移民的健康：

中国的成就还是遗憾？

周小刚、陆铭*

本文摘要　本文利用 CGSS（2010）全国性数据，研究了中国农村外出务工人员中的“健康移民效应”和“健康耗损效应”，并进一步研究了健康耗损的机制。我们发现，农村外出务工人员的身体健康优于城市本地工作人员。同时，随着年龄的增长，相比城市本地工作人员而言，农村外出务工人员中制造业建筑业工人的健康耗损更加严重，而行政技术管理及服务业人员中并无该现象。这说明更多地从事制造业建筑业等重体力劳动是我国农村外出务工人员健康耗损的机制之一。我们还发现，健康耗损更为严重的农村外出务工人员以更高的概率回到了农村，造成了当前在城市务工的农村人员与城市本地工作人员相比看上去并未出现更为严重的健康耗损的假象。

关键词：农村外出务工人员　健康　健康移民效应　健康耗损

一、引言

对于正处于城市化进程的中国来说，劳动力市场最重要的现象就是大量的农村富余劳动力通过移民方式进城务工。根据人力资源和社会保障部最新通报数据，截止 2015 年，农民工总量已达 2.78 亿人，其中外出农民工达 1.69 亿人。[1]在此背景下，农村向城市移民的人力资本将在很大程度上决定中国未来的发展前景。

与教育相同，健康也是衡量人力资本的一个重要指标。事实上，健康不仅影响到人们自身的福利，还能够通过影响现期的劳动生产率和未来的寿命而影响到人力资本投资的总回报。遗憾的是，相对于广受关注的农村进城务工人员的教育和技能培训而言，移民的健康则是一个较少受到关注的问题：移民的健康相对城市本地工作人员是更好还是更差？随着年龄的增长，移民的健康耗损更严重吗？导致移民健康耗损的因素又有哪些？本文主要即围绕这三个问题展开研究。

农村向城市的移民是经济发展中的必然现象，在本质上，这是一种人口迁移。对于中国而言，虽然该人口迁移发生在一国内部，但是由于城乡二元体制的存在，

*周小刚，复旦大学经济学院，方正证券研究所。陆铭，上海交通大学安泰经济与管理学院。作者感谢国家社会科学基金项目（13&ZD015、12AZD045），国家自然科学基金项目（71133004、71273289）的资助，感谢复旦大学研讨会参与者的批评。

[1]此数据由国家统计局发布，参见 http://www.ce.cn/xwzx/gnsz/gdxw/201602/29/t20160229_9167452.shtml。其中，外出农民工定义为离开自己户籍所在乡镇的农民工。

实际上与国际移民有很多相似之处(Roberts, 1997; Solinger, 1999)。在关于国际移民的研究中，众多文献均发现，即使移民者的社会经济地位、生活工作环境等相对于流入地居民更差，但是移民者的身体健康状态却普遍好于后者(Jasso 等, 2004; Palloni 和 Arias, 2004; McDonald 和 Kennedy, 2004; Turra 和 Elo, 2008)，即存在着明显的“健康移民效应”。另一方面，文献还进一步发现，随着移民年龄的增长、在移入地工作时间的延长，移民原本占优的身体健康相比本地居民将下降更为明显（Jasso 等, 2004; Gee 等, 2004; Antecol 和 Kelly, 2006; Gushulak, 2007），即移民会承受更明显的身体健康耗损。

那么，中国的农村外出务工人员是否也存在着类似的“健康移民效应”和更明显的健康耗损呢？对于“健康移民效应”，已有的关于中国移民的研究已经证实了这一现象。王桂新等(2011)以及 Chen(2011)分别利用上海市和北京市区域调查数据发现农村外出务工人员身体健康状态优于城市本地居民。牛建林（2013）利用第三期中国妇女社会地位调查全国性数据也发现，农村外出务工人员在“自评健康状态”、“是否患慢性病”、“是否有残疾”、“是否存在工作或劳动受伤”等健康评价维度上均要比城市一般居民表现更好。

文献虽然已经就“健康移民效应”问题取得了一些研究成果，但是目前还没有文献直接观察到农村外出务工人员相比城市本地居民存在更明显的健康耗损，已有的文献仅仅从侧面提供了一些证据。如牛建林（2013）通过比较农村外出务工人员中返乡者与农村非流动居民的身体健康状态发现，在控制了人口与社会经济特征的情况下，返乡者在“自评健康状况”、“是否患有慢性病”、“是否存在工作或劳动受伤”以及“是否患有妇科或男科疾病”等指标方面均比农村非流动居民更差。牛建林的发现虽能从侧面证明外出务工经历确实对返乡者的身体健康存在一定的伤害，但是囿于其比较的对象为农村非流动居民，并不能直接证明农村外出务工人员相比城市本地居民存在更明显的健康耗损。

另外，已有文献还对移民健康耗损的机制进行了一定的研究。研究主要聚焦于三个方面：一、居住条件；二、工作环境；三、社会资本。在居住条件方面，国外研究发现较差的住房条件对移民身体健康存在着不利的影响（Krieger 和 Higgins, 2002; Stafford 和 McCarthy, 2006）。在中国国内移民的研究中，王桂新等（2011）也发现，农村外出务工人员居住区公益性设施拥有率越低，其自评健康状况越差；住房内基础设施拥有越少，其患有慢性病的概率也越高。牛建林、郑真真等（2011）还发现，住房内空气质量对农村外出务工人员的身体健康影响也非常显著。在工作环境方面，Tan(2004)利用珠三角六城市调研数据发现，1/3 的农村外出务工人员认为他们的身体健康受到了脏乱差及有毒工作环境的不利影响。牛建林、郑真真等（2011）也发现，农村外出务工人员工作环境中不利因素

越多，其身体健康状态也越差。最后，在社会资本方面，黄乾（2010）发现城里朋友多、常参加居住区活动、与居住区组织常联系、与本地居民交往多的农村外出务工人员的身体健康状态更好。

