

农村劳动力转移的健康选择机制研究^①

秦立建¹ 陈波² 余康^{3*}

(1.安徽财经大学财政与公共管理学院,安徽 233030;2.国务院发展研究中心,北京 100010;
3.浙江农林大学经济管理学院,浙江 311300)

[摘 要] 基于农业部农村固定观测点大规模的跟踪调查数据,本文检验了我国农村劳动力转移的健康选择机制。将滞后一期健康状况作为当期农村劳动力外出打工的初始影响因素,解决了健康与农村劳动力外出打工之间的内生性问题。分离了农村劳动力的前期迁移状态,有效区分了健康对农村劳动力迁移影响的健康移民效应和三文鱼偏误效应。研究发现,健康状况与中国农村劳动力外出打工迁移距离呈现正相关关系,身体健康状况较好的农村居民,外出打工迁移地点相距家乡较远。而对于已经外出打工的农村劳动力,一旦遭受健康冲击,则将发生回流的现象。健康对我国农村劳动力转移的影响,存在显著的健康移民效应和三文鱼偏误效应。

[关键词] 农村劳动力转移;健康移民假说;三文鱼偏误假说

[中图分类号] C92-05

[文献标识码] A

[文章编号] 1004-1613 (2014) 02-0062-10

一、引言

关于劳动力迁移的健康选择机制的研究,存在著名的“拉丁移民健康悖论”(Hispanic Paradox),即:尽管处于较低的社会经济地位和缺乏医疗服务,在美国的拉丁美洲移民,其健康状况大大好于其他美国人(Abraído-Lanza et al., 1999)。有两个假说对其进行解释,其一是“健康移民”假说(Healthy Migrant Hypothesis),其二是“三文鱼偏误”假说(Salmon Bias Hypothesis)^②。针对国际移民的研究发现,健康状况较好的劳动者有更强烈的意愿和能力进行迁移,国际移民的健康状况,在跨国迁移之前就普遍好于输出国当地居民的健康状况,即存在健康移民效应(Pelkowski and Berger, 2004; Riosmena and Dennis, 2012; Noymer and Lee, 2013)。然而,由于劳动力市场上激烈的职业竞争、较大的工作压力,以及无法有效的利用输入地医疗卫生服务等原因,跨国迁移劳动者的健康状况将随着时间的推移而下降(Antecol and Bedard, 2006; Pylypchuk and Hudson, 2009; Fletcher et al., 2011; Gimeno-Feliu et al., 2013)。恶化的健康状况降低了跨国移民的劳动竞争力,进而迫使跨国迁移的劳动者回流到输出国(Findley, 1988; Smith, 2003; Ullmann et al., 2011; Blair and Schneeberg, 2013),即国际移民存在三文鱼偏误效应。

^①本文是国家社科基金“农民工基本医疗保险的异地转接研究”(13CGL102)、教育部人文社科基金“新型农村合作医疗与城镇居民基本医疗保险两制衔接研究”(12YJC790152)、中国博士后科学基金“新医改背景下城乡医疗保障一体化研究”(2012M510316)和中国博士后科学基金特别资助项目“农村劳动力转移的健康选择机制研究”(2013T60058)的阶段性成果。感谢2013年度中国区域经济学年会、中国劳动经济学年会,以及香港科技大学举办的“人口普查国际研讨会”与会专家的有益评论,当然,文责自负。

*[收稿日期] 2013-12-01

[作者简介]秦立建,男,博士(后),副教授,安徽财经大学财政与公共管理学院,健康经济研究中心主任;陈波,男,博士,副研究员,国务院发展研究中心;余康,男,博士,教授,浙江农林大学经济管理学院。

然而，国内关于健康对劳动力迁移影响的研究还比较少。Chen（2011）利用在北京的调查数据，发现在北京打工的外来农民工，其生理健康状况显著好于北京当地城镇户籍人口，但是外来农民工的心理健康水平与北京当地居民没有差异。即以生理健康指标衡量时，北京的外来农民工存在健康移民效应，而以心理健康指标衡量时，则不存在健康移民效应。Tong and Piotrowski（2012）使用中国健康与营养调查数据（CHNS），研究发现我国农村劳动力的流动存在健康移民效应。齐亚强（2012）的研究发现，乡城迁移人口的健康状况不仅显著好于农村留守人口，而且也优于农村返乡人员。其他几篇文献研究了健康对农民工劳动市场表现的影响，如健康对农民工劳动市场进入和退出的影响（魏众，2004；刘生龙，2008；解垚，2011），健康对农民工外出打工收入的影响（刘国恩等，2004；苑会娜，2009；曹乾和杜雯雯，2010），以及健康对农民工劳动供给时间的影响（张川川，2011；秦立建等，2012），但是这些研究的结论还存在争议。

