
城市移民收入增长的源泉： 基于人力资本外部性的新解释

孙三百*

内容提要 本文考察了城市人力资本外部性对城市移民收入增长的影响,进而从中观视角为城市移民收入增长提供了一种新的解释。研究发现,城市人力资本外部性显著促进了城市居民收入的增长。所在城市大学生比例或相对多样化程度高于家乡城市是市外迁移者收入增长的源泉,而所在城市与家乡城市马歇尔外部性的差异对市外迁移者的收入并未产生显著影响,所在城市与家乡城市劳动力市场厚度的比值则与市外迁移者的收入负相关。具体而言,市外迁移者所在城市与家乡城市人力资本存量的比值每增加1%,迁移者的年收入增长约0.2%,雅各布斯外部性的比值每增加1%,迁移者的年收入增长约0.1%。

关键词 城市移民 收入增长 人力资本外部性

一 引言

在中国快速城市化进程中,获取更高的收入是城市移民选择迁移的动机之一。一些学者的论证往往将劳动力迁移与贫困联系在一起,其实缺乏资源是迁移的动因和束缚(Mariapia, 2008),绝对收入差距与相对贫困同时构成农村劳动力迁移的动因(蔡昉

* 孙三百:中国社会科学院经济研究所 北京月坛北小街2号 100836 电子信箱:sunsb@cass.org.cn。

本文得到国家自然科学基金青年项目“人口政策、人口结构变迁与机会不平等:影响机理与数值模拟分析”(71503262)和北京大学—林肯研究院城市发展及土地政策研究中心论文奖学金的资助。感谢洪俊杰、张建华及匿名审稿人提出的修改意见。当然,文责自负。

和都阳 2002)。在现实中,城市移民通过迁移实现了收入的增长。如李实(1999)指出,农村劳动力流动提高了外出打工户的家庭收入水平。孙三百(2015)运用倾向匹配得分(PSM)方法估计发现,与未迁移者相比,迁移者的收入平均增长为44.3%。而且,近年来农民工的收入呈现上涨趋势。根据《2013年全国农民工监测调查报告》,外出农民工人均月收入(不含包吃包住样本)2609元,比上年增长319元,增长13.9%^①。图1给出了2009-2013年中国外出农民工人均月收入和增长率,虽然2012年和2013年增长率低于2010年和2011年,但是仍保持着较高的增长水平。