与已有文献相比，本文在研究“健康移民效应”时，选择城市本地工作人员而不是城市一般居民作为农村外出务工人员的比较对象，这样使得比较对象均是有工作的人群。在研究“移民的健康耗损更严重”问题时，我们发现，如仅仅把农村外出务工人员定义为农村户籍人员中的“正在外出务工”、“目前短期回家乡”人员，随着年龄增长，移民并没有呈现出更严重的健康耗损。但是，当我们把农村外出务工人员的定义进一步扩展至农村户籍人员中的“目前长期回家乡”人员后，我们得到了随着年龄增长、农村外出务工人员身体健康耗损更明显的直接证据。换句话说，是因为现有的劳动保护不健全和社会保障的地区间分割，使得年龄较大同时也是健康耗损更严重的农村移民回到了老家，这才使得仍然留在城市里的农村移民没有显现出随着年龄增长、健康耗损更严重的现象。进一步地，当我们把上述农村外出务工人员分为制造业建筑业工人和行政技术管理及服务业从业人员两组，再与城市本地工作人员整体作比较后，我们发现，仅制造业建筑业工人的健康耗损更明显，而行政技术管理及服务业人员并没有出现这种现象，这表明，从事制造业建筑业工作是农村外出务工人员健康耗损的机制之一。另外，本文还发现，跨县迁移者相对于不跨县迁移者的健康耗损也更明显。需要说明的是，健康耗损为动态概念，理论上讲，横截面数据里健康随年龄的变化关系并不能理解为健康耗损。但囿于没有相关面板数据，我们可假设不同年龄段的移民并没有显著的社会经济特征的差异，那么，不同年龄段的人的健康状况在一定程度上也反映了一个人身体健康随着时间推移所产生的变化。同样道理，限于截面数据的性质，本文严格而言并不能得出“外出务工导致健康耗损”明确因果关系的结论，外出务工仅是农民工健康耗损更大的一种可能解释。

本文的第二节是数据和描述性统计，第三节是计量经济学模型分析，第四节是本文的结论。

二、数据及描述性统计

本文使用数据为中国综合社会调查（CGSS）2010 年数据。2010 年的 CGSS 由中国调查与数据中心发起，联合全国 25 家高校及中国社会科学研究院合作实施完成。该数据采用多阶分层概率抽样设计，在全国抽取了 100 个县（区），再加上 5 大都市（北京、上海、天津、广州、深圳）作为抽样单元，调查点包括大陆所有省级行政单位。CGSS（2010）数据最终包括 11785 个样本。本文所使用样本包括所有户籍明确为城市或农村、且明确报告其自评健康状态的样本，并在

农村户籍人员中选择“正在外出务工”、“目前短期回家乡”样本作为农村外出务工人员样本，选择“目前长期回家乡”、“从未外出务工”样本作为农村未流动人员样本，在城市户籍人员中选择“目前在工作”样本作为城市本地工作人员样本。最终的观察点是 7390 个，其中城市本地工作人员 2771 个，农村外出务工人员 668 个，农村未流动人员 3951 个。

下面我们对涉及到本文的数据进行描述性统计。

首先，在本文样本中，描述性统计结果显示农村外出务工人员的身体健康状态既好于农村未流动人员，也好于城市本地工作人员。我们对自评健康状况进行如下赋值：很不健康=1、比较不健康=2、一般=3、比较健康=4、很健康=5。表 1 显示，农村外出务工人员身体健康均值要明显高于其他两类人群。

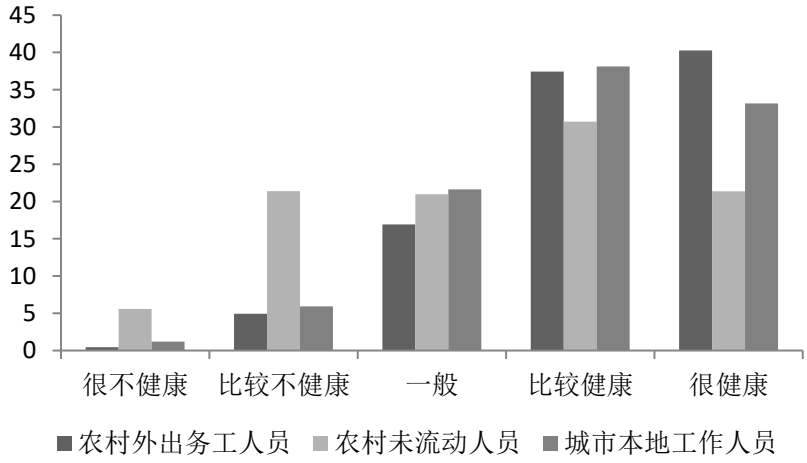
表 1：三类人群身体健康状态比较

样本分类	农村外出务工人员 (N=668)	农村未流动人员 (N=3951)	城市本地工作人员（N=2771）
健康均值（标准误）	4.12（0.89）	3.41（1.20）	3.96（0.94）
均值差（t 值）	基准	0.71***（14.71）	0.16***（3.97）

注：1、本表中“农村外出务工人员”定义为农村户籍人员中的“正在外出务工”、“目前短期回家乡”人员，“农村未流动人员”定义为农村户籍人员中的“目前长期回家乡”、“从未外出务工”人员，“城市本地工作人员”定义为城市户籍人员中的“目前在工作”人员。下文会根据研究的需要对“农村外出务工人员”、“城市本地工作人员”的界定范围做调整，敬请读者留意。

2、***表示在 1%水平上显著。

图 1：三类人群身体健康状态分布图



注：本图中“农村外出务工人员”、“农村未流动人员”、“城市本地工作人员”定义同表 1。单位：百分比

接下来，我们尝试观察健康耗损，即相对于城市本地工作人员而言，农村外出务工人员的身体健康是否随着年龄的增长而下降更明显。我们根据年龄对“农村外出务工人员”、“城市本地工作人员”样本进行分类，具体分类标准为“30岁及以下”、“31-40岁”、“41-50岁”、“51及以上”，描述性统计结果见表2。结果显示，虽然两者的身体健康状态均随着年龄的增长而下降，但是相对于城市本地工作人员而言，农村外出务工人员的身体健康并没有呈现出更快下降的趋势。即使在下文实证检验部分（表8），当我们控制了其他影响因素之后，也并没有发现存在该趋势。