检验劳动力迁移健康选择机制的难点在于：一是迁移劳动力的流动性较强，获取迁移劳动者跟踪调查数据的难度较大；二是如何选择合适的对照组样本人群。如果将当期的迁移人群与非迁移人群作为样本进行比较，而没有分离样本人群的前期迁移状态（pre-migration status），则无法揭示健康对劳动力流动过程的真实影响，将得出迁移人群的健康状况好于非迁移人群健康状况的看似正确的结论。而以上关于健康对中国农村劳动力转移影响的研究，大多使用横截面数据。使用横截面数据进行研究，不能分离受访者的前期迁移状态，例如，无法区分没有外出打工者是农村留守人员还是外出打工返乡人员，所以不能甄别健康对农村劳动力迁移影响的健康移民效应和三文鱼偏误效应（Turra and Elo，2008；齐亚强，2012）。

根据本文的研究主题，将系统地检验健康移民假说和三文鱼偏误假说在我国农村劳动力转移过程中的显著性。检验该假说，不仅有助于揭示我国农村劳动力转移的影响机制和内在机理、正确认识劳动力流动过程与健康的关系，而且有利于制订统筹城乡的公共卫生管理和服务政策，从而为促进农村劳动力转移和全国统一劳动力市场的建立奠定基础。本文的贡献有三个：第一，分离了样本人群的前期迁移状态。基于农业部农村固定观测点 2006 年度和 2007 年度的大规模跟踪调查数据，将 2006 年度的调查样本分为没有外出打工子样本和外出打工子样本，在此基础上分别检验了健康移民假说和三文鱼偏误假说，有效甄别了健康对农民工外出打工迁移影响的健康移民效应和三文鱼偏误效应。第二，使用滞后一期的解释变量作为当期农村劳动力外出迁移的影响因素，尝试解决健康与农民工外出迁移距离之间的内生性问题。第三，详细划分了农民工外出打工的迁移距离，为健康对中国农村劳动力转移的影响效果提供了有力证据。

二、数据来源及说明

本研究采用的数据来源于农业部农村固定观测点 2006 年度和 2007 年度的跟踪调查样本。该调查在全国 16 个省区展开，具有良好的全国代表性。调研样本的地区分布比较合理，东部、中部和西部地区分别有 5 个、6 个和 5 个省区。调研样本的选择方法为，在各省区内，按照经济发展程度将各县分为高收入水平、一般收入水平和低收入水平县，然后将各村按照经济发展程度分为高收入水平、一般收入水平和低收入水平村，最后按照随机抽样的方式选取调研农户。每个村随机选择 50 个家庭，最终选择了 190 个村子 9500 个农户，每年大约有 40000 人。调查了样本家庭

②三文鱼（salmon）是生活在深海里的一种鱼类。产卵季节时，它们自然地迁徙到淡水江河的上游进行产卵；产卵之后，再洄游到海洋中。它是一种非常著名的溯河洄游类鱼类，借鉴它的洄游特征，学术界形象地将移民回流的现象称为“三文鱼偏误”。

的生产、生活情况，以及所有家庭成员详细的就业状况，为本文的深入研究奠定了坚实的基础。

遵循以往文献的思路（Glauben et al., 2008），本文选取 16~65 岁年龄阶段、并且非在校学生作为研究样本。经过数据清理，共有 26813 个样本作为本文的研究对象。为了与以往研究保持一致（Ullmann et al., 2011； Noymer and Lee, 2013），本文将受访者自评健康状况作为健康的测度方式。进一步地，本文将自评健康状况细分为两个维度进行考察。第一个维度是二分类自评健康状况，即将自评健康状况优和良合并为较好，赋值为 1；自评健康状况中、差和很差合并为较差，赋值为 0。第二个维度是五分类自评健康状况，即自评健康状况为优、良、中、差和很差，分别赋值为 5~1。

如表 1 所示，不同健康状况下农村居民外出打工迁移地理距离有较大的差异。健康状况较好的农村居民，外出打工迁移地点相距家乡的距离大于健康状况较差的农村居民。按照迁移地点距离家乡的远近，没有外出打工者、村外乡内、乡外县内、县外省内和迁移到省外区域，健康状况较好者所占的比重呈现出迁移距离越远而健康状况较好者的比例逐渐增加的趋势。而健康状况较差者迁移到上述地理区域的比例呈现逐渐减少的趋势。

由表 2 可知，本研究中自评健康状况较好者的比例为 60%，健康状况较好者的比例多于较差者的比例。男性农村居民的数量占总样本的比例是 51%，男性样本略多于女性样本，这与我国男性多于女性的总体人口结构特征相一致。16~40 岁年龄段农村居民占总样本量的比例为 48%，这一年龄段农村居民群体是我国外出打工农民工的重要组成部分。小学及以下文化程度农村居民的比重为 42%，初中文化程度农村居民的比重为 49%，说明我国农村居民接受学校正规教育年限比较少，文化水平普遍不高。调查农户的平均家庭规模为 4.38 人，位于平原地区调查样本的比例是 40%。本文有关变量的具体定义和描述性统计详见表 2。

