

中老年“农转非”城市居民的健康风险更高吗？

方黎明¹, 郭静²

(1. 对外经济贸易大学 保险学院, 北京 100029; 2. 华中科技大学 社会学院, 湖北 武汉 430074)

摘要:在我国户籍制度改革背景下,分析经历过从农村户口到非农户口转换的群体,即“农转非”群体的健康风险具有重要的政策价值。文章基于中国健康与养老追踪调查2013年和2015年的面板数据和样本选择纠正方法,实证研究了城市中老年农转非居民同城市原住居民自评健康风险的差异,结果发现:(1)在移民健康的影响因素研究中,不进行样本选择纠正,可能会大大低估户口性质和教育对健康风险的作用;(2)农转非居民尽管实现了向上的社会流动,但相对于城市原住居民,无论是处在中年阶段还是老年阶段,他们的自评健康风险更高;(3)相对于城市原住居民,在高中及以下群体中,同等教育程度的中年和老年农转非居民的健康风险均显著较高;不过,在高等教育群体中,两个群体的健康风险不具有显著性差异。因此,在户籍制度改革和城镇化过程中要重点关注低教育和中等教育程度的新兴“农转非”城市居民的健康风险。

关键词: 户籍制度;健康风险;健康公平;农转非

中图分类号:F320.3 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2018)01-0142-12

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.2018.01.011

一、问题的提出

2016年中共中央和国务院联合颁发的《“健康中国2030”规划纲要》提出,要把健康摆在优先发展的战略地位,将促进健康的理念融入公共政策制定与实施的全过程。这意味着需要在宏观政策和制度层面思考我国居民的健康问题。户籍制度是独具中国特色的基本的社会管理制度,该制度将城乡居民分为农村户口和非农村户口的二元身份;限制了居民城乡间迁移,造成城乡居民生活水平的巨大差异(Cheng和Selden, 1994; Chan和Zhang, 1999)。改革开放以来,我国户籍制度对人口流动的行政管制有所松动,越来越多的农村居民开始流向大中城市寻求工作机会。中国城市来自农村的移民主要分成两种类型,一种是流入城市的农民工,亦称城乡流动人口,他们仍然保留着农村户口身份。另一种是通过接受较长时间的教育、提干、招工和购房等的“农转非”途径获得城市户口的居民,与农民工不同,他们持有城市户口,并可以获得城市原住居民同等的就业、公共服务和社会福利权利,实现了向上的社会流动(邓曲恒和古斯塔夫森, 2007)。

2014年国务院颁布的文件《关于进一步推进户籍制度改革的意见》,提出取消农村和非农村户口,试图建立城乡统一的户口登记制度,逐步把城乡流动人口转变为市民。2016年国务院印发《推动1亿非户籍人口在城市落户方案》,提出“十三五”期间,城乡区域间户籍迁移壁垒加速破

收稿日期:2017-08-04

基金项目:国家社会科学基金一般项目“老年人健康风险的社会决定因素、风险链及其管理”(14BSH141)

作者简介:方黎明(1978—),男,湖北咸宁人,对外经济贸易大学保险学院副教授;

郭静(1987—),女,河南洛阳人,华中科技大学社会学院副教授。

除, 年均转户 1 300 万人以上。可以预见, 巨量的城乡流动人口将获得城市户口居民同等的权利, 成为新兴的农转非居民。那么户籍身份的转化或者并轨是否意味着他们与城市原住居民(一出生就是非农户口)的健康风险趋同呢? 农村生活的经历是否导致他们面临更高的健康风险呢?

由于目前尚无法直接观察到这些新兴农转非城市居民与城市原住居民在未来的健康风险的差异。为了回答上述问题, 我们将眼光转到那些曾经历过从农村户口到非农户口转换的群体身上。

目前学术界主要关注城乡短期移民, 即农民工的健康风险。已有研究揭示, 由于农村户口身份的限制, 农民工与当地城市户籍人口相比较, 他们在工作机会、收入、住房、社会保障、劳动保护和工作环境均处于不利的地位(陆益龙, 2002; Liu, 2005)。上述因素导致他们面临较高的健康风险(苑会娜, 2009; 朱玲, 2009)。然而, 农转非这一城市永久移民的健康风险还没有得到深入研究。Grossman(1972)指出, 健康存量是生命历程中多种因素累积影响的结果。本文的基本逻辑是: 尽管通过农转非途径, 这些来自农村的居民获得了城市户口身份, 不再受农村户籍身份的束缚, 获得了与城市原住居民同等甚至更具优势的社会经济地位, 在生活方式上逐渐趋同; 然而, 同城市原住居民相比较, 迁入城市的农转非居民童年在农村生活期间普遍经历过更为严重的营养不良, 甚至饥饿问题(Lin, 1990; Meng 等, 2015), 难以享受均等的医疗卫生、自来水和教育等公共服务; 上述经历对健康可能有长期的负面影响; 中老年期是潜伏的健康问题的爆发期, 农转非居民在生命历程早期阶段暴露于上述不利因素, 可能导致他们进入中老年阶段后, 相对于城市原住居民面临更高的健康风险。

本文主要探索是: (1) 在研究主题上, 相对于此前移民健康研究对农转非群体健康风险的忽略, 本文将聚焦于这个群体与城市原住居民健康风险的差异, 并考察这种差异是否在中年阶段和老年阶段有所不同, 教育程度的增加是否能够消除早年农村生活经历的不利影响; (2) 在研究方法上, 本文考虑了样本选择导致的估计偏差, 同时进行了更为严格的稳健性检验和安慰剂检验。此前关于城乡短期流动人口的研究忽略了流动人口因健康问题返乡导致的样本选择问题。本文通过比较样本选择纠正前后的结果发现, 不进行样本选择纠正严重低估了农转非居民曾经的农村户口身份和教育程度对健康风险的影响。本文通过多种方式进行了稳健性检验和安慰剂检验, 研究结果稳健可靠。