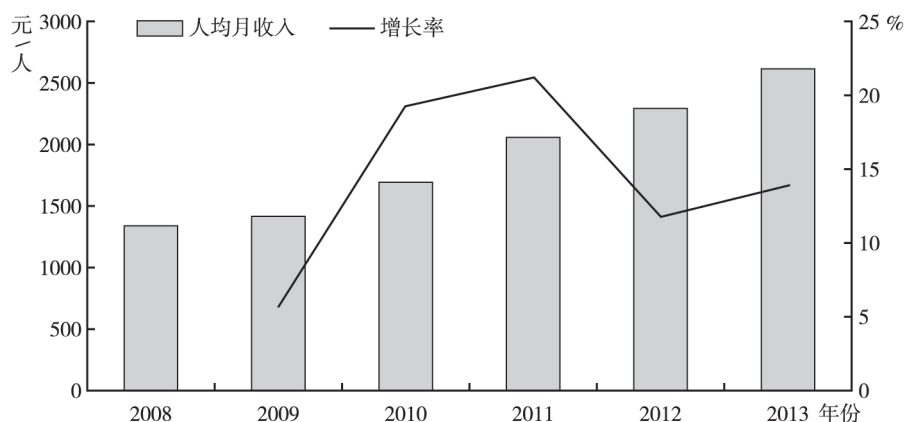


图1 外出农民工人均月收入和增长率

资料来源:《2013年全国农民工监测调查报告》。

那么,近年来城市移民收入上涨的原因是什么?现有研究多数仅考察农民工收入增长,而对来自其他城市的市民收入增长问题缺乏足够关注。关于农民工收入(或工资)增长,现有研究从宏观视角和微观视角展开讨论。研究发现,当前农民工工资上涨与用工短缺并存现象很可能源于劳动剩余条件下的供给不足(丁守海,2011)。《劳动合同法》和最低工资规定在一定程度上起到保障农民工权益的作用,如签订合同估计可使月收入提高14.0%-14.9%,小时收入提高18.2%-21.5%(陈祎和刘阳阳,2010);最低工资每上涨10%,制造业企业平均工资将整体上涨0.4%-0.5%(马双等,2012)。此外,一些研究从微观角度考察农民工收入的增长问题,发现农民工与当地员工建立友好关系可使其比没有建立这种关系者挣得中高收入的可能性增加14%以

^① 国家统计局《2013年全国农民工监测调查报告》,http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201405/t20140512_551585.html。

上(王春超和周先波 2013) ,而具有经验和专有人力资本积累的农民工通过迁移型工作转换可以获得更高的收入增长(吕晓兰 2013)。

更为重要的是,现有研究忽略了城市移民实现收入增长的中观机制,即迁移者迁移前后所在地区中观层面影响收入的因素发生变化将对其收入产生影响。事实上,由于中国经济发展水平存在明显的区域差异,中观层面上的经济因素对城市移民收入存在影响。如农村居民的受教育水平和教育回报率低于市区居民(Kusmin, 2007; McLaughlin 和 Perman, 1991),因此来自农村的移民可以在城市获取更高的教育回报。同时,中国农民工教育回报率还存在着明显的地区差异,东部地区的教育回报率明显高于中西部地区(邢春冰等 2013),由西部迁往东部的跨区域迁移者同样可以获取更高的教育回报。中国劳动者更多选择跨区域迁往东部地区。根据《2013 年全国农民工监测调查报告》的相关统计,东部地区跨省流出农民工为 882 万人,72.6% 仍在东部地区省间流动;中部地区跨省流出农民工为 4017 万人,89.9% 流向东部地区;西部地区跨省流出农民工为 2840 万人,82.7% 流向东部地区;在跨省流动农民工中,流向东部地区的为 6602 万人,占 85.3%;流向中西部地区的为 1068 万人,占 13.8%;跨省流动农民工主要流入大中城市,省内流动农民工主要流入小城镇^①。我们运用 2000 和 2010 年人口普查数据测算人口流动的莫兰(Moran)指数,发现样本期间长三角、珠三角和京津冀地区属于来自外省的流动人口高高集聚区,本地区来自外省的流动人口较多,同时周边城市来自外省的流动人口同样较多,而西部地区则恰好相反,属于来自外省的流动人口低低集聚区。从中观层面来看,大量来自中西部的人口进一步集聚在东部地区,使迁移者的迁入城市与迁出城市在地理、经济、社会属性上出现较大反差,进而将对其收入产生影响。而劳动力空间集聚使迁入城市的集聚效应逐渐扩大,又会进一步促进迁入城市劳动力的收入增长。

在城市经济学领域,可以从人力资本外部性角度来解释移民收入增长的现象。改革开放以来,东部地区通过对外开放大量地吸引了来自全国各地的劳动力。根据 2010 年人口普查数据和城市统计年鉴数据测算,城市规模越大往往城镇职工的平均工资也越高,二者相关系数高达 0.93。虽然考虑劳动者的不可观测能力特征和选择偏差问题,大城市劳动者的收入优势不复存在,甚至可能出现收入劣势,大城市的互动效应和学习效应只部分地得到证明(宁光杰 2014),但是仍有大量研究证实了集聚经

^① 国家统计局,《2013 年全国农民工监测调查报告》, http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201405/t20140512_551585.html。