表 1 不同健康状况下农村劳动力外出打工迁移距离的差异比较
单位：人，%

迁移地理距离	健康状况较差		健康状况较好	
	观测值	所占比重	观测值	所占比重
没有外出打工	7995	45.10	9733	54.90
村外乡内	887	37.78	1461	62.22
乡外县内	588	30.95	1312	69.05
县外省内	622	29.79	1466	70.21
外省	812	29.54	1937	70.46
全部样本	10904	40.67	15909	59.33

三、理论基础和计量方法

本文研究的理论基础是健康需求理论。根据健康的特点，Grossman（1972）开创性的构建了健康需求模型，奠定了健康经济学的理论基础。健康和教育都是人力资本的重要组成部分，两者都可以提高劳动生产率从而提高收入。但是 Grossman 认为，健康与教育最大的不同之处在于，健康不仅有助于劳动者适应繁重的体力工作，而且能够减少生病时间，增加劳动供给，从而提高农村劳动者的迁移能力。农村居民外出打工迁移的地理距离，除了受自身健康状况影响之外，还受性别、年龄、教育等个体特征变量，家庭人口和经济特征变量、家庭社会属性变量，以及社区和地区特征变量的影响。

本文按照农村劳动力外出打工迁移地点距离家乡的远近，将农村居民的迁移距离划分为没有外出打工、村外乡内、乡外县内、县外省内，以及省外等五类区域，分别赋值为 1、2、3、4 和 5，数值越大表示迁移相距家乡的距离越远。本文重点考察健康状况对农村劳动力外出打工迁移距离的影响。因此，采用 Ordered Logit（有序因变量）模型进行实证研究是一个自然的选择。

农村劳动力转移的健康选择机制研究

表 2 本文主要变量的定义和描述性统计

变量名	定义	均值	标准差
迁移地理距离	没有外出打工赋值为 1, 迁移地点为村外乡内赋值 2, 乡外县内 3, 县外省内 4, 省外 5。	1.89	1.41
性别	男性为 1, 女性为 0	0.51	0.50
年龄 16~40 岁	年龄 16~40 为 1, 其他 0	0.48	0.50
年龄 41~55 岁	年龄 41~55 为 1, 其他 0	0.37	0.48
年龄 56~65 岁	年龄 56~65 为 1, 其他 0	0.15	0.35
小学及以下	小学及以下文化程度为 1, 其他 0	0.42	0.41
初中	初中文化程度为 1, 其他 0	0.49	0.50
高中	高中文化程度为 1, 其他 0	0.08	0.27
大专	大专文化程度为 1, 其他 0	0.01	0.10
健康状况 (较好 1, 较差 0)	健康状况优和良合并为较好, 赋值为 1; 中、差和很差合并为较差, 赋值为 0	0.60	0.49
健康状况	健康状况为优、良、中、差和很差分别赋值 5、4、3、2 和 1	4.46	0.78
家庭人数	家庭成员数量 (人)	4.38	1.44
家庭人口负担	家庭 6 岁以下儿童和 65 岁以上老人的数量 (人)	0.43	0.67
家庭耕地面积	家庭拥有耕地面积 (亩)	12.12	19.41
家庭住房价值对数	家庭拥有房屋价值对数 (元)	9.51	1.60
全村人均纯收入对数	全村人均纯收入的对数 (元)	8.03	0.55
全村人均耕地	全村人均耕地面积 (亩)	2.14	2.97
全村外出务工比重	全村外出劳动力数量占总劳动力数量的比重	0.28	0.18
是否平原地区	受访者所在村子位于平原地区为 1, 否 0	0.40	0.49
东部地区	受访者位于东部地区为 1, 其他 0	0.26	0.32
中部地区	受访者位于中部地区为 1, 其他 0	0.42	0.49
西部地区	受访者位于西部地区为 1, 其他 0	0.32	0.47

设 y_{it}^* 为隐含的、未被观察到的因变量, 表示第 i 个农村居民第 t 期外出打工迁移距离无法观测到的主观评价。 y_{it} 为可以观察到的评价, 在本研究中其数量值分别为 1、2、3、4 和 5。假设 y_{it}^* 满足式 (1), 即:

$$y_{it}^* = \beta_{ij} X_{it-1} + \varepsilon_i \quad (1)$$

上式中, X_{it-1} 是包括自评健康状况在内的滞后一期解释变量向量, t 表示时期, β_{ij} 是待估参数, ε_i 是独立分布的误差项。设 β_{ij} 为农村居民外出打工迁移到不同地理区域的临界值, y_{it}^* 和 y_{it} 的关系取决于 y_{it}^* 是大于还是小于给定的临界值, 两者的关系可以表达为式 (2):

$$\left\{ \begin{array}{l} \text{logit} (p_1) = \log \frac{p_1}{1-p_1} = \alpha_1 + \beta_{ij} X_{it-1} \\ \text{logit} (p_1 + p_2) = \log \frac{p_1 + p_2}{1-p_1-p_2} = \alpha_2 + \beta_{ij} X_{it-1} \\ \text{logit} (p_1 + p_2 + \dots + p_j) = \log \frac{p_1 + p_2 + \dots + p_j}{1-p_1-p_2-\dots-p_j} = \alpha_j + \beta_{ij} X_{it-1} \end{array} \right. \quad (2)$$

