

跨境流动就业提高劳动者的工资水平吗

——基于云南边境地区微观调查数据的实证研究

杨 杰^{1, 1} 蒋梅英² 罗仁娟³

【摘 要】本文基于国家社科基金课题组在云南省边境地区的微观入户调查数据，检验跨境流动就业对劳动者工资水平影响的边际效应。我们以被调查者的户籍和同一地区是否有人到外地经商或务工作为工具变量，考察了跨境流动可能具有的内生性是否会导致经验估计偏误。研究发现，跨境流动就业显著地提高了边境地区劳动者的工资水平，即使控制了年龄、性别、学历、民族和外流前的收入水平等潜在的影响因素，跨境流动就业对劳动者工资水平的提升效应仍然显著且稳健。此外，我们还通过工具变量法的分位数回归研究发现，跨境流动就业对劳动者不同工资水平的提升效应具有显著的“U”形特征，即跨境流动就业对低工资者和高工资者的影响较大，而中间阶层的受益程度最小。研究结果对我国边境地区提高就业水平和劳动者收入水平具有一定的政策启示。

【关键词】边境地区；跨境流动就业；工资水平；工具变量法

【中图分类号】:F016. 3 **【文献标识码】**:A **【文章编号】**: 1000-8306 (2017) 11 -0099-12

一、引言

流动人口异地就业特别是大量农民工从农村进入城镇就业，是中国改革开放以来重要的人口现象之一。一方面，中国经济的快速发展和新型城镇化建设的持续推进增加了对劳动力的需求；另一方面，农村生产经营方式的转变和生产效率的提升，使得大量剩余劳动力得以释放，为大量农村劳动力进城务工创造了条件。国家卫生和计划生育委员会流动人口司编、中国人口出版社2016年底出版的《中国流动人口发展报告2016》统计数据显示，2011-2015年，我国流动人口年均增长量约为800万人，到2015年末达2.47亿人，年度迁移率为17.97%。^[1]大规模的人口迁移流动，在宏观上为中国经济建设提供了充足的“人口红利”，使得高储蓄、高投资、高增长的局面在过去较长的时期内得以维持，并极大地推动了中国城镇化建设。从微观视角看，劳动力的流动在一定程度上改善了农村家庭的绝对收入状况，降低了陷入贫困的相对概率。^[2]21世纪以来，我国相继出台了西部大开发、振兴东北老工业基地、“一带一路”倡议等政策，这些区域开发政策为边境地区的发展提供了新的契机。人口作为区域经济与社会发展的主体，其数量和流动状况成为区域发展状况的重要指标，特别是劳动人口的流动就业趋势和状况是各级政府关注的重点。近年来，边境地区的人口流动就业形式呈现出新的特征，除了传统的跨省流动、省内跨市和市内跨县就业外，跨境（国）流动就业成为边境地区人口流动的新趋势。大量适龄劳动力基于边贸地区便利的地理条件，开始源源不断地跨出国门，选择邻近的国家或地区从事经商或其他务工方式以获得劳动收入。既有的研究文献中，大量学者关注了中国劳动力市场上乡城流动就业机会和工资差异的原因^{[3][4][5]}和经济转型期间中国城乡收入差距的经验分析，^[6]却少有文献关注跨境流动就业对劳动者工资水平的影响。那么与传统的乡城流动就业方式相比，跨境流动就业是否更能提高劳动者的收入水平呢？

基金项目：国家社会科学基金项目“边境民族地区人口外流对边境安全稳定的影响研究”（12CMZ042）、云南师范大学博士基金项目（01400205020503081）。

作者简介：杨杰（1975—），云南师范大学经济与管理学院，副教授。电子邮箱：Jyang7502@163.com。蒋梅英（1976—），云南师范大学旅游与地理科学学院，讲师。电子邮箱：jianmeiying20010163.com。罗仁娟（1979—），云南师范大学经济与管理学院，讲师。电子邮箱：664611530@qq.com。

