

流动人口健康移民现象再检验:基于2006—2011年CHNS数据的分析

易龙飞¹, 亓迪²

(1.浙江大学 公共管理学院, 杭州 310058; 2.布里斯托大学 政策研究学院, 英国 布里斯托 BS8 1TZ)

摘要:基于中国健康与营养调查2006年、2009年和2011年的数据,检验我国是否存在流动人口健康状况普遍优于城市居民的健康移民现象。建立Logistic回归模型横向分析三个年度的数据得出,流动人口在长期健康指标上的表现优于城市居民,这种差异在控制了年龄、性别、学历、职业、收入和吸烟史等变量后依然保持显著,而两组人群在近期健康指标上的差异总体上不显著。建立Cox回归模型纵向分析三个年度的数据得出,两组人群在近期健康上患病概率并无明显差异,而城市居民患有长期疾病的概率显著高于流动人口,这种差异在控制变量后仍然保持显著。

关键词:流动人口;移民选择;健康移民现象;健康移民假说

中图分类号:C922 **文献标志码:**A **文章编号:**1007-0672(2014)06-0036-07 **收稿日期:**2014-05-13

基金项目:本文得到国家留学基金委2013年国家建设高水平大学公派研究生项目的资助。

作者简介:易龙飞,男,河南平顶山人,浙江大学公共管理学院博士研究生,研究方向:社会政策。亓迪,女,山东泰安人,英国布里斯托大学政策研究学院博士研究生,研究方向:贫困与社会排斥。

DOI:10.15884/j.cnki.issn.1007-0672.2014.06.008

伴随着中国城市化进程的快速发展,大量人口从农村迁入到城市生活,这一群体常常被称之为流动人口^①、外来人口、农民工、进城务工人员、城市新移民等。据统计数据显示,在2001到2010的十年间,中国农村人口平均每年向城镇的转移量在1500万人左右。截止到2012年,我国流动人口的总量已达2.36亿,占全国总人口的六分之一,其中有八成属于农村户籍的流动人口^[1]。大量流动人口迁入城市不仅为流入地的经济发展提供了大量劳动力资源,也为流入地居民的日常生活和公共服务做出了巨大贡献。以北京市为例,1997年到2003年间外来人口为北京市国民生产总值的贡献率约为27.96%^[2]。然而由于现有户籍制度和社会保障制度的限制,他们无法享有与城市居民同等待遇的公共服务,无法作为城市新成员表达自己的利益诉求。可以预见,这种“半城市化”现象所折射出的一系列社会问题将深刻影响着中国未来社会政策的发展进程,在以“人的城镇化为核心”的新型城镇化战略实施的过程中,将有更多的人口从农村地区迁入城市生活。

流动人口自身的健康状况不仅与他们对未来生活的预期息息相关,更会改变城乡之间健康人口的分布趋势,进而对整个社会医疗资源的分配产生重大影响,也会对政府医疗服务的供给和卫生政策的制定提

出严峻挑战。由于我国现阶段流动人口的主流是青壮年劳动力,因此年龄将成为本文一个重要的控制变量加以讨论。剔除年龄的影响后,如果流动人口中依然存在着健康移民现象,我们就需要考虑流动人口健康状况在移民选择机制中的作用,并据此预估未来一段时间内人口的流动趋势以及农村地区剩余人口的健康水平,从而合理配置医疗资源在城乡之间的分配,以更好地应对未来老龄化社会对医疗资源持久的刚性需求。

一、研究回顾

学术界对健康与移民选择关系的讨论最早始于流行病学的研究发现。起初,研究人员为了探索环境因素与人类健康之间的关联,比较了一些经历过大规模人口迁移活动之后,各个社会中不同人群发病率和死亡率的差异,结果偶然发现有移民背景的人群在发病率和死亡率等健康指标上的表现要优于本地居民^{[3][4]}。这一发现引起了移民研究学者的强烈兴趣,近些年学术界关于跨国移民或流动人口健康选择机制的研究成果颇丰。大多数研究发现,迁移者(流动人口)起初的健康状况要普遍优于迁入国

^①指常住地与户籍登记地不同、离开户籍登记地半年以上。为研究方便,本文对流动人口的界定为户籍在农村,在城市工作居住的一类人。与此对应,城市居民为户籍在城市,并且在城市工作居住的一类人。