并且 $p_1 + p_2 + \dots + p_{j+1} = 1$

y_{it}^* 的取值范围是 1~5 的离散变量, 它表示第 i 个农村居民外出打工迁移的距离。 β_{ij} 是一组新参数, y_{it}^* 被划分为 j 个互相独立的区间, 而实际观察到的 y_{it} 则表示农村居民外出打工迁移的具体区间。所以, 式 (2) 表示的是农村居民外出打工迁移到某一具体地理区域与迁移到前一地理区域的机会比率, 即机会比值 (Odd Ratio, OR)。

式 (2) 中的所有解释变量是 2006 年度的滞后一期变量, 被解释变量是 2007 年度农村居民外出务工迁移区域变量。实证研究时, 将 2006 年度的样本划分为没有外出打工子样本和外出打工子样本, 使用相同的模型分别对这两个子样本进行计量回归分析。使用 2006 年度没有外出打工子样本进行分析的目的, 是检验健康移民假说, 即检验健康对农村劳动力 2007 年度外出打工迁移的影响。如果结果表现为健康与外出迁移距离呈现正相关关系, 则表明存在健康移民效应。使用 2006 年度外出打工子样本是为了检验三文鱼偏误假说, 如果结果表明健康与农民工 2007 年度的外出打工迁移距离呈现正相关关系, 则说明健康状况不佳的农民工发生了回流的现象, 即存在三文鱼偏误效应。

为了处理计量分析时数据存在的异方差问题, 本文在以下的回归过程中均采用稳健标准误 (Robust standard error) 以矫正异方差; 同时, 将家庭拥有居住房屋价值原值和全村人均纯收入等指标取对数, 以消除数据的非正态性。

四、实证结果

(一) 健康移民假说检验

表 3 是健康对农村劳动力转移影响的健康移民假说检验结果。健康状况是本文关注的主要变量, 模型一中的二分类健康状况变量的 OR 值表明, 健康状况较好者外出打工迁移更远距离的机会比率, 是健康状况较差者的 1.13 倍。模型二中的五分类健康状况变量 OR 值的结果也显示, 健康状况越好的农村居民, 其外出打工迁移地理距离越远。两个模型中健康变量的系数值均在 5% 的统计水平上显著, 说明对于上年度没有外出打工的农村居民, 身体健康状况较好者, 则当年外出打工的迁移地点距离家乡越远, 即我国农村劳动力转移存在显著的健康移民效应。

农村居民外出打工迁移地理距离具有健康自选择机制。相对于身体健康状况较差的农村居民, 则身体健康状况较好的农村居民, 预期个人能够适应劳务市场上高强度的工作, 所以, 身体健康状况较好的农村居民更加倾向于外出打工。我国农村居民外出务工, 一般是从经济欠发达地区流向经济发达地区。相对于东部地区, 我国中西部地区的经济发展水平较为落后。东、中和西部地区之间经济发展水平的差异较大, 而这些区域之间的地理距离相对较远。外出就业地点距离家乡的地理空间越长, 则可能得到更多的就业机会, 获得更高的打工收入。身体健康状况较好的农村居民, 比身体健康状况较差者有更大的意愿和能力迁移到距离家乡更远的地理区域就业。良好的身体健康状况促进了农村居民外出打工迁移的能力, 增加了农村居民获取外出打工的就业机会, 提高了农村居民外出打工收入的水平。

性别变量的结果表明, 农村居民外出务工迁移地点存在性别差异, 男性比女性农村居民迁移的距离更远。农村居民外出务工主要从事繁重的体力劳动, 对身体素质的要求较高, 男性农村居民能够更好的适应高强度的体力劳动。年龄虚变量的结果显示, 相对于 56~65 岁较高年龄阶段的农村居民, 年龄处于 16~40 岁和 41~55 岁农村居民的外出打工迁移地点更加远离家乡。16~40 岁年龄虚变量的 OR 值是 4.92, 高于 41~55 岁年龄虚变量的 OR 值 2.03, 说明年龄处于 16~40 岁年龄阶段的农村居民, 其外出打工迁移地点距离家乡较远。16~40 岁年龄段, 是个人生命周期中健康状况最佳的时期, 能够较好地适应劳动市场上高强度体力工作的要求。外出劳动力占全村总劳

