

农村贫困人口外出流动行为、意愿、就业地差异的比较研究——以湖北省襄阳市为例

黄俊¹

(武汉大学公共管理学院, 湖北武汉 430072)

【摘要】 基于中国居民收入调查数据库(CHIP) 2013年调查数据,运用二值选择probit模型和以本地非农就业为参照组的多元logit回归模型,检验了以家庭贫困、健康、教育及社会网络特征变量为主要的解释变量对贫困家庭外出行为的显著性影响。结果显示,家庭贫困与家庭外出行为呈显著正相关;在以本地就业为参照组,家庭发生贫困时其选择本省其他县市或者外省就业的行为更少,呈显著负相关。在进一步的分析中,以不打算外出为参照组对未来外出意愿影响因素进行多元logit回归,结果显示,家庭贫困与未来选择外出的意愿呈显著正相关。对家庭收入决定模型进行OLS回归发现,相较于不外出家庭,家庭外出务工行为显著提高家庭收入;与本地就业相比,选择本省其他县市就业显著增加家庭收入;而相较于本省就业,选择外省务工就业家庭收入显著增加更多。最后,根据文章得出的结论提出强化基础教育、职业教育、减少劳动力自由流动的体制障碍等政策建议。

【关键词】 农村贫困; 外出务工; 收入决定; 多元logit模型

【中图分类号】 F320.2 **【文献标识码】** A **【文章编号】** 1003-8477(2017)10-0065-07

DOI:10.13660/j.cnki.42-1112/c.014345

一、引言与文献回顾

改革开放以来我国对于农村贫困的斗争已经取得巨大进展,贫困统计数据显式,从1978年到2010年中国的农村贫困人口从近2.6亿下降到8200万,^①近两亿多人脱离贫困生活。有研究显示,劳动力外出务工是提高农民收入、缩小城乡差距和建设和谐社会的有效途径。^①同时,2010年,全国登记的外出务工暂住人员达到了0.86亿人,^②随着精准扶贫进入攻坚期,如何利用有效措施帮扶贫困家庭脱贫是重点,也是难点,因而对于农村贫困家庭外出务工行为及意愿影响因素等的研究有重要意义。

基于对贫困状态的动态变化及对农村家庭贫困致因的分析,在工业化迅速发展带来的农村劳动力转移对农村家庭的影响背景下,对于外出务工人员家庭的研究显得更为重要。中国作为一个农业大国通过城市经济的发展推动工业化,进而带动农村剩余劳动力的转移,并且使农村贫困家庭有更多的机会进入劳动密集型工业部门就业获得收入,分享工业化发展带来的经济成果并脱离贫困状态。^②关于农村家庭外出务工的研究,国外学者主要是从外出务工人员的社会工作、地位及相关影响方面的研究,如RongZHU分析了劳动力市场上城市职工与农村外来务工人员之间工资水平的差异,通过生产力不同来分解工资差异的原因,指出工资歧视给生产力特点造成的不平等;^③TonyFANG等人对外来务工人员找工作的信息途径及获取较高工作信

作者简介: 黄俊(1978—),男,武汉大学公共管理学院博士研究生。

^①①《中国农村贫困监测报告2011》关于2010年中国的官方贫困标准线1274元/人,从2011年起中国大幅上调贫困标准到2300元/人,当年中国的贫困人口变更为8200万。