二、文献评述与模型设定

国内学术界在研究城乡人口迁移时多参照国际移民文献。这些文献研究表明, 由于移民健康效应作用的存在, 移民初始健康通常优于来源地, 亦优于流入地(Anson, 2004; Margolis, 2010)。国际移民研究也发现, 同流入地相比较, 尽管移民在移民初期具有健康优势, 但随着移民安顿后, 由于与流入地居民生活方式和生活环境的同化, 健康也出现同化效应, 他们的健康优势消失甚至恶化(De Maio 和 Kemp, 2010)。牛建林(2013)针对中国城乡流动人口的研究也有同样的发现, 户籍制度的选择作用使更为健康的农村劳动力流入城市, 他们相对于城市户口居民和农村未迁移居民更具健康优势, 故流动人口能够提高城市地区的平均健康水平(牛建林, 2013)。

此前国内移民健康研究主要关注城乡流动人口, 而忽略了对城市永久移民中有农村生活经历的农转非城市居民的健康风险的研究, 并且在移民健康研究中忽略了样本选择和内生性导致的估计偏差问题。(1) 样本选择偏差。像此前许多研究一样, 本文因变量采取自评健康状况, 但我们无法观察到已经死亡的调查对象和其他原因没有追踪到的调查对象的自评健康状况, 如果自评健康因变量的缺失与健康的影响因素相关, 就难以获得一致性估计。(2) 内生性偏差问题。收入和健康行为等自变量也可能与健康间存在反向因果关系。

就经济学角度而言, Grossman(1972)首次构建了分析健康需求的理论模型。该模型假定个体可以继承一定的健康存量, 该存量随年龄增长而减少, 但可以通过投资而增加(如维持健康生活方式、购买医疗服务投资于健康)。Grossman 的模型已经成为研究健康需求和健康影响因素的标准模型。国内外学者基于该模型, 对健康风险的影响因素进行了大量的实证研究。本文也基于 Grossman 的健康需求理论模型进行实证分析。

为了处理可能存在的内生性偏差和样本选择偏差, 本文利用两期微观数据, 检验第 t 到 $t+1$ 期间城市户口居民的户籍属性以及其他特征对第 $t+1$ 期个人健康风险的影响。其中, 健康风险使用自评健康状况来衡量。这种方法只能在一定程度控制但无法完全解决内生性偏差, 这也是本文的一个局限。样本选择校正采用下列方法, 先采用 t 期数据估计调查对象在 $t+1$ 期是否有健康观测值的概率单位模型, 并得到估计值。然后, 针对纳入模型的调查对象计算反米尔斯比(inverse mills ratio)。最后, 把反米尔斯比纳入健康需求函数中(伍德里奇, 2015)。基于上述分析, 本文建立如下基础计量模型:

$$H_{t+1}^* = \beta_1 M_t + \beta_2 X_t + IMR_{t+1} + \varepsilon_{t+1} \quad (1)$$

$$\text{当 } H_{t+1}^* \leq \alpha_1 \text{ 时, } H_{t+1} = 1; \text{ 当 } \alpha_1 < H_{t+1}^* \leq \alpha_2 \text{ 时, } H_{t+1} = 2, \dots; \text{ 其他, } H_{t+1} = J \quad (2)$$

其中: H_{t+1}^* 是 $t+1$ 期城市户口居民健康风险的隐变量, $\alpha_1 < \alpha_2 \dots < \alpha_J$ 是未知的临界点参数, 观测到的序数健康风险因变量 H_{t+1} 与健康风险隐变量 H_{t+1}^* 之间存在着如(2)的对应关系。 M_t 代表城市户口居民是农转非居民还是城市原住居民, X_t 为控制变量。遵循健康影响因素设定自变量约定俗成的文献传统(齐良书, 2006; 刘宏等, 2011; 焦开山, 2014), 并考虑到数据可得性, 本文在实证分析中, 控制了可能影响个人健康的其他因素主要包括户口所在地、社会经济地位(教育、非医疗消费支出)、医疗保险、生活方式(是否抽烟), 以及其他人口特征(年龄、性别、地区、家庭规模等等)。 IMR_{t+1} 代表反米尔斯比, ε_{t+1} 是误差项。由于本文健康风险因变量是序数形式, 我们采用序数概率模型 *Ordered Probit* 估计方法对模型(1)进行回归分析。

本文使用的样本来自多阶段抽样, 由于同一县(市)内城市居民面临的经济社会发展水平、生活环境、生活方式和医疗条件等高度相似或一致, 而这些因素都会影响健康风险, 致使同一城市居民健康风险的误差项相关。为了保证结果的稳健性, 本文所有模型均在县(市)级层次进行聚类(*cluster*)校正。同时, 本文所有模型均使用稳健标准误进行稳健估计。

三、数据来源和样本特征

(一)数据来源与变量界定

本文使用中国健康与养老追踪调查(*CHARLS*)2013年和2015年两期数据。该数据的调查对象为45岁及以上中老年城乡居民, 涵盖了中国大陆28个省150个县, 具有较好的全国代表性。本文只考察这两年期间居住在城市拥有城市户口的居民, 经过对2013年和2015年的数据清理, 最终获得2013年城市户口居民的有效样本量为3044个, 2015年追踪到城市户口居民有效样本量为2280个, 在两次调查期间, 由于调查对象死亡或其他多种原因, 结果导致样本量损失764个。本文所有数据分析均采用统计软件 *stata14.2*