农村劳动力转移的健康选择机制研究

表 3 农村劳动力转移的健康移民效应回归结果

变量名	模型一			模型二		
	OR 值	标准误差	P 值	OR 值	标准误差	P 值
个人特征						
性别	2.2536***	0.1379	0.0000	2.2541***	0.1379	0.0000
年龄（对照组：56~65 岁）						
16~40 岁	4.9165***	0.5634	0.0000	4.8313***	0.5502	0.0000
41~55 岁	2.0346***	0.2342	0.0000	2.0051***	0.2307	0.0000
教育（对照组：小学及以下）						
初中	1.3712***	0.0910	0.0000	1.3631***	0.0906	0.0000
高中	1.2293*	0.1527	0.0960	1.2244*	0.1521	0.1030
大专	1.8065**	0.5511	0.0530	1.7971*	0.5485	0.0550
健康状况（较好为 1，较差为 0）	1.1339**	0.0734	0.0520			
健康状况（优、良、中、差和很差为 5~1）				1.1071**	0.0471	0.0170
家庭特征						
家庭人数	1.0107	0.0254	0.6730	1.0104	0.0254	0.6790
家庭人口负担	1.0225	0.0494	0.6460	1.0219	0.0494	0.6550
家庭耕地面积	1.0011	0.0019	0.5580	1.0011	0.0019	0.5640
家庭拥有居住房屋价值对数	1.0222	0.0186	0.2280	1.0222	0.0186	0.2260
村级特征						
全村人均纯收入对数	0.6177***	0.0419	0.0000	0.6181***	0.0418	0.0000
全村人均耕地面积	0.9048***	0.0153	0.0000	0.9052***	0.0153	0.0000
外出劳动力占总劳动力比重	6.4843***	1.0416	0.0000	6.5668***	1.0557	0.0000
是否平原地区	1.2637***	0.0818	0.0000	1.2611***	0.0815	0.0000
地区（对照组：东部地区）						
中部地区	0.8967	0.0696	0.1600	0.8961	0.0695	0.1570
西部地区	0.8830	0.0825	0.1830	0.8804	0.0822	0.1720
样本量	16808			16808		
伪 R 平方	0.0672			0.0674		

注：***、**和* 分别表示在 1%、5%和 10%的统计水平上显著。

动力比重变量的计量结果表明，全村外出劳动力人数占该村全部劳动力数量的比例越大，则个人外出迁移距离越远离家乡。我国劳动力市场刚刚建立，劳动市场上就业信息的传递还不畅通，社会关系网络尤其是外出打工的同村村民，可以及时地向本村村民传递就业信息，有助于本村村民寻找外出的就业机会。

（二）三文鱼偏误假说检验

表 4 是健康对我国农村劳动力转移影响的三文鱼偏误假说检验结果。模型一中健康状况二分类变量的 OR 值表明，健康状况较好的农村劳动力，迁移到较远地理区域的机会比率，是健康状况较差农村劳动力的 1.03 倍。模型二中健康状况五分类变量的 OR 值显示，健康状况越好的农村劳动力，其外出打工迁移地点相距家乡越远，并且这一结果在 5%的统计水平上显著。模型一和模型二中健康变量的结果均表明，对于上年度已经外出打工的农村居民，身体健康状况较差者，则当年外出打工将发生回流的现象，外出打工的迁移区域相距家乡将越来越远，即我国农民工流动存在三文鱼偏误效应。

劳动力市场上的企业用工机制,可以较好的解释中国农村劳动力外出打工迁移地理距离存在三文鱼偏误效应。作为劳动力需方的用工企业,往往将身体健康状况视为录用员工的重要标准。身体健康状况较好的农民工,能够适应较高强度的工作岗位,提高劳动生产率,降低企业的生产成本,从而提高企业的市场竞争力。在生产过程中,一旦农民工遭受不良的健康冲击,则劳动生产率将下降。在企业用工自由的劳动市场环境下,该农民工将面临降低工资甚至被解雇的困境。作为劳动力供给方的农民工,良好的身体健康状况是重要的人力资本,是参与劳动力市场竞争的重要基础。经济发展水平较高的地区,劳动力市场的竞争程度较为激烈,当个人健康状况恶化时,由于我国存在大量剩余农村劳动力,则有充裕的劳动力替代这一健康状况恶化的农民工。而该农民工只能被动的离开劳务市场,或者回流到距离家乡更近的区域寻找竞争程度较低的工作岗位,或者返回家乡所在地。

我国目前实施的属地管理的医疗保障政策也不利于外出打工农民工的健康维护。新中国成立之后,我国实施了城乡有别的福利政策,城镇户籍人口可以享受公共财政提供的医疗和养老等福