本文利用国家社科基金课题组在云南边境地区的入户调查问卷数据，详细考察了跨境流动就业对劳动者工资收入水平的影响。简单的 OLS 回归表明，跨境流动就业有效地提高了务工者的工资水平。但这不足以确定两者的因果关系，因为跨境流动行为本身具有内生性。其原因至少有以下几个方面：其一，被调查者是否选择跨境流动本身并非完全随机，跨境流动很可能是被调查者个人自我选择的结果，简单的 OLS 回归会因为样本的自我选择而造成估计偏误。其二，被调查家庭中有人员选择跨境流动务工可能是由其家庭特征或其他政策特征决定的，这些特征会对流动人员的收入产生影响，同时也会导致在估计跨境流动对个人工资收入影响时存在内生性，即跨境流动务工行为不仅与收入因素有关也与误差项相关。其三，跨境流动就业和劳动者工资水平的高低很大程度上也可能存在双向因果关系。除了为获取较高的工资收入而选择跨境流动就业外，部分高收入的务工者也可能通过跨境流动来体现自身的价值和就业兴趣。排除内生性影响因素的一个有效方法，就是寻找影响跨境流动行为的外生因素并采用工具变量法进行估计。本文基于课题组的调查问卷，采用被调查者的户籍和同一地区是否有人到外地经商或务工作为工具变量，克服了经验估计中面临的跨境流动的内生性问题。实证研究的结果表明，跨境流动就业，对劳动者的工资水平有显著的提升效应。即使我们控制年龄、性别、学历、民族和外流前的收入水平等多种影响因素，研究结论也是成立的，表现较为稳健。

本文的研究结果，在一定范围的微观层面上阐释跨境流动就业有助于提高边境地区的就业率和劳动者的收入水平。对于各级政府贯彻中央“坚持就业优先战略，实施更加积极的就业政策”也有一定的参考意义。同时，我国的边境地区多数是欠发达地区，也是农村贫困人口的集聚地区。跨境流动就业也有助于边贫地区的劳务输出和贫困村整体脱贫工程的提升，增强贫困群众自我发展的能力。

本文随后的内容作如下安排：第二部分介绍论文使用的数据来源和相关指标的统计描述；第三部分实证研究跨境流动就业对工资收入水平的影响效应；最后是论文的结论和政策启示。

二、数据来源与统计描述

本文实证研究的微观数据全部来源于国家社会科学基金项目《边境民族地区人口外流对边境安全稳定的影响研究——以云南为例》（12CMZ042）在云南省边境地区开展的实地调查数据。在 2012 年 9 月至 2014 年 8 月的两年时间内，课题组成员在调研云南省 8 个边境县（市）35 个村委会的相关数据基础上，重点选取了毗邻缅甸边境的保山市腾冲市和毗邻越南边境的文山州麻栗坡县和马关县开展实地入户问卷调查，先后共搜集到 18 个村委会中 605 户家庭人口流动数据，每户随机抽取 1 名劳动力进行问卷调查。调查数据包含了详细的个人信息，包括性别、年龄段、民族、户籍地、学历、在家（外流前）的职业等。调查数据还包括被调查对象对国家边境政策的认知度、对边境生活的满意度以及个人对当地人口外流影响的相关认知。对于本文研究最为有利的是该调查还获得了外出流动人员的月收入数据。

表 1 变量定义及统计特征

变量名	定义与赋值情况	平均值	标准差	最小值	最大值	样本量
lnation	汉族=1, 其他民族=0	0.51	0.50	0	1	605
sex	男性=1, 女性=0	0.59	0.49	0	1	605
huji	腾冲市=1, 麻栗坡县=2, 马关县=3	1.66	0.82	1	3	605
age	15~20岁=1, 21~30岁=2, 31~40岁=3, 41~50岁=4, 51~60岁=5, 60岁以上=6	3.08	1.05	1	6	605
age2	年龄段的平方	10.74	6.68	1	36	605
edu	没有上过学=0, 小学=6, 初中=9, 高中或中专=12, 大专=15	7.23	2.94	0	15	605
Social	所在的村庄都有人到外地去经商/务工:没有人到外地去经商=0, 有少量人到外地去经商/务工、有很多人到外地去经商/务工=1	0.91	0.29	0	1	605
float	无外出经历=0, 有外出经历=1	0.81	0.39	0	1	605
abroad	无跨境流出经历=0, 有跨境流出经历=1	0.52	0.50	0	1	493
b_income	流出前经商或务工月收入分为五类, 分别为 512 元、1680 元、2000 元、2542 元、2158 元和 3778 元 (取自然对数)	6.55	0.57	6.24	7.84	493
a_income	流出后经商务工月收入分为五类分别为 750 元、1500 元、2500 元、3500 元、4500 元和 5500 元 (取自然对数)	7.76	0.48	6.62	8.61	493