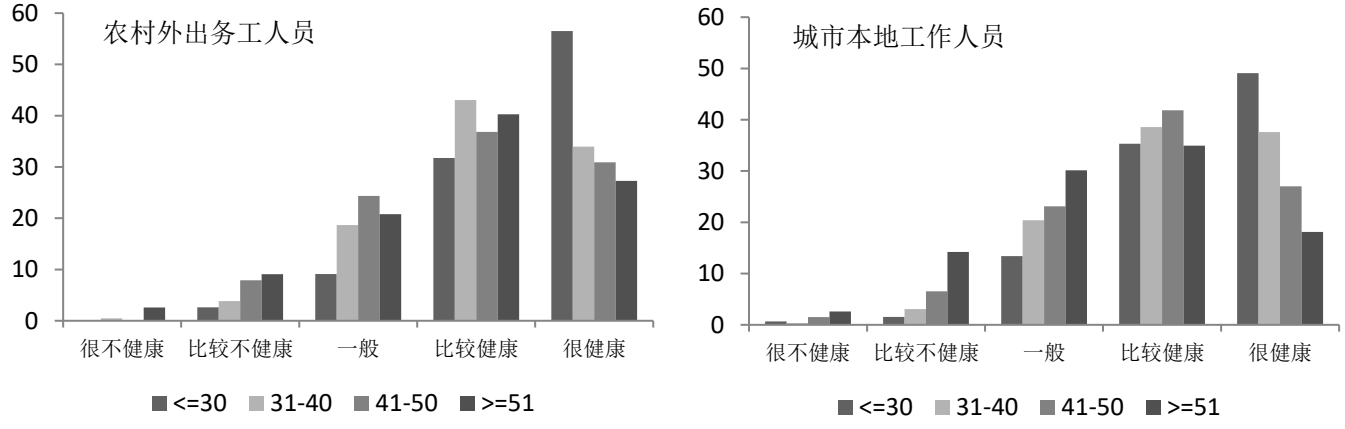
表2：不同年龄的两种人群身体健康耗损比较——限目前在工作人员

年龄	农村外出务工人员		城市本地工作人员		均值差（t值）
	样本量	身体健康均值（标准误）	样本量	身体健康均值（标准误）	
30岁及以下	230	4.42（0.77）	589	4.31（0.81）	0.12*（1.87）
31-40岁	209	4.06（0.85）	843	4.10（0.85）	-0.04（-0.57）
41-50岁	152	3.91（0.93）	796	3.86（0.94）	0.04（0.54）
51岁及以上	77	3.81（1.03）	541	3.52（1.03）	0.29**（2.30）

注：1、本表中“农村外出务工人员”、“城市本地工作人员”定义同表1。

2、**,*分别表示在5%和10%水平上显著。

图2：不同年龄的两种人群身体健康状态分布图——限目前在工作人员



注：本图中“农村外出务工人员”、“城市本地工作人员”定义同表1。单位：百分比

那么上述结果是否就说明，相对于城市本地工作人员而言，中国农村外出务工人员的身体健康不存在更明显的耗损呢？如果是这样，那么这就说明中国国内

移民的健康耗损要好于国际移民。是否真的如此呢？其实不是。事实上，由于中国普遍存在着劳动力市场的户籍分割、劳动保护不健全、新农合异地就医报销难等现象，中国农村外出务工人员在身体健康变差后将更多地选择返乡。所以，当我们把农村外出务工人员选择范围局限于“正在外出务工”、“目前短期回家乡”，而没有包含“目前长期回家乡”时，我们将遗漏大量的已经返乡的健康较差的农村外出务工人员样本，从而造成估计结果的偏误。

导致中国农村外出务工人员健康变差后更容易返乡的影响因素较多，劳动保护不健全是其中之一。在中国，农村外出务工人员的劳动合同签订率非常低，2013年与雇主或单位签订了劳动合同的农民工比例为41.3%。[2]另外以建筑工人为例，2011年清华大学等高校组织的“关注新生代农民工计划”调研结果（有效问卷1064份）表明，高达75.6%的建筑工人没有签订任何劳动合同，即使签订了劳动合同，亦有65.6%的人员自己并不拥有劳动合同文本（潘毅、吴琼文倩，2014）。在劳动合同保护缺失的情况下，显然健康较差的农村外出务工人员更容易因失去工作而返乡。

新农合异地就医报销难是健康较差的农村外出务工人员更容易返乡的另一个影响因素。农村外出务工人员拥有的医疗保险大多为新农合保险，而新农合为县级统筹。在本文样本调查的2009年，对于全国绝大多数地区而言，新农合并不能实现跨县异地就医实时结报。在这种情况下，参保的农村外出务工人员如需在外县务工地就医，他需要先回户籍地新农合定点医疗机构办理转诊手续，然后在外县务工地医疗机构垫付医疗费，最后才能回户籍地报销。[3]转诊手续及垫付医疗费的存在显著增加了异地就医的麻烦，对于健康较差的农村外出务工人员而言，选择返乡治病显然更为合理。

最后，劳动力市场的户籍分割也可能加剧健康较差的农村外出务工人员更容易返乡的状况。如果不存在劳动力市场上的户籍身份歧视，那么，在不同行业的职业选择中，农民工选择性地进入健康耗损严重的行业的状况可能得到缓解。更重要的是，即使农民工在某些行业出现了健康耗损，如果劳动力市场上的户籍身份的歧视可以消除，他们也更可能转入其他对于健康要求较低的行业继续工作。

我们对农村外出务工人员“健康较差者更容易返乡”这一假说进行描述性统计检验。在所有农村户籍人员中，我们把“目前长期回家乡”人员视为“返乡”，把“正在外出务工”、“目前短期回家乡”人员视为“未返乡”，同时按照其健康自评状态把样本分为5类，结果请见表3。我们发现随着农村外出务工人员身体

[2] 数据引自国家统计局《2013年全国农民工监测调查报告》，参见 http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201405/t20140512_551585.html。

[3] 至2013年底，虽然全国多数省份已经实现了新农合省内异地就医实时结报，但是仍必须办理转诊手续。另外，新农合跨省异地就医目前还不能实时结报。

健康的变差，他们返乡的比例也在增加。

表 3：农村外出务工人员的身体健康状态与返乡

身体健康状态	样本量	返乡比例（标准差）
很健康	532	49%（0.50）
比较健康	565	56%（0.50）
一般	315	64%（0.48）
比较不健康	170	81%（0.40）
很不健康	36	92%（0.28）

注：本表中农村外出务工人员界定为农村户籍人员中的“正在外出务工”、“目前短期回家乡”、“目前长期回家乡”样本。其中，“正在外出务工”、“目前短期回家乡”样本视为“未返乡”，“目前长期回家乡”样本视为“返乡”。

在确认了“健康较差者更容易返乡”这一现象后，我们猜想，可能是由于自选择而导致的返乡使得留在城市里的农村移民显得并没有出现严重的健康耗损，对此，我们需要在后文中用计量经济学模型进行检验。进一步地，如果的确有一部分农村移民健康耗损严重，并且以更大的概率回到了家乡，那么，导致他们健康耗损的机制又有哪些？本文主要关注“职业类型”以及“是否为跨县迁移”对身体健康的影响。从理论上讲，从事制造业、建筑业等重体力劳动的农村外出务工人员由于其工作条件更差、工作负荷更重，身体健康耗损将更加严重。另外，新农合异地就医过程中转诊手续及垫付医疗费的存在也会使得跨县迁移的农村外出务工人员就医率下降，我们猜想，跨县迁移的农村外出务工人员可能由于得到的医疗保障更少等原因，身体健康状态也会更差。针对这两种因素的描述性统计结果见表 4。结果表明：一、农村外出务工人员中从事行政技术管理及服务业人员身体健康状态优于制造业、建筑业工人；二、不跨县迁移的外出务工人员身体健康状态要稍稍优于跨县迁移人员，但并不显著。在下文计量模型检验部分，当控制了其他影响因素后，我们将发现不跨县迁移者的身体健康显著优于跨县迁移者。