^②②数据来自《中国人口年鉴2011》

息的教育投资进行了研究，结果显示外来务工人员选择正式与非正式的工作程序最关键影响因素是教育。^{[4] (p154-165)}

而哪些因素会影响贫困家庭劳动力外出务工就业呢？国内学者对农村家庭外出务工行为动机研究主要是从教育、健康、家庭资本等方面进行分析。如赵耀辉的研究表明，学历更高者更有可能选择在当地非农就业，而不是外出打工；^{[5] (p34-42)}而盛来运等人的研究结论却恰好相反，认为高教育促进了外出务工。^[6]家庭中如果有未成年子女以及年迈多病的老人需要照顾，会阻碍劳动者选择外出就业。杨云彦和石智雷研究发现农户家庭禀赋对农民外出务工决策有显著影响，家庭人力资本和社会资本越丰富，成员外出可能性越大。农民工外出务工存在家庭内在延续效应，有外出务工经验的家庭，家庭成员更容易外出。^{[7] (p66-72)}秦立建等研究了健康对农民工外出务工劳动时间供给的影响，实证结果显示健康状况不佳对农民工外出务工时间供给产生显著的负向影响。^{[8] (p38-45)}Berger 研究了发达国家工人的健康状况对其就业的影响，发现健康状况下降影响了其工作时间和收入水平。^{[9] (p102-121)}Thomas and Strauss 等研究了发展中国家工人健康状况对劳动力市场的影响。^{[10] (p159-185)}张川川研究认为发现健康状况的改善有利于增加其劳动供给。^{[11] (p79-88)}秦立建等进一步地研究了健康对农民工外出务工收入的影响，结果显示健康显著影响农民工的外出务工收入，健康状况较差的农民工外出收入只占到健康状况较好农民工的 63%。随着教育水平的提高，健康对农民工外出务工行为的收入显著负向影响在逐渐减弱。^{[12] (p110-120)}冯继红对失业返乡农民工外出意愿进行了分析，家庭外出打工人数有显著正向影响，受教育程度有非线性影响，婚姻、性别及是否接受过职业教育没有显著影响。^{[13] (p35-41)}

基于国内外关于外出务工行为影响因素的研究发现，无论是国外关于外出务工及务工人员城市的融入，还是国内关于农村家庭外出务工的主要动因的研究，学者们都做出了重要方面的论述，如从健康、教育、家庭社会资本等等，也有从相对收入视角研究家庭外出务工的动因，但从综合考虑经济贫困、健康、教育、社会网络等维度研究家庭贫困的研究却相对较少。文章基于理论上的经济约束与风险转移两个视角研究农村绝对贫困家庭外出行为、意愿及对家庭收入决定的主要影响变量，同时分别考虑外出特征变量中本地非农就业、本省其他市就业于外省就业的不同特点对贫困家庭外出行为、意愿及收入决定的影响，以期为更好的精准帮扶贫困家庭提供实证支撑。

二、数据来源及描述

1. 数据来源。

文章数据选自中国居民收入调查数据库（CHIP），该数据库是由中国社会科学院经济研究所承担、国家统计局协助的家庭经济调查。文章选用的是 2013 年中国居民收入调查数据中关于农村住户的调查数据，为分析研究的需要，文章首先对数据库数据进行了合并处理。

2. 主要数据描述性统计。

表 1 变量描述性统计

	变量	均值标准差		最小值	最大值	样本数
外出务工特征	是否外出	0.5822	0.4932	0	1	1088
	外出经历	0.3063	0.4610	0	1	2505
	有外出意愿	0.0794	0.2704	0	1	2007
	无外出意愿	0.8538	0.3533	0	1	2007
	不确定外出	0.0665	0.2491	0	1	2007
	本省其他市就业	0.1981	0.3986	0	1	1088
	外省就业	0.2591	0.4382	0	1	1088
	本市县就业	0.5350	0.4988	0	1	1088

	单位规模（人）	144.50	498.46	0	1500	1053
	家庭收入（万元）	1.2180	1.0988	0	36	1049
家庭基本特征	家庭贫困	0.0978	0.2970	0	1'	1049
	学龄前儿童	1.7107	0.4535	1	2	2136
	家庭总人口	4.4582	1.5166	1	22	3142
非正规教育培训	农业培训	0.2452	3.7639	0	100	2407
	非农培训	0.2013	1.7428	0	110	2407
	社会网络	39.811	67.563	0	900	3122
	BMI 较差值	0.1302	0.3365	0	1	3217
个人基本特征	自评健康	2.0411	0.8306	1	5	3155
	教育年限	5.6200	0.4923	1	9	3218
	年龄	41.329	93.405	0	96	3157
	是否结婚	0.8178	2.3511	0	1	3133