济和城市人力资本外部性对收入的影响(Liu 2007; Fu 2007; 柴国俊和邓国营 2012)。如 Fu 和 Ross(2013) 通过控制劳动者的不可观测能力后,发现美国大城市的工资溢价仍然存在。已有研究结论的差异,在很大程度上取决于所采用的样本和方法的不同。在中国,城市规模与大学生比例正相关,而城镇平均工资水平与大学生比例同样正相关。可以推测,城市人力资本外部性与移民收入上涨存在关联。鉴于现有移民收入的相关研究中尚没有学者关注到城市人力资本外部性对移民收入增长的作用,本文将运用中国家庭微观调查数据与人口普查、城市年鉴数据,研究人力资本外部性的变化对移民收入增长的影响。

本文的主要贡献在于,首次从中观视角运用工具变量考察城市移民(主要指市外迁移^①)空间流动后,其迁移前后所在城市人力资本外部性变量的变化对收入增长的作用。本文余下部分结构为:第二部分回顾与移民收入增长和人力资本外部性相关的研究;第三部分阐述所用计量方法和指标度量方法,并对主要变量进行统计分析;第四部分讨论分析结果;第五部分总结全文。

二 文献回顾

劳动力流动是经济学家关注的经典话题,其中劳动力流动与收入之间的关系又最受关注。与本文相关的文献大致可以分为三类:第一类分析迁移与收入之间的关系;第二类研究人力资本(主要是教育)外部性与收入之间的关系;第三类研究劳动力市场厚度、多样化、专业化与收入之间的关系。

关于迁移与收入之间的关系,现有研究得出的结论并不一致。有关迁移改变收入的原因,研究主要集中在就业机会、教育回报率等方面。如农村地区的就业水平更低,从事低技术水平工作的劳动者比例更高(Findeis 和 Jensen,1998; Gibbs 等,2005)。劳动力迁移对家庭农业生产存在双重影响:一是劳动力迁移对农作物产出带来直接而显著的负面影响;二是外出劳动力给家中的汇款增加了家庭收入(Rozelle 等,1999)。在经验分析中,一类研究发现迁移对收入存在显著的正向影响。农村劳动力流动不但可以提高外出打工户的家庭收入水平,而且就全国而言还会缓解城乡居民收入差距的扩大(李实,1999)。此外,劳动力选择市外迁移的收入增长效应大于市内迁移(孙三百,

^① 本文市外迁移是指劳动者从一个城市迁往另外一个城市,市内迁移是指劳动者在城市内部从农村迁往市区。

2015)。另一类研究则发现, 迁移对收入(实际收入) 并无明显影响。Axelsson 和 West-erlund(1998) 指出, 瑞典 1980-1990 年的劳动力迁移对实际可支配收入并无显著的影响。Marré(2009) 认为, 农村劳动力市场以低人口规模和就业密度为特征, 美国乡村与市区相比劣势明显, 生活在农村地区的居民更有可能面临贫困和拥有更低的收入, 然而他运用美国 1979-1997 年的数据研究发现, 农村外出劳动力与贫困之间的关系是混合型的, 在短期内未能识别迁移对收入的影响。移民收入并未上涨的原因在于移民与原居民相比较存在各种不利因素, 移民即使在其他方面不存在劣势(如教育水平与原居民一致), 但由于其生长环境中教育质量方面的问题, 也有可能带来收入上的劣势(Lansing 和 Morgan, 1967)。同时, 由于在当地缺少血缘关系以及适应语言环境等尚需要时间, 一定时间内移民在收入上处于不利地位(Winkelmann, 1999)。邢春冰(2008) 利用 2005 年中国人口普查数据发现, 外来人口的平均小时收入仅为本地居民的 64%, 但是其中有 90% 左右是由劳动者的特征差异造成的, 教育水平始终是造成两者收入差距的最主要原因。