表 4 农村劳动力转移的三文鱼偏误效应回归结果

变量名	模型一			模型二		
	OR 值	标准误差	P 值	OR 值	标准误差	P 值
个人特征						
性别	1.3191***	0.0596	0.0000	1.3140***	0.0593	0.0000
年龄 (对照组: 56~65 岁)						
16~40 岁	3.7985***	0.3121	0.0000	3.6840***	0.3048	0.0000
41~55 岁	1.5470***	0.1264	0.0000	1.5231***	0.1245	0.0000
教育 (对照组: 小学及以下)						
初中	1.2009***	0.0570	0.0000	1.1933***	0.0568	0.0000
高中	1.2814***	0.0943	0.0010	1.2700***	0.0936	0.0010
大专	1.9255***	0.2948	0.0000	1.9099***	0.2922	0.0000
健康状况 (较好为 1, 较差为 0)	1.0346	0.0457	0.4410			
健康状况 (优、良、中、差和很差为 5~1)				1.0846**	0.0367	0.0160
家庭特征						
家庭人数	1.1180***	0.0211	0.0000	1.1167***	0.0210	0.0000
家庭人口负担	0.8718***	0.0304	0.0000	0.8734***	0.0305	0.0000
家庭耕地面积	0.9875***	0.0049	0.0110	0.9874***	0.0049	0.0110
家庭拥有居住房屋价值对数	1.0282*	0.0176	0.1030	1.0282*	0.0176	0.1040
村级特征						
全村人均纯收入对数	0.6414***	0.0354	0.0000	0.6390***	0.0352	0.0000
全村人均耕地面积	1.0103	0.0222	0.6390	1.0100	0.0222	0.6510
外出劳动力占总劳动力比重	11.0681***	1.3221	0.0000	11.1924***	1.3373	0.0000
是否平原地区	1.0990**	0.0477	0.0300	1.0943**	0.0476	0.0380
地区 (对照组: 东部地区)						
中部地区	1.1465***	0.0608	0.0100	1.1461***	0.0608	0.0100
西部地区	1.3447***	0.0795	0.0000	1.3428***	0.0794	0.0000
样本量	10005			10005		
伪 R 平方	0.0486			0.0488		

注: ***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的统计水平上显著。

利，而农业户籍人口则无法享受这些福利（Yip and Hsiao, 2009）。上世纪 60 年代，我国农村居民为了抵御疾病风险的需要，自发的组织了合作医疗制度，合作医疗基金的筹资来源于农民个人缴费和村集体经济补贴，没有政府公共财政的资金支持。1978 年农村实行家庭联产承包责任制改革之后，大多数村集体经济无力继续为合作医疗提供财务支持，所以多数农村地区的合作医疗纷纷解体，不能为农村居民提供医疗保障。医疗领域的市场化改革，导致农村居民“看病难、看病贵”，因病致贫和因病返贫现象严重。中央政府于 2004 年开始实施新型农村合作医疗制度，保障对象主要是农业户籍人口，医疗保险基金主要由政府负担。新型农村合作医疗制度实行了属地管理政策，医疗基金以县（市）为单位运行，不同地区之间的新型农村合作医疗不能转接（秦雪征、郑直，2011）。外出打工的农村居民在打工所在地就诊时，医疗费用不仅无法得到打工所在地新型农村合作医疗的补偿，而且很难得到家乡新型农村合作医疗的财务支持。属地管理的新型农村合作医疗制度不利于农村劳动力转移。

其他一些变量仍然值得关注。教育程度促进了农村居民外出打工迁移距离，接受过较高教育程度的农村居民，外出打工迁移地点距离家乡相对较远。知识水平较高的农村居民，得到了良好的通识教育，能够更好的适应不同地区的工作岗位，可能迁移到距离家乡更远的地域进行工作。而教育程度较低的农村居民，无法较好的理解和掌握现代产业技能，只能迁移到距离家乡更近的地区进行工作。外出劳动力占总劳动力比重变量的结果表明，全村外出打工劳动力数量占全村总劳动力数量的比例越大，则受访者个人外出打工迁移地点距离家乡越远。全村外出劳动力占总劳动力比重，以及受访者家乡是否位于平原地区变量的结果均表明，就业信息的有效传递对于农村劳动力外出就业具有重要作用。

五、结论与建议

基于农业部农村固定观测点 16 省区的大规模跟踪调查数据，本文研究了我国农村劳动力转移的健康选择机制。使用滞后一期的自评健康状况作为当期农村劳动力外出打工的初始影响因素，解决了农村居民健康状况与外出打工迁移地理距离相互影响的内生性问题。实证分析中将上一年度全部调查样本细分为没有外出打工子样本和外出打工子样本，在此基础上分别检验了健康移民假说和三文鱼偏误假说，有效地甄别了健康对农村居民外出打工影响的健康移民效应和三文鱼偏误效应。研究发现，健康状况较好对中国农村居民外出打工迁移地理距离有显著的促进作用，身体健康状况较好的农村居民，外出打工迁移地点相距家乡较远。而对于已经外出打工的农村居民，一旦遭受健康冲击，则将发生回流的现象，即外出打工迁移地点相距家乡更近。研究结果表明，我国农村劳动力的转移，存在显著的健康移民效应和三文鱼偏误效应。