为什么跨县迁移的农村外出务工人员身体健康状态劣于不跨县迁移者？我们从是否参加医疗保险、从事的工作类型两个维度进行描述性统计，结果见表 5。我们发现，跨县迁移的农村外出务工人员参加医疗保险的比例更低，但从事“行政技术管理及服务业”的比例却更高。由于详细论证该问题需要大量篇幅，下文计量模型检验部分我们并未对此展开讨论，在此仅报告描述性统计结果。

表 4：不同类别农村外出务工人员身体健康状态差异

类别	样本量	身体健康	类别	样本量	身体健康
制造业、建筑业工人	854	3.82(1.07)	不跨县	589	3.89（1.03）
行政技术管理及服务业	652	3.96(1.02)	跨县	1025	3.84（1.08）
均值差（t 值）	-0.13**（-2.47）		均值差（t 值）	0.06（1.07）	

注：1、本表中“农村外出务工人员”界定为农村户籍人员中的“正在外出务工”、“目前短期回家乡”、“目前长期回家乡”人员。

2、职业类型按照具体工作内容来分。如一个人为建筑业里的工程监理或者技术人员、或者为制造业里的车间管理人员，则分类为“行政技术管理及服务业人员”。

3、**表示 5%水平上显著。

表 5：跨县迁移农村外出务工人员与不跨县者参加医疗保险、从事职业差异

类别	样本量	参加医疗保险比例	类别	样本量	从事“行政技术管理及服务业”比例
不跨县	588	0.906（0.012）	不跨县	544	0.399（0.021）
跨县	1021	0.866（0.011）	跨县	958	0.451（0.016）
均值差（t 值）	0.041（2.42**）		均值差（t 值）	-0.052（-1.96*）	

注：1、本表中“农村外出务工人员”界定为农村户籍人员中的“正在外出务工”、“目前短期回家乡”、“目前长期回家乡”人员。

2、**表示 5%水平上显著、*表示 10%水平上显著。

三、模型及实证检验

为了检验农村外出务工人员的“健康移民效应”，我们设计如下方程：

$$\text{身体健康} = \beta_0 + \beta_1 * \text{农村户籍} + \beta_2 * \text{年龄} + \beta_3 * \text{女性} + \beta_4 * \text{家庭人均收入} + \beta_5 * \text{家庭成员数量} + \gamma * \text{教育} + \delta * \text{婚姻} + \varepsilon \quad (1)$$

方程（1）中，被解释变量“身体健康”用被调查者的自评身体健康状态表示；核心解释变量“农村户籍”为关于户籍状况的二值变量；解释变量“教育”、“婚姻”分别为一组关于受教育程度、婚姻状况的二值变量。具体变量定义如下：

表 6：变量定义说明

变量名	定义
身体健康	很不健康=1、比较不健康=2、一般=3、比较健康=4、很健康=5

农村户籍	农业户口=1，非农业户口=0
年龄	被调查者的年龄，本文用“2010-出生年”计算
女性	女性=1，男性=0
家庭人均收入	家庭人均收入=家庭总收入/家庭成员数量，并取对数
家庭人员数	家庭成员数量
初等教育	私塾、小学、初中=1，其他=0
中等教育	职高、普高、中专、技校=1，其他=0
高等教育	大专、本科、研究生=1，其他=0
已婚	已婚、分居未离婚=1，其他=0
离婚	离婚=1，其他=0
丧偶	丧偶=1，其他=0

方程（1）的回归结果见表 7。回归(1)~(4)所示为 OLS 回归结果，从中我们可以看到，在控制了年龄、性别、家庭人均收入、家庭成员数量、教育背景、婚姻背景等因素之后，无论是否控制体质指数 BMI 以及工作所在城市的虚拟变量，核心解释变量“农村户籍”的系数均显著为正。这表明中国农村外出务工人员的身体健康状态确实要显著优于城市本地工作人员。

严格说来，OLS 需要假定残差分布为正态分布，而当被解释变量为有序且离散的取值时，这一假定难以满足。为此我们改用 Ordered Probit 方法，结果见回归(5)~(8)。我们可以看到，前述 OLS 回归结果的系数符号和显著性没有发生变化。[4]在后面的分析中，由于涉及到解释变量的交叉项，我们仅使用 OLS 回归方法，这时除了交叉项以外，变量的系数可以直接理解为边际效应。

表 7 中其他变量的回归系数表明：一、年龄越大，身体健康状态越差；二、女性的身体健康普遍比男性差；三、家庭人均收入越高者健康状态越好；四、教育程度越高，身体健康状态一般也越好；五、跟未婚者相比，已婚、丧偶者身体健康状态无显著差异，但是离婚者身体健康状态更差。

表 7： 中国农村外出务工人员的健康移民效应

	身体健康(1)	身体健康(2)	身体健康(3)	身体健康(4)	身体健康(5)	身体健康(6)	身体健康(7)	身体健康(8)
	OLS	OLS	OLS	OLS	O_PROBIT	O_PROBIT	O_PROBIT	O_PROBIT
农村户籍	0.121**	0.125***	0.125**	0.124**	0.144**	0.150**	0.153**	0.152**
	(0.0477)	(0.0473)	(0.0541)	(0.0540)	(0.0589)	(0.0590)	(0.0727)	(0.0726)
年龄	-0.0230***	-0.0239***	-0.0210***	-0.0218***	-0.0278***	-0.0290***	-0.0269***	-0.0280***
	(0.00181)	(0.00180)	(0.00190)	(0.00189)	(0.00225)	(0.00227)	(0.00243)	(0.00242)

[4] 作者把健康状态合并为 0-1 变量，即“很不健康”、“比较不健康”、“一般”合并为“不健康=0”，其他合并为“健康=1”，使用 logit 模型做相关回归，结果同样并无显著差异。限于篇幅，正文中并未报告该结果。