文章的主要解释变量如表 1 所示列出了包含家庭外出务工特征、家庭基本特征、非正规教育培训及个人基本特征四部分的主要 23 个变量。其中外出务工特征中主要有外出经历、外出意愿、外出地点以及当年是否外出变量，当年是否外出变量均值为 0.5822，说明当年外出务工人口达到了 58.22%（这里的外出是指在离家以外地区居住时间超过三个月以上视为外出）；外出意愿中有外出意愿的占到 7.94%，无外出意愿的占到 85.38%，不确定外出的占比为 6.65%。外出地点中，选择本省其他市外出就业的比例为 19.81%，外省就业的占到 25.91%，而选择本市县就业的比例为 53.50%，结果显示与外出意愿相比，农村家庭选择外出务工非本县市的总比例占到 45.72%，占比较高，与实际情况相比，说明更多家庭实际都选择异地外出务工。家庭基本特征方面，家庭收入均值为 1.2180 万元，其中绝对贫困家庭占比为 9.78%，家庭学龄前儿童和家庭总人口均值分别为 1.7107/4.4582 人。非正规教育方面，接受过农业培育的占到 24.52%，接受过非农培训的比例占到 20.13%。个人基本特征方面，个人社会网络均值为 39.8105 人，个人社会网络是指个人社会交往、关系维护的总和，包括经常联系人数、联系方式、逢年过节进行问候、拜访等。BMI 较差值占比为 13.02%，说明存在有较多人口的实际健康值并不是很好。

3. 湖北省襄阳市人口流动趋势及非农培训。

根据湖北省襄阳市 2015 年全国 1%人口抽样调查主要数据公报，常住人口中，居住地与户口登记地所在的乡镇街道不一致且离开户口登记地半年以上人口为 86.81 万人。同 2010 年第六次全国人口普查相比增加 8.86 万人，增长 11.37%，外出流动人口持续提升。

2015 年，襄阳市共培训各类劳动者 33.18 万人，按照“三年行动计划”的年度的目标任务，2015 年，襄阳市完成在岗职工技能提升培训 20.7 万人；培训新成长劳动力 2.03 万人；培训城镇劳动者 2.07 万人；培训农村劳动者 6.16 万人；创业培训 2.22 万人，职业资格鉴定 3.3 万人。2016 年，襄阳市完成在岗职工技能提升培训 20 万人，培训新成长劳动力 2 万人，培训城镇劳动者 2 万人，培训农村劳动力 6 万人，培训创业者 2 万人，职业资格鉴定 2.5 万人。襄阳市政府对于人力资本的投入进一步地强化了对劳动者劳动技能培训的重要性，同样体现出在人口快速流动的形势下，进行非农培训是提升广大流动人口就业能力的重要保障。

三、建立计量模型及实证回归结果

（一）建立计量模型。

为检验本文的相关结论，现建立以下检验模型：

$$\begin{cases} \text{probit}(x=1)=\alpha_0+\alpha_1\text{poor}+\alpha_2\text{edu}+\alpha_3\text{healthy} \\ +\alpha_4\text{socal_network}+\alpha_5\text{controls}+\varepsilon_0 \\ \ln(\text{income})=\pi_0+\pi_1\text{waichu_job}+\pi_2\text{edu}+\pi_3\text{healthy}+ \\ \pi_4\text{socal_network}+\pi_5\text{controls}+\varepsilon_4 \end{cases}$$

1. 被解释变量：模型中 probit (外出=1) 表示家庭外出行为为被解释变量二值选择模型，有外出记为 1，无则记为 0。Probit (打算外出=1) 是以外出意愿为被解释变量二值选择模型，打算外出记为 1，不打算外出及不确定外出记为 0；logit (不打算外出=1) 是以外出意愿特征为被解释变量，其中不打算外出记为 1，打算外出记为 2，不确定外出记为 3。Income 表示家庭收入作为被解释变量。