(地区)的本地居民,特别是在从发展中国家迁移到美国、加拿大、澳大利亚、西欧等发达国家的迁移者中差异最为明显^{[5][6][7]}。基于这个发现,学术界把流动人口相比流入地居民来说更加健康的现象统称为“健康移民现象”或者“健康移民假说”(Healthy Migrant Phenomenon or Healthy Migrant Hypothesis),可能的原因是流动人口本身的移民选择和偏好往往受到其身体状况的影响,身体健康的人更有可能选择移民。不过,这样的现象或者假设在很大程度上取决于流动人口如何界定和健康状况如何测量,因此有少部分学者通过实证检验得出,流动人口和当地居民之间的健康差异并不明显,健康移民现象并不显著存在^{[8][9]}。

然而多数研究证实了健康移民现象的存在。如 Jasso 等基于美国国家卫生统计中心和国家疾控中心在 1996 年实施的国民健康访问调查(National Health Interview Survey, NHIS)数据发现,移民者在健康状况上是一个自我选择的群体(Self-selected Group),其健康状况明显优于流入国本地出生公民,而且在控制了年龄变量之后差异依然存在,但是随着移民在流入地工作生活时间的延长,他们在健康状况上的优势随之递减^[10];Hummer 等对墨西哥与美国之间的跨国移民展开了大量研究,结果显示,虽然这些迁徙到美国的南美裔居民很难获得较高的在社会经济地位和较好的医疗服务资源,但是这些出生在国外的南美裔居民在死亡率方面却低于本土居民,这也被称为“南美移民健康悖论”(Hispanic Paradox)^{[11][12]}。当然南美与美国居民在饮食文化、生活方式等方面的差异可能会成为一个关键的影响因素。此外,也有学者在前人对美国—墨西哥移民研究的基础上更加详细地区分了移民者或流动人口在个体不同生命阶段的移民选择,认为在个体生命早期和生命后期,移民者会根据自己的健康情况做出移民的迁出和迁回选择^[13]。该研究在得出迁入人口的健康状况好于同年龄段本地人口这一结论的同时,还证明了迁回人口的健康状况差于同年龄段本地人口,其固然丰富了健康与移民选择机制的研究成果。

与跨国间移民健康选择研究相比,学术界对于国家内部移民或流动人口健康选择机制的研究则相对较少。在与我国国情相似的印度尼西亚,Lu 利用 1997 年到 2000 年印度尼西亚家庭生活调查(Indonesia Family Life Survey, IFLS)的时间序列数据,验证了国内移民中依然存在着健康移民现象^[14]。回

顾改革开放以来我国人口流动的趋势可以发现,人口迁徙的主流是从中西部欠发达地区流入到东部沿海发达地区。以第六次全国人口普查的数据为例,流动人口占常住人口比例较高的省市包括上海(40.99%)、北京(33.28%)、广东(32.51%)和浙江(32.46%),而流动人口占常住人口比例较低的省份有甘肃(7.29%)、河南(7.57%)、河北(8.23%)和江西(8.35%),这与国际间从发展中国家迁移到发达国家的跨国移民趋势相一致^[15]。因此,虽然我国对人口迁移和流动的定义不同于西方国家,但是我们依然有理由相信跨国移民的这种健康选择机制作用于国内从农村到城市的流动人口中依然有效。正如有学者分别利用北京市和上海市住户调查数据并建立多元回归模型分析后发现,外来流动人口在身心健康状况上明显占优^{[16][17]};有学者通过对全国范围内流动与健康调查数据的验证后认为,我国流动人口的健康选择机制中存在健康移民假说,其显著性会受到控制变量和时间延长的影响^{[18][19]}。这些研究为我们探索流动人口健康选择机制提供了重要的实证基础,但是其数据或是来源于某一个地区,或是来源于某一个时间节点,或是来源于流动人口的主观评估,所以无法为我们准确全面系统地展现全国层面的流动人口健康选择机制。

根据第六次全国人口普查和《中国流动人口发展报告 2013》的数据显示,现阶段我国跨省流动的人口存在以下几个明显特点:一是流动原因主要是务工和经商,大约占到总人数的四分之三;二是流动人口的受教育程度偏低,其中有半数以上仅为初中学历;三是流动人口中以中青年人为主,流动人口的平均年龄为 28 岁;四是流动人口就业较为集中且多为劳动密集型行业,其中有六成左右从事制造业和建筑业,有接近三成从事零售和服务业。毫无疑问,这些特点和流动人口特有的社会经济地位将会对其移民选择和健康状况产生影响,因此为了研究结果的准确,本文将年龄、性别、收入、教育程度、从事职业以及与健康状况密切相关的吸烟史等指标作为控制变量。基于国际国内学术界对流动人口健康选择问题的研究,并结合我国国内流动人口的特点,本文将利用中国健康与营养调查数据库(China Health and Nutrition Survey, CHNS)2006 年、2009 年、2011 年三个年度的数据,以系统检验健康移民现象在当今我国流动人口快速增长时期的显著性,从而进一步探索流动人口自身健康状况与其移民路