与本文相关的另一类文献是研究人力资本外部性对收入的影响。此类研究同样存在一定分歧, 一些研究证实存在人力资本外部性(Rauch, 1993; Moretti, 2004a), 但是另外一些研究并没有发现人力资本外部性存在的证据(Rudd, 2000; Acemoglu 和 Angrist, 2001; Ciccone 和 Peri, 2007)。Moretti(2004b) 通过理论模型, 分析了人力资本外部性的作用。Moretti(2004a) 研究了大学生占比变动对企业产出的影响, 发现位于人口中大学生占比上升更高的城市, 企业产出增长更快, 但是这种效应仅存在于高技术行业。Charlot 和 Duranton(2004) 假定劳动者在人口规模更大和受教育水平更高的城市交流更多, 并运用法国城市数据进行了验证, 劳动者交流的外部性(communication externalities) 对他们工资具有正向效应。Heuermann(2011) 运用德国工人的数据研究发现, 合格工人占比提高 1 个标准差, 工资增长 3%, 而这一工资收获仅当工人在行业间更换工作时发生, 工人在高技能区域实现行业内更换工作比行业间更换工作的可能性大 50%, 这意味着人力资本外部性在一定程度上源自高技能区域工人更换工作时更容易获取市场信息, 进而将他们特定的产业知识资本化。Wantchekon 等(2015) 的研究表明, 殖民时期的贝宁存在明显的教育外部性。在关于中国的研究中, 岳昌君和吴淑姣(2005) 发现中国人力资本存在显著的外部性, 即行业平均受教育程度越高则行业收入溢出越大。Liu(2007) 发现教育的外部性对收入的影响至少等同于个人教育, OLS 估计结果表明教育外部性介于 4.9%-6.7% 之间, 工具变量估计表明城市人均教育程度每增加 1 年, 个人收入增长 11%-13%。李小瑛等(2010) 指出, 中国高等教

育外部回报率显著为正,扩招后这一回报率有上升趋势,并且高等教育外部回报率缩小技能工人和非技能工人的收入差距。Fan 和 Ma(2012)运用 CHNS 数据库和工具变量研究发现,中国省级层面的高等教育外部性为 10%,即所在省份大学生占比增加 1%,个人收入增加 10%。与以上研究不同,一些研究发现人力资本外部性对收入的影响并不显著。Acemoglu 和 Angrist(2001)选取美国各州童工法和义务教育法变量来代替平均受教育程度,以克服平均教育水平指标有可能带来的内生性问题,估算出教育的社会收益率系数在统计上不显著。Ciccone 和 Peri(2007)研究出一种新的测量方法用于分析 1970-1990 年美国城市的人力资本外部性,没有发现明显的人力资本外部性。Suedekum(2006)发现 1977-2002 年前联邦德国人口技能水平高的城市比低的城市增长更快,但这并不能证明是人力资本外部性所致。

与以上研究仅考虑教育外部性不同,一些文献考察了人力资本外部性的具体作用机制,并进行了检验。Fu(2007)考察了人力资本外部性的四种机制,即深厚的人力资本存量、马歇尔外部性(行业内集聚经济)、雅各布斯外部性(跨行业集聚经济)以及本地劳动市场厚度(就业密度),并且发现这四种外部性在波士顿都市区域都显著存在。与此类似,Combes 等(2008)认为,地区工资差异有三个来源:一是劳动力技能组成的空间差异;二是非人力资源禀赋(港口、河流、公共、私人资本等);三是集聚经济收益(本地化经济、城市化经济)。其他一些研究则分别讨论了四种作用机制中的某一方面对收入的影响,如 Wheaton 和 Lewis(2002)检验了马歇尔外部性与劳动市场厚度的影响,Ciccone 和 Hall(1996)考察了经济活动密度所产生的影响。关于以上四类人力资本外部性的传导机制,国内学者略有涉及,如杨仁发(2013)发现,从中国制造业集聚外部性效应来看,马歇尔外部性对地区工资水平的影响不显著,而雅各布斯外部性的影响显著。

综上所述,现有研究尚未从人力资本外部性变化角度考察城市移民收入增长问题。本文基于已有研究的思路,首次从中观视角将人力资本外部性运用于中国城市移民收入增长研究中,考察四种传导机制如何影响移民收入的增长,进而为近年来城市移民的收入上涨提供一种新的解释。

