

农民工的迁移与健康

——基于迁移地点的 Panel 证据

秦立建 王 震 蒋中一*

摘要 本文使用固定效应 Logit 模型,从迁移地点的角度研究了迁移对农民工自评健康状况的影响。研究发现,到外省的迁移对农民工健康状况存在显著负面影响,而省内的迁移对农民工健康状况没有显著影响。地区分割对迁移人群健康的负面影响日渐凸显。迁移地点对农民工健康的影响还存在性别差异。本文的研究结果具有重要的政策含义:应尽快消除地区分割,建立全国统一的劳动力流动市场;社会保险特别是医疗保险应尽快提高统筹层次,实现异地转接以及城镇医保与新农合之间的合并。

关键词 农民工 迁移地点 健康 固定效应

一、引 言

农民工已经成为“我国产业工人的重要组成部分”,为我国城市化的推进和经济快速发展做出了重要贡献(国务院,2006)。近年来,农民工的健康状况成为学术界和政策制定者颇为关注的问题之一。其原因,一是健康本身的重要性。健康不仅是重要的人力资本(Grossman,1972),而且其本身也是人类追求的目标之一。二则在于迁移与健康之间的复杂关系。多个学科的研究表明,健康不仅影响迁移决策,而且迁移也对健康产生影响(Hull,1979)。第三,不同于其他发展中国家的人口迁移,中国还存在以户籍制度为标志的城乡之间的二元分割。这给中国农民工的迁移行为与健康之间的关系增加了诸多不确定性因素。

国外对迁移与健康的研究主要集中在“移民健康效应”(Immigrant Healthy Effect, IHE)的研究上(McDonald and Kennedy,2004; Antecol and Kelly,2006; Chiswick *et al.*, 2008; Noymer and Lee,2013)。这些研究认为,移民(特别是发展中国家到发达国家的移民)的健康状况在移民之初普遍好于本地居民。这主要是由于移民的自选择行为导致的,即那些健康状况较好的人更倾向于移民。然而,新移民的健康状况会随着时间的推

* 秦立建,安徽财经大学财政与公共管理学院, E-mail: qinlj28@163.com, 通讯地址:安徽省蚌埠市曹山路962号, 邮政编码:233030; 王震,中国社会科学院经济研究所, E-mail: wangzhen09@126.com; 蒋中一,农业部农村经济研究中心, E-mail: jiangzhongyi@263.com。感谢国家社科基金“农民工市民化的障碍与途径研究”(11CJL032)、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)的资助。感谢匿名审稿人的宝贵修改意见,文责自负。

移而恶化 (Findley, 1988; Salant and Lauderdale, 2003; Pylypchuk and Hudson, 2009; Feletcher *et al.* 2011; Gimeno-Feliu *et al.* 2013), 其原因可以归结于职业损害、工作压力, 以及无法有效利用流入地的医疗卫生服务等。这些研究多采用 Panel 数据解决模型估计中的内生性问题。研究发现, 健康状况恶化的移民, 可能发生回流的现象 (Palloni and Arias 2003; Blair and Schneeberg 2013)。

移民健康效应的研究主要集中在国际间迁移上, 多数是欠发达国家到发达国家的迁移。对于国内迁移对迁移者健康的影响, 虽也有一些, 但相比较而言并不多。相比于国际间的迁移, 国内迁移有许多不同之处, 其对健康的影响机制及结果也自有其特征。首先, 国内迁移所面临的约束性条件较国际迁移少; 其次, 对于大部分国家的内部迁移而言, 语言障碍并不是一个大的问题。再有, 相比于国际迁移, 国内迁移面临的文化、制度等障碍较少, 迁移者的心理和生理适应问题较少。从已有的研究结果来看, 国内迁移对迁移者健康产生的影响比较复杂。Lu (2008) 对印度尼西亚乡城迁移人口健康的研究表明, 迁移与健康之间的关系随着迁移类型和健康测度的不同而不同。Benyoussef (1974) 在塞内加尔的研究表明, 相比于农村中的未迁移者, 迁移到城市地区的农村移民面临更多的健康风险, 一些疾病的发病率要高于农村中的未迁移者。Lu (2010) 使用印度尼西亚 1997 年到 2000 年的 Panel 数据的研究显示, 从农村到城市的迁移对迁移者的心理健康有显著的负面影响, 但是对生理健康却没有影响。

近年来, 随着农民工问题的日渐凸显, 国内对农民工健康的研究也越来越多。朱玲 (2007, 2009) 研究了职业健康和劳动时间对农民工的影响, 发现农民工普遍缺乏劳动保护, 超时劳动现象非常严重。刘生龙 (2008)、苑会娜 (2009) 和 解莹 (2011) 分析了健康对劳动力市场的影响, 发现健康状况对农民工退出劳动力市场有显著影响, 而对城镇劳动力几乎没有影响; 在城镇务工的农民工的健康状况较好。刘晓昀 (2010) 研究了农民工外出务工对家庭成员健康的影响, 总体来看, 农村居民外出务工可以提高家庭其他成员的健康, 但是男性农民工外出务工可以显著提高家庭成员的健康, 而女性农民工外出务工, 则显著降低了其他家庭成员的健康。Chen (2011) 在北京市调查的基础上, 研究了中国国内农村迁移人口的移民健康效应, 结果表明在心理健康方面不存在移民健康效应, 但是在自评的生理健康方面存在移民健康效应。

国内这些研究多是从迁移对农民工健康的负面影响进行的分析。但是, 我们注意到农民工的迁移一般都是从经济落后地区向发达地区的迁移 (国务院研究室课题组, 2006)。而经济发达地区的人均收入水平较高, 医疗资源可及性也较高, 公共卫生知识和公共卫生服务较为普及, 这些都有利于农民工的健康。农民工迁移的健康效应既包括负向效应, 也包括正向效应, 其总效应如何是一个经验研究问题。但是, 在经验研究中, 一个重要的问题是迁移决策与健康的内生性, 健康状况良好者更倾向于迁移且其迁移距离也更远 (Chiswick *et al.*, 2008)。而由于农民工就业的流动性, 寻找合适的、具有代表性的农民工迁移与健康的数据又相对困难。因此, 基于大规模的调查数据, 对农民工迁移的健康效应进行经验判断的研究比较少见 (朱玲, 2009)。

基于此, 本文使用农业部农村固定观测点 2003—2007 年的 Panel 数据, 使用固定效应 Logit 模型以消除选择性偏误, 从迁移地点的角度分析迁移对农民工健康状况的