经过统计发现, 在 605 份有效调查数据中, 发生过人口外出流动就业的有 493 人, 人口流动比为 81.48%。其中, 外出流动的 493 人中有 236 人在国内流动、有 257 人发生跨境流动, 跨境流动人员占总流动人员的比重为 52.13%。表 1 给出了本文实证研究中用到的相关变量定义和数据的特征。需要具体说明的是, 云南省边境地区多数是传统的少数民族聚集区, 民族种类众多。为简化民族变量的统计, 我们将民族变量 nation 的取值定义为 nation=1 表示汉族, nation=0 表示其他少数民族; 变量 huji 表示被调查人员的户籍地, 其对应取值为 1、2、3, 分别表示腾冲市、麻栗坡县和马关县; 调查问卷中对被调查者所处的年龄段也进行了登记, 我们用顺序变量 age 来标记被调查人的年龄段, 具体标记方法见表 1。根据问卷中被调查者获得的学历层次, 我们转换为对应的受教育年限并用变量 edu 标记。此外, 调查表中对外出务工或经商人员, 分选项调查了其月收入情况, 我们用变量 a_income 来表示。具体的收入选项包括五类: (1) 1000 元以下; (2) 1001~2000 元; (3) 2001~3000 元; (4) 3001~4000 元; (5) 4001~5000 元; (6) 5000 元以上。为了计量方便, 我们基本用各组的组中值来表示外出流动人员的月收入, 并取对数值。基于经济因素是影响被调查家庭中人员外出流动的主要因素, 我们也关注被调查人员在外出流动前的收入状况。但问卷中只调查了外出流动人员在家中的职业特征, 没有相关的收入数据。我们依据 2014 年云南省统计年鉴中相关地区对应职业的年平均收入, 再折算为月收入作为其在本地区收入的代表值 (取对数值), 并用变量 b_income 来表示。

三、实证分析

根据劳动经济学理论, 就业者的工资水平主要由人力资本、工作经验和工作特征等因素决定。以下我们将以建立外出流动人员月工资的对数为被解释变量的普通最小二乘回归模型, 我们关注的重点是跨境流动就业对劳动者工资水平的影响, 即变量 abroad 的回归系数。除此以外, 我们还同时控制了其他两类变量: 第一, 外出流动人员的个人特征, 包括性别、年龄段及其平方项, 受教育年限、是否少数民族等, 其中用劳动者的受教育年限来度量他们的人力资本。第二, 外出流动人员就业的机会成

本。我们根据调查人员外出流动前在家中的职业，依据 2014 年云南省统计年鉴中相关地区对应职业的年平均收入折算为月收入，依此作为劳动者外出打工的机会成本。显然如果他们能在本地就业获得较高的收入，则他们跨区或跨境流动就业的成本就越高，因而变量 b_income 的大小也度量了外出流动者在本地的保留工资，因为如果他们外出就业获得较低工资的话，那么他们可以选择在本地就业。据此，我们设定具体的计量回归模型如下：

$$a_income_i = \beta_0 + \beta_1 abroad_i + \alpha^T X + \varepsilon_i$$

其中， a_income 是外出流动人员月收入的对数值， $abroad$ 为外出流动是否跨境的虚拟变量， X 是控制变量向量，包括外出流动人员的个人特征和机会成本。下标 i 表示外出流动人员的个数， ε_i 表示随机扰动。

（一）跨境流动就业对劳动者工资水平的影响：一个初步检验为了研究的方便，我们暂时不考虑跨境流动变量 $abroad$ 的内生性，而是直接研究跨境流动就业对劳动者工资水平的影响。表 2 报告了以月平均收入对数为被解释变量的 OLS 回归结果。

表 2 跨境流动就业对劳动者工资水平的影响（OLS 回归）

	模型 1	模型 2
abroad	0.1864*** (0.424)	0.0023 (0.0534)
sex		0.1695*** (0.0524)
age		-0.1142 (0.1299)
age2		0.0186 (0.0189)
edu		0.0054 (0.0090)
nation		-0.0682*** (0.022)
b income		0.2057*** (0.0410)
常数项	7.662*** (0.0275)	6.5449*** (0.3316)
观测值	493	493
F 统计量	19.34***	13.99***
R2	0.037	0.1626

注：括号内为估计的标准误；***、**、*分别表示估计系数在 1%、5%和 10%的统计显著性水平下显著。

从表 2 可以看出，模型 1 中在没有其他控制变量的情况下，跨境流动变量 $abroad$ 的系数在 1%的统计显著性水平下为正，说明跨境流动就业有效地提高了劳动者的工资水平。但在模型 2 中引入其他控制变量以后，变量 $abroad$ 的回归系数虽然为正，但数值变得很小，且显著性水平明显下降。通过上述控制与不控制个人特征与机会成本对比，说明跨境流动可以通过影响个人特征和机会成本来间接影响工资水平。