本文的因变量健康风险使用了2015年自评健康状况, 这是总体性健康评价指标。本研究衡量自我健康风险水平的问题为“您觉得您目前的身体健康状况是?”(1=极好; 2=很好; 3=好; 4=一般; 5=差); 尽管该指标具有主观性, 但它不仅与患病率和死亡率等客观健康指标高度相关, 很好地反映了个体的客观健康状况, 而且数据较易获取和质量较高(Gerdtham等, 1999)。国内顶级期刊大量文章也采用自评健康来衡量调查对象的总体健康状况(封进和余央央, 2007; 潘杰等,

2013; 胡安宁, 2014)。核心处理变量是城市户口居民的户口性质(0=城市原住居民; 1=“农转非”居民)以及户口所在地(1=非本地; 0=本地)。其中, 城市原住居民指因父母是城市户口, 一出生就是城市户口的居民。农转非居民指初始户口为农村户口, 通过“农转非”途径获得城市户口的居民。

控制变量包括社会经济地位特征(教育水平和家庭年人均消费支出)、社会医疗保险参保情况(1=参加社会医疗保险; 0=未参保)、生活方式(1=吸烟或曾吸烟; 0=从未吸烟), 以及人口特征, 主要包括性别(1=男性; 0=女性)、年龄和年龄平方、婚姻状态(1=有配偶; 0=离婚离异、从未婚及丧偶)、居住地区(1=东部; 2=中部; 3=西部)和家庭规模; 其中教育水平根据国际文献的通用分类方法将其分成三种类型, 即低教育程度(初中及以下); 中等教育程度(高中及中专), 以及高教育程度(包括大专及以上)。我们采用了消费而没有采用收入指标来衡量城市户口居民的经济状况, 因为消费更能代表家庭长期的收入状况, 偏差较小。调查对象通常对告知他人自己的收入比较敏感, 在调查实践中也经常存在较多漏报和缺失值, 但一般都较愿意报告消费的情况(雷晓燕等, 2015)。本文消费支出主要包括过去一年的旅游、教育和耐用品等消费支出, 而不包括医疗消费和食品消费支出, 因为医疗消费支出与健康互为因果, 存在内生性; 而食品消费支出易受调查对象消费习惯和季节的影响, 并可能存在较多的记忆偏误。

(二) 样本特征和比较

表 1 报告了中老年城市户口居民的样本特征, 比较了城市原住居民与农转非群体在健康风险、人口特征和社会经济地位等方面的差异, 并对此两个群体上述特征通过方差分析的方式进行均值相等性检验。从自评健康看, 农转非居民自评健康风险相对较高, 但从均值检验的结果看, 这两个群体的健康风险的差异仅具有弱显著性($p=0.082$)。从户口是否在本本地看, 农转非群体离开户口所在地的比例显著较高。从社会医疗保险参保情况看, 两个群体参保率均在 95% 左右, 其中, 原住居民参保比例显著较高。就消费支出而言, 原住居民消费支出相对较高, 但均值检验结果表明, 两个群体的消费支出并不具有显著性差异; 就教育水平而言, 原住居民中接受过中等教育的居民的比例显著高于农转非群体, 而低教育水平居民所占的比例显著低于农转非居

表 1 城市户口居民样本特征及其比较

变量	全样本(N=3 044)		原住居民(N=1 600)		农转非(N=1 444)		均值检验
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	
健康自评	3.693	0.910	3.642	0.931	3.749	0.885	0.082
农转非	0.474	0.499	0.000	0.000	1.000	0.000	
非本地	0.185	0.389	0.164	0.371	0.208	0.406	0.000
医疗保险	0.942	0.233	0.954	0.210	0.929	0.256	0.000
消费支出	8.379	1.581	8.414	1.604	8.341	1.555	0.227
教育低	0.627	0.484	0.589	0.492	0.669	0.471	0.083
教育中	0.285	0.452	0.326	0.469	0.240	0.427	0.000
教育高	0.088	0.283	0.086	0.280	0.091	0.287	0.308
吸烟	0.425	0.494	0.434	0.496	0.414	0.493	0.808
结婚	0.885	0.319	0.884	0.320	0.885	0.319	0.923
男性	0.494	0.500	0.503	0.500	0.484	0.500	0.986
年龄	60.08	9.58	59.35	9.40	60.88	9.72	0.182
家庭规模	3.138	1.419	3.074	1.356	3.208	1.483	0.000
东部	0.443	0.497	0.478	0.500	0.404	0.491	0.487
中部	0.260	0.439	0.228	0.420	0.296	0.457	0.001
西部	0.297	0.457	0.294	0.456	0.301	0.459	0.815

民;但农转非居民接受高等教育的比例略高于城市原住居民。不过,均值检验的结果表明,这两个群体在接受高等教育水平的比例上并不具有显著性差异。可见,从社会经济地位特征看,与此前研究发现不同的是,农转非居民并不具有优势,这可能与本研究使用的样本是中老年人有关。不过,农转非居民的社会经济地位与城市原住居民相似度较高,尤其是在社会经济地位较高群体中。从吸烟比例看,两个群体吸烟率在42%左右,其中,城市原住居民吸烟率稍高于农转非居民,但不具有显著性差异。从人口特征看,两个群体除了农转非居民的家庭规模显著较大以及在中部地区分布比例显著较高外,他们在性别比例、在婚率、年龄以及在东部和西部的分布比例均不具有显著性差异。可见,处于中老年阶段的农转非居民与城市原住居民在社会经济地位特征、健康行为和人口特征等方面都具有较高的相似度,具有趋同性。