影响。

本文余下的安排如下:第二部分是分析框架与计量模型的设定;第三部分为数据介绍与变量描述统计;第四部分为估计结果与解释;最后是结论与政策含义的讨论。

二、分析框架与模型设定

我们观察到的农民工迁移之后的健康状况实际上包括三个方面的效应:一是负向效应;二是正向效应;三是选择效应。迁移人群迁移到新的工作和生活地点后,对其健康的负面影响比较明显。特别是从农村到城市的迁移,不仅工作环境发生了极大的变化,而且交往人群、生活方式等都发生了变化,原先的农业生产方式和农村居住生活方式转变为工业生产方式和城市的生活方式,这些都对迁移人口带来心理和生理上的不适应,从而对其健康状况产生负面影响(Benyoussef, 1974; Chiswick *et al.*, 2008)。除此之外,对农民工健康状况产生负向效应的因素,一是农民工的就业、工作和生活环境。农民工所从事的职业层次低,非正规就业比例高,工作环境恶劣,超时劳动普遍,这些都不利于其健康(朱玲, 2009)。二是农民工在迁移地的社会保障覆盖较差。囿于我国城乡之间和地区之间的分割,那些跨地区迁移的农民工,很少能够被迁移地的社会保障所覆盖。即使一部分农民工可以跨区参加社会保险,但是因为我国社会保险的可携带性较差,这部分参保农民工也极少可以将迁移地和原居住地的社会保险进行跨区转移(邵长龙和秦立建, 2013)。社会保障的缺失使得农民工直接暴露在各种健康风险之下,从而导致其健康状况恶化。

迁移对农民工的健康也存在正向影响。首先,农民工的迁移一般是从经济落后地区向经济发达地区的迁移,迁移之后收入水平相对提高,从而对健康产生收入效应。其次,迁移到大城市和城镇地区后,医疗卫生资源的可得性提高,农民工获得更好的医疗卫生服务的机会增加,从而有利于其健康状况。再次,农民工迁移到经济发达地区,特别是大城市,公共卫生知识的普及和公共卫生服务的提供状况较好,从而有利于其健康。农民工的迁移对健康状况的正向效应在已有研究中还较少见。从国外一些相关研究来看(Lanska and Peterson, 1995; Blair and Schneeberg, 2013),迁移对健康的正向效应是存在的。但是,国内对农民工迁移对其健康的影响,多从负面角度分析,甚少涉及正向影响。

上述迁移对健康的正向效应和负向效应是迁移对健康的“真实”影响。但是,在迁移地点选择与健康之间还存在着“选择效应”,即健康在迁移地点选择的决策中是内生的,一些不可观测因素既影响健康也影响迁移地点的选择,那些选择迁移的农民工其健康状况本就较好。这一点已被大量文献所证实(Chiswick *et al.*, 2008; Noymer and Lee, 2013)。因此,我们观察到的农民工迁移后的健康状况应该等于负向效应、正向效应和选择效应之和(式1)。而“选择效应”不是迁移对健康的真实效应,因此在估计迁移对健康的真实效应时需要将选择效应剔除。而如何剔除选择效应,则一直是研究迁移与健康关系的一个重点问题(Lu, 2010; Rubalcava *et al.*, 2008)。

$$\underbrace{\text{THE}}_{\text{总效应}} = \underbrace{\text{Negative E} + \text{Positive E}}_{\text{真实效应}} + \underbrace{\text{Selective E}}_{\text{选择效应}} \quad (1)$$

在经验估计中,根据 Grossman(1972)健康需求理论,标准的健康需求模型如下:

$$Health_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

式(2)中,方程左边的 $Health$ 表示第 i 个人的健康状况。解释变量向量 X_i 包括个人特征、家庭特征以及迁移者的收入和就业特征等, ε_i 其中迁移地点也包括在内。 ε_i 是随机误差项。

在一般的观察中,经常出现的情况可能是外出务工流动距离较远者或在城镇地区、大城市务工者,其健康状况较好。但是,这并不表示迁移地点越远其对健康的真实效应为正。其背后的原因就是选择效应的存在,即在迁移决策中,那些健康状况较好者有更高的概率选择迁移到更远的地点或迁移到大城市。在经验估计中,采用横截面数据对式(2)进行估计时,由于选择效应的存在,迁移地点对健康的影响将会出现有偏估计。

在经验估计中,解决选择效应通常有三个方法:其一是采用工具变量法(Green, 2003; 赵忠, 2005),合适的工具变量必须同时满足与模型中的因变量不相关但是与内生性解释变量相关这两条件,这往往依赖于数据本身的结构以及研究者的主观判断。其二是 Heckman 两阶段方法(Heckman, 1979; 魏众, 2004),采用逆米尔斯比率(Inverse Mills Ratio)进行矫正。其三是采用 Panel 数据进行估计,消除由于不可观测因素导致的选择偏误(Chiswick *et al.* 2008; Pylypchuk and Hudson 2009; Feletcher *et al.* 2011)。Panel 数据的优点是能够矫正横截面数据进行估计时不可观测的个体特质造成的偏差。本文将利用农业部农村固定观测点 2003—2007 年度共计 5 年的 Panel 数据,采用固定效应 Logit 模型进行估计,研究外出务工迁移地点和距离以及就业地点的城乡差异对农民工健康的影响。

Logit 模型采用的是逻辑概率分布函数,其具体形式如式(3)所示:

$$P_i = F(T_i) = F(\gamma + \theta H_i) = \frac{1}{1 + e^{-T_i}} = \frac{1}{1 + e^{-(\gamma + \theta H_i)}} \quad (3)$$

上式中的 e 代表自然对数的底,对于给定的 H_i , P_i 则是个体做出某一个特别选择的概率。上式变换则可得式(4):

$$L_i = \ln\left(\frac{P_i}{1 - P_i}\right) = T_i = \gamma + \theta H_i \quad (4)$$

上式中的因变量是做某一特别选择的机会比的对数 L 被称为 Logit,因此这一模型被称为 Logit 模型。本研究使用的固定效应 Logit 模型如下:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \Pi_{it} + \beta_2 Z_{it} + \mu_i + \nu_{it} \quad (5)$$

式(5)中的下标 i 和 t 分别代表农民工个人和不同时期; y 是基于自评健康状况构建的二值变量,健康状况较好者赋值为 1,较差者则为 0; Π 是农民工的个人特征、家庭特征和社区特征变量向量; Z 是农民工的流动距离和就业地点的城乡差异特征变量向量,是本文关注的关键变量; μ_i 是个人固定的但是无法观察的个体特征对健康的影响; ν_{it} 代表随机误差项。