女性	-0.121***	-0.104***	-0.0953***	-0.0861**	-0.154***	-0.134***	-0.134***	-0.124***
	(0.0338)	(0.0348)	(0.0340)	(0.0354)	(0.0418)	(0.0429)	(0.0441)	(0.0456)
BMI		0.226***		0.209***		0.272***		0.275***
		(0.0577)		(0.0594)		(0.0602)		(0.0755)
BMI^2		-0.00454***		-0.00431***		-0.00545***		-0.00567***
		(0.00120)		(0.00123)		(0.00126)		(0.00157)
对数家庭人均	0.0779***	0.0751***	0.112***	0.109***	0.0899***	0.0865***	0.147***	0.144***
收入	(0.0204)	(0.0204)	(0.0225)	(0.0226)	(0.0247)	(0.0248)	(0.0293)	(0.0296)
家庭成员数量	0.00700	0.00779	0.0177	0.0172	0.00567	0.00679	0.0222	0.0217
	(0.0149)	(0.0147)	(0.0171)	(0.0168)	(0.0175)	(0.0175)	(0.0203)	(0.0219)
初等教育	0.135	0.128	0.159	0.150	0.134	0.127	0.159	0.147
	(0.115)	(0.114)	(0.130)	(0.128)	(0.121)	(0.121)	(0.139)	(0.150)
中等教育	0.221*	0.215*	0.242*	0.234*	0.235*	0.230*	0.265*	0.255
	(0.118)	(0.118)	(0.134)	(0.133)	(0.125)	(0.125)	(0.145)	(0.157)
高等教育	0.200*	0.191	0.220	0.210	0.195	0.188	0.217	0.205
	(0.120)	(0.120)	(0.136)	(0.134)	(0.130)	(0.130)	(0.150)	(0.159)
已婚	0.0702	0.0343	0.0722	0.0474	0.0381	-0.00713	0.0395	0.00786
	(0.0561)	(0.0565)	(0.0579)	(0.0584)	(0.0731)	(0.0741)	(0.0786)	(0.0835)
离婚	-0.202*	-0.240**	-0.182*	-0.212**	-0.290**	-0.338***	-0.280**	-0.320**
	(0.106)	(0.106)	(0.108)	(0.108)	(0.129)	(0.130)	(0.137)	(0.133)
丧偶	-0.0446	-0.0816	-0.00570	-0.0365	-0.0588	-0.105	-0.0356	-0.0743
	(0.157)	(0.156)	(0.165)	(0.163)	(0.168)	(0.168)	(0.174)	(0.196)
工作所在城市	不控制	不控制	控制	控制	不控制	不控制	控制	控制
常数项	3.969***	1.318*	3.457***	1.055				
	(0.255)	(0.724)	(0.294)	(0.756)				
样本数	2,976	2,976	2,818	2,818	2,976	2,976	2,818	2,818
R^2	0.103	0.110	0.191	0.197				

注：1、括号中的数值为稳健标准误，***, **, *分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。下同。

2、回归（3)、(4)、(7)、(8）控制了工作所在城市（地级市一级）的虚拟变量。限于篇幅，我们没有报告具体城市的回归系数及标准误。

3、回归（1)、(2)、(5)、(6）中“农村外出务工人员”定义为农村户籍人员中的“正在外出务工”和“目前短期回家乡”的人员，回归(3)、(4)、(7)、(8)中“农村外出务工人员”定义为农村户籍人员中的“正在外出务工”人员；八个回归中“城市本地工作人员”均定义为城市户籍人员中的“当前在工作”人员。

在检验了中国农村外出务工人员的“健康移民效应”后，接下来我们对“随着年龄的增长，农村外出务工人员身体健康耗损更明显”这一假说进行实证检验。为此我们设计方程（2）：

$$\text{身体健康} = \beta_0 + \beta_1 * \text{农村户籍} + \beta_2 * \text{年龄} + \beta_3 * \text{农村户籍} * \text{年龄} + \beta_4 * \text{女性} + \beta_5 * \text{家庭人均收入} + \beta_5 * \text{家庭成员数量} + \gamma * \text{教育} + \delta * \text{婚姻} + \varepsilon \quad (2)$$

其中农村户籍*年龄表示户籍与年龄的交叉项，用来观察不同户籍工作人员身体

健康状态随年龄变化的异质性。方程(2)回归结果见表 8。[5]

表 8：农村外出务工人员的健康耗损效应

	身体健康 (9)	身体健康 (10)	身体健康 (11)	身体健康 (12)	身体健康 (13)	身体健康 (14)	身体健康 (15)	身体健康 (16)
农村人员选择	农村外出务工人员（正在外出务工+短期回家乡）	农村外出务工人员（正在外出务工+短期回家乡）	农村外出务工人员（正在外出务工）	农村外出务工人员（正在外出务工）	农村未外出务工人员	农村未外出务工人员	农村外出务工长期返乡人员	农村外出务工长期返乡人员
城市人员选择	城市本地工作人员	城市本地工作人员	城市本地工作人员	城市本地工作人员	城市人员全体	城市人员全体	城市人员全体	城市人员全体
农村户籍	0.121**	0.0224	0.125**	0.000280	0.0476	0.166*	0.0108	0.250*
	(0.0477)	(0.141)	(0.0541)	(0.150)	(0.0322)	(0.0991)	(0.0428)	(0.131)
年龄	-0.0230***	-0.0235***	-0.0210***	-0.0216***	-0.0253***	-0.0245***	-0.0254***	-0.0247***
	(0.00181)	(0.00195)	(0.00190)	(0.00204)	(0.00102)	(0.00121)	(0.00114)	(0.00121)
农村户籍*年龄		0.00260		0.00334		-0.00234		-0.00556*
		(0.00369)		(0.00390)		(0.00185)		(0.00287)
女性	-0.121***	-0.120***	-0.0953***	-0.0951***	-0.179***	-0.180***	-0.169***	-0.174***
	(0.0338)	(0.0338)	(0.0340)	(0.0341)	(0.0252)	(0.0252)	(0.0279)	(0.0280)
对数家庭人均收入	0.0779***	0.0791***	0.112***	0.114***	0.160***	0.158***	0.142***	0.139***
	(0.0204)	(0.0204)	(0.0225)	(0.0225)	(0.0141)	(0.0142)	(0.0164)	(0.0164)
家庭成员数量	0.00700	0.00714	0.0177	0.0176	0.0128	0.0131	0.0218**	0.0213*
	(0.0149)	(0.0149)	(0.0171)	(0.0170)	(0.00878)	(0.00878)	(0.0111)	(0.0111)
初等教育	0.135	0.138	0.159	0.162	0.229***	0.220***	0.174***	0.169***
	(0.115)	(0.115)	(0.130)	(0.130)	(0.0393)	(0.0399)	(0.0609)	(0.0610)
中等教育	0.221*	0.222*	0.242*	0.244*	0.332***	0.329***	0.286***	0.287***
	(0.118)	(0.118)	(0.134)	(0.134)	(0.0498)	(0.0499)	(0.0659)	(0.0658)
高等教育	0.200*	0.198*	0.220	0.218	0.341***	0.345***	0.304***	0.311***
	(0.120)	(0.120)	(0.136)	(0.135)	(0.0568)	(0.0569)	(0.0711)	(0.0712)
已婚	0.0702	0.0674	0.0722	0.0695	0.153***	0.143***	0.153***	0.146***
	(0.0561)	(0.0564)	(0.0579)	(0.0580)	(0.0531)	(0.0537)	(0.0543)	(0.0544)
离婚	-0.202*	-0.204*	-0.182*	-0.184*	-0.0739	-0.0810	-0.0662	-0.0705
	(0.106)	(0.106)	(0.108)	(0.108)	(0.0944)	(0.0945)	(0.0947)	(0.0947)
丧偶	-0.0446	-0.0405	-0.00570	-0.00183	0.122	0.114	0.172**	0.162*
	(0.157)	(0.157)	(0.165)	(0.165)	(0.0747)	(0.0750)	(0.0833)	(0.0835)
工作所在城市	不控制	不控制	控制	控制	不控制	不控制	不控制	不控制
常数项	3.969***	3.980***	3.457***	3.466***	3.033***	3.026***	4.517***	4.481***
	(0.255)	(0.255)	(0.294)	(0.295)	(0.154)	(0.154)	(0.103)	(0.104)
样本数	2,976	2,976	2,818	2,818	7,100	7,100	5,240	5,240
R^2	0.103	0.103	0.191	0.191	0.191	0.191	0.163	0.164