2. 解释变量：为检验被解释变量的主要影响因素，模型中的主要解释变量有 poor，表示家庭贫困，是记为 1，否记为 0；edu 含有正规教育年限与职业教育，正规教育为在校期间的受教育年限，职业教育主要包括接受过农业培训、非农培训，接受过记为 1，未接受记为 0；healthy 表示健康，主要有自评健康与 BMI 健康值测评，自评健康由 1~5 分别表示很好、好、一般、差、很差，BMI 值大于 18.5 记为 0，否记为 1，表示不健康；socal_network 表示社会网络，即家庭的社会交往情况，以社会交往人数作为衡量标准。

3. 控制变量：为更好地实现模型主要解释变量对被解释变量的解释程度，模型首先对省份变量、村均收入等变量进行控制；其次，对于家庭特征，如干部家庭、民族、家庭规模、学龄前儿童进行控制。

(二) 家庭外出行为影响因素实证检验。

如表 2 所示是对家庭外出务工就业选择情况的回归结果。其中模型 (1) 和模型 (2) 是考虑家庭外出务工的影响因素，模型 (2) 是在模型 (1) 的基础上加入家庭基本特征变量中的学龄前儿童数、总人口数及婚姻变量回归结果。模型 (1) 的回归结果显示，家庭处于贫困状态与外出务工选择呈显著正相关，即当家庭处于贫困时，家庭人员选择外出务工的行为更多，这也与许多学者研究的结果一致，外出务工是农村人口增加收入的一种重要方式。教育年限与外出务工并无显著关系，年龄却与是否外出呈显著负相关，即随着年龄越大，外出务工行为就越少，受中国传统家庭观念的影响，当年龄越大时，更多人都愿意选择“落叶归根”，因而其外出行为就会减少。健康较差与外出行为关系呈现并不显著，但在接受非正规教育的培训中接受过农业培训的家庭与外出行为呈显著负相关，非农培训与外出呈正相关，但并不显著。家庭社会网络变量与外出行为呈显著正相关，即家庭人脉关系越多，其外出行为就会越大，在实际中，由于受到亲戚朋友的帮助，当有着丰富的社会网络时，能够更好地使自己在本地或者外地找到好的就业机会。叶静怡等 (2012) 研究发现高层次社会网络影响归属该网络的农民工工资水平提高，高层次社会网络除了帮助农民工找到工作之外，也可以在就业以后影响行为模式和生产率水平提高工资水平；^{[14] (p31-42)}但悦中山等 (2011) 的研究认为农民工社会网络包括文化、社会经济和心理的融合关系，市民非亲属关系对农民工的文化和心理融合显著正向影响，但对社会经济融合影响有限，这种影响有可能使得农民工长期陷入城市社会底层。^{[15] (p130-152)}模型 (2) 引入家庭特征中的部分人口特征变量后发现，家庭有学龄前儿童会削弱家庭外出务工行为，但是并不显著；但家庭总人口数越多及已婚人口的外出行为会显著增加，呈现显著的正相关性。为实现检验的主要变量的有效性，模型对年份、省份、民族、干部等变量进行了控制。