实际上，上述回归结果可能只具有一般的参考意义，其并不能说跨境流动就业对劳动者的收入是否有提升效应。其原因在于，跨境流动就业对劳动者工资水平的影响可能并非单项的因果关系。虽然从传统的迁移理论来看，经济动机占主要因素，地区间的实际经济所得差异（主要体现为工资差异）直接驱动群体间的迁移流动，因而劳动者跨境流动就业的直接目的就是获取更高的工资收入。但进入 21 世纪以来，随着我国经济实力的不断提升，国家对劳动者权益保障的力度也不断加强，国内劳动力市场的成本上升明显，其直接体现为近年来劳动者的收入水平也出现快速递增的态势，因而我们认为跨境流动就业和工资收入之间可能存在双向因果关系。除了跨境流动就业可以提高劳动者收入外，一部分收入较高的打工者也可能选择通过跨境就业来体现自身的价值；另一种可能性是，年轻的打工者出于对国外就业的好奇和向往而选择跨境流动就业。此外，影响务工或经商人员跨境流动的因素还有家庭因素或其他不可观测的因素，这些因素被纳入回归方程的扰动项中而与变量 $abroad$ 相关。如果上述可能性存在的话，直接采用劳动者月工资收入值对跨境流动的虚拟变量回归会导致估计的内生性偏误。为处理此问题，本文

的策略是为跨境流动变量寻找工具变量。下面我们将讨论如何为跨境变量 abroad 选取合适的工具变量。

（二）工具变量的选取和检验基于跨境流动变量与劳动工资收入的内生性问题，我们为跨境流动变量选取 2 个工具变量：第一个工具变量来源于调查问卷中被调查者对问题“您所在的村庄有人到外地去经商/务工吗？”的回答。该问题的回答选项包括“1，没有；2，有少量人到外地经商/务工；3，有很多人到外地经商/务工”。我们用虚拟变量 social 来度量被调查者对此问题的回答，当被调查者选 1 时，变量 social 取 0；当被调查者选 2 或 3 时，变量 social 取 1。我们知道中国是一个典型的关系型社会，社会关系网络在日常生活中有着重要的作用。尤其是在劳动力市场上，社会关系网能传递就业信息，促进劳动力与就业岗位之间的配置，进而帮助劳动者寻找到更好待遇的工作岗位。[5]因而，我们认为生活在同一个村庄的打工者之间构成相互熟悉的社会网络。当村里有人跨境流动就业获得较高的工资收入后，很可能将类似的就业信息传递给同村的其他打工者，从而在同一地区或村落中形成“传帮带”就业链条，进而促使更多同村或同地区打工族选择跨境流动就业。基于以上分析，我们选择变量 social 作为跨境流动变量的工具变量，并预期“该村庄是否有人外出经商/务工”这一变量对于跨境流动就业具有正效应。第二个工具变量来自调查问卷中对被调查者户籍地的回答。根据统计结果，我们用变量 huji 来标记被调查者的户籍来源地，其中“huji=1、2、3”分别表示被调查人的户籍地是云南省腾冲市、麻栗坡县和马关县。云南境内早在秦汉时期，就出现了一条通往境外的古代“南方丝绸之路”，这条古道大致包括从今天的成都出发到昆明、大理、保山，翻越高黎贡山，经腾冲到达缅甸、印度、阿富汗等地。相比其他地区，古代丝绸之路沿线地区的人口由于长期受经商氛围的熏陶，有更强的动机从事跨境流动务工或经商。因而，我们将户籍变量 huji 作为跨境流动的第二个工具变量，主要是从历史因素来衡量务工者跨境流动就业的可能性。该研究思路源于董志强（2012）研究制度环境与经济发展的内生性问题时，就使用各城市开埠通商历史作为制度软环境的工具变量。^[7]当然，用上述两个变量作为跨境流动的工具变量有可能带来弱工具变量的问题。在随后的研究中，我们将对上述两个工具变量的相关性和外生性做出严格的计量检验。

下面我们将上述两个工具变量以“IV1”和“IV2”来表示，并对工具变量做第一阶段的回归检验。表 3 报告了一阶段 OLS 回归的结果。

表 3 工具变量对跨境流动（abroad）的影响

解释变量	回归系数
Social (IV1)	0.2052*** (0.0473)
huji (IV2)	-0.4696*** (0.0615)