[5] 在表 7 中，控制 BMI 与没有控制 BMI 主要解释变量结果无明显差异。因为 BMI 本身也是一个反映“健康状态”的结果变量，所以在表 8 及之后回归中均没有控制 BMI。此外，对表 8 中的四个方程，我们也做过包含 BMI 的回归，主要解释变量系数和显著性无明显变化。

注：1、回归（9）~（12）中农村人员选择为“农村外出务工人员”，其中回归（9）、（10）中“农村外出务工人员”定义为农村户籍人员中的“正在外出务工”和“目前短期回家乡”的人员，回归（11）、（12）中“农村外出务工人员”定义为农村户籍人员中的“正在外出务工”人员；回归（9）~（12）中城市人员选择为“城市本地工作人员”，定义为城市户籍人员的“当前在工作”的人员。回归（9）、（10）中不控制工作所在城市是因为“目前短期回家乡”的农村外出务工人员未报告其外出打工所在城市。

2、回归（13）、（14）中农村人员选择为“从未外出务工人员”，回归（15）~（16）中农村人员选择为“外出务工目前长期回家乡人员”；回归（13）~（16）中城市人员为所有城市户籍人员。

表 8 回归（9）~（12）结果显示：无论是否控制工作所在城市的虚拟变量，年龄的回归系数均显著为负，而户籍与年龄的交叉项系数则均不显著。这与描述性统计部分表 2 结果是一致的：当把农村外出务工人员仅限定为“正在外出务工”、“目前短期回家乡”人员时，虽然可以观察到农村外出务工人员以及城市本地工作人员的身体健康状态均随着年龄的增长而显著下降，但是并不能观察到农村外出务工人员相对于城市本地工作人员承受了更明显的身体健康耗损。这一现象在农村未外出务工人员中同样可以看到，见回归（13）~（14）。而回归（15）~（16）则显示农村外出务工长期返乡人员相比城市户籍人员承受了更明显的身体健康耗损。

在描述性统计表 3 中，我们初步观察到了“身体健康较差者更容易返乡”这一现象，并猜测正是这一现象导致了表 8 中移民没有更明显的健康耗损的假象。下面我们构建方程（3）对“身体健康较差者更容易返乡”假说进行进一步检验：

$$返乡 = \beta_0 + \beta_1 * 身体健康 + \beta_2 * 年龄 + \beta_3 * 女性 + \beta_4 * 家庭人均收入 + \beta_5 * 家庭成员数量 + \gamma * 教育 + \delta * 婚姻 + \varepsilon \quad (3)$$

方程（3）中，被解释变量 “返乡”构建方法如下：在所有农村户籍人员中，“目前长期回家乡”人员视为已经返乡，返乡=1；“正在外出务工”和“目前短期回家乡”人员视为没有返乡，返乡=0。同时我们对核心被解释变量“身体健康”分别按两种方法进行处理：一、健康状态不合并，即身体健康赋值仍为“很不健康=1”、“比较不健康=2”、“一般=3”、“比较健康=4”、“很健康=5”；二、健康状态合并，即把“很不健康”、“比较不健康”、“一般”合并为“不健康=0”、其他合并为“健康=1”。模型用 Probit 方法估计，回归结果见表 9，结果显示，无论健康状态合并与否，身体健康的系数均显著为负。这表明，农村外出务工人员中“身体健康较差者更容易返乡”这一现象是确实存在的。

表 9： 农村外出务工人员返乡选择与身体健康的关系

	返乡(17)	返乡(18)
	健康状态不合并	健康状态合并
身体健康	-0.130***	-0.258***
	(0.0362)	(0.0795)

年龄	0.0113***	0.0123***
	(0.00366)	(0.00359)
女性	0.293***	0.300***
	(0.0773)	(0.0769)
对数家庭人均收入	-0.336***	-0.341***
	(0.0436)	(0.0433)
家庭成员数量	0.0260	0.0274
	(0.0260)	(0.0261)
初等教育	0.122	0.110
	(0.146)	(0.146)
中等教育	-0.102	-0.108
	(0.176)	(0.176)
高等教育	-0.181	-0.184
	(0.320)	(0.323)
已婚	0.505***	0.514***
	(0.130)	(0.130)
离婚	0.240	0.255
	(0.294)	(0.292)
丧偶	1.763***	1.769***
	(0.483)	(0.483)
常数项	2.411***	2.084***
	(0.494)	(0.478)
样本数	1472	1472

注：农村户籍人员中“正在外出务工”、“目前短期回家乡”的人员视为未返乡，赋值“返乡=0”；农村户籍人员中“目前长期回家乡”的人员则视为返乡，赋值“返乡=1”。

为了消除“身体健康较差者更容易返乡”这一机制的影响，我们尝试着把农村户籍人员中“目前长期回家乡”人员也加入到农村外出务工人员样本，相应地把城市户籍人员中“目前未工作但以前曾经工作过”人员也加入到城市本地工作人员样本。我们重做方程（2），回归结果见表 10。