表 2 家庭外出就业选择情况回归结果

	二值选择模型 (外出=1;否=0)		二值选择模型 (外出=1;否=0)	
	(1)	(2)	(3) 本省其他市流动	(4) 外省务工流动
家庭贫困=1	0.6060*** (12.82)	0.5510*** (9.83)	-1.0900*** (-9.93)	-0.9900*** (-9.40)
教育年限	-0.0104 (-0.33)	0.0022 (0.05)	-0.2620*** (4.32)	-0.0504 (-0.89)
年龄	-0.0542*** (-42.27)	-0.0454*** (-21.97)	-0.0083*** (-3.69)	-0.0518*** (-22.06)
年龄平方	0.00003*** (41.91)	0.00002*** (21.88)		
BMI 较差值=1	-0.0199 (-0.31)	-0.0525 (-0.63)	-0.4850*** (-4.35)	-0.1150 (-1.05)
自评健康	0.0320 (1.61)	-0.0044 (-0.18)	-0.0786** (-2.07)	-0.1460*** (-3.94)
农业培训=1	-0.0107*** (2.78)	-0.0118*** (2.87)	-0.0099 (-1.10)	-0.0113** (2.03)
非农培训=1	0.0119 (1.44)	0.0094 (1.06)	0.0741*** (3.27)	0.0889*** (4.12)
社会网络	0.0014*** (6.06)	0.0012*** (4.29)	0.0024*** (6.60)	0.0019*** (5.03)
学龄前儿童		-0.0103 (-0.25)		
家庭总人口		0.1800*** (13.06)		
婚姻: 已婚=1		0.0405*** (3.20)		
- cons	2.1990*** (11.37)	0.9730*** (3.58)	-2.0160*** (-5.46)	1.6320*** (4.78)
样本数	1014	644		1007
R ²	0.1847	0.1693		0.0531

注:括号内的值为 z 统计量, 其中★p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01

模型(3)和模型(4)是进行多元 logit 回归以在本地就业为参照组的回归结果。结果显示,相较于在本地就业,家庭贫困与选择本省其他市或者外省的外出就业行为较少,呈现显著负相关,这里可能与现实情况有矛盾,但仔细考虑会发现,这里的家庭贫困是家庭绝对贫困,是以当年国家划定的绝对贫困线为标准。这些绝对贫困户家庭由于社会网络较少、信息缺乏等原因的制约,更多都是在本地选择在家务农或者是在本县市就业。相较于本地就业,家庭教育年限越高选择本省其他市或者外省就业的行为就会越少,这也验证了当前的一些实际情况,教育年限高的人员往往在本地能够获得更好的收入,而其外地务工并不能一定获取更好的收入,并且自身也要承受更大的竞争压力。其次,相较于本地就业,BMI 值、自评健康越差、接受过农业培训的选择本省其他县市或者外省就业的行为就会越小;而接受过非农培训及社会网络关系的发达的家庭本省其他县市或者外省就业就会越多,这里可以解释为健康水平是决定农户是否外出务工的基本条件,^{[16](p688-709)}对于贫困户来说健康水平提升后,其外

出务工的可能性增加，由于外出务工的收入远高于务农收入，从而导致贫困户的收入水平大幅提高。

(三) 家庭未来外出意愿影响因素的实证检验。

以上是对家庭外出行为的影响因素的检验，为更好地分析外出行为的影响，下面是对家庭未来外出意愿影响因素的回归检验，如表 3 所示，列出了家庭未来是否有外出意愿的二值选择模型回归结果以及以不打算外出为参照组的多元 logit 模型回归结果。模型控制了年份、省份、民族、干部等变量。模型 (1) 结果显示，家庭处于贫困的打算外出倾向更高，有显著正相关；教育年限和年龄、BMI 较差值变量与家庭外出务工意愿呈负相关，年龄影响更加显著，即年龄越大外出倾向越低；接受过农业培训家庭外出务工倾向越低，这也符合农业培训的目的，即让农户能够更好从事农业生产的目的。非农培训与外出经历变量与外出意愿有正相关，但并不显著。模型 (2) 引入家庭部分特征变量后的结果显示家庭有学龄前儿童与家庭外出意愿呈显著负相关，即当家庭学龄前儿童时，家庭会倾向于不外出务工，说明学龄儿童对外出意愿有显著影响。