续表 3

Sex	0.0892** (0.0404)
age	0.4374*** (0.1133)
age2	-0.0600*** (0.0167)
edu	-0.0094 (0.0074)
nation	-0.0457*** (0.0210)
b income	0.0888** (0.0347)
观测值	493
R2	0.4361
调整	0.4280
F 统计量	87.51***

注：括号内为估计的标准误；***、**、*分别表示估计系数在 1%、5%和 10%的统计显著性水平下显著。

从表 3 中的第一阶段回归结果可见，工具变量 social 和 huji 的回归系数都在 1%的统计显著性水平下显著。其中，社会关系网络的代理变量 social 对跨境流动的影响显著为正，与我们的预期相同，说明本村中拥有较多人员跨境就业时，会通

过其社会网络关系带动其他打工者跨境流动就业。户籍变量 *huji* 的回归系数显著为负，说明户籍变量取值越小的地区更倾向跨境流动。根据本文中户籍变量取值的设定，我们可以得出云南省腾冲地区的打工者更愿意跨境流动就业，这和该地区历史上处于古丝绸之路密切相关。从古至今，腾冲地区经商氛围的沉淀和影响，使得该地区的人员更愿意跨出国门从事经商或就业。此外，第一阶段回归中针对两个工具变量系数是否为零的联合检验中，F 检验值为 93.14，在 1% 的统计显著水平下显著。根据 Stock 和 Staiger (1997) 提出的经验规则 (rule of thumb)，在只有一个内生变量的情况下，第一阶段回归的 F 统计量若大于 10，则可拒绝“存在弱工具变量”的原假设，不必担心弱工具变量的问题。基于稳健性的考虑，我们还使用 shea (1997) 提出的“偏 R^2_p ”方法和 Stock 和 Yogo (2005) 提出的“Cragg-Donald Wald F”统计量法对工具变量 *social* 和 *huji* 进行弱工具变量检验。检验结果如表 4 所示。

表 4 弱工具变量的检验

内生变量	Shea's Partial R sq.	Shea's adj Partial R-sq.
abroad	0.2804	0.2715
Cragg-Donald Wald F 统计量	94.474	
Kleibergen-Paap Wald F 统计量	93.135	
2SLS relativebias	5% 10% 20% 30%	
2SLS Size of nominal 5% Wald test	10% 15% 20% 25%	
	19.93 11.59 8.75 7.25	

从表 4 中的检验结果的前两行可见，偏 R^2_p 系数和调整的偏 R^2_p 系数分别为 0.2804 和 0.2715，数值上基本较大，^②从而说明不存在弱工具变量的问题。此外，两个工具变量的 Cragg-Donald Wald F 统计量 (94.474) 和 Kleibergen-Paap Wald F 统计量^③ (93.135) 都远大于名义显著性水平 (为 5%)，真实显著性水平不超过 10% 的临界值 19.93，这进一步证明本文不存在弱工具变量的问题。

下面对工具变量的外生性进行检验。在恰好识别的情况下，目前尚无公认的方法检验工具变量的外生性，即工具变量与扰动项不相关。在这种情况下，一般采用进行定性分析。^④幸运的是，本文有两个工具变量，故而在过度识别的情况下，可通过“过度识别检验”进行工具变量的外生性检验。过度识别检验的原假设为：“ H_0 : 所有工具变量都是外生的”，其检验统计量为 Sargan 统计量。通过 stata 计算，本文中两个工具变量的 Sargan 统计量为 1.3691，其概率 p 值为 0.2420，因而我们无法拒绝原假设，并据此判断两个工具变量均为外生。

(三) 两阶段最小二乘回归结果

使用工具变量法进行两阶段最小二乘回归的前提是存在内生解释变量。在前面的分析中，我们为跨境流动变量 *abroad* 寻找了两个工具变量，并对工具变量的相关性和外生性进行了严格的计量检验。下面通过豪斯曼检验 (Hausman specification test) 来考察 *abroad* 是否为内生解释变量。豪斯曼检验的原假设为“ H_0 : 所有解释变量均为外生变量”，通过计算，我们得到其 χ^2 统计量为 41.25，概率 p 值为 0.000，故强烈拒绝原假设。因而，我们得出，跨境流动变量 *abroad* 是内生变量，且表 2 所报告的普通 OLS 回归系数不是一致估计量。下面进行两阶段最小二乘回归，其回归结果见表 5。

² ①虽然 Shea (1997) 提出的“偏 R^2_p ”弱工具变量检验法，目前尚未形成共识：具体 R^2_p 多低才构成弱工具变量？但我们认为本文的偏 R^2_p 系数还是比较大的

³ ②根据 Stock 和 Yogo (2005) 提供的临界值，“Cragg-Donald Wald F 统计量”适用于扰动项为 iid 的情形；

“Kleibergen-Paap Wald rk F 统计量”适用于扰动项非 iid 的情形，基于谨慎性考虑，本文报告了上述两个检验统计量。

⁴ ③陈强. 高级计量经济学及 stata 应用 [M]. 2 版. 北京: 高等教育出版社, 2014.