本文将首先使用混合横截面数据,用 Logit 模型对式(5)进行估计。接下来使用平衡的面板数据,用固定效应 Logit 模型对式(5)重新进行估计,考察农民工迁移地点对其健康的影响。

三、数据与变量描述

本文使用的数据来源于农业部农村固定观测点 16 省区的年度跟踪调查数据。根据本文的研究目的,我们选取了 2003 年度至 2007 年度即跨度为 5 年的 Panel 数据,考察在一个中期即 5 年的时间内,农民工的迁移和就业地点对其健康的影响。研究样本分布于东、中和西部地区的 5、6 和 5 个省区,具有良好的全国代表性。跟踪调研数据涵盖农民工详细的外出务工地点等社会经济指标,满足本文的分析需要。根据本文的研究目的,遵循 Bowlus and Sicular (2003) 和 Glauben *et al.* (2008) 的思路,本文选取 16—65 岁处于劳动力年龄段(非在校学生)、并且每年外出务工时间不少于 30 天的农民工作为研究样本,最终获得研究样本共计 17 633 个。

迁移对健康的影响是多角度的,本文的视角是从迁移地点来分析迁移对农民工健康的影响。从对健康产生影响的角度,迁移地点可以从两个维度进行分类:一是距离原居住地的行政区划距离。从这个维度,迁移地点可以分为本乡外村、乡外县内、县外省内、外省以及境外。二是迁移地点的城乡差异。从这个维度,迁移地点可以分为农村和城镇。这两个维度的交叉又可以将迁移地点分为本乡外村、本县外乡、外县农村(省内)、外县城镇(省内)、本省省城、外省农村、外省城镇、境外八类。迁移地点的划分主要考虑到如下对健康的影响因素:第一,迁移地点的经济发展水平,这不仅对农民工的健康产生收入效应,而且还与农民工所从事的行业、职业等密切相关,与农民工可以接触到的公共服务等密切相关;第二,迁移地点与原居住地的距离,距离的远近与农民工对迁移地点的心理和生理上的适应至关重要;第三,之所以使用行政区划距离而不是绝对距离,除了数据本身限制外,还考虑到仍然存在的地区之间的行政分割对农民工健康的影响;第四,迁移地点城乡之间的划分,则是考虑到我国城乡之间的二元分割对农民工获得公共服务的影响。

表 1 显示了在不同的划分标准下,农民工迁移地点的分布情况。从行政区划的迁移地点来看,省外所占比例最高,为 29.32%,其中 5 年内曾经在省外打工者的比例为 33.69% (between percent),在曾经到过省外打工者中,有 80.45% 的人一直在省外打工 (within percent)。本县外乡的比例较低,为 22.36%,5 年以来一直在本县外乡打工的比例也较低,为 71.321%。也就是说,省外打工者较为稳定,迁移地点的变动较小;而本县外乡打工者的变动幅度则较大。从城乡之间迁移地点的划分来看,农民工的分布较为均衡,且 5 年内的变动幅度也差别不大。将行政区划距离和城乡的划分标准交叉,那么外省城镇打工的农民工比例最高,为 25.60%,其次为本乡外村和本县外乡,分别为 23.35% 和 22.36%;占比较低则是境外、外县农村和外省农村。

关于健康的测度是健康经济学研究的难点之一。从现有文献看,有多种健康测度指标,包括身体质量指数 (body mass index, BMI)、年龄别体重和身高 (height for age, weight for age)、健康调整生命年 (health-adjusted life years, HALY)、伤残调整生命年 (disability-adjusted life years, DALY) 和生活质量指标 (quality of well-being scale, QWBS) 等。根据本文所使用的数据,我们采用自评健康状况。自评健康的缺点是结果往往受

表1 农民工迁移地点的分布

		overall		between		within
		Freq.	Per. (%)	Freq.	Per. (%)	Per. (%)
按行政区划划分的迁移地点	本乡外村	6 248	23.35	2 855	34.69	76.82
	本县外乡	5 984	22.36	2 607	31.68	71.32
	本省外县	6 681	24.97	2 676	32.52	72.74
	省外	7 844	29.32	2 772	33.69	80.45
	合计	26 757	100	10 910	132.58	75.43
按城乡划分的迁移地点	农村	13 423	50.17	5 195	63.13	85.36
	城镇	13 334	49.83	4 516	54.88	84.03
	合计	26 757	100	9 711	118.01	84.74
按行政区划距离和城乡划分的迁移地点	本乡外村	6 248	23.35	2 855	34.69	76.82
	本县外乡	5 984	22.36	2 607	31.68	71.32
	外县农村	585	2.19	335	4.07	53.73
	外县城镇	2 988	11.17	1 378	16.75	64.27
	本省省城	3 108	11.62	1 319	16.03	66.78
	外城农村	606	2.26	365	4.44	55.29
	外省城镇	6 851	25.6	2 464	29.94	77.66
	境外	387	1.45	150	1.82	76.44
合计	26 757	100	11 473	139.42	71.72	

到被访者个人的主观影响,但是其优点是能够系统的评价受访者个人的健康状况,因此在健康经济学研究中经常被采用(齐良书,2006; Feletcher *et al.*, 2011; Noymer and Lee, 2013)。在数据问卷中,健康分为五个等级:优、良、一般、差、丧失劳动能力。在原始数据中,农民工回答健康状况为“优”者所占比例超过了50%。这使我们认为存在对自我健康评价的高估。因此,我们将健康状况为“优”者设定为健康状况良好,其余四个层次——良、一般、差及丧失劳动能力设定为健康状况较差。这样得到健康状况的二值变量(=1,为好;=0,为差)。当然,从健康评价的相对意义而言,这一变换并不影响我们的主要结论。

农民工自评健康显示(见表2),总体而言,认为健康状况为好的比例为54.04%,认为差的比例为45.96%;在5年中曾经认为身体状况好者所占比例为67.2%,其中80.46%的被调查者的身体状况一直为好。从迁移地点与农民工自评健康之间的关系看(见表3),若以城乡来划分迁移地点,那么迁移到城镇的农民工认为健康状况好者所占比例为71.03%,高于迁移到农村的。若以行政区划距离划分迁移地点,那么随着行政区划距离越远,则自评健康状况为好的比例越高。以城乡和行政区划距离交叉划分的迁移地点虽然较为复杂,但也可以发现这一趋势,即行政区划距离越远,则健康状况越好,迁移到城镇地区的健康状况越好。从这一结果来看,似乎迁移到距离较远的城镇地区对农民工健康有正向影响。但是,这一结果也可能是选择效应的结果,即那些迁移

