农业劳动的同时,其余时间就可完成家中的农业劳动。

表 4

女性劳动力样本:多元 logit 回归

男性样本	(1)		(2)		(3)	
	<i>mig</i>	<i>off-mig</i>	<i>mig</i>	<i>off-farm</i>	<i>mig</i>	<i>off-farm</i>
个人信息						
<i>age</i>	0.604*** (0.008)	0.0726 (0.001)	0.618*** (0.008)	0.056 (0.001)	0.619*** (0.008)	0.058 (0.001)
<i>age²</i>	- 0.011*** (- 0.000)	- 0.001 (- 0.000)	- 0.011*** (- 0.000)	- 0.001 (- 0.000)	- 0.011*** (- 0.000)	- 0.001 (- 0.000)
<i>married</i>	- 1.347*** (- 0.018)	- 1.120* (- 0.014)	- 1.334*** (- 0.017)	- 1.154** (- 0.014)	- 1.352*** (- 0.017)	- 1.132* (- 0.014)
<i>school year</i>	0.157*** (0.002)	0.316*** (0.004)	0.176*** (0.002)	0.285*** (0.003)	0.175*** (0.002)	0.289*** (0.004)
家庭信息						
<i>family size</i>	- 0.424* (- 0.006)	- 0.270 (- 0.003)	- 0.398* (- 0.005)	- 0.283 (- 0.003)	- 0.403* (- 0.005)	- 0.276 (- 0.003)
<i>family labor force</i>	0.719*** (0.010)	0.037 (0.000)	0.733*** (0.010)	0.010 (0.000)	0.733*** (0.010)	0.011 (0.000)
<i>pre-school children</i>	0.106 (0.001)	0.260 (0.003)	0.139 (0.002)	0.198 (0.002)	0.135 (0.002)	0.209 (0.003)
<i>old person</i>	0.589** (0.008)	0.332 (0.004)	0.582** (0.008)	0.311 (0.004)	0.581** (0.008)	0.314 (0.004)
<i>landimg</i>	- 0.474*** (- 0.006)	- 0.255 (- 0.003)	- 0.345** (- 0.004)	- 0.445** (- 0.005)	- 0.375*** (0.005)	- 0.398* (- 0.005)
乡村信息						
<i>edyear</i>			- 3.132 (- 0.042)	7.717** (0.094)		
<i>scollege</i>					- 78.015 (- 1.043)	173.001* (2.146)
<i>soff-farm</i>	- 19.254*** (- 0.260)	16.063* (0.210)	- 6.437 (- 0.081)	- 17.455 (- 0.210)	- 14.853* (- .194)	4.2175 (0.054)
<i>R²</i>		0.286		0.293		0.291
<i>sample size</i>		1412		1412		1412

注:表中***表示该系数在 1%的水平下显著,**表示在 5%的水平下显著,*表示在 10%的水平下显著。

升地区人力资本水平,才能为地区工业化、县域经济发展提供人力保障。因此,普及义务教育提高贫困民族地区的整体受教育水平,加快民族地区学校的改革,以就业为导向调整高校的专业设置和培养模式,推动学生转变就业观念,大力发展适合市场的职业教育培训,提高劳动力的就业技能,不仅可以合理调节农村劳动力的外流,缓解周边城市的就业压力问题,同时还促进了这些落后地区非农业行业的发展和技术经济的进步,减少了人才的流失,确保了我国当前城镇化建设的人力资本需要。

参 考 文 献

[1]阮荣平,刘力,郑风田.人口流动对输出地人力资本影响研究[J].中国人口科学,2011,(1): 83- 91.

[2]蔡昉.中国的二元经济与劳动力转移:理论分析与政策建议[M].北京:中国人民大学出版社,1990.

[3]段成荣.影响我国省际人口迁移的个人特征分析——兼论“时间”因素在人口迁移研究中的重要性[J].人口研究,2000,24,(4): 14- 22.