径和移民选择的关联。因此我们假设,我国流动人口中存在着“健康移民现象”,也即流动人口的健康状况要普遍优于流入地的本地居民。

二、数据与模型

(一)数据来源

本文所采用的中国健康与营养调查 2006—2011 年数据库,是由美国北卡罗来纳大学人口研究中心(Carolina Population Center at the University of North Carolina at Chapel Hill)、美国国家营养与实物安全研究所(National Institute of Nutrition and Food Safety)和中国疾病与预防控制中心合作开展的调查项目^①。该调查主要用来研究健康营养和计划生育政策以及中国社会经济的转变如何影响到个人的健康和营养状况。到目前为止,该调查分别在 1989 年、1991 年、1993 年、1997 年、2000 年、2004 年、2006 年、2009 年和 2011 年共进行了 9 次。调查根据地理位置、经济发展、社会资源和健康指标的显著差异选取了 9 个省份进行分层抽样,分别为辽宁、黑龙江、江苏、山东、河南、湖北、湖南、广西和贵州(2011 年增加了北京、上海和重庆),调查又采用多阶段随机整群抽样方法在各个省份分别抽取样本。根据收入高低分别各个省份抽取城市和县,在各个县和城市,又分别抽取数量不等的乡镇和街道社区。该调查涉及问卷项目包括住户、营养健康、成人、儿童、社区等。

(二)健康测量

基于国内外在移民与健康关系研究中已取得的研究经验,本文中的健康状况特指生理健康,不包含心理健康。而学术界关于生理健康的测量也存在一定的争论,经常用到的测量指标包括死亡率指标、预期寿命指标、生命体征指标、自我认知评估、疾病诊断与疾病史、健康因子等。我国研究者(见[16][17][18][19])大多使用客观指标与主观评估相结合的方式进行分析,这一方式的优点在于更加全面地展示出个体的身体健康状况,但无法剔除个体主观因素的干扰,有可能产生研究误差。而也有研究者(见[7][10][14][20])使用客观类指标作为评估依据,其优点在于可以排除个人主观臆断对研究结果的影响,得出的结论更加直观更具科学性。本文将从疾病与健康角度基于客观指标来衡量个体的健康水平,虽然疾病与健康状况并不能完全划等号,但不可否认一种疾病对个人日常生活的长期影响将会显著降低个体的健康水平和生理机能,尤其是严重的慢性病和身体残疾。本文将选取利用 CHNS 数据库 2006

年、2009 年和 2011 年中关于个体现时(最近四周内)健康状况(包括呼吸道类疾病、关节类疾病、皮肤类疾病、五官类疾病、心脑血管类疾病、传染类疾病和慢性疾病)作为近期健康指标,以及数据库中 2006 年和 2009 年个体疾病史诊断状况(包括高血压、糖尿病、中风、心脏病、骨折、哮喘)作为长期健康指标,以此来分别衡量个体的健康状况。

(三)变量界定

本文主要采用 CHNS 数据库中的户口(A8b1,此为数据库中表示该项数据的代码,下同)和居住地(T2)两个指标生成自变量,即流动人口组和城市居民组,年龄范围为 18—64 岁。流动人口组定义为户口地在农村而居住地在城市的人群,城市居民组定义为具有城市户口且居住在城市的人群。因变量分为个体近期健康状况和个体长期健康状况。当受访者曾经在过去四周患过呼吸道类疾病、关节类疾病、皮肤类疾病、五官类疾病、心脑血管类疾病、传染类疾病和慢性疾病(M24b1—M24b9)等中的任何一种,被赋值为 1,代表个体患有近期疾病,否则为 0(剔除这些指标都为缺失值的个案),代表个体近期健康状况良好。反映疾病史健康状况的因变量也采用同样的方法生成新的因变量为长期健康,当个体患有高血压(U22)、糖尿病(U24a)、心脏病(U24j)、中风(U24l)、骨折(U24n)、哮喘(U24q)等其中任何一种疾病时,被赋值为 1,代表个体患有长期疾病。只有当个体未曾患过其中任何一种疾病时,才被赋值为 0(剔除这些指标都为缺失值的个案),代表个体长期健康状况较好。在本研究中,因变量为二分类变量,即近期健康状况和长期健康状况。自变量为新生成二分类变量(流动人口和城市居民),控制变量有二分类变量如性别、吸烟史等,也有多分类控制变量如学历和职业以及连续型变量如收入和年龄等。