到较远地区城镇的农民工本来健康状况就较好。

表2 农民工的自评健康状况

自评健康状况	overall		between		within
	Freq.	Per. (%)	Freq.	Per. (%)	Per. (%)
差	40 234	45.96	10 582	60.13	76.38
好	47 298	54.04	11 827	67.2	80.46
合计	87 532	100	22 409	127.33	78.54

表3 农民工迁移地点与自评健康状况

按城乡划分		按行政区划距离划分		城乡和行政区划距离划分	
迁移地点	百分比 (%)	迁移地点	百分比 (%)	迁移地点	百分比 (%)
农村	65.47	本乡外村	62.37	本乡外村	62.37
城镇	71.03	本县外乡	69.52	本县外乡	69.52
		本省外县	69.69	外县农村	58.97
		省外	70.69	外县城镇	71.98
				本省市城	69.51
				外省农村	63.58
				外省城镇	71.15
				境外	73.64
合计	68.24	合计	68.24	合计	68.24

注:表中数据为选择“好”的比例。

除了主要关注的迁移地点对健康的影响外,本文还选择了如下三组控制变量:一是个人特征变量;二是收入、就业和消费方面的变量;三是家庭特征变量。个人特征变量主要包括性别、年龄、年龄的平方、教育年限以及是否接受过职业培训。男性与女性之间在健康行为和健康评价方面都有明显差别,因此需要将性别作为控制变量。在固定效应估计中,由于性别不随时间而变化,因此删掉性别变量。同时,为了考察迁移地点对不同性别农民工健康的影响,我们将分别估计男性和女性的健康方程。随着年龄的增长,健康将加速折旧,导致健康水平下降。而较高的教育水平可以帮助人们了解更多的健康知识,提高健康生产效率,改善健康状况(Blair and Schneeborg 2013)。职业培训对健康的影响,其机制类似于教育,参加职业培训可以获得更多生产环境、生产安全等方面的知识,从而有助于抵御健康风险。从描述统计看(见表4),男性和女性分别占53.28%和46.72%。农民工的平均年龄为42.98岁。这与其他的一些农民工调查相比(国务院研究室课题组2006),平均年龄稍大,其原因在于本项调查是基于流出地的调查,包括了许多在本地(村外)就业的农民工,而且外出就业时间定义为30天以上。而其他调查一般是基于打工地进行的调查,外出就业时间定义为6个月以上。农民工的平均教育年限为6.61年,接受过职业培训的比例只有6.99%,这表明农民工的人力资本积累还较低。

表4 相关变量描述统计

变量	分类变量(%)	overall	between	within	变量	连续变量	Mean	S. D.
性别(=1 男性)	0	46.72	46.73	100	年龄(岁)	overall	42.98	15.51
	1	53.28	53.27	100		between		14.95
	合计	100	100	100		within		4.11
是否接受过职业培训	0	93.01	96.21	96.75	年龄平方	overall	2 087.88	1 360.2
	1	6.99	10.84	63.78		between		1 305.99
	合计	100	107.06	93.41		within		379.86
干部户	0	91.74	94.55	97.03	教育年限(年)	overall	6.61	2.73
	1	8.26	12.27	67.35		between		2.74
	合计	100	106.82	93.62		within		0.83
信教户	0	92.62	94.37	98.19	老人个数	overall	0.27	0.58
	1	7.38	9.81	74.81		between		0.52
	合计	100	104.18	95.99		within		0.24
少数民族户		88.62	89.43	99.18	小孩个数	overall	0.19	0.43
		11.38	12.67	89.23		between		0.35
	合计	100	102.1	97.94		within		0.25
职业	1	69.68	80.68	85.87	人均耕种土地 面积(亩)	overall	2.61	4.2
	2	20.02	29.82	67.29		between		3.24
	3	3.28	5.89	55.15		within		2.67
	4	1.49	2.55	58.39		overall	35.11	48.08
	5	5.53	10.89	54.33		between		30.24
合计	100	129.84	77.02	within		37.34		
行业	1	60.58	70.74	84.74	打工收入 (对数)	overall	8.46	0.94
	2	10.68	18	59.53		between		0.88
	3	5.64	10.65	52.46		within		0.51
	4	2.71	4.61	58.3		overall	3.35	3.14
	5	9.01	15.12	60.36		between		2.14
	6	11.38	21.2	56.3		within		2.67
合计	100	140.32	71.27	家庭人均消费 支出(对数)	overall	7.64	0.77	
					between		0.64	
					within		0.44	

注:在0-1变量中,=1为“是”;在性别中,=1为“男性”。职业根据原始问卷和本文需要分为5类: =1为家庭经营者,包括农业和非农业家庭经营劳动者; =2为受雇劳动者; =3为个体私营工商户和私营企业经营者; =4为乡村及国家干部,包括科教文卫工作者; =5为其他。行业分为6类: =1为农业; =2为工业; =3为建筑业; =4为运输业; =5为商业、饮食业和服务业; =6为其他。外出打工收入和打工花费为外出者个人在外打工的收入和花费。

第二组为收入、就业和消费方面的变量,包括外出打工的年收入、外出打工的年花费,以及家庭人均消费支出。在就业方面,则是农民工从事的职业和所在行业。此处的

外出打工收入和花费为打工者个人在外打工的收入和花费,不是家庭平均的打工收入和打工花费。而家庭人均消费支出则是从家庭角度计算的消费支出。打工收入和打工花费直接关系到农民工在外工作的生活水平,特别是营养摄入,从而影响其健康;而家庭消费支出则直接反映了农民工家庭中的营养摄入状况。此外,高收入的工作岗位要求较高的劳动生产率,而身体健康者的劳动生产率高于身体较弱者;但是,从事高收入岗位所需的劳动强度较大,可能对健康的损害程度更大。农民工从事的职业和所在行业与特定的职业和行业健康风险相关,从而对健康产生影响。在本文中,农民工的职业分为5类,所在行业分为6类,其分布状况见表4。