由于国际移民存在与身体健康状况相关的签证等筛选制度壁垒，相对于健康状况较差的输出国居民，则健康状况较好的输出国居民容易获得签证，从而成为劳动力的跨国迁移者（Chiswick et al., 2008）。制度壁垒是造成国际移民的健康移民效应和三文鱼偏误效应的重要原因。一般而言，相对于劳动力的国际迁移，劳动者国内迁移面对的制度壁垒将大大减少，健康对劳动力国内迁移的影响效果不应该明显（Lu, 2010）。比如，国内迁移没有国际迁移的签证制度壁垒，国内迁移者一般可以较为自由地迁移到国内的不同区域；对于大部分劳动者而言，语言不会成为国内迁移的障碍；国内迁移者面临的文化、习俗和环境等障碍较少，相对于国际移民，国内迁移者的生理和心理等方面的适应问题比较少。然而，我国的社会发展存在城乡二元经济社会结构，城乡居民之间的社会保障待遇差异较大，医疗、养老、就业和教育等政策城乡分割、地区分割较为严重。这些国内制度壁垒阻碍了农村劳动力的转移，不利于全国统一劳动力市场的建立。

本文的研究发现具有重要的政策含义。为了维护我国农村居民的健康水平，促进农村劳动力

转移, 统筹构建和谐社会, 本文建议采取以下措施。首先, 应该尽快实现新型农村合作医疗的异地转接。农民工是我国产业工人的主力军, 大多从事工作环境较差、劳动强度较高和对身体健康损害较为严重的职业, 并且地域流动性较强、职业转换较为频繁。农民工的从业特点客观上要求随着流动地点的变化, 医疗保险能够进行跨区域转接。实现新型农村合作医疗的跨地区衔接有利于全国统一劳动力市场的建立。其次, 加强公共财政对农村地区医疗卫生的投入。农村地区是农民工的来源地, 然而, 由于长期以来我国城乡福利政策的差异, 我国 80% 的医疗资源集中于城镇地区, 占全国多数人口的农村地区只拥有 20% 的医疗资源。虽然近年来国家通过实施新医改方案, 加强了对农村地区医疗卫生的投入, 但是农村地区尤其中西部农村地区的医技人员还很匮乏, 基础医疗设施仍然比较薄弱。再次, 改善企业的生产条件。企业要积极完善生产条件, 加强工人的劳动保护, 政府有关部门应该督促企业提高生产条件, 以实现农民工、企业和政府三方利益的包容性增长。

[参 考 文 献]

- [1] 曹乾, 杜雯雯. 健康的就业效应与收入效应[J]. 经济问题探索, 2010(1).
- [2] 解垚. 健康对劳动力退出的影响[J]. 世界经济文汇, 2011(1).
- [3] 刘国恩, William, H. Dow, 傅正泓, John, Akin. 中国的健康人力资本与收入增长[J]. 经济学季刊, 2004(1).
- [4] 刘生龙. 健康对农村居民劳动力参与的影响[J]. 中国农村经济, 2008(8).
- [5] 齐亚强, 牛建林, 威廉·梅森. 我国人口流动中的健康选择机制研究[J]. 人口研究, 2012(1).
- [6] 秦立建, 秦雪征, 蒋中一. 健康对农民工外出打工劳动供给时间的影响[J]. 中国农村经济, 2012(8).
- [7] 秦雪征, 郑直. 新农合对农村劳动力迁移的影响[J]. 中国农村经济, 2011(8).
- [8] 魏众. 健康对非农就业及其工资决定的影响[J]. 经济研究, 2004(2).
- [9] 苑会娜. 进城农民工的健康与收入——来自北京市农民工调查的证据[J]. 管理世界, 2009(5).
- [10] 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).
- [11] 王华. 发达地区农村劳动力转移与迁移意愿分析——对广州 10 村的调查[J]. 南方人口, 2008(4).
- [12] 赵立新. 中国农村劳动力转移问题研究[J]. 南方人口, 1997(3).
- [13] Abraído-Lanza, A. F., Dohrenwend, B. P., Ng-Mak, D.S., and Turner, J.B., 1999, "The Latino Mortality Paradox: A Test of the "Salmon Bias" and Healthy Migrant Hypotheses", *American Journal of Public Health*, Vol. 89, No. 10, pp.1543~1548.
- [14] Antecol, H. and Bedard, K., 2006, "Unhealthy Assimilation: Why do Immigrants Converge to American Health Status Levels", *Demography*, Vol. 43, No. 2, pp.337~360.
- [15] Blair, A. and Schneenberg, A., 2013, "Changes in the 'Healthy Migrant Effect' in Canada: Are Recent Immigrants Healthier than They were a Decade Ago", *Journal of Immigrant and Minority Health*, Vol. 22, No. 3, pp.1~7.
- [16] Chen J., 2011, "Internal Migration and Health: Re-examining the Healthy Migrant Phenomenon in China", *Social Science and Medicine*, Vol. 72, No. 8, pp.1294~301.
- [17] Chiswick, B., Lee, Y. and Miller, P., 2008, "Immigrant Selection System and Immigrant Health", *Contemporary Economic Policy*, Vol. 26, No. 4, pp.555~578.
- [18] Findley, S.E., 1988, "The Directionality and Age Selectivity of the Health-migration Relation: Evidence from Sequences of Disability and Mobility in the United States", *International Migration Review*, Vol. 22, No. 2, pp.4~29.
- [19] Fletcher, J., Sindelar, J. and Yamaguchi, S., 2011, "Cumulative Effects of Job Characteristics on Health", *Health Economics*, Vol. 20, No. 5, pp.553~570.
- [20] Gimeno-Feliu, R., Macipe-Costa, L. and Cafiada-Millan, M., 2013, "Differences in the Use of Primary Care Services between Spanish National and Immigrant Patients", *Journal of Immigrant and Minority Health*, Vol. 22, No. 5, pp.1~7.