(四)模型介绍

为了检验健康移民现象即流动人口的健康状况是否优于城市居民,本文采用近期健康和长期健康两个二分类变量作为因变量,将流动人口和城市居民这个二分类变量以及其他个体特征如性别、年龄、收入、职业、学历和吸烟史作为自变量,拟合 Logistic 回归模型进行检验,共有两个模型:(1)模型 1 在无任何控制变量情况下,检验流动人口的健康指标是否优于城市居民;(2)模型 2 控制其他个体特征变量

①中国健康与营养调查数据库网址为 <http://www.cpc.unc.edu/projects/china>。

后,检验流动人口的健康指标否依然优于城市居民。Logistic 模型的公式为:

$$\text{logit}P = \ln\left(\frac{P}{1-P}\right) = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \cdots + \beta_n X_n + \varepsilon$$

本研究中, p 为患病的概率, $1-p$ 为未患病的概率, $p/1-p$ 为优势比(odds), $\text{logit}P$ 即为发病与未发病优势比的对数值。 β_i 为回归系数,表示当自变量或控制变量改变一个单位时,优势比对数的变化值。为了方便解释,在 Stata 软件分析中提供了优势比的变化单位即 e^{β_i} 。另外,因为 CHNS 数据是纵向数据(longitudinal data),即同一个家庭和家庭内部成员会在不同年份参加问卷调查,即重复出现在不同年份的数据中。为了更好地利用 CHNS 数据,本文采用 Cox 回归模型进行时间序列分析进一步检验移民健康假说,即检验从 2006 到 2011 年期间,流动人口是否比城市居民患病危险性小同时在这一段时间内患病速度更慢。Cox 回归模型是分析时间序列数据尤其当因变量为二分变量情况下的主要分析方法,也通常被认为是生存分析或时间—事件发生问题的重要分析方法之一。Cox 模型允许截尾数据(censored data)的存在,即受访者发生某事件的时间未知(或死亡时间未知),原因可能是受访者失访,如在 CHNS 数据里未能持续参加调查的受访人员,或在调查结束时受访者尚未发生某事件,比如在 2011 年(调查的最后一年)受访者尚未患过任何一种疾病。Cox 回归不但可以允许资料有截尾数据存在,而且可以同时分析众多因素对事件发生时间影响的一种半参数多变量的生存分析方法。其基本公式为:

$$h(t, X) = h_0(t) \exp(\beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \cdots + \beta_n X_n)$$

其变形公式与 Logistic 回归模型相似为:

$$\ln \frac{h(t, X)}{h_0(t)} = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \cdots + \beta_n X_n$$

Logistic 回归中的优势比在 Cox 回归中为 $h(t, X)/h_0(t)$ 的风险比或危险比(risk/hazard ratio),拟合的 Cox 模型提供了危险比。其中,发生事件为已构建的二分变量是否患过疾病,事件发生的时间变量为 CHNS 数据中的年份变量(包括 2006, 2009 和 2011 年),自变量包括二分组别和其他的控制变量等。