家庭特征变量包括家庭中老人(65岁以上)个数、小孩(6岁以下)个数、家庭人均耕种土地面积、家庭人均居住面积、是否干部户、是否信教户或少数民族户。家庭中老人和小孩的个数表达的是家庭中需要照料的人口。家庭需要照料人口越多,则农民工需要汇回的收入以及提供的照料越多,从而带来经济方面和心理方面的压力,影响其健康。土地是家庭保障的一种方式,土地面积越多,种植业收入越多,可能提高健康水平;但是由于耕作投入的人力资本较多,可能有损健康,土地面积对健康的影响还有待考察。家庭人均居住面积则表达了农民工的生活环境,这也是影响健康的重要变量之一(Jalan and Ravallion, 2003)。信仰宗教可以使人得到心理安慰,减少外部不利环境对心理的压力,稳定个人的情绪,提高受访者个人自评健康状况(郑凤田等 2010)。为了控制宗教信仰对自评健康的影响,本文将是否为信教户作为计量分析中的控制变量。少数民族的生活方式、宗教信仰等也对农民工的健康产生影响,其作用机制类似于信教户,因此本文将这两类家庭合并。描述性统计显示,农民工家庭为干部户的比例为8.26%,老人个数和小孩个数分别为0.27个和0.19个,家庭耕种土地面积为10.01亩,居住面积为135.21平方米。

四、估计结果及解释

首先来看混合横截面Logit模型的估计结果。表5给出了以行政区划距离和城乡交叉标准划分的迁移地点对健康影响的估计结果。该结果显示,迁移到外县城镇、本省份城、外省城镇以及境外的农民工,其健康状况要显著好于在本乡的打工者。比较例外的是迁移到外县农村的农民工,其健康要显著差于本乡打工者。分性别来看,迁移地点对男性和女性农民工的影响,在趋势上相似,但是从估计结果看,对女性的影响要明显大于男性。若分别从行政区划距离和城乡两个标准划分的迁移地点的影响来看(见表6),则这一趋势更加明显,即从迁移距离看,迁移地点距离本村越远,对健康具有显著的正向影响;迁移到城镇较之于迁移到农村,对健康具有显著的正向影响。对女性而言,这一趋势更加明显。

混合横截面估计的结果与我们日常的观察相符合,即那些迁移距离较远以及迁移到城市的农民工的健康状况较好。但是,这一估计结果实际上没有剔除选择效应的影响。在迁移过程中,那些健康状况较好的农民工有更高的概率进行远距离迁移。这样,选择效应就掩盖了迁移对健康的真实效应。在本文中,我们使用固定效应Logit模型来剔除选择效应,从而估计迁移对健康的真实影响。

表5 农民工迁移地点对健康的影响:混合横截面与固定效应模型估计结果

变 量	混合横截面 Logit 模型			固定效应 Logit 模型		
	全部	女性	男性	全部	女性	男性
男性	0.242 ^{***} (0.044)
年龄	-0.010 (0.010)	-0.046 ^{**} (0.020)	0.002 (0.012)	0.088 (0.059)	0.145 (0.142)	0.073 (0.069)
年龄平方	-0.000 ^{***} (0.000)	0.000 (0.000)	-0.001 ^{***} (0.000)	-0.002 ^{**} (0.001)	-0.003 (0.002)	-0.002 [*] (0.001)
教育年限	0.034 ^{***} (0.008)	0.036 ^{**} (0.015)	0.032 ^{***} (0.010)	0.057 (0.046)	0.046 (0.081)	0.067 (0.059)
接受培训	0.357 ^{***} (0.066)	0.565 ^{***} (0.162)	0.316 ^{***} (0.073)	-0.357 [*] (0.212)	-0.283 (0.471)	-0.352 (0.245)
干部户	0.281 ^{***} (0.085)	0.493 ^{***} (0.142)	0.167 (0.107)	0.003 (0.414)	0.029 (0.911)	-0.117 (0.482)
少数民族户	-0.049 (0.066)	-0.140 (0.123)	-0.001 (0.078)	-0.305 (0.813)	-0.450 (1.429)	-0.146 (1.039)
信教户	0.069 (0.088)	0.237 (0.172)	0.028 (0.104)	0.922 ^{**} (0.468)	0.614 (0.743)	1.099 [*] (0.637)
老人个数	-0.157 ^{***} (0.038)	-0.107 (0.069)	-0.178 ^{***} (0.045)	0.078 (0.221)	0.245 (0.427)	0.070 (0.265)
小孩个数	-0.024 (0.045)	0.058 (0.084)	-0.047 (0.053)	0.264 (0.170)	0.690 ^{**} (0.342)	0.140 (0.201)
人均土地耕种面积	0.053 ^{***} (0.010)	0.035 [*] (0.019)	0.055 ^{***} (0.012)	-0.060 (0.047)	-0.051 (0.058)	-0.076 (0.074)
人均居住面积	-0.001 [*] (0.001)	0.000 (0.002)	-0.002 [*] (0.001)	0.006 (0.005)	-0.011 (0.010)	0.012 [*] (0.006)
打工收入(对数)	0.160 ^{***} (0.026)	0.102 ^{**} (0.050)	0.178 ^{***} (0.032)	0.077 (0.091)	0.012 (0.187)	0.101 (0.107)
打工花费(对数)	0.030 ^{***} (0.006)	0.049 ^{***} (0.012)	0.022 ^{***} (0.008)	0.044 ^{***} (0.016)	0.102 ^{***} (0.031)	0.024 (0.019)
消费支出(对数)	-0.141 ^{***} (0.029)	-0.194 ^{***} (0.054)	-0.109 ^{***} (0.035)	0.158 [*] (0.096)	0.146 (0.178)	0.193 [*] (0.117)
职业(以职业1家庭经营者为基准)						
职业2	-0.089 [*] (0.051)	0.006 (0.096)	-0.136 ^{**} (0.061)	0.806 ^{***} (0.172)	1.297 ^{***} (0.357)	0.730 ^{***} (0.204)
职业3	0.448 ^{***} (0.103)	0.952 ^{***} (0.197)	0.232 [*] (0.122)	0.780 ^{**} (0.380)	2.396 ^{**} (0.967)	0.461 (0.426)