四、研究发现

(一)城市农转非居民与原住居民的健康风险的差异

表2中模型1.1先不考虑样本选择,直接对城市户口居民自评健康风险的影响因素进行回归分析,接着采用样本选择纠正方法进行了回归分析(见模型1.2);同时估计了自变量对自评健康差的边际效应。结果表明反米尔斯比IMR显著度较高,两种方法的结果也存在较大差异,这意味着模型1.1存在较为严重的样本选择偏差,需要进行样本选择纠正。就本文主要考察的自变量而言,虽然两种方法的结果均表明相对于城市原住居民,农转非居民健康风险显著较高,但模型1.2进行样本选择纠正后系数相当于模型1.1系数的3倍。就边际效应而言,同城市原住居民相比较,模型1.1表明农转非居民自评健康差的概率约增加0.020,即约2个百分点;而在样本选择纠正后,模型1.2农转非居民健康差的概率约增加0.061,即约6个百分点,增加的概率同样相当于未进行样本纠正的3倍。在本文使用的样本中,自评健康差的概率均值约为0.138。因此,0.061相当于样本自评健康差概率均值的44%。可见,相对于城市原住居民,农转非城市居民的健康风险显著较高。

模型1和模型2在主要控制变量的结果上也存在较大差异。模型1.1结果表明,是否离开户口所在地对自评健康风险无显著影响;然而,进行样本选择纠正后,模型1.2是否离开户口所在

表2 城市户口居民健康风险的主要影响因素

变量/模型	模型1.1未纠正		模型1.2样本选择纠正	
	系数	边际效应	系数	边际效应
农转非	0.093 ^{**} (-0.047)	0.020 ^{**} (0.010)	0.293 ^{***} (-0.053)	0.061 ^{***} (0.011)
非本地	0.032(-0.065)	0.007(0.014)	0.255 ^{***} (-0.073)	0.053 ^{***} (0.015)
社会医疗保险	0.023(-0.12)	0.005(0.026)	0.394 ^{***} (-0.133)	0.082 ^{***} (0.029)
年消费支出	-0.067 ^{***} (-0.016)	-0.014 ^{***} (0.004)	-0.083 ^{***} (-0.017)	-0.017 ^{***} (0.004)
参照:低教育				
中等教育	0.047(-0.045)	0.010(0.010)	-0.329 ^{***} (-0.052)	-0.068 ^{***} (0.011)
高等教育	-0.172 ^{**} (-0.077)	-0.033 ^{**} (0.014)	-0.985 ^{***} (-0.131)	-0.144 ^{***} (0.015)
吸烟	0.114 [*] (-0.064)	0.024 [*] (0.014)	-0.082(-0.066)	-0.017(0.014)
IMR			6.312 ^{***} (0.710)	
PR2	0.0209		0.0371	
样本量	2 280		2 280	

注:(1)*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$;小括号内为标准误;(2)上述模型伪拟合优度PR2(pseudo R2)较低,但伍德里奇(2015)指出,伪拟合优度并不重要,重要的是在其他条件不变情况下得到解释变量的影响估计值。(3)为节省篇幅,表2未报告性别、年龄、年龄平方、家庭规模和地区等控制变量,也未报告临界点值(Constant cut)。下文同。

地系数不仅变为显著,而且系数明显增加,相当于模型 1.1 系数的 8 倍。就边际效应而言,离开户口所在地城市户口居民自评健康差的边际概率从 0.007 增加到约 0.05。在模型 1.1 中是否参加社会医疗保险对自评健康风险无显著影响,但进行样本选择纠正后,参加社会医疗保险的城市户口居民自评健康风险反而显著较高。这可能存在两方面的原因:首先,医疗保险中经典的逆向选择问题,即健康更差的人更倾向于参加医疗保险;其次,医疗保险增加了城市户口居民医疗服务的利用,更易发现自身存在的健康风险隐患。在两个模型中消费支出均能够降低自评健康风险,其中,样本选择纠正后消费支出的系数有所增加。就教育水平而言,同低教育水平群体相比较,在模型 1.1 中,仅接受过大专以上教育的城市户口居民自评健康风险有所降低,并仅具有弱显著性($p < 0.10$),而中等教育与之无显著差异,但模型 1.2 进行样本选择纠正后,中等教育和高等教育均能显著降低自评健康风险,系数和显著度都明显增加。就边际效应而言,在进行样本选择纠正后,同低教育程度的城市户口居民相比较,中等教育程度和高教育程度的群体自评健康差的概率分别减少约 7 个和 15 个百分点。可见,教育在降低健康风险中的效用非常大。从生活方式看,模型 1.1 表明吸烟增加了自评健康风险,但仅具有弱显著性,而在样本选择纠正后,吸烟对自评健康风险无显著影响。

同时,作者依托基准模型 1.2,采用了嵌套模型的方式,逐步放入人口特征、社会经济地位(教育、消费)、生活方式等以及医疗保险等变量,以考察农转非居民与城市原住居民健康风险的差异是否通过上述中介因素对自评健康风险发生影响。结果发现,这些因素对户口属性与健康风险的相关系数基本没有影响,农转非居民的自评健康风险仍然显著较高。因此,这两个群体健康风险的差异主要不是上述中介因素的作用导致的,这也与表 1 中农转非居民和城市原住居民主要特征高度相似的结果一致。限于篇幅,文章未通过表格报告上述嵌套过程及结果。

(二) 中年及老年农转非居民与城市原住居民健康风险的差异

上述分析结果表明,农转非居民的自评健康风险显著高于城市原住居民,那么,在不同年龄段的城市居民中,这种健康风险的差异是否有变化呢?下文分别对 45-59 岁中年以及 60 岁以上老年农转非居民与城市原住居民健康风险的差异进行考察。表 3 结果表明,与模型 1.2 结果一致,在两个年龄段的群体中,同城市原住居民相比较,农转非居民的健康风险均显著较高;从边际效应看,相对于城市原住居民,中年阶段农转非居民自评健康差的概率增加约 4.8 个百分点,而老年阶段农转非居民自评健康差的风险约增加 7.5 个百分点。可见,随着年龄的增长,农转非居民与城市原住居民自评健康风险的差距有扩大趋势。