表 10：农村外出务工人员的健康耗损效应——比较范围扩大

	身体健康(19)	身体健康(20)	身体健康(21)	身体健康(22)	身体健康(23)	身体健康(24)
农村外出务工人员选择	全体	全体	全体	建筑业制造业工人	行政技术管理及服务业	全体
农村户籍	0.0883**	0.234**	0.164	0.458***	-0.0580	
	(0.0375)	(0.102)	(0.118)	(0.128)	(0.142)	
年龄	-0.0260***	-0.0253***	-0.0238***	-0.0250***	-0.0250***	-0.0293***
	(0.00111)	(0.00119)	(0.00200)	(0.00121)	(0.00121)	(0.00265)
农村户籍*年龄		-0.00348	-0.00464*	-0.00837***	0.00449	
		(0.00243)	(0.00270)	(0.00304)	(0.00372)	
跨县迁移						-0.144***

						(0.0524)
女性	-0.180***	-0.183***	-0.165***	-0.165***	-0.161***	-0.279***
	(0.0267)	(0.0268)	(0.0314)	(0.0285)	(0.0287)	(0.0560)
对数家庭人均收入	0.140***	0.137***	0.126***	0.130***	0.120***	0.210***
	(0.0164)	(0.0165)	(0.0181)	(0.0177)	(0.0180)	(0.0328)
家庭成员数量	0.0175	0.0171	0.00588	0.0210*	0.0195	-0.000149
	(0.0109)	(0.0109)	(0.0124)	(0.0118)	(0.0121)	(0.0187)
初等教育	0.134**	0.130*	0.143*	0.135*	0.203***	-0.00211
	(0.0675)	(0.0676)	(0.0791)	(0.0736)	(0.0777)	(0.113)
中等教育	0.241***	0.241***	0.211**	0.253***	0.313***	0.0642
	(0.0714)	(0.0715)	(0.0854)	(0.0771)	(0.0806)	(0.132)
高等教育	0.243***	0.251***	0.155*	0.269***	0.339***	0.0243
	(0.0752)	(0.0752)	(0.0896)	(0.0805)	(0.0839)	(0.190)
已婚	0.0820*	0.0872*	0.0800	0.0827	0.0789	0.0561
	(0.0490)	(0.0492)	(0.0550)	(0.0533)	(0.0547)	(0.0853)
离婚	-0.144	-0.137	-0.193*	-0.131	-0.149	-0.147
	(0.0936)	(0.0936)	(0.103)	(0.0977)	(0.0981)	(0.241)
丧偶	0.0943	0.0944	-0.103	0.0858	0.126	-0.238
	(0.0857)	(0.0855)	(0.120)	(0.0888)	(0.0900)	(0.264)
工作所在城市	不控制	不控制	不控制	不控制	不控制	不控制
常数项	3.394***	3.388***	3.584***	3.411***	3.449***	3.378***
	(0.189)	(0.189)	(0.218)	(0.202)	(0.205)	(0.369)
样本数	5,539	5,539	3,850	4,866	4,647	1,469
R^2	0.176	0.177	0.127	0.181	0.176	0.171

注：1、回归（19）-（24）中农村外出务工人员定义为农村户籍人员中的“正在外出务工”、“目前短期回家乡”、“目前长期回家乡”人员，其中回归 19、20、21、24 中为农村外出务工人员全体，回归 22 中为农村外出务工人员中制造业建筑业工人，回归 23 中为农村外出务工人员中行政技术管理及服务业人员。城市本地工作人员定义为城市户籍人员的“当前在工作”、“目前未工作但曾经工作过”的人员，其中回归（21）城市本地工作人员样本中仅包含“当前在工作”人员。回归（24）样本不包括城市本地工作人员。

2、回归中不控制工作所在城市是因为“目前长期回家乡”、“目前短期回家乡”的农村外出务工人员并未报告其外出务工所在城市。

与表 8 相比，表 10 中回归（20）的户籍与年龄的交叉项系数虽然仍不显著，但是 P 值已经达到 0.15。事实上，如果我们仅在农村外出务工人员中加入“目前长期回家乡”样本而保持城市本地工作人员样本与表 8 一致（即城市本地工作人员仅包括“当前在工作”人员），见回归（21），则结果显示户籍与年龄交叉项已在 10%水平上显著，这表明表（8）结果没能得到农村外出务工人员健康耗损更大确是因为其中遗漏了“目前长期回家乡人员”。进一步地，我们把农村外出务工人员分为“制造业建筑业工人”和“行政技术管理及服务业人员”两类，并分别做回归，结果分别如回归（22）、回归（23）所示[6]。回归(22)中户籍与年龄的

[6] “制造业建筑业工人”、“行政技术管理及服务业人员”按照具体工作内容来分。如一个人为建筑业里的工程监理或者技术人员、或者为制造业里的车间管理人员，则分类为“行政技术管理及服务业人员”。

交叉项显著为负，这表明，农村外出务工人员中的制造业建筑业工人随着年龄增长，身体健康耗损确实比城市本地工作人员更为严重。而回归(23)中户籍与年龄交叉项并不显著，这说明农村外出务工人员中的行政技术管理及服务业人员并没有承受更明显的健康耗损。而在回归（20）中，由于我们把两类农村外出务工人员混在一起，所以在总体上并没有表现出“随着年龄增长，农村外出务工人员比城市本地工作人员健康耗损更严重”的现象。

结合表 10 回归（19）-（23）中户籍以及户籍与年龄交叉项的系数，我们可以进一步得出结论：一、当农村外出务工人员年龄比较小时，他们的身体健康状态要优于城市本地工作人员；二、随着年龄的增长，两者身体健康均出现显著耗损；三、随着年龄增长，农村外出务工人员中制造业建筑业工人的健康耗损更加明显，但是行政技术管理及服务业人员并未表现出更明显的健康耗损；四、当年龄进一步增长至 54.7 岁时，农村外出务工人员中制造业建筑业工人的身体健康状态开始差于城市本地工作人员(0.458/0.00837=54.7)。

回归（22）、（23）的结果差异还表明，从事制造业建筑业等重体力劳动是农村外出务工人员健康耗损的重要机制之一。[7]最后，我们探讨“跨县迁移”对农村外出务工人员健康的影响，结果见回归（24）。回归（24）中“跨县迁移”的系数显著为负，表明跨县迁移的农村外出务工人员相比不跨县迁移者身体健康状态要更差。这也揭示：跨县迁移是中国农村外出务工人员身体健康耗损的另一种机制。限于数据，本文无法进一步检验其中的机制，但我们拥有的数据表明，跨县迁移的农村外出务工人员相比不跨县迁移者参加医疗保险的比重低 4.1 个百分点。