续表

变 量	混合横截面 Logit 模型			固定效应 Logit 模型		
	全部	女性	男性	全部	女性	男性
职业 4	0.065 (0.227)	0.305 (0.370)	-0.061 (0.293)	1.069 (0.774)	0.952 (1.598)	1.202 (0.903)
职业 5	0.095 (0.085)	0.515 *** (0.159)	-0.108 (0.102)	0.489* (0.270)	0.981* (0.514)	0.472 (0.332)
行业(以行业 1 农业为基准)						
行业 2	0.000 (0.072)	-0.120 (0.140)	0.090 (0.086)	0.054 (0.237)	-0.896* (0.514)	0.328 (0.277)
行业 3	0.140* (0.073)	-0.125 (0.186)	0.211 *** (0.081)	0.149 (0.237)	-0.684 (0.601)	0.337 (0.262)
行业 4	0.110 (0.112)	-0.196 (0.377)	0.181 (0.121)	0.261 (0.452)	0.583 (1.045)	0.236 (0.491)
行业 5	0.062 (0.073)	0.026 (0.135)	0.075 (0.090)	-0.018 (0.269)	-0.950* (0.527)	0.232 (0.339)
行业 6	0.014 (0.074)	-0.108 (0.146)	0.089 (0.087)	-0.020 (0.247)	-0.858 (0.551)	0.161 (0.281)
迁移地点(以迁移地点 1 本乡外村为基准)						
本县外乡	0.213 *** (0.061)	0.210* (0.119)	0.190 *** (0.072)	0.049 (0.221)	-0.376 (0.558)	0.072 (0.247)
外县农村	-0.280 ** (0.119)	-0.493* (0.280)	-0.262 ** (0.133)	0.408 (0.408)	0.982 (1.014)	0.208 (0.454)
外县城镇	0.258 *** (0.070)	0.201 (0.128)	0.269 *** (0.084)	0.121 (0.280)	0.423 (0.609)	-0.03 (0.332)
本省省城	0.178 ** (0.070)	0.376 *** (0.134)	0.083 (0.083)	-0.146 (0.278)	-0.693 (0.668)	-0.01 (0.315)
外省农村	-0.086 (0.115)	0.294 (0.241)	-0.214 (0.132)	-0.750* (0.428)	-0.155 (1.216)	-0.883* (0.466)
外省城镇	0.110* (0.057)	0.362 *** (0.102)	-0.029 (0.069)	-0.573 ** (0.264)	-1.046* (0.630)	-0.523* (0.298)
境外	0.315* (0.167)	0.024 (0.411)	0.326* (0.185)	0.646 (1.259)	.	0.907 (1.274)
截距	0.683 ** (0.304)	1.879 *** (0.579)	0.449 (0.366)			
观测值	15 083	4 353	10 730	2 717	826	1 891

注: 括号内为 S. E.; *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$; 在使用固定效应模型进行估计之前, 我们使用 Bivariate Probit 模型对不同年份的健康状况两两进行了估计, 以便在控制相关变量的条件下检验不可观测因素对健康状况的影响情况。估计结果显示, 在控制相关变量后, 不同年份健康状况之间的 ρ 值都显著不为 0, 且随着间隔年份缩小 ρ 值变大。

表6 按行政区划距离和城乡划分的迁移地点对农民工健康的影响

迁移地点	混合横截面 Logit 模型			固定效应 Logit 模型		
	全部	女性	男性	全部	女性	男性
按行政区划距离划分的迁移地点(本乡外村为基准)						
本县乡外	0.213 *** (0.061)	0.204 * (0.119)	0.192 *** (0.072)	0.056 (0.221)	-0.268 (0.549)	0.092 (0.246)
本省外	0.167 *** (0.057)	0.229 ** (0.109)	0.125 * (0.068)	0.065 (0.238)	0.075 (0.568)	0.046 (0.269)
省外	0.099 * (0.055)	0.347 *** (0.101)	-0.029 (0.067)	-0.540 ** (0.259)	-0.817 (0.612)	-0.526 * (0.291)
按城乡划分的迁移地点(以农村为基准)						
城镇	0.093 ** (0.039)	0.238 *** (0.073)	0.030 (0.047)	-0.185 (0.164)	-0.265 (0.332)	-0.131 (0.192)

注: 括号内为 S. E.; *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$; 模型估计中其他控制变量估计结果在此处省略, 若有需要者可与作者联系。

表5后三栏给出了固定效应 Logit 模型的估计结果。在剔除了选择效应后, 迁移地点对健康的影响发生了明显变化: 相比于本乡外村的农民工, 迁移到外省农村和外省城镇的农民工的健康状况显著较差, 迁移距离以及迁移地点的城乡差异对农民工的健康有显著的负面影响。分性别来看, 女性农民工迁移到外省城镇地区后健康状况显著较差, 而男性农民工迁移到外省农村后健康状况显著较差。若以行政区划距离和城乡两个标准划分, 则仅有迁移到省外的农民工的健康状况显著较差, 且没有性别之间的差异。这一结果表明, 到外省的迁移对农民工的健康有显著的负面影响。

如前所述, 迁移对健康的真实效应既包括正向效应, 也包括负向效应。在剔除选择效应后, 我们发现迁移到外省对农民工健康的负向效应超过了正向效应。而在省内的迁移则对农民工的健康没有显著影响。迁移地点的城乡差别对农民工健康没有显著影响。其背后的原因, 首先是到外省的迁移意味着农民工的生活环境、生活方式、社会交往, 甚至饮食习惯等都要发生变化, 从而导致农民工心理适应和生理适应上的障碍, 影响其健康状况, 这一点已经为大多数研究迁移与健康的文献所证实 (Benyoussef, 1974; Chiswick *et al.*, 2008; Chen, 2011)。不同于一些小国, 中国不同省份之间的习俗、生活方式等存在较为明显的差异。这些差异无疑会给农民工的健康带来负面影响。相比较而言, 省内迁移所导致的生活方式、生活环境的变化则要小得多。

其次则是中国存在城乡之间和地区之间的分割。城乡之间和地区之间的分割, 使得农民工无法融入打工所在地, 成为打工地的“边缘群体”。这种分割导致他们无法有效获得打工地的公共服务, 特别是医疗服务资源, 从而影响其健康状况。近年来, 城乡二元分割已经在逐步淡化, 一些省份已经取消了农村户籍和城镇户籍的区别。但是, 地区之间的分割, 特别是跨省分割还比较严重。公共服务的提供和社会保障的覆盖存在明显的跨省差别。即使全部覆盖农村地区的公共服务和社会保障项目, 也存在严重的地区分割。以新型农村合作医疗制度为例, 在地方行政辖区隔离特征方面的表现非常

明显。新型农村合作医疗保障制度一般是以县为单位进行管理的,定点就诊医院基本是县内的公立医疗机构,当地参合农村居民在县内就诊时可以得到新型农村合作医疗的财务支持,所以在本县内务工的农民工,其医疗服务的可得性问题能够得到较好的解决。但是,新农合的医保手续不能进行县外转接,大多数外出务工地点超出本县县域的农民工,若生病时返回本县治疗,则无论病情、时间和经济上都不允许,所以,有些务工地点超出本县县域的农民工,一旦生病则不能得到及时的治疗,或者干脆放弃治疗,损害了身体健康,加速了健康资本折旧。而到外省市城镇地区就业的农民工,则同时遭受三重分割带来的歧视,即城乡户籍分割、地方行政分割以及城市公有体制内外的分割(朱玲,2009)。