表 3 中年和老年城市户口居民健康风险的主要影响因素

变量/模型	模型2.1(中年)		模型2.2(老年)	
	系数	边际效应	系数	边际效应
农转非	0.263*** (0.076)	0.048*** (0.014)	0.323*** (0.076)	0.075*** (0.018)
非本地	0.307*** (0.087)	0.056*** (0.016)	0.231** (0.098)	0.053** (0.022)
社会医疗保险	0.489*** (0.156)	0.089*** (0.031)	0.249 (0.192)	0.058 (0.044)
年消费支出	-0.102*** (0.021)	-0.018*** (0.004)	-0.061*** (0.022)	-0.014*** (0.005)
参照:低教育				
中等教育	-0.359*** (0.083)	-0.068*** (0.018)	-0.293*** (0.086)	-0.066*** (0.018)
高等教育	-1.060*** (0.184)	-0.137*** (0.022)	-0.900*** (0.180)	-0.149*** (0.021)
吸烟	-0.119 (0.092 9)	-0.022 (0.017)	-0.032 (0.074 9)	-0.007 (0.017)
PR2	0.0388		0.0320	
样本量	1 159		1 121	

就其他主要控制变量而言,与模型 1.2 结果一致,离开户口所在地的中年和老年城市户口居民自评健康风险均显著较高;吸烟仍然对两个年龄群体的自评健康风险无显著影响。在中年和老年城市户口居民中,教育水平均能有效降低自评健康风险。但从社会医疗保险看,在中年城市户口居民中,参保居民的自评健康风险显著较高,而在老年群体中,是否参保与自评健康风险无显著关系,这意味着医疗保险逆向选择问题在城市中年群体中可能更为普遍;而老年群体由于疾病风险普遍更高,医疗保险参保逆向选择问题并不突出。

(三)教育与城市户口居民的健康风险

有研究指出,相对于城市居民,来自农村的居民接受高中及以上教育的健康回报更高(胡安宁,2014)。那么,接受更高层次的教育能否缩小农转非居民与城市原住居民健康风险的差异呢?更高的教育水平能否消除由于农村生活经历导致的健康不平等呢?为了考察此问题,在基准模型 1.2 基础上,表 4 构建了户口性质与教育程度的交互项,以比较同等教育程度农转非居民与城市原住居民健康风险的差异。由模型 3.1 和 3.2 可见,在同样低教育程度和中等教育程度的农转非居民和城市原住居民间,农转非居民的健康风险均显著高于城市原住居民;只有在高等教育的城市居民间,他们间的自评健康风险不再具有显著差异。上述结果在中年和老年城市居民中基本一致。可见,只有接受大专以上教育才能够消除农转非居民与城市原住居民自评健康风险的不平等。同时,值得指出的是,在农转非居民和城市原住居民内部,教育程度的提高均能降低自评健康风险。表 4 模型 3.3 和 3.4 分别考察了教育对中年和老年农转非居民自评健康风险的影响,结果发现,教育程度的增加有效地降低了健康风险。在城市原住居民中,教育也发挥了同样的效果(模型 3.1 和 3.2 中,当交互项为 0 时,非交互项系数即是城市原住居民教育的健康效应)。

表 4 教育与城市户口居民的健康风险

	模型3.1: 中年	模型3.2老年	模型3.3中年农转非	模型3.4老年农转非
农转非 ^低 教育	0.288*** (0.094)	0.339*** (0.088)		
农转非 ^中 教育	0.210** (0.105)	0.260** (0.121)		
农转非 ^高 教育	0.313 (0.223)	0.319 (0.215)		
参照: 低教育				
中等教育	-0.325*** (0.101)	-0.252** (0.103)	-0.414*** (0.121)	-0.391*** (0.144)
高等教育	-1.070*** (0.219)	-0.890*** (0.193)	-1.022*** (0.274)	-1.030*** (0.271)
PR2	0.0390	0.0321	0.0544	0.0348
样本量	1 159	1 121	520	582

注: (1)交互项参照组为同等教育城市原住居民; (2)为了节省篇幅,本表未报告边际效应;下表同。

(四)安慰剂检验和稳健性检验

考虑到可能存在的遗漏变量和测量误差等问题带来的内生性威胁,本文也实施了安慰剂检验(placebo test)。就本文研究主题而言,农转非居民与城市原住居民自评健康风险的差异可能并不是由于农转非居民曾经有农村生活经历造成的,而是这两个群体本身现在的生活方式及其对是否健康的认知不同造成的。上文模型无法有效控制上述遗漏变量。就本文而言,理想的安慰剂是与农村早年生活经历无关,由基因变异随机决定的健康变量,如天生言语听力等残疾,但 Charls 数据天生残疾样本量过小,无法形成有效估计。本文以 2013—2015 年两次调查期间,调查对象健康状态的变化作为安慰剂。其理由如下: 本文农转非群体均是中老年人,他们在青壮年时期已经完成了农转非并迁入城市过程,他们在两次调查期间与城市原住居民一样均在城市生活。因此,尽管他们当前的健康状态受此前农村生活经历的影响,但是他们两次调查期间的健康

状态的变化不受农村生活经历的影响。下文安慰剂检验将以 2013 年健康状况为基准,被解释变量替换为自报过去两年健康变化状况(虚拟变量,包括变好、不变和变差),自变量与基准模型 1.2 一致,对城市户口居民过去两年健康风险变化进行 *multinomial logit* 回归分析。如果过去两年农转非居民与城市原住居民健康风险的变化不存在显著差异,则意味着我们的逻辑获得了支持,即潜在的遗漏变量和测量误差难以对基准结果造成严重威胁。表 5 安慰剂检验结果表明,无论是全样本,还是 45—59 岁以及 60 岁以上样本,与基准模型 1.2、2.1 和 2.2 的结果相比较,在过去两年间农转非居民与城市原住居民的健康变化均不存在显著差异,这在一定程度上表明基准模型中遗漏变量和测量误差同时与关键解释变量和因变量相关的可能性较低。见表 5。