表 3 家庭未来外出意愿影响因素回归结果

	二值选择模型 (其中打算 外出定义为 1; 不打算或 不确定定义为 0)		多元 logit (以不打算外出为参照组)	
	(1)	(2)	(3) 打算外出	(4) 不确定外出
家庭贫困=1	0.2130*** (2.61)	-0.1390 (-1.49)	0.3560** (2.06)	-0.0767 (-0.42)
教育年限	-0.0408 (-0.88)	-0.1060* (-1.82)	-0.1700 (-1.61)	-0.0769 (-0.62)
年龄	-0.0219*** (-9.90)	-0.0183*** (-5.10)	-0.0010 (-1.22)	-0.0003 (-0.47)
BMI 较差值	-0.0011*** (-9.65)	0.0088*** (5.00)	0.0916 (0.37)	0.0269 (0.09)
自评健康	0.0114 (0.11)	-0.0265 (-0.19)	-0.1320* (-1.81)	0.1530* (1.86)
农业培训=1	-0.0703** (-2.15)	-0.0426 (-1.07)	0.0135 (1.03)	-0.0584 (-0.66)
非农培训=1	0.0072 (1.14)	0.0104 (1.33)	-0.0766 (-1.00)	-0.2850** (-2.11)
社会网络	-0.0002 (-0.01)	-0.0385 (-0.85)	0.0003 (0.35)	0.0008 (0.88)
外出经历=1	0.0024 (0.06)	-0.0057 (-0.14)	4.2200*** (26.56)	2.4160*** (18.79)
学龄前儿童	-1.9520*** (28.42)		-0.1780 (-1.48)	0.0084 (0.06)
家庭总人口	-0.0163 (-0.24)		0.0686 (1.57)	-0.0685 (-1.28)
婚姻: 已婚=1	0.0448* (1.89)		0.1970*** (5.44)	0.1780*** (4.35)

—cons	-0.8520***	-0.8600**	-2.8360***	-2.7890***
	(-2.95)	(-2.10)	(-3.98)	(-3.31)
样本数	638	410		1007
R ²	0.3811	0.3695	0.0531	

注:括号内的值为 z 统计量, 其中<0.1, **p<0.05, ★★★p<0.01。

模型(3)和模型(4)是以不打算外出务工为参照组进行的多元 logit 回归结果, 结果显示, 相较于不打算外出家庭, 家庭贫困选择外出的意愿更高, 呈显著正相关; 自评健康越差的 家庭选择外出的意愿越低, 健康自评越高的选择外出意愿更高, 有外出经历家庭的外出意愿更高。而相较于不打算外出家庭, 自评健康越差, 其外出不确定性也就越高; 接受过非农培训的家庭外出不确定性也相对较高, 有外出经历的时候, 其外出不确定性也相对较高, 可以理解的是接受过非农教育和外出经历的家庭, 由于其职业技能的增强及外出行为的经验使得其在本地也能找到相似的工资待遇, 因而其外出不确定性增加了。

(四) 外出特征对家庭收入影响分析。

表 4 列出的是家庭外出特征对家庭收入对数的回归结果。模型控制了年份、省份、民族、干部等变量。其中模型(1)表示外出行为对家庭收入的影响; 模型(2)表示外出家庭外出为本省其他县市的外出对家庭收入对数的影响结果; 模型(3)是家庭外省就业行为对家庭收入对数的影响。结果显示, 在模型(1)下, 家庭选择外出与家庭收入对数变量呈显著正相关, 相对于不外出家庭, 外出家庭收入显著增加 9.04% 的比例。模型(2)下的结果显示选择本省其他市的外出务工就业显著增加了家庭收入对数, 相较于本地就业, 其收入增加额提高 10.6%。模型(3)的回归结果显示选择外省务工比选择本地或者本省其他县市就业能够获得更高的收入, 其与家庭收入对数呈显著正相关, 并且系数为 13.63%, 即相较于本地或本省其他县市的就业, 外省务工就业使得收入增加了 13.63%。这也是为什么越来越多的人愿意选择外省务工的原因, 特别是选择去大城市务工。