[4]Lall S V,Selod H. Rural- urban migration in developing countries: A survey of theoretical predictions and empirical findings [M].World Bank Publications, 2006.

[5]都阳.贫困地区农户参与非农工作的决定因素研究[J].农业技术经济,1999,(4): 33- 37.

[6] Shi X,Heerink N,Qu F.Choices between different off- farm employment sub- categories: An empirical analysis for Jiangxi Province, China[J].China Economic Review, 2007, 18(4): 438- 455.

[7] 王广慧, 张世伟.教育对农村劳动力流动和收入的影响[J].中国农村经济, 2008, (9): 44- 51.

[8] 叶扬. 人力资本因素对农村劳动力流动影响的经济学分析——基于 2000- 2008 年东部和西部地区面板数据[J].华东理工大学学报:社会科学版, 2011, (6): 51- 56.

[9] 潘静, 陈广汉.家庭决策, 社会互动与劳动力流动[J].经济评论, 2014 (3): 40- 50.

[10] 张善余, 曾明星.少数民族人口分布变动与人口迁移形势——2000 年第五次人口普查数据分析[J].民族研究, 2005, (1): 17- 25.

[11] 段成荣, 迟松剑.我国少数民族流动人口状况研究[J].人口学刊, 2011, (3): 21- 28.

[12] 王化波, 王鑫.延边朝鲜族人口迁移的影响因素研究[J].人口学刊, 2011, (4): 69- 74.

[13] 邓作勇, 高文进.西部少数民族人口流动趋势分析——基于 2010 年第六次全国人口普查数据[J].广西民族研究, 2013, (3): 57- 65.

[14] 赵辉辉.中国农村劳动力流动及教育在其中的作用 :以四

川省为基础的研究[J].经济研究, 1997, (2): 37- 42.

[15] Rauch, James E.. Productivity gains from geographic concentration of human capital: Evidence from the cities [J].Journal of Urban Economics.1993, (34): 380?400.

[16] Acemoglu D, Angrist J. How large are human- capital externalities evidence from compulsory- schooling laws[M]. NBER Macroeconomics Annual, 2000, Volume 15. MIT Press, 2001: 9- 74.

[17] Moretti, Enrico. Estimating the social return to higher education : Evidence from longitudinal and repeated cross- sectional data [J]. Journal of Econometrics, 2004, (121): 175- 212.

[18] 孙文凯, 白重恩, 谢沛初.户籍制度改革对中国农村劳动力流动的影响[J].经济研究, 2011, (1): 28- 41.

[19] 邹逢佳.少数民族群体人口迁移现状分析——以云南省楚雄州禄丰县和平乡搬迁户为例[J].北京大学学报 :哲学社会科学版, 2008, (S1).

[20] 张锦宗, 梁进社, 朱瑜馨.新疆民族人口与区域经济分异研究[J].经济地理, 2012, 32(8): 20- 24.

[21] 戚晶晶, 许琪.农村劳动力跨省流动与流入省吸引力的分析——基于传统劳动力迁移, 人力资本, 新劳动力迁移与制度变迁理论[J].人口与经济, 2013, (3): 53- 61.

Human Capital and Labor Migration of Minority Areas: Evidence from Yunnan Province

DING Yi, LIU Weijiang

(Center for Quantitative Economics of Jilin University, Changchun Jilin, 130012)

Abstract: This paper examines the determinants of rural-urban migration in minority areas of Yunnan Province through binary Logit model and multivariate Logit model. Paying special attention to the role of human capital level in employment choice, We find that except the variable of old person, influence direction of individual and family factors on the male and female labor migration are same. Meanwhile the improvement of human capital level of minority area inhibits the migration and promotes non- agricultural employment. Therefore the pertinent policy which can improve the country human capital level of minority areas could effectively adjust rural-urban migration reasonably, promote the regional non- agricultural economic and cope with stress of employment in urbanization process.

Key words: Minority areas; labor flow; human capital; model

责任编辑 叶庆娜