表 5 安慰剂检验 1 (过去两年健康变化)

变量、参数/模型	模型4.1		模型4.2(中年)		模型4.3(老年)	
	变好	变差	变好	变差	变好	变差
农转非	0.204(0.204)	0.015(0.097)	0.099(0.241)	-0.056(0.151)	0.272(0.267)	0.051(0.139)
<i>PR2</i>	0.049		0.056		0.049	
样本量	2 281		1 159		1 122	

注:上述模型中的基准组为过去两年期间健康不变组。

本文同时也以更为客观的肥胖风险(即身体质量指数 $BMI \geq 28$)作为安慰剂,其理由如下:本文考察的是中老年农转非群体,他们在童年期大多经历过农村贫苦生活,更易遭受营养不良风险而非肥胖风险,由于户口制度限制,他们一般在青壮年时期实现农转非。因此,他们营养过剩等问题导致的肥胖风险一般是在进入城市后才发生的,而与农村生活经历没有直接联系。表 6 将被解释变量替换为是否肥胖,自变量与基准模型 1.2 一致,对城市户口居民是否肥胖进行 *probit* 回归分析。表 6 肥胖风险安慰剂检验结果表明,无论是全样本,还是 45—59 岁以及 60 岁以上样本,与基准模型 1.2、2.1 和 2.2 的结果相比较,农转非居民与城市原住居民肥胖风险不存在显著差异。可见,肥胖风险安慰剂检验结果也表明基准模型中遗漏变量和测量误差同时与关键解释变量和因变量相关的可能性较低。上述两种安慰剂检验结果表明,遗漏变量对农转非居民由于农村生活经历,结果导致其相对于城市原住居民总体自评健康风险更高的结论造成重大威胁的可能性较低。

表 6 安慰剂检验 2 (肥胖风险)

变量、参数/模型	模型5.1	模型5.2	模型5.3
农转非	0.128(0.085)	0.150(0.112)	0.103(0.112)
<i>PR2</i>	0.024	0.039	0.034
样本量	1 737	869	868

注:(1):身体质量指数(BMI , *Body Mass Index*)是常用的衡量人体肥胖程度的重要标准; $BMI = \text{体重}/\text{身高}^2$ (kg/m^2);(2) BMI 值缺失值较自评健康更多,故样本量相对较小。

为了检验表 2 和表 3 结果的稳健性,本文依次采取了下列方案:(1)采用 *OLS* 对上述模型 1.2 重新进行分析;(2)将上述健康自评五分类转换为 2 分类(即合并健康自评前面四项“极好”“很好”“好”和“一般”赋值 0,健康自评“差”赋值 1),采用 *probit* 模型对上述模型 1.2 重新进行估计;(3)采用 *Charls* 数据中的第二种自评健康变量,该变量将自评健康分为下列五种类型,“很好”“好”“一般”“不好”和“很不好”,分别采用 *OLS*、序数 *Probit* 和 *Probit* 概率模型方法进行估计,其中,采用 *Probit* 时将“很好”“好”和“一般”进行合并,赋值 0;将“不好”和“很不好”合并,赋

值1; (4)采用 *Charls* 数据中更为客观的健康变量,即“您在过去一个月内生过病吗”,如果患病则赋值1,否则赋值0,运用 *Probit* 模型分析农转非居民健康风险是否更高(见模型6.6)。上述六种方案的结果见表7所示。可见,无论采用哪种方案,结果均与模型1.2一致,即相对于城市原住民,农转非城市居民的健康风险更高。作者进一步采用表3和表4的方法对同年龄段及同等教育程度的农转非城市居民和城市原住民健康风险进行比较,结果亦与表3和表4基本一致(限于篇幅,在此未予报告)。可见,本文分析结果具有较高的稳健性。

表7 稳健性检验

	模型6.1 <i>OLS</i>	模型6.2 <i>Probit</i>	模型6.3 <i>OLS</i>	模型6.4 序数 <i>probit</i>	模型6.5 <i>probit</i>	模型6.6 <i>probit</i>
农转非	0.201***(0.041)	0.373***(0.077)	0.248***(0.044)	0.334***(0.055)	0.467***(0.072)	0.378***(0.078)
<i>R</i> ² / <i>PR</i> ²	0.069	0.126	0.077	0.036	0.110	0.059
样本量	2 280	2 280	2 278	2 278	2 278	1 959

注:其他控制变量与表2一致。

五、结论与讨论

本文比较了城市中农转非居民与城市原住民健康风险的差异。结论如下:(1)相对于城市原住民,农转非居民的自评健康风险更高;这一差异在45—59岁中年和60岁以上的老年城市居民中均具有显著性。(2)相对于同等教育程度的城市原住民,中等教育以及低教育程度的中年和老年农转非居民的自评健康风险均显著较高。不过,高等教育群体中两者在中年和老年阶段的自评健康风险均不再具有显著性差异。(3)无论是在农转非城市居民中还是在城市原住民中,教育程度的增加均能显著降低自评健康风险。安慰剂检验和稳健性检验的结果表明,本文的研究发现稳健可靠。