四、结论及政策建议

本文利用 CGSS(2010)数据对中国农村外出务工人员中的健康移民效应、健康耗损效应及其机制进行了研究。我们发现，与国际移民中的“健康移民效应”类似，中国农村外出务工人员的身体健康状态也优于城市本地工作人员。而当我们把农村户籍人口中的“目前长期回家乡”人员也界定为农村外出务工人员时，我们更发现，随着年龄的增长，相对于城市本地工作人员而言，农村外出务工人员的身体健康耗损也更快，但该结果仅是接近于显著。进一步地，我们把农村外出务工人员分为制造业建筑业工人和行政技术管理及服务业人员，我们发现，相对

[7] 在我们的样本中，农村外出务工人员中制造业建筑业工人为 854 人，行政技术管理及服务业人员为 652 人，从事制造业建筑业等重体力劳动的比例为 56.7%。在国家统计局的调查中，2013 年有 56.8%的农民工从事制造业、建筑业等第二产业，数据引自国家统计局《2013 年全国农民工监测调查报告》，参见 http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201405/t20140512_551585.html。

于城市本地工作人员，农村外出务工人员中的制造业建筑业工人身体健康耗损更为明显，而行政技术管理及服务业从业人员并不存在更明显的健康耗损。这说明从事制造业建筑业等重体力劳动是农村外出务工人员健康耗损的机制之一。同时，对于制造业建筑业工人，我们进一步推算出其与城市本地工作人员的的健康分界点为 54.7 岁。最后，我们还发现，“跨县迁移”也是导致其健康耗损的另一种机制。

概括而言，农村外出务工人员带着更加健康的身体去城市务工，而由于更多从事着制造业建筑业等重体力劳动等可能的原因，他们的健康却承受了更加明显的耗损（笔者再次强调由于数据原因，我们并不能严格得出“外出务工导致其健康耗损”的明确因果关系，外出务工仅是其健康耗损的一种可能解释）。他们为城市的发展即奉献了聪明才智又奉献了健康。但是，当他们的健康被耗损之后，城市却没有接纳他们，而是将他们又推回到了农村。为此，作者呼吁社会各界更多地关注农村外出务工人员的健康问题。短期而言，实行更加严格的劳动保护以及更快地实现新农合异地就医实时结报均是政策的可选项之一。而长期来说，打破城乡二元分割体制、积极创造条件以便农村外出务工人员落户城市并享受相应公共服务才是解决城市发展与农村外出务工人员健康耗损悖论的必由选择。

参考文献

黄乾. 2010. 教育与社会资本对城市农民工健康的影响研究[J]. 人口与经济(2):71-95.

牛建林. 2013. 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(2):46-63.

牛建林, 郑真真, 张玲华, 等. 2011. 城市外来务工人员的工作和居住环境及其健康效应[J]. 人口研究(3): 64-75.

潘毅, 吴琼文倩. 2014. 一纸劳动合同的中国梦——2013 建筑工人劳动合同状况调研[D]. 载北京华研有限公司参阅文稿第 6 期.

王桂新, 苏晓馨, 文鸣. 2011. 城市外来人口居住条件对其健康影响之考察[J]. 人口研究(2):60-72.

Antecol Heather, Kelly Bedard. 2006. Unhealthy Assimilation: Why do Immigrants Converge to American Health Status Levels[J]? *Demography*, 43(2):337-360.

Chen Juan. 2011. Internal Migration and Health: Re-examining the Healthy Migrant Phenomenon in China[J]. *Social Science & Medicine*, 72(8): 1294-1301.

Gee Ellen Margaret Thomas, Karen M Kobayashi, Steven G Prus. 2004. Examining the Healthy Immigrant Effect in Mid-to Later Life: Findings from the Canadian Community Health Survey[J]. *Canadian Journal on Aging*, 23(5): 55-63.

Gushulak Brian. 2007. Healthier on Arrival? Further Insight into the “Healthy Immigrant Effect” [J]. *Canadian Medical Association Journal*, 176(10):1439-1440.

Jasso Guillermina, Massey D S, Rosenzweig M R, et al. 2004. Immigrant Health: Selectivity and Acculturation[R]. *Critical Perspectives on Racial and Ethnic Differences in Health in Late Life*, 227-266.

Krieger James, Donna L Higgins. 2002. Housing and Health: Time Again for Public Health Action[J]. *American Journal of Public Health*, 92(5): 758-768.

McDonald James T, Steven Kennedy. 2004. Insights into the "Healthy Immigrant Effect": Health Status and Health Service Use of Immigrants to Canada[J]. *Social Science & Medicine*, 59(8): 1613-1627.

Palloni Alberto, Elizabeth Arias. 2004. Paradox Lost: Explaining the Hispanic Adult Mortality Advantage[J]. *Demography*, 41(3):385-415.

Roberts K D. 1997. China's "Tidal Wave" of Migrant Labor: What can We Learn from Mexican Undocumented Migration to the United States? [J]. *International Migration Review*, 31(2): 249-293.

Shen Tan. 2004. Leaving Home and Coming Back: Experiences of Rural Migrant Women[R]. *Holding up Half the Sky: Chinese Women Past, Present, and Future*, 248-260.

Solinger Dorothy J. 1999. Citizenship Issues in China's Internal Migration: Comparisons with Germany and Japan[J]. *Political Science Quarterly*, 114(3): 455-478.

Stafford M, McCarthy M. 2006. Neighbourhoods, Housing and Health[R]. *Social Determinants of Health*, 297-317.

Turra Cassio M, Irma T Elo. 2008. The Impact of Salmon Bias on the Hispanic Mortality Advantage: New Evidence from Social Security Data[J]. *Population Research and Policy Review*, 27(5): 515-530.

The Rural Migrant Workers' Health: China's Success or Regret?

Zhou Xiaogang and Lu Ming

(School of Economics, Fudan University and Research Institute, Founder Securities;
An Tai College of economics and management, Shanghai Jiao Tong University)

Abstract Using the nationwide data of CGSS (2010), this paper studies the "healthy immigrant effect" and the health depletion of the rural migrant workers in China, as well as the mechanisms of health depletion. We find that the rural migrant workers are healthier than the local urban workers. We also find that the rural migrant workers engaged in manufacturing and construction sectors suffered more severe health depletion than the local urban workers with age increasing, but those engaged in administrative, technical and service work did not. This comparison shows that being engaged in heavy manual jobs such as manufacturing and construction is one of the mechanisms of the rural migrant workers' health depletion. Furthermore, because the rural migrant workers who experienced more severe health depletion are more likely to return home, we get the illusion that the rural migrant workers who remain working in the cities have not suffered more severe health depletion than the local urban workers.

Key Words: Rural migrant workers；Health；Healthy immigrant effect；Health depletion