表 5 跨境流动就业对劳动者工资水平的影响（2SLS 回归）

解释变量	模型 3	模型 4	模型 5
abroad	0. 2627 (0. 2205)	0. 6083*** (0. 0000)	0. 5700*** (0. 1554)
sex	0. 1261* (0. 0705)	0. 0685 (0. 0619)	0. 0749 (0. 0607)
age	-0. 2347* (0. 1547)	-0. 3946** (0. 1907)	-0. 3769** (0. 1824)
age2	0. 0345* (0. 0222)	0. 0556** (0. 0274)	0. 0532** (0. 0263)
edu	0. 0063 (0. 0097)	0. 0094 (0. 0108)	0. 0091 (0. 0106)
nation	-0. 0376 (0. 0340)	0. 0031 (0. 0279)	-0. 0014 (0. 0264)
b income	0. 1457** (0. 0671)	0. 0660 (0. 0540)	0. 07485 (0. 0511)
常数项	6. 9637*** (0. 4864)	7. 5195*** (0. 4430)	7. 4578 (0. 4178)
观测值	493	493	493
妒统计量	94. 05	83. 58	86. 62
R ²	0. 1106	0. 1325	0. 1587

注:括号内为估计的标准误;***、**、*分别表示估计系数在 1%、5%和 10%的统计显著性水平下显著,

表 5 的 2SLS 回归中,给出了三个回归结果。其中模型 3、4、5 分别表示用变量 social、huji 和 social+huji 做为内生变量 abroad 的工具变量回归的结果。从三个模型回归的结果来看,我们重点关注的跨境流动变量 abroad 的符号均为正值,且数值上均比表 2 中普通 OLS 回归的系数值大,这说明因为内生变量 abroad 的存在,使得普通 OLS 远远低估了跨境流动就业对劳动者工资水平影响的边际效应。在三个模型中,模型 4 和 5 中 abroad 的回归系数比较接近且都在 1%的统计显著性水平上显著,而模型 3 中 abroad 的回归系数虽然为正,但不显著。这使得我们怀疑,工具变量 social 是否为冗余工具变量?^④进而促使我们对工具变量 social 进行冗余性检验,其检验的 χ^2 统计量为 14.799,概率 p 值为 0.0001,在 1%的统计显著性水平上拒绝工具变量 social 为冗余工具变量的原假设。

在排除工具变量 social 为冗余工具变量的前提下,我们就模型 5 的回归结果来详细讨论跨境流动就业对劳动工资水平的影响。变量 abroad 的回归系数为 0.57,说明跨境流动就业人员的工资水平比没有跨境流动就业人员显著地高出 57%。变量 sex 的系数为 0.0749,说明在流动务工市场上,男性的工资水平比女性高出 7.49%;年龄变量 age 的系数显著为负,说明流动人员的工资水平与年龄负相关,年纪越轻的劳动者收入水平越高。此外,流动者的受教育水平和流动前的人均收入均与工资水平呈正相关,而少数民族与汉族相比,其在流动务工市场的工资水平较低。

（四）稳健性检验

对于稳健性检验,本文主要从以下两个方面展开:(1)在前面的工具变量法回归中,我们采用的是两阶段最小二乘回归(2SLS),而 2SLS 回归成立的条件是扰动项为球形扰动,此时 2SLS 是最有效率的。如果扰动性存在异方差或自相关,则广义矩估计(Generalized Method of Moments, GMM)能够得到比 2SLS 更为有效的估计结果,因而我们采用 GMM 估计法对回归方程再次估计。(2)在使用 2SLS 估计前,我们对内生变量 abroad 的两个工具变量进行了弱工具变量检验,基本排除弱工具变量的可能性。但出于可靠性的考虑,我们也采用对弱工具变量更不敏感的“有限信息最大似然估计法”(Limited Information Maximum Likelihood Estimation, LIML)对回归方程进行估计。在大样本下, LIML 与 2SLS 是渐进等价的,若 LIML 的估计结果与 2SLS 的估计结果差距不大,则也说明我们的估计是可靠的。上述两个稳健性检验的结果见表 6,从中可以看出,无论使用何种稳健性的检验方法,跨境流动就业对劳动者工资水平的影响都在 1%的统计显著性水平上显著为正, GMM 估计和 LIML 估计的结果与表 5 中的模型 5 中 2SLS 估计结果非常接近,这在一定程度上说明本文的结论是稳健的。