与此前针对移民健康风险研究不同的是,本文对可能存在的样本选择问题进行了纠正,同样本选择纠正结果相比,不进行样本选择纠正的结果严重低估了户口性质、户口所在地和教育程度等因素对自评健康风险的影响。这提醒我们在移民健康的影响因素研究中要充分考虑到样本选择导致的估计偏差。牛建林(2013)针对城乡流动人口研究发现,城乡流动人口的健康风险低于城市户口居民。然而,本文发现,相对于城市原住民,同样是城乡移民,并且是社会经济地位更具优势的城乡移民,无论是中年农转非居民还是老年农转非居民的健康风险均显著较高。这可能是此前的研究未进行样本选择纠正。因为此前文献在比较城市不同户口居民的健康风险时,研究使用的样本不包括因生病已经返乡者,这可能导致了样本选择偏差。

为何农转非居民无论是在中年阶段还是在老年阶段自评健康风险均相对较高,这可能与下列因素密切相关。首先,农村生活经历导致农转非居民未成年时期经历过更为严重的营养不良问题。本文的样本人群均出生于1966年前,无论是出生在新中国成立前还是建国初期,同城市原住民相比较,来自农村的城市居民在未成年普遍经历了更为严重的营养不良和贫困问题。直到1978年全国仍有2.5亿农村居民的生活水平还处于绝对贫困线以下(国家统计局,2009)。目前大量的实证研究表明,未成年时期营养不良和饥饿的经历对健康有长期负面影响(Chen和Zhou, 2007; Kirkpatrick等, 2010)。相对于城市原住民,农转非居民在未成年时期经历更为严重的营养不良问题可能导致他们进入中老年期后面临更高的健康风险。而且,即使他们获得城市户口身份,但仍然难以消除童年期营养不良经历对中老年期健康风险带来的负面的影响。

第二,农转非居民在生命历程中早期阶段难以享受到均等的公共服务,尤其是医疗卫生服

务,从而增加了他们的健康风险。本地城市户口居民享受福利保障和公共服务的范围和质量普遍优于农村户口居民或外地户口居民。改革开放前,有了城市户口就意味着拥有了国家提供或承诺的养老、教育、医疗和住房等一系列全面的福利保障。改革开放后的相当一段时间内,户籍制度仍然通过其“社会屏蔽”(social closure)作用,把城市公共服务限定于城市户口居民,而把农村户口居民排斥在外,包括社会保障、公共卫生、教育和福利项目基本上都以本地城市户籍人口为保障对象(江依妮和张光,2016)。而农转非居民均有农村户口身份的经历,同城市原住居民相比较,他们在生命早期阶段难以享受同等质量和数量的公共服务,尤其是医疗卫生服务,可能导致了他们中老年期的健康风险更为严重。

本文研究结论具有重要的政策价值。大量研究表明,即使在当前,中国农村地区未成年人仍然面临营养不良、公共卫生服务可及性差和高中入学率严重偏低等问题的困扰(Luo 等,2012; Wang 等,2012; Luo 等,2015)。在户籍制度改革过程中,这些来自农村的居民成年后将流入城市,成为新兴的农转非城市居民。在此过程中,需要关注这些新兴农转非居民的健康风险,尤其是低教育和中等教育的新兴农转非城市居民,因为获得城市户口身份并不意味着消除了他们同城市原住居民健康风险的不平等。本文研究也表明无论是在农转非居民中还是在城市原住居民中,更高的教育水平均能有效降低健康风险。相关文献也揭示,教育通过多种机制影响人们的健康风险。首先,受过良好教育的人更易获得高收入工作,从而更有支付能力购买医疗保险和医疗服务,并保证足够的营养,其工作环境也更加安全,而这些是维持健康的物质前提;第二,良好的教育背景,使居民在健康保健知识的获得以及医疗信息和技术的利用方面更具有优势;第三,接受过良好教育的人更倾向于增加健康投资。在受过良好教育的人中,吸烟率更低,锻炼更多,饮酒适度(Cutler 等,2011; 胡安宁,2014)。因此,在城镇化和户籍制度改革中,政府可以采取普及高中义务教育,提高高等教育升学率,加强教育中健康知识和健康行为的传播与倡导等多种途径降低新兴农转非居民的健康风险。

本文研究尚存在一定局限性。由于本文所用数据是针对中老年人的社会调查,而无法考察45岁以下农转非居民与城市原住居民健康风险的差异。其次,囿于数据局限性,本文亦未能直接考察农转非居民农村生活期间营养、医疗卫生服务的可及性以及生活环境等因素对其中老年期健康风险的影响。上述问题也是下一步探索的方向。

主要参考文献:

- [1]邓曲恒,古斯塔夫森. 中国的永久移民[J]. 经济研究,2007,(4): 137-148.
- [2]封进,余央央. 中国农村的收入差距与健康[J]. 经济研究,2007,(1): 79-88.
- [3]国家统计局. 新中国60周年系列报告之四: 城乡居民生活从贫困向全面小康迈进[R]. 2009.
- [4]胡安宁. 教育能否让我们更健康——基于2010年中国综合社会调查的城乡比较分析[J]. 中国社会科学,2014,(5): 116-130.
- [5]江依妮,张光. 财政资源错配: 户籍区隔下的地方公共服务供给[J]. 经济体制改革,2016,(4): 5-11.
- [6]焦开山. 健康不平等影响因素研究[J]. 社会学研究,2014,(5): 24-46.
- [7]雷晓燕,许文健,赵耀辉. 高攀的婚姻更令人满意吗?婚姻匹配模式及其长远影响[J]. 经济学(季刊),2015,(1): 31-50.
- [8]刘宏,高松,王俊. 养老模式对健康的影响[J]. 经济研究,2011,(4): 80-93.
- [9]陆益龙. 1949年后的中国户籍制度: 结构与变迁[J]. 北京大学学报(哲学社会科学版),2002,(2): 123-130.
- [10]牛建林. 人口流动对中国城乡居民健康差异的影响[J]. 中国社会科学,2013,(2): 46-63.