三、分析结果

(一) 样本统计

本文研究样本特征的统计分布情况如表 1 所示,鉴于 CHNS 数据为纵向数据,即个人和家庭信息在问卷调查中在不同年份重复出现,因此在缺失变

量的处理上,我们可以利用个人或家庭其中一年的信息填补其他年份上缺失的信息,也即通过上一个或者下一个观测值进行缺失值替代的方法 (Last Observation Carried Forward)。在家庭户口和收入等变量上采用同一年份家庭内部其他成员所提供的相关信息进行缺失值替代,替代背后的假设是家庭收入和家庭户口是以家庭为单位调查所得的信息,同一个家庭内部所有成员的家庭户口和家庭收入情况是相同的。同时,疾病史和疾病现时状况这两个核心变量的数据筛选及缺失值处理在上文中已有详细说明,即只删除那些在所有变量中都缺失的个案,即在生成疾病史和疾病现时状况所使用的所有相关变量上没有提供任何信息的个人。经过数据筛选和缺失值处理之后共有 18-64 岁的有效样本 12802 个(在下文的回归分析中,实际采用的样本数取决于数据库本身的缺失值状况而有所不同)。样本的平均年龄为 41.8 岁,性别比例较为均衡,其中流动人口占到总样本数的三成以上。教育程度方面,有六成以上的受访者接受过高中及以下的教育,有两成以上的受访者接受过本科及以上的教育。职业方面,在私营、个体企业工作的人数最多,其他依次为国有事业单位、国有企业、家庭联产承包农业和政府机关等。三个年度的平均家庭年收入为 48091 元。有过吸烟经历的人占三成左右。

基于表 2 我们可看出两组人群在健康指标上未作任何处理的基本差异。从最近四周有患病经历的人数来看,流动人口和城市居民相差不大,均为两成

表 1 样本特征的统计与分布情况

变量名		统计量	百分比	变量名		统计量	百分比
人口类别	流动人口	4121	32.19	工作单位	政府机关	338	6.18
	城市居民	8681	67.81		国有事业单位/研究所	982	17.95
	总计	12802	100		国有企业	725	13.25
人口特征	平均年龄(岁)	41.8	-		小集体所有企业	182	3.33
	男性	6118	47.79		大集体所有企业	132	2.41
	女性	6684	52.21		家庭联产承包农业	675	12.34
最高学历	小学	1063	11.05		私营、个体企业	1922	35.12
	初中	3018	31.38		三资企业	198	3.62
	高中	1904	19.80		其他	264	4.82
	中专/职校	1104	11.48		未回答	54	0.98
	大专/本科	1541	16.02		总计	5472	100
	研究生	57	5.90	吸烟史	平均家庭年收入(元)	48091	-
	未回答	930	9.67		从未吸过	3681	67.88
	总计	9617	100		吸过	1742	32.12
					总计	5423	100

注:平均家庭年收入变量是指 2006 年、2009 年和 2011 年三个年度的家庭收入平均值,并已根据 2011 年通货膨胀率重新计算得出。吸烟史变量缺失 2011 年的值。

左右;而从长期有过患病经历的人数来看,两组人群有一定差异,流动人口的患病比例为一成左右,城市居民的患病比例则接近两成。

表2 两组人群总体健康状况

	近期患病/总人数	患病占比	长期患病/总人数	患病占比
流动人口	566 / 2758	20.52%	209 / 1776	11.77%
城市居民	1570 / 6870	22.85%	677 / 3649	18.55%

(二) Logistic 模型分析

对健康指标拟合的模型分析结果如表3所示,表中依次展示了流动人口和城市居民在现时健康和长期健康上的总体差异。在未控制任何变量的模型1中,两个群体在长期健康指标上的差异在2006年和2009年都保持高度显著,也即城市居民曾经患有高血压、糖尿病、心脏病、中风、骨折、哮喘这六种疾病中任何一种或以上的发生比分别相当于流动人口的1.664倍和1.757倍。但是两个群体在近期健康指标上的差异只有在2011年高度显著,也即2011年城市居民近期患有呼吸道类疾病、关节类疾病、皮肤类疾病、五官类疾病、心脑血管类疾病、传染类疾病、慢性病等任何一种或以上的发生比相当于流动人口1.393倍。这一验证结果表明在没有控制任何变量的情况下,流动人口总体的健康水平优于城市居民,健康因素可能成为影响移民选择的原因之一,这与学术界以往对跨国移民的研究中得到的结论相一致。

当然,由于流动人口与城市居民相比在年龄、社

表3 近期/长期健康指标 Logistic 回归分析结果(发生比率, Odds Ratio)

	近期健康			长期健康	
	2006 N=2661	2009 N=2746	2011 N=4221	2006 N=2675	2009 N=2750
流动人口	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
城市居民	1.086 (0.887,1.330)	0.885 (0.730,1.074)	1.393*** (1.169,1.661)	1.664*** (1.292,2.142)	1.757*** (1.407,2.194)
卡方统计量	0.64	1.52	14.20	16.60***	26.29***
模型2	2006 N=1493	2009 N=1536	2011 N=2432	2006 N=1495	2009 N=1536
流动人口	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
城市居民	1.143 (0.817,1.599)	1.085 (0.792,1.486)	1.402* (1.058,1.858)	1.669* (1.054,2.643)	2.169*** (1.460,3.224)
控制变量	年龄 1.021**	1.023***	1.029***	1.076***	1.063***
	性别 1.042	1.249	1.310*	0.633#	0.878
	学历 1.026	0.988	1.026	0.990	0.952
	职业 1.000	1.043	1.018	0.965	1.001
	收入 1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
	吸烟史 0.960	1.052	-	1.043	1.336
卡方统计量	10.04	17.69*	39.22***	88.58***	102.86***