三 方法与数据

(一) 模型设定

大量证据表明,城市劳动力的收入高于农村并不仅仅是因为他们具有更高的能

力,还因为城市劳动力的生产率更高(Glaeser 和 Maré ,1994) ,可见移民实现收入增长存在一些中观层面的动因。从现有研究来看,人力资本外部性是中观层面的收入研究中最受关注的因素,一些其他影响收入的因素(全要素生产率和集聚经济等)则与四类人力资本外部性变量相关。如美国大都市人口密度增加1倍则生产率增加2%—4%,而人口密度对生产率的弹性随人力资本水平的上升而增长(Abel 等 2012)。中国非农业劳动生产率对非农就业密度的弹性系数为8.8%左右(范剑勇 2006)。一个城市的就业密度和相对专业化水平,对其非农劳动生产率存在显著的正向影响(刘修岩 2009),而且不同城市规模的集聚经济对不同规模企业生产率的影响也存在差异(傅十和和洪俊杰 2008)。Rosenthal 和 Strange(2008) 则明确指出,人口地理集中的收益源自人力资本外溢,并且这种收益随着地理距离扩大而迅速递减。因此,本文主要从人力资本外部性变化的角度考察移民收入增长的源泉。

关于人力资本外部性,Acemoglu 和 Angrist(2001) 认为生产过程中人力资本外部性对工资的影响可以分为非货币外部性和货币外部性。Fu(2007) 则将人力资本外部性的传递归纳为四种渠道,即城市本地劳动力市场厚度、人力资本存量、雅各布斯外部性和马歇尔外部性。劳动力市场厚度的外部性体现在,更大或者更密集的劳动力市场中拥有异质性人力资本特征的劳动者可以找到匹配更好的工作,因而从劳动力市场厚度中获益。人力资本的外部性体现在,劳动者在一个拥有他们领域内更好人力资本的地方,将更快地学习更多知识。劳动者从雅各布斯外部性(多样化)中受益的原因在于很多发明创造都是跨学科性质的,而且取决于城市不同环境下思想的刺激,劳动力市场的多样性恰好反映了一个开放和宽容的社会和文化环境,吸引不同类型的人才。马歇尔外部性(专业化)的作用机制是,专业化技能的劳动者集聚引起更多的竞争,进而工人产生学习最新知识的动力,从而加速创新和新知识的扩散(Fu 2007)。以上这些因素可以促进城市的人力资本积累,并提高劳动者的生产率。在理论研究层面,Moretti(2004b) 考虑了人力资本的溢出,假定技术符合科布一道格拉斯函数,令工人的生产率取决于城市受教育工人的比例以及自身的人力资本。基于 Moretti(2004a) 及 Acemoglu 和 Angrist(2001) 的研究,本文假定城市居民的产出取决于劳动力的人力资本水平及城市的人力资本外部性^①:

$$Y_i = BH^\alpha h_i^\beta \quad (1)$$

^① Acemoglu 和 Angrist(2001) 指出,无论外部性是源于知识交流还是物质资本的增加,劳动者的收入决定方程都可以用全要素生产率中的常数 B 、地区人力资本存量以及劳动者人力资本水平表示。其中,全要素生产率、企业资本投资均与人力资本存量存在关联。

其中 Y_i 为单个生产者 i 的产出水平; B 为全要素生产率方程(全要素生产率 $A = BH^\rho$) 中的一个常数; H 表示为城市人力资本外部性的变量; h_i 为个体 i 自身的人力资本水平; ρ 衡量人力资本外部性对生产的重要性; α 度量了城市人力资本外部性变量的产出弹性; β 度量了单个生产者的人力资本产出弹性。对公式(1)两边取对数可得:

$$\ln Y_i = \ln B + \alpha \ln H + \beta \ln h_i \quad (2)$$

式(2)为验证人力资本外部性对收入影响的基础。当劳动力流动时,移民通过空间流动使其所处城市的人力资本外部性变量发生改变,进而影响其产出水平。劳动力 i 从家乡城市 m 迁移到城市 n 时,他在城市 n 产出的对数为 $\ln Y_{ni}$ 。若未选择市外迁移,则其在家乡城市 m 产出的对数为 $\ln Y_{mi}$ 。劳动者选择市外迁移与不选择市外迁移的产出差异为:

$$\ln Y_{ni} - \ln Y_{mi} = \alpha \ln(H_n/H_m) \quad (3)$$

式(3)中的 $\ln Y_{mi}$ 可以视为个体 i 不选择市外迁移时,个人特征变量和家乡城市特征变量决定的个人产出水平的对数,进而个体 i 选择从城市 m 迁移到城市 n 后其产出的变化由 n 城市和 m 城市人力资本外部性变量的比例 H_n/H_m (即移民收入增长的源泉) 决定。进一步将式(3)加以变换,即可得到个体 i 选择市外迁移后的产出 $\ln Y_{ni}$ 的决定方程:

$$\ln Y_{ni} = \alpha \ln(H_n/H_m) + \ln Y_{mi} \quad (4)$$

式(4)是验证人力资本外部性变化对移民产出影响的基础。考察移民收入增长的源泉,需要识别城市移民选择市外迁移前后所在城市人力资本外部性变量的变化。而选择市外迁移后其所在城市的人力资本外部性变量,可分解为家乡城市的存量以及从家乡城市 m 迁移到城市 n 所带来的变化量。

在已有研究中,大多数均基于收入与人力资本总水平的回归模型。参考 Moretti (2004b) 及 Acemoglu 和 Angrist(2001) 的思路,依据式(2)设定如下检验人力资本外部性对收入影响的计量模型:

$$\ln Y_{ci} = \theta_0 + \theta_1 \ln H_c + \theta_2 X_i + d_c + \mu_{ci} \quad (5)$$

假定按照劳动者的边际社会产品支付劳动收入,则 $\ln Y_{ci}$ 为个体 i 收入水平的自然对数; $\ln H_c$ 表示城市 c 人力资本外部性变量的自然对数; X_i 是影响个体收入的特征向量,包括受教育程度、年龄、性别、户籍等; d_c 表示所在城市的省份固定效应,以控制一些固定不变因素对个体收入的影响; μ_{ci} 为随机扰动项。在识别移民收入增长来源时,可以进一步在式(4)和式(5)的基础上,构建识别个体从家乡城市 m 迁移到城市 n 后,其收入增长源泉的计量模型:

$$\ln Y_{mni} = \theta_0 + \theta_1 \ln(H_n/H_m) + \theta_2 \ln H_m + \theta_3 X_i + d_n + \mu_{mni} \quad (6)$$

其中 $\ln Y_{mni}$ 为个人收入水平的自然对数, X_i 为个体的特征变量, H_n/H_m 反映个体从家乡城市 m 迁移到城市 n 后其迁移前后所在城市人力资本外部性变量的变化; d_n 表示所在城市的省份固定效应; μ_{mni} 为随机扰动项。受数据限制, 人力资本外部性变量难以划分城乡进行测算, 因此本文暂不考虑城市内部乡-城移民收入的增长问题, 仅考虑市外迁移者收入增长问题。市外迁移和市内迁移(或者未迁移者)的差异, 通过 (H_n/H_m) 来体现, 如果是市内流动(或者未迁移), 则家乡城市与所在城市一致 $(H_n/H_m = 1)$, 如果是市外流动, 则不一致 $(H_n/H_m \neq 1)$ 。