- [21] Glauben, T., Herzfeld, T. and Wang, X.B., 2008, "Labor Market Participation of Chinese Agricultural Households: Empirical Evidence from Zhejiang Province", *Food Policy*, Vol. 33, No. 4, pp.329–340.
- [22] Grossman, M., 1972, "On the Concept of Health Capital and the Demand for Health", *The Journal of Political Economy*, Vol. 80, No. 2, pp.223–255.
- [23] Lu, Y., 2010, "Rural–urban Migration and Health: Evidence from Longitudinal Data in Indonesia", *Social Science and Medicine*, Vol. 70, No. 3, pp.412–419.
- [24] Noymer, A. and Lee, R., 2013, "Immigrant Health around the World: Evidence from the World Values Survey", *Journal of Immigrant and Minority Health*, Vol. 22, No. 5, pp.1–10.
- [25] Pelkowski, J.M. and Berger, M.C. 2004, "The Impact of Health on Employment, Wages, and Hours Worked over the Life Cycle", *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol. 44, No. 1, pp.102–121.
- [26] Pylypchuk, Y. and Hudson, J., 2009, "Immigrants and the Use of Preventive Care in the United States", *Health Economics*, Vol. 18, No. 2, pp.783–806.
- [27] Riosmena, F. and Dennis, J., 2012, "Aging, Health and Longevity in the Mexican–origin Population", Springer Press: New York.
- [28] Smith, J., 2003, "Assimilation across the Latino Generation", *American Economic Review*, Vol. 93, No. 2, pp.315–319.
- [29] Tong, Y.Y. and Piotrowski, M., 2012, "Migration and Health Selectivity in the Context of Internal Migration in China", *Population Research Policy Review*, Vol. 31, No. 4, pp.497–543.
- [30] Turra, C. and Elo, I., 2008, "The Impact of Salmon Bias on the Hispanic Mortality Advantage: New Evidence from Social Security Data", *Population Research Policy Review*, Vol. 27, No. 3, pp.515–530.
- [31] Ullmann, H.S., Goldman, N. and Massey, D., 2011, "Healthier before They Migrate, Less Healthy when They Return: The Health of Returned Migrants in Mexico", *Social Science and Medicine*, Vol. 73, No. 3, pp.421–428.
- [32] Yip, W., and Hsiao, W., 2009, "China's Health Care Reform: A Tentative Assessment", *China Economic Review*, Vol. 20, No. 4, pp.613–619.

A Study of Health Selection Mechanism of China's Rural Labor Force Transfer

QIN Li-jian¹, CHEN Bo², YU Kang³

1.School of Finance and Public Administration, Anhui University of Finance, Bengbu, 2330302.

Development research center of the State Council of PRC, Beijing 100000, 3.School of Economics and Management, Zhejiang A&F University, Linan 311300

Abstract: The analysis of the data from the large scale tracking surveys of the fixed observation points in rural area by Ministry of Agriculture of China shows a mechanism of Health Selectivity in China's of Rural Labor force Transfer. One-year lagged self-reported health status is taken as the initial influence factor on the current-year migration distance of the floating workers to avoid the error cause by the endogenous problem between the health and migration, and the control of the pre-migration status of rural labors helps to separate the health effects on migration and the salmon bias effect. The empirical study finds that health activate the migration and is positively correlated with the migration distance, the more healthy the rural labors are, the longer distance they migrate. Meanwhile the rural migrants' health problems usually make them to return hometown in the rural. Generally, health conditions have significant Health Selection Effect and Salmon Bias Effect on migration of the rural labors in China.

Key words: Transferring of Rural Labor Force; Healthy Migrant Hypothesis; Salmon Bias Hypothesis