注: #p<0.1, *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001。括号内数值为发生比率的95%置信区间。

会经济地位等很多方面存在着显著差异,因此可能存在一些干扰变量影响到结论的准确性。因为较低的社会经济地位和劳动力市场的自发调节作用导致流动人口集中从事于对身体健康要求较高的劳动密集型行业或低端服务业,而学历与收入上的弱势地位,以及社会保障制度上排斥也导致他们接触到优质医疗资源的机会少于城市居民。这些原因都是任何一个理性人在做出移民选择时不得不考虑的因素。为了保证实证结果的严谨与准确,本文引入模型2旨在讨论控制了年龄、性别、学历、职业、收入、吸烟史六个变量之后,两个群体在总体健康水平上是否还存在显著差异。模型2的分析结果显示,两个群体在长期健康指标上的差异在2006年和2009年均仍然保持显著,即在控制了其他干扰变量后,城市居民曾经患有高血压、糖尿病、心脏病、中风、骨折、哮喘这六种疾病中任何一种或以上的发生比分别相当于流动人口的1.669倍和2.169倍。近期健康指标上仍然在2011年继续显著,即在控制了其他变量后,2011年城市居民近期患有呼吸道类疾病、关节类疾病、皮肤类疾病、五官类疾病、心脑血管类疾病、传染类疾病、慢性病等任何一种或以上的发生比相当于流动人口1.402倍。

因此,流动人口与城市居民在长期健康指标上的差异仍然保持显著,近期健康指标上在2011年度保持显著,但是显著水平均有所下降。值得注意的是,在所有的控制变量中,即年龄、性别、学历、职业、收入和吸烟量上,年龄变量与疾病状况存在显著关联,年龄越大的人在近期健康指标和长期健康指标上的表现都较差。尽管如此,年龄并不能成为解释流动人口总体健康状况优于城市居民的主要原因,而其他控制变量对回归分析结果的干扰并不明显,说明健康移民的主观选择机制依然发挥着作用。综合模型1和模型2来看,我们可以得出流动人口的健康状况普遍优于城市居民,尤其是在长期健康指标上的表现更为明显,因为健康水平会显著影响到个人的收入生产力状况,而收入和工作机会正是流动人口做出移民决定的首要考虑,这种健康移民现象在当今社会是普遍存在的。

(三) Cox 模型分析

上述分析把三个年度的数据分别独立地进入回归方程,虽然可以直观地显示出不同年度两组人群总体健康状况的差异,但却不能纵向地比较差异情况;另外由于数据库本身属于纵向数据,因此如果利

用三个年度的截面数据进行分析,就可能会出现同一个体在不同年度的统计数据被多次使用的情况,从而使得实证结果产生偏差。为避免以上两种情况对分析结果准确性的影响,本文建立Cox Model-Longitudinal 回归分析模型对假设进行验证。表4给出了Cox 模型检验的回归结果。Cox 模型检验结果说明,在控制其他变量后,2006—2011年间流动人口和城市居民患近期疾病(疾病现时状况)的发生概率并无显著差异;在控制其他变量后,城市居民和流动人口患长期疾病(疾病史)的发生概率存在显著差异。从结果中可以看出,城市居民患长期疾病的危险是流动人口的1.723倍,即城市居民相对于流动人口患长期疾病的概率增加了72.3%。这个结果也同时说明,从2006年至2011年,相比较于流动人口,城市居民患长期疾病所需要的时间更短,即城市居民相比流动人口更快地患有长期疾病。而流动人口的患病速度较慢,生存时间较长。Cox 回归模型再次证明流动人口在长期健康指标上的表现优于城市居民。

表4 近期/长期健康指标 Cox Model-Longitudinal 回归分析结果

近期健康(N=3031)		长期健康(N=3031)
流动人口		1.000
城市居民		1.723*** (0.892, 1.347) (1.312, 2.262)
控制 变量	年龄	1.017***
	性别	1.153
	学历	1.010
	职业	1.014
	收入	1.000
	吸烟史	1.034
卡方统计量		19.50** 152.13***