- [11]潘杰,雷晓燕,刘国恩. 医疗保险促进健康吗?——基于中国城镇居民基本医疗保险的实证分析[J]. 经济研究, 2013, (4): 130–142.
- [12]齐良书. 收入、收入不均与健康: 城乡差异和职业地位的影响[J]. 经济研究, 2006, (11): 16–26.
- [13]伍德里奇. 计量经济学导论[M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2015.
- [14]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): 56–66.
- [15]朱玲. 农村迁移工人的劳动时间和职业健康[J]. 中国社会科学, 2009, (1): 133–149.
- [16]Anson J. The migrant mortality advantage: A 70 month follow-up of the Brussels population[J]. *European Journal of Population*, 2004, 20(3): 191–218.
- [17]Chan K W, Zhang L. The Hukou system and rural-urban migration in China: Processes and changes[J]. *China Quarterly*, 1999, (160): 818–855.
- [18]Chen Y, Zhou L. The long-term health and economic consequences of the 1959–1961 famine in China[J]. *Journal of Health Economics*, 2007, 26(4): 659–681.
- [19]Cheng T, Selden M. The origins and social consequences of China's Hukou system[J]. *China Quarterly*, 1994, 139(139): 644–668.
- [20]Cutler D M, Lleras-Muney A, Vogl T. Socioeconomic status and health: Dimensions and mechanisms[J]. NBER Working Paper No.14333, 2008.
- [21]De Maio F G, Kemp E. The deterioration of health status among immigrants to Canada[J]. *Global Public Health*, 2010, 5(5): 462–478.
- [22]Gerdtham U G, Johannesson M, Lundberg L, et al. The demand for health: Results from new measures of health capital[J]. *European Journal of Political Economy*, 1999, 15(3): 501–521.
- [23]Grossman M. On the concept of health capital and the demand for health[J]. *Journal of Political Economy*, 1972, 80(2): 223–255.
- [24]Kirkpatrick S I, McIntyre L, Potestio M L. Child hunger and long-term adverse consequences for health[J]. *Jama Pediatrics*, 2010, 164(8): 754–762.
- [25]Lin J Y. Collectivization and China's Agricultural Crisis in 1959-1961[J]. *Journal of Political Economy*, 1990, 98(6): 1228–1252.
- [26]Liu Z. Institution and inequality: The Hukou system in China[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2005, 33(1): 133–157.
- [27]Luo R, Shi Y, Zhang L, et al. Nutrition and educational performance in rural China's elementary schools: Results of a randomized control trial in Shaanxi Province[J]. *Economic Development & Cultural Change*, 2012, 60(4): 735–772.
- [28]Luo R, Shi Y, Zhou H, et al. Micronutrient deficiencies and developmental delays among infants: Evidence from a cross-sectional survey in rural China[J]. *BMJ Open*, 2015, 5(10): e008400.
- [29]Margolis R. Childhood morbidity and health in early adulthood: Life course linkages in a high morbidity context[J]. *Advances in Life Course Research*, 2010, 15(4): 132–146.
- [30]Meng X, Qian N, Yared P. The institutional causes of China's great famine, 1959-1961[J]. *The Review of Economic Studies*, 2015, 82(4): 1568–1611.
- [31]Wang X, Zhang L, Luo R, et al. Soil-transmitted helminth infections and correlated risk factors in preschool and school-aged children in rural Southwest China[J]. *Plos One*, 2012, 7(9): e45939.

Are the Health Risks of Middle-aged and Elderly Permanent Migrants from Rural China Higher?

Fang Liming¹, Guo Jing²

(1. *School of Insurance, University of International Business and Economics, Beijing 100029, China;*

2. *School of Sociology, Huazhong University of Science and Technology, Wuhan 430074, China)*

Summary: Many residents from the rural areas gain urban hukou status and become the new permanent urban migrants because China has been implementing the hukou system (the household registration system) and has been in the period of the rapid urbanization. It is of significant policy value to analyze the health risks of the nongzhuanfei group (the permanent migrants from rural areas). The objective of this paper is to identify the differences in perceived health risks between the urban natives and the nongzhuanfei group based on the panel data of China Health and Retirement Longitudinal Study in 2013 and 2015 and the method of sample selection corrections. The results indicate that: firstly, the effects of education and hukou on the health risks of urban migrants from rural areas are much underestimated without sample selection corrections; secondly, the nongzhuanfei group has achieved upward mobility, however, compared to the urban natives, they have significantly higher perceived health risks whether in middle-aged or elderly periods; thirdly, compared to the urban natives, the nongzhuanfei group with low and middle education degree has significantly higher perceived health risks, however, there are no significant differences between the nongzhuanfei group and the urban natives with advanced education; fourthly, higher education can effectively reduce health risks of both the urban natives and the nongzhuanfei group; fifthly, compared to the urban natives, the nongzhuanfei group has higher possibility to be ill during the past month. The placebo and robust tests show that the results are still reliable. Based on the previous literature, this paper explores the mechanism that the nongzhuanfei group has higher health risks. They experience more serious malnutrition and could not enjoy the same quality and quantity education and healthcare as the urban natives when they lived in the rural areas. Even at present, the children in rural China are confronted with many risks, such as malnutrition, poor accessibility to public health services and low enrollment rate of senior schools. Therefore, more attention should be paid to the health risks of the new nongzhuanfei group with low and middle education during hukou system reform and urbanization. The governments can take some measures to reduce health risks of the new nongzhuanfei group, such as carrying out universal senior school education and the higher enrollment rate of college, disseminating health knowledge and advocating health behaviors.

Key words: hukou system; health risk; health equality; permanent migrant

(责任编辑 许 柏)