此外, 受教育年限、接受过非农培训、单位规模变量与家庭收入对数也呈显著正相关, 即教育年限越高, 家庭收入水平也相对较高, 接受过非农培训及工作单位规模越大, 家庭收入对数也越大, 家庭收入越高。而年龄、BMI 较差值、自评健康与家庭收入对数呈显著负相关, 即年龄越大, 家庭收入越少。这是受家庭劳动力的影响, 老人越多, 家庭劳动力减少的同时, 由于照顾老人等原因也会减少劳动力供给; 其次, 随着年龄增大, 老人一般也会患有各种疾病, 进一步增加家庭支出, 减少收入; 而 BMI 值越差、自评健康越差, 其劳动力也会受到影响, 当然家庭收入就会越少。值得一提的是社会网络与家庭收入对数虽然呈负相关但并不显著, 但某种程度上也说明, 为了维护更好的社交圈和人脉关系, 社会网络减少了家庭收入。

表 4 农村家庭收入决定模型回归结果 (OLS 回归)

	被解释变量: 家庭收入的对数			
	(1)	(2)	(2)	(3)
是否外出: 外出=1	0.0904***			
本省其他市外出=1	(4.68)			
外省就业=1		0.1060***	0.1060***	
		(5.09)	(5.09)	
				0.1363*
				(1.87)
教育年限	0.0824***	0.0852***	0.0852***	0.0843***
	(4.43)	(4.58)	(4.58)	(4.52)
年龄平方	0.0000* ^①	0.0000***	0.0000***	0.0000***
	(1.91)	(3.20)	(3.20)	(4.72)

^①年龄平方的系数值分别为 0.000000773; 0.00000120; 0.00000178。

年龄		-0.0023**		
	-0.0015*	*	-0.0023***	-0.0035***
	(-1.77)	(-3.08)	(-3.08)	(-4.61)
-cons	9.886***	9.970***	9.970***	10.03***
	(85.68)	(88.36)	(88.36)	(88.08)
样本数	917	917	917	917
R ²	0.0258	0.0262	0.0262	0.0238

四、研究结论与启示

文章基于农村家庭外出务工行为与意愿的视角，以中国居民收入调查数据库（CHIP）中关于农村家庭调查数据为基础，分别实证分析了家庭外出行为及未来外出意愿的影响因素，并基于本地外出务工，构造多元 logit 回归探讨了选择本省其他县市外出务工以及选择外省就业的影响因素；其次，基于未来不打算外出务工为参照组，进一步地探讨了未来外出务工及不确定是否外出务工的影响因素。在此基础上，探讨是否外出务工、本省其他县市外出务工与外省务工对家庭收入影响的而回归分析。实证研究结果表明：（1）家庭贫困变量与家庭外出行为呈显著正相关，即当家庭处于绝对贫困时，家庭选择外出的行为更多；其次，在以本地就业为参照组的实证分析发现，家庭发生贫困时其选择本省其他县市或者外省就业的行为更少，呈显著负相关。（2）家庭贫困变量与家庭未来外出意愿呈显著正相关；以未来不打算外出为参照组的实证结果显示，家庭贫困与未来选择外出的意愿呈显著正相关，而与不确定外出呈负相关，但并不显著，其结果进一步显示出贫困家庭具有更强烈的外出意愿。（3）在对家庭收入决定模型的回归结果显示，相较于不外出家庭，家庭外出务工行为显著提高家庭收入 9.04%；相较于选择本地就业，选择本省其他县市就业显著增加家庭收入 10.6%；相较于本省就业，选择外省务工就业家庭收入显著增加 13.63%。实证结果显示，家庭外出务工、外出地点对于家庭收入提高有显著的正向作用。而教育年限、年龄、BMI 差值、自评健康、非农培训、单位规模与家庭收入也有关联性，能够显著影响家庭收入。