注: #p<0.1, *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001。括号内数值为发生比率的95%置信区间。

值得注意的是,不同健康指标的选取对实验结果的影响大于控制变量对结果的影响,两个群体在长期健康状况上差异的显著性远远高于在近期健康状况上差异的显著性。如果我们单单选取近期健康状况作为健康测量指标进行回归,得出的结论就是流动人口与城市居民在健康状况上不存在显著差异。因此,这一验证结果也解释了为什么在以往的研究中,不同学者对于从南美到美国移民中是否存在健康移民现象得出的结论却截然相反(见[8][9])。此外,在所有的控制变量中,只有年龄变量始终保持显著,说明年龄是影响流动人口与城市居民健康差异的重要因素,而个人的社会经济特征和吸烟史状况对两组人群健康状况的差异影响较小,其结果与学

术界对以往跨国间移民的研究结论一致。

四、总结与政策建议

本文利用2006年、2009年、2011年三个年度中国健康与营养调查数据,通过对比流动人口与城市居民在健康状况上的差异,验证了“健康移民现象”在当今中国社会的存在,也即流动人口的健康状况普遍优于城市居民,尤其是在长期健康指标上更为明显。从更深的层次来看,流动人口的这种健康选择机制将深刻影响未来我国社会政策的设计。一方面,与跨国移民不同,我国国内的健康移民现象和目前城乡二元的社会结构密切相关。因为从流动人口的特征来看,他们大多从事于对身体健康要求较高的劳动密集型行业,而较低的社会经济地位、较差的住房条件、较为匮乏的社会支持网络和亟待完善的社会保障机制都导致他们在享有医疗资源的机会上小于城市居民。这种弱势地位要求流动人口在进行移民选择时必须衡量自己的健康状况,只有自己在身体健康上的优势能够抵消在其工作机会、收入水平、住房条件与社会网络等方面的劣势时,他们才会做出迁入城市工作和生活的选择。另一方面,健康移民现象也日益影响着健康人口在城乡之间的分布,并折射出中国医疗卫生资源在城乡之间分配不均所产生的社会问题,从长远看势必会致使农村地区在健康水平上陷入更加不利的境地。尽管近年来新型农村合作医疗保险体系日益健全,但是城乡居民之间获取优质医疗资源服务的机会和成本依然相差甚远,其不仅加剧了城镇(特别是大城市)医疗卫生资源供需的突出矛盾,也严重损害了社会的公平。因此,我国在实施新型城镇化战略的过程中必须考虑到流动人口的健康选择机制,并能够科学预判和评估流动人口的迁徙规律及其对流入地和流出地社会的双重影响,以最大程度地减少流动人口移民的健康选择机制对城乡不均衡发展不利影响,从而在中国建设一个具有高度社会融合的社会。具体来讲,首先应当科学规划医疗卫生资源在城乡之间的配置,各级财政应适当加大对农村地区医疗卫生资源和设施的投入,以应对流出地留守人口在健康照顾方面日益增长的需求;其次应当出台更加科学与人性化的政策解决城乡之间医疗保险的统筹与衔接问题,尤其是在大病和慢性疾病的保障上,免除流动人口在城市就业生活过程中的后顾之忧;最后,政府应当在户籍制度改革上迈出更为实质性的步伐,逐步剥离户籍对社会成员享有各种社会保障和社会福

利的限制,并彻底打破阻碍城乡居民社会融合的制度性障碍,从而为我国未来适度普惠型社会保障制度的建立奠定制度基础。

由于数据本身的限制,本文仅仅从疾病与健康视角来衡量个体的健康状况,其结果不能全面地展现出个体的健康水平,加之数据缺失值的处理大大减少了样本统计量,这些局限性都有可能影响验证结果的准确性。此外,本文仅从户籍和居住地两个标准界定流动人口和城市居民这两个群体,其虽然便于操作却可能产生一定的误差,也无法展现流动人口中返乡人员的健康状况。因此,该领域的研究还有待于学术界采用更具针对性与权威性的健康测量指标,并利用大样本时间序列数据对健康移民现象进行进一步探索。✱