再次,对卫生医疗资源的可得性是影响农民工短期健康状况的主要因素之一。我国医疗资源分布的城乡差异比较大,城市地区拥有我国80%的医疗资源,而广大的农村地区仅占有20%的医疗资源(温晟,2010)。农民工到城镇地区务工后,面对着质量较高的医疗服务体系,理论上可以提高自身的健康水平。但是,现实情况是他们无法有效利用这些高质量的医疗服务。究其原因,除了我国城市管理体制中地方行政辖区隔离的制度性障碍之外,还有以下原因:其一,外出务工以收入最大化为目的而被迫“忽视”医疗服务利用。我国农村的留守人口主要是老人、妇女和儿童,外出务工人员要承担家庭留守人员的生活开支、预防性资金需求和农业生产投入品的费用支出。家庭开支的巨大压力降低了农民工医疗服务利用的可得性。其二,农民工的三无身份,即无当地正式户籍身份、无合法工作机会身份、无永久居留身份,造成了对公共服务利用的畏惧(苑会娜,2009),使他们不愿意利用医疗服务。其三,不知道流入地的医疗服务使用规则,导致其无法有效利用医疗服务(Gimeno-Feliu *et al.*, 2013)。其四,超时劳动导致没有时间利用医疗服务。有些农民工工作10年,除了春节回乡而周末均无休息日,且每日工作10小时(朱玲,2009)。农民工虽然面对城市地区较好的医疗服务供方,但是却无法有效利用,损害了身体健康水平。如果农民工的健康状况继续下降,则长期看我国劳动力的质量必然趋于下降,将严重降低我国企业的全球竞争力。

除了迁移地点外,其他一些因素也对农民工健康状况产生影响。值得指出的,一是家庭小孩的数量。固定效应Logit模型的估计结果显示,小孩数量对女性农民工的健康状况有显著的负面影响,但对男性农民工的健康状况没有显著影响。这背后有两个主要原因:一是女性作为小孩的主要照料者,需要投入更多的精力和时间照料小孩,从而影响其健康;二是在家庭资源配置中,相对于父亲,母亲更多将收入用于小孩身上,从而降低自己的消费(Blumberg, 1988)。二是外出打工的花费,对女性农民工健康有显著正向影响,但对男性农民工却没有显著影响。根据作者对农民工的田野调查,出现这一现象与不同性别农民工在打工地的消费行为有关。女性农民工的花费主要集中在个人消费上,这些消费多有助于身体健康;而男性农民工更多集中在社会交往、饮酒、抽烟等项目上,多会有损于身体健康。三是职业和行业。在职业方面,相比于家庭经营者,受雇劳动者、个体私营业主以及其他职业农民工健康状况显著要好。这一结果也存在性别差异,职业对女性农民工的影响要大于男性,对男性农民工而言,除了受雇劳动者外,其他职业都与基准职业的影响没有显著差异。在行业方面,性别差异更加明显,在全部样

本和男性样本的固定效应估计结果中,行业对农民工的健康都没有显著影响,但是对女性则有显著的负面影响。相比于从事农业,从事工业、商业、饮食业和服务业以及其他行业的女性农民工,其健康状况显著要差。这一结果表明,在迁移过程中女性农民工由于其弱势地位受到的健康损害要大于男性。第四,教育作为主要的人力资本变量,在混合横截面 Logit 模型的估计中,对农民工的健康状况有显著影响;但是,这一效应在固定效应模型中消失了。这有两个原因,一是教育确实对健康没有影响,二是教育对健康的影响在长期中很少发生变化,因此在固定效应模型的估计中消去了。

五、结 论

农民工的健康状况一直受到各方面的关注。但是,多数研究主要关注的是迁移对农民工健康的负向影响。实际上,农民工迁移到经济发达地区还可以获得健康的正向效应。其真实效应如何需要可靠的经验研究。在实际估计过程中,一个重要的困难是如何剔除迁移过程中健康的选择效应。本文基于中国 16 省区的微观面板数据,使用固定效应 Logit 模型剔除选择效应,从迁移地点的角度研究了迁移对农民工健康的影响。在本文中,迁移地点根据两个维度划分,即行政区划距离与城乡差异以及这两个标准交叉划分的迁移地点。

混合横截面数据的估计显示,迁移距离越远农民工健康状况越好,迁移到城镇地区就业比迁移到农村地区就业健康状况要好。但是,在剔除了选择效应后,我们发现到外省的迁移,包括迁移到外省城镇和外省农村,对农民工健康产生显著的负面影响。迁移带来的对健康的负向效应超过了正向效应。若以行政区划距离和城乡差异为标准来划分迁移地点,则估计结果显示,迁移到外省对农民工的健康产生显著的负面影响,省内的迁移对农民工健康没有显著影响;而迁移地点的城乡差异对农民工的健康没有显著影响。

估计结果还存在性别差异,即迁移到外省城镇的女性农民工对其健康有显著负面影响,而迁移到外省农村的男性农民工对其健康有显著负面影响。此外,在小孩数量、打工花费以及职业和行业等变量的影响上,也存在性别差异。迁移对女性造成的负面影响更为明显和复杂。

这些结果背后的原因,一是迁移距离对农民工心理和生理不适的负面影响。二是因为我国仍然存在的城乡分割和地区分割,导致了农民工无法融入打工地,特别是在外省就业的农民工,无法融入打工地,被排斥在城市公共服务和社会保障之外。这种分割一方面使得农民工无法充分利用城镇地区的良好医疗卫生资源,迁移到经济发达地区对健康的正向效应不能充分发挥;另一方面也使他们产生严重的被剥夺感,从而影响其健康。三是农民工无法有效利用打工地的医疗资源,从而影响其健康。

农民工“已经成为我国产业工人的重要组成部分”,他们对我国的经济快速发展做出了贡献,而且在未来他们仍然是我国城镇化和经济发展的主力军。地区分割和城乡分割不仅阻碍了他们迁移到发达地区后应该获得的正向健康效应,损害了他们的健康,而且还极有可能将这种健康损害带回到农村。特别是对女性农民工而言,她们不仅与

男性农民工一样遭受地区分割和城乡分割带来的歧视,而且还遭受性别歧视,其脆弱性更高。

上述结论在政策上的含义,一是地区分割和城乡分割应该逐步消除,特别是地区之间的分割,其影响已经超过城乡分割。在不能消除的情况下,打工地政府也应该逐步向农民工放开各种公共服务和社会保障,将农民工纳入到本地公共管理之下。其次,从对健康影响比较直接的医疗保障和医疗卫生资源入手,尽快实现医疗保险手续的异地转接,尤其要加强新型农村合作医疗保险的跨省转接。同时,由于部分农民工加入了流入地的城镇居民大病医疗保险或城镇职工医疗保险,所以,有关部门还要积极探索新型农村合作医疗保险与这两类医疗保险之间的转接,保障农民工的健康权利。最后,针对女性农民工的健康脆弱性,政府一方面需要将本地女性保护的政策覆盖到外来女性农民工群体;另一方面也要出台相应的措施,例如扩大生育保险对女性农民工的覆盖面,保护女性农民工的权益。