本文的主要研究启示在于以下几点：（1）实证结果显示，家庭贫困与家庭外出行为、外出意愿有显著相关性；其次，外出务工，无论是本地非农就业还是在本省其他县市就业或外省就业，都能显著提高家庭收入，且均高于本地非农就业。当前，农村贫困家庭外出行为及意愿的改变受到就业体制和劳动力市场的限制明显，特别是劳动力市场上出现的户籍和年龄歧视进一步削弱了贫困家庭跨市、跨省流动的行为、意愿，因而在未来宏观政策制定时应进一步地优化劳动力市场和就业体制的限制，促进劳动力的自由流动，同时应当在就业信息方面给予农村，特别是农村贫困家庭劳动力流动提供更多的服务和支持（由于相对于农村非贫困家庭，农村贫困家庭存在社会网络少、受教育年限少等原因进一步地限制其找到有效的工作信息）。（2）针对文中实证分析结果显示的年龄、BMI 值、自评健康、非农培训、家庭学龄儿童等因素与家庭外出行为、意愿也存在显著的关联性，为解决农村家庭外出流动的障碍，需要有更多的保障措施保障农村家庭非农就业流动，应完善就业培训政策倾斜，增加对贫困家庭非农培训；针对家庭有学龄前儿童影响外出行为、意愿的年轻家庭，完善其子女异地入学限制，并提供一定优惠政策，促进贫困劳动力的跨市、跨省转移流动；对于健康问题引起的流动障碍，应进一步地完善社会保障政策，诸如医疗救助、医疗保险等改善其健康水平和提高再就业的能力。

参考文献：

- [1]国务院研究室课题组. 中国农民工调研报告[M]. 北京：中国言实出版社，2006.
- [2]章元，许庆，郭璟璟. 一个农业人口大国的工业化之路：中国降低农村贫困的经验[J]. 经济研究，2012，（11）.
- [3]R. Zhu. (2016). Wage differentials between urban residents and rural migrants in urban China during 2002 - 2007: A distributional analysis [J]. China Economic Review 37.

-
- [4]T. Fang et al. (2016) .The use and impact of job search procedures by migrant workers in China[J]. China Economic Review ,37.
- [5]赵耀辉. 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) .
- [6]盛来运. 流动还是迁移——中国农村劳动力转移过程的经济学分析 M]. 上海远东出版社, 2008.
- [7]杨云彦, 石智雷. 家庭禀赋对农民外出务工行为的影响[J]. 中国人口科学, 2008, (5) .
- [8]秦立建, 秦雪征, 等. 健康对农民工外出务工劳动供给时间的影响[J]. 中国农村观察, 2012, (4) .
- [9]Pelkowski, J. M. and Berger, M. C. (2004) .The Impact of Health on Employment, Wages and Hours Worked over the Life Cycle [J].The Quarterly Review of Economics and Finance, 44, (1).
- [10]Thomas, D. and Strauss, J.: Health and Wages: Evidence on Men and Women in Urban Brazil[J].Journal of Econometrics, 1997, 77, (1) .
- [11]张川川. 健康变化对劳动供给和收入影响的实证分析[J]. 经济评论, 2011, (4) .
- [12]秦立建, 陈波, 秦雪征. 健康对农民工外出务工收入的影响分析[J]. 世界经济文汇, 2013, (6) .
- [13]冯继红. 金融危机背景下农民工就业及外出务工意愿分析[J]. 农业经济问题, 2010, (1) .
- [14]叶静怡, 薄诗雨, 刘丛, 周晔馨. 社会网络层次与农民工工资水平——基于身份定位模型的分析[J]. 经济评论, 2012, (4) .
- [15]悦中山, 李树苗, 靳小怡, [美]费尔德曼. 从“先赋”到“后致”: 农民工的社会网络与社会融合[J]. 社会, 2011, (6) .
- [16]Du, Y, A. Park, and S. Wang. Migration and Rural Poverty in China [J]. Journal of Comparative Economics, 2005, Vol. 33.