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2013[M].北京:中国人口出版社,2013:3-4.
- [2]马晓微,张岩.城市流动人口的经济贡献量化初探[J].人口研究,2004(4):63-67.
- [3]Marmot M.G. & Syme S.L. Acculturation and coronary heart disease in Japanese-Americans [J]. American Journal of Epidemiology, 1976,104(3):225-247.
- [4]Kasl S.V. & Berkman L. Health consequences of the experiences of migration[J]. Annual Review of Public Health,1983,4:69-90.
- [5]Frisbie W. P.,Cho Y. & Hummer R. A. Immigration and the health of Asian and Pacific Islander adults in the United States [J]. American Journal of Epidemiology,2001,153(4):172-180.
- [6]McDonald J. T. & Kennedy S. Insights into the healthy immigrant effect:health status and health service use of immigrants to Canada[J]. Social Science & Medicine,2004,59(8):1613-1627.
- [7][12]Hummer R. A.,Powers D. A.,Pullum S. G.,Gossman G. L. & Frisbie W. P. Paradox found (again):infant mortality among the Mexican-origin population in the United States [J]. Demography,2007,44

(3):441-457.

- [8]Abraido-Lanza A. F.,Dohrenwend B. P.,Ng-Mak D. S. & Turner J. B. The Latino mortality paradox:a test of the"salmon bias" and healthy migrant hypotheses [J]. American Journal of Public Health,1999,89(10):1543-1548.
- [9]Rubalcava L. N.,Teruel G. M.,Thomas D. & Goldman N. The healthy migrant effect:new findings from the Mexican Family Life Survey[J]. American Journal of Public Health,2008,98(1):78-84.
- [10]Jasso G.,Massey D. S.,Rosenzweig M. R. & Smith J. P. Immigrant health:selectivity and acculturation. In N.B.,Anderson,R. A.,Bulatao,& B. Cohen (Eds),Critical perspectives on racial and ethnic differences in health in late life[M]. National Research Council,2004: 227-266.
- [11]Hummer R. A. Adult mortality differentials among Hispanic subgroups and non-Hispanic whites [J]. Social Science Quarterly,2007,81(1):459-76.
- [13]Ullmann S. H., Goldman N. & Massey D. S. Healthier before they migrate, less healthy when they return? The health of returned migrants in Mexico [J]. Social Science & Medicine,2011,73(3):421-428.
- [14]Lu Y. Rural-urban migration and health:evidence from longitudinal data in Indonesia [J]. Social Science and Medicine,2010,70(3):412-419.
- [15]段成荣,袁艳,郭静.我国流动人口的最新状况[J].西北人口,2013(6):1-12.
- [16]Chen J. Internal migration and health:Re-examining the healthy migrant phenomenon in China [J]. Social Science & Medicine,2011,72(8):1294-1301.
- [17]王桂新,苏晓馨,文鸣.城市外来人口居住条件对其健康影响之考察:以上海为例[J].人口研究,2011(2):60-72.
- [18]Tong Y. & Piotrowski M. Migration and health selectivity in the context of internal migration in china, 1997-2009 [J]. Population Research and Policy Review,2012,31(4):497-543.
- [19]齐亚强,牛建林,威廉·梅森,唐纳德·特雷曼.我国人口流动中的健康选择机制研究[J].人口研究,2012(1):102-112.
- [20]Findley S. E. The directionality and age selectivity of the health-migration relation: evidence from sequence of disability and mobility in the United States [J]. International Migration Review,1988,22:4-29.

Re-examination of Healthy Migrant Phenomenon in China: Using the 2006-2011 Waves of CHNS Dataset

YI Long-fei¹, QI Di²

(1.Zhejiang University, School of Public Affairs, Hangzhou, 310058; 2. University of Bristol, School for Policy Studies, Bristol, BS8 1TZ)

Abstract: This paper aims to test the healthy migrant phenomenon, that whether migrants are healthier than the urban residents. Three waves in China Health and Nutrition Survey (CHNS) dataset is employed to test this hypothesis, including the wave of 2006, 2009 and 2011. Logistic regression model is established to examine hypothesis by controlling other variables such as gender, age, education, occupation, income and smoking history. Analysis result indicates that migrants are indeed healthier than urban residents in the aspect of historical (long-term) healthy indicators, but the differences between these two groups are not significantly evident in current (recent) healthy indicators. Cox model is established further to better make use of the longitudinal property of CHNS dataset, and Cox regression result also certifies that migrants are healthier than urban people in the aspect of long-term healthy indicators after controlling other variables.

Key words: floating population; migration choice; healthy migrant phenomenon; healthy migrant hypothesis