参 考 文 献

- Antecol, H. and B. Kelly, 2006, "Unhealthy Assimilation: Why do Immigrants Converge to American Health Status Levels," *Demography*, 43(2): 337-360.
- Benyoussef, A., J. Cutler and L. Levine, 1974, "Health Effects of Rural-urban Migration in Developing Countries-Senegal," *Social Sciences & Medicine*, 8(5): 243-254.
- Blair, A. and A. Schneeborg, 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*, 22(1): 18-26.
- Blumberg, R. L., 1988, "Income under Female versus Male Control," *Journal of Family Issues*, 9(1): 51-84.
- Bowlus, A. J. and T. Sicular, 2003, "Moving toward Markets? Labor Allocation in Rural China," *Journal of Development Economics*, 71(2): 561-584.
- Chen, J., 2011, "Internal Migration and Health: Re-examining the Healthy Migrant Phenomenon in China," *Social Science & Medicine*, 72(8): 1294-1301.
- Chiswick, B., Y. Lee and P. Miller, 2008, "Immigrant Selection System and Immigrant Health," *Contemporary Economic Policy*, 26(4): 555-578.
- Feletcher, J., J. Sindelar and S. Yamaguchi, 2011, "Cumulative Effects of Job Characteristics on Health," *Health Economics*, 20(5): 553-570.
- 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*, 22(1): 4-29.
- Gimeno-Feliu, R., L. Macipe-Costa and M. Cafiada-Millan, 2013, "Differences in the Use of Primary Care Services between Spanish National and Immigrant Patients," *Journal of Immigrant and Minority Health*, 22(1): 1-7.
- Glauben, T., T. Herzfeld and X. B. Wang, 2008, "Labor Market Participation of Chinese Agricultural Households: Empirical Evidence from Zhejiang Province," *Food Policy*, 33(4): 329-340.
- Greene, W. H., 2003, *Econometric Analysis*, Prentice Hall.
- Grossman, M., 1972, "On the Concept of Health Capital and the Demand for Health," *The Journal of Political Economy*, 80(2): 223-255.
- Heckman, J., 1979, "Sample Selection Bias as a Specification Error," *Econometrica*, 47(1): 153-161.
- Hull, D., 1979, "Migration, Adaptation, and Illness: A Review," *Social Science & Medicine*, 13(1): 25-36.
- Jalan, J. and M. Ravallion, 2003, "Does Piped Water Reduce Diarrhea for Children in Rural India," *Journal of Economet-*

- rics , Vol. 112 , No. 1 , 153-173.
- Lanska , D. J. and P. M. Peterson ,1995, "Effects of Interstate Migration on the Geographic Distribution of Stroke Mortality in the United States ," *Stroke* ,26(4) :554-561.
- Lu , Y. ,2008, "Test of the 'Healthy Migrant Hypothesis': A Longitudinal Analysis of Health Selectivity of Internal Migration in Indonesia ," *Social Science & Medicine* ,67(8) :1331-1339.
- Lu , Y. ,2010, "Rural-urban Migration and Health: Evidence from Longitudinal Data in Indonesia ," *Social Science & Medicine* ,70(3) :412-419.
- McDonald , J. T. and S. Kennedy ,2004, "Insights into the Health Immigrant Effect: Health Status and Health Service Use of Immigrants to Canada ," *Social Science & Medicine* ,59(8) :1613-1627.
- Noymer , A. and R. Lee ,2013, "Immigrant Health around the World: Evidence from the World Values Survey ," *Journal of Immigrant and Minority Health* ,22(1) :1-10.
- Palloni , A. and E. Arias ,2003, *The Hispanic Paradox of Adult Mortality* , University of Wisconsin Press.
- Pylypchuk , Y. and J. Hudson ,2009, "Immigrants and the Use of Preventive Care in the United States ," *Health Economics* ,18(7) :783-806.
- Rubalcava , L. N. , G. M. Teruel , D. Thomas and N. Goldman ,2008, "The Healthy Migrant Effect: New Findings from the Mexican Family Life Survey ," *American Journal of Public Health* ,98(1) :78-84.
- Salant , T. and D. S. Lauderdale ,2003, "Measuring Culture: A Critical Review of Acculturation and Health in Asian Immigrant Populations ," *Social Science and Medicine* ,57(1) :71-90.
- 国务院 2006,《关于解决农民工问题的若干意见》, http://www.gov.cn/jrzq/2006-03/27/content_237644.htm , 中央人民政府网站。
- 国务院研究室课题组 2006,《中国农民工调研报告》, 言实出版社。
- 解垚 2011,《健康对劳动力退出的影响》,《世界经济文汇》第1期 109—120页。
- 刘生龙 2008,《健康对农村居民劳动力参与的影响》,《中国农村经济》第8期 25—33页。
- 刘晓昀 2010,《农村劳动力流动对农村居民健康的影响》,《中国农村经济》第9期 76—81页。
- 齐良书 2006,《收入、收入不均与健康:城乡差异和职业地位的影响》,《经济研究》第11期 16—26页。
- 邵长龙和秦立建 2013,《完善我国农民工基本医疗保险制度的研究》,《价格理论与实践》第2期 45—46页。
- 魏众 2004,《健康对非农就业及其工资决定的影响》,《经济研究》第2期 64—74页。
- 温晟 2010,《浅谈新医改形势下卫生资源的合理配置》,《中国总会计师》第5期 151—152页。
- 苑会娜 2009,《进城农民工的健康与收入——来自北京市农民工调查的证据》,《管理世界》第25期 56—66页。
- 赵忠 2005,《我国城镇居民的健康需求与 Grossman 模型——来自截面数据的证据》,《经济研究》第10期 79—90页。
- 郑凤田、阮荣平和刘力 2010,《风险、社会保障与农村宗教信仰》,《经济学季刊》第3期 829—850页。
- 朱玲 2007,《女性迁移劳动者生殖健康保障问题》,《经济学动态》第5期 61—64页。
- 朱玲 2009,《农村迁移工人的劳动时间和职业健康》,《中国社会科学》第1期 133—149页。