^④ 冗余工具变量 (redundant instruments) 的含义是,使用这些工具变量不会提高估计量的渐进效率。

表 6 稳健性检验

解释变量	GMM 估计	LIML 估计
abroad	0. 5082*** (0. 1429)	0. 5781*** (0. 1577)
sex	0. 0746 (0. 0592)	0. 0735 (0. 0610)
age	-0. 3225** (0. 1695)	-0. 3806** (0. 1836)
age2	0. 0458** (0. 0246)	0. 0538** (0. 0265)
edu	0. 0071 (0. 0102)	0. 0092 (0. 0106)
nation	-0. 0081 (0. 0253)	-0. 0004 (0. 0267)
b income	0. 0877* (0. 0489)	0. 0729 (0. 0515)
常数项	7. 3476*** (0. 3969)	7. 4709*** (0. 4231)
观测值	493	493
妒统计量	89. 16	86. 26

注:括号内为估计的标准误;***、**、*分别表示估计系数在 1%、5%和 10%的统计显著性水平下显著。

(五) 进一步讨论

以上的讨论研究,在控制了内生性问题的基础上,我们发现跨境流动就业对劳动者的工资水平有显著的提高效应。而普通最小二乘回归仅仅反映在其他条件不变的情况下,劳动者的平均工资水平如何随跨境流动而变化,无法发现跨境流动就业对不同工资水平的影响效应。那么跨境流动就业对不同工资水平的影响会是一样的吗?分位数回归成为我们研究不同工资水平影响因素的重要工具。与 OLS 回归不同,分位数回归估计的是在其他条件给定的情况下,收入的分位点如何随跨境流动就业而变化。由于可以针对任意分位点做回归分析,因而可以更加细致地考察跨境流动就业对不同工资水平影响的边际效应。

因为跨境流动变量是内生变量,故本文采用基于工具变量法的两阶段分位数回归。^[8]具体的分位数回归模型如下:

$$Q_{\tau}(a_income_i|X)=\alpha_{0_{\tau}}+\alpha_{1_{\tau}}abroad_i+\delta_{\tau}^T X+v_i \tag{2}$$

其中, $Q_{\tau}(a_income_i|X)$ 表示在控制变量 X 已知条件下第 i 个个体对数工资的 τ 分位数, $\tau \in (0,1)$, V_i 为随机扰动项。

在具体的分位数回归中,我们取 $\tau = 0.1、0.25、0.5、0.75$ 和 0.9 五个分位点进行回归,分位数回归的结果见表 7。

表 7 跨境流动就业工资水平的分位数回归

	(1) QR_0.1	(2) QR_0.25	(3) QR_0.5	(4) QR_0.75	(5) QR_0.9
abroad	1.5577***	0.5111***	0.0148	0.4714***	0.7899***
sex	0.0568	-0.0139	0.0155	0.0486	-0.3341***
age	-0.3406	-0.0121	-0.0398	0.0315	-0.0019
age2	0.0567	0.0142	0.0081	-0.0471.	0.0003
edu	0.0001	0.0328	0.0016	-0.0433	-0.0001
nation	0.1046***	0.0431	-0.0527*	0.0912	0.0005
b income	0.0064	0.0518	0.2217***	0.0854	0.0015
常数项	7.2660 林*	7.3125***	6.4714***	7.2912***	8.1515***
观测值	493	493	493	493	493

注：括号内为估计的标准误；***、**、*分别表示估计系数在 1%、5%和 10%的统计显著性水平下显著。

从表 7 中的不同分位数回归的系数可以看出，跨境流动对工资水平的影响在 0.1、0.25、0.75 和 0.9 四个分位点上非常显著，但在中位数上的影响反而不显著。从影响的效果来看，跨境流动就业对劳动者的工资提升效应具有显著的“U”形特征，即随着工资分位数从 0.1 至 0.9 的递增过程中，跨境流动的分位数回归系数呈现先下降而后又上升的趋势。也就是说，增加跨境流动就业对低工资者和高工资者影响较大，而中间阶层的受益程度最小。此外，从回归系数的绝对数据可见，在相同的统计显著性水平下，0.1 分位数处的回归系数几乎是 0.9 分位数处的两倍，因而跨境流动就业更有利于低收入者提高自身的收入水平。

四、结论与政策启示

进入 21 世纪以来，边境地区的劳动人口流动就业规模出现新趋势，大量适龄劳动人口开始选择跨境（国）流动就业。经济因素是驱动这些务工者迈出国门选择就业的重要动力因素之一。本文基于云南省边境地区的微观入户调查数据，研究跨境流动就业对劳动者工资水平影响的效应。实证研究表明，个体的跨境流动行为本身具有内生性。以被调查者的户籍和同一地区（村庄）是否有人到外地经商或务工为工具变量，采用两阶段最小二乘估计发现：与其他形式的流动就业相比，跨境流动就业可以提高务工者 57% 的工资水平。上述结果在控制年龄、性别、学历、民族和外流前的收入水平等因素基础上仍然显著。此外，针对不同工资水平分位点的回归显示，跨境流动就业对劳动者不同工资水平的提升效应具有显著的“U”型特征。跨境流动就业对低工资者和高工资者的影响较大，而中间阶层的受益程度最小。由此，从本文的研究结果我们有如下的政策启示：第一，加强边境地区人口流出一流入的管理，为跨境流动就业提升多样化的服务管理供给能力。借力“一带一路”建设和新一轮西部大开发战略，加快边境民族地区经济社会的发展，避免边境地区出现人口稀疏化。第二，采用多种措施，提升边境地区人口的文化素质。虽然 2011—2015 年我国边境地区 15 岁以上流动人口受教育的水平有所上升，但总体上仍以初中及以下文化水平的人口为主，^{⑤⑥}我们调查样本中人均受教育年限即为 7.23 年。较低的受教育水平，使得跨境流动务工人员多数只能在技术含量较低的劳动密集型行业就业，长此以往对于提升劳动者的收入水平产生不利影响。一方面，政府可以采取社区文化教育、企事业单位培训和大学夜校等多种培训方式，满足边境地区发展对劳动者文化素质的需求；另一方面，政府也可以通过出台优惠政策，吸引文化素质较高的人口向边境地区流动，为边境地区的人口就业提供智力引擎。第三，重视边境就业状况，增加边境地区就业机会。根据边境地区自身的边贸优势，发展相应的边境贸易、边境特色产业和边境旅游业等多种产业项目，以提供就业机会。针对跨境就业和创业的人群，政府可以通过提供小额贷款、税收减免、创业就业指导等优惠措施，降低跨境就业人员的创业门槛。第四，鼓励内地有条件的企业在边境地区投资或开设分公司。在促进边境地区社会经济的同时，也应加强对边境地区

^{⑤⑥}结论来源于《中国流动人口发展报告 2016》P41：“2011—2015 年我国边境地区流动人口受教育的水平有所提升，主要体现在初中文化程度的人口占比从 54.24%下降为 45.61%，高中与中专、大专以上文化程度的人口占比均有不同程度提升，其中大专及以上学历文化程度的人口占比提升由 2.98%增至 6.15%”

资源和环境的保护，以维持边境地区人口、资源和环境的可持续发展。

参考文献:

- [1]国家卫生和计划生育委员会流动人口司. 中国流动人口发展报告 2016[M]. 北京: 中国人口出版社, 2016.
- [2]樊士德, 江克忠. 中国农村家庭劳动力流动的减贫效应研究——基于 CFPS 数据的微观证据[J]. 中国人口科学, 2016(5): 26-34.
- [3]王美艳. 城市劳动力市场上的就业机会与工资差异——外来劳动力就业与报酬研究[J]. 中国社会科学, 2005 (5) .
- [4]严善平. 人力资本、制度与工资差别——对大城市二元劳动力市场的实证分析[J]. 管理世界, 2006(6): 36-46.
- [5]章 元, 陆 铭. 社会网络是否有助于提高农民工的工资水平? [J]. 管理世界, 2009(3):45-54.
- [6]李 实, 佐藤宏. 经济转型的代价——中国城市失业、贫困、收入差距的经验分析[M]. 北京: 中国财政经济出版社, 2004.
- [7]董志强, 魏下海, 汤灿晴. 制度软环境与经济发展——基于 30 个大城市营商环境的经验研究[J]. 管理世界, 2012(4): 9-20.
- [8]Do Won Kwak, Instrumental Variable Quantile Regression Model for Endogenous Treatment Effect[J]. TheStata Journal, 2010(11): 1-21.