(二) 数据来源与指标构建

本文所使用数据为中国综合调查数据库(CGSS2010)^①、2000和2010年人口普查数据以及相应年份城市统计年鉴中的数据。其中, 个人收入^②及其相关特征数据来自2010年中国综合社会调查数据库, 样本包含了中国31个省市的89个大中小城市的劳动者。人力资本外部性的四个传导机制的度量, 采用人口普查数据和城市统计年鉴的数据计算得到, 劳动力市场厚度用2010年人口普查数据计算就业密度(万人/平方公里)^③来衡量, 大学生比例依据第六次人口普查中的市辖区劳动力数据、大学生人口数据和人口年龄结构数据计算得出^④。多样化指数反映雅各布斯外部性, 采取的是相对多样化指数(*Divers*), 专业化指数反映马歇尔外部性, 采取的是相对专业化指数(*Special*), 均采用相应年份城市统计年鉴中的数据计算得出, 二者度量方法如下:

$$Divers_k = 1 - \sum_j |S_{kj} - S_j| \quad (7)$$

$$Special_k = \max_j \frac{S_{kj}}{S_j} \quad (8)$$

其中 S_{kj} 为城市 k 中产业 j 的就业人数在该市总就业人数中所占的份额, S_j 为产业 j 的就业人数在全国该产业就业总数中所占的份额。 $Divers_k$ 越大, 则表明该城市产业相对多样化程度越高, $Special_k$ 越大, 则表明该城市相对专业化程度越高。

① 该数据来自中国国家自然科学基金资助之《中国综合社会调查(CGSS)》项目。该调查由中国人民大学社会学系与香港科技大学社会科学部执行。作者感谢上述机构及有关人员提供的数据协助。

② 年收入数据源自2010年CGSS调查问卷中“您个人去年全年的总收入是多少?”这一问题的数据。

③ 孙浦阳等(2013)指出, 由于就业密度的计算采用的是中国的城市统计年鉴中的“单位从业人员数”, 这一指标并不包括非正式就业的统计, 可能带来一定的回归结果偏误。因此, 我们在计算市辖区就业密度时, 采用了人口普查中除农林业以外就业人口与市辖区面积的比值。

④ 在计算城市大学生比例时, 首先计算20岁以上(处于劳动年龄阶段)的人口数量, 然后计算城市中6岁以上(2010年人口普查数据中仅提供6岁及以上各种受教育程度人口数据)具有大专以上学历的人口数量, 最后求出二者的商即为该城市大学生人口所占比例。

考虑到本文主要考察城市人力资本外部性变量及其变化对市外迁移者收入的影响,我们仅保留市区的调查样本,原始调查数据中城市样本数为7091。由于收入、年龄、教育、老家所在城市等核心变量信息缺失,同时去除异常值,具有个人年收入信息的样本量为3300个^①,数据特征描述见表1。其中,市外迁移者492人,非市外迁移者(包括市内迁移者和未迁移者)2808人。收入变量采取被调查者2009年个人年收入(万元)进行衡量;受教育程度为个人的受教育等级;城市户籍变量为虚拟变量,被调查者具有城市户籍取1,反之取0;市外迁移变量也为虚拟变量,被调查者属于市外迁移者取1,反之取0。同时,我们计算了所在城市和家乡城市市辖区的就业密度、大学生比例、相对多样化指数、相对专业化指数的比值(即 H_n/H_m)以反映市外迁移者迁移前后所在城市这四个变量的变化情况。如果是未选择市外迁移的居民,则四类变量的比值为1,市外迁移者这四类变量的变化为现居住城市的数据除以家乡城市的数据。

表1 核心变量基本统计

	数量	全部样本		非市外迁移者		市外迁移者		t 检验值
		均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	
年收入	3300	3.45	13.45	3.04	12.69	5.79	16.95	-4.20
教育	3300	6.45	3.15	6.31	3.06	7.26	3.50	-6.24
年龄	3300	40.03	10.54	40.77	10.47	35.79	9.93	9.82
男士	3300	0.58	0.49	0.58	0.49	0.54	0.50	1.58
城市户籍	3300	0.71	0.45	0.72	0.45	0.63	0.48	4.07
就业密度	3199	128.20	127.80	125.50	128.30	143.60	123.80	-2.87
大学生比例	3212	0.07	0.06	0.07	0.06	0.10	0.06	-11.56
相对多样化	3199	0.09	0.12	0.08	0.12	0.14	0.15	-10.26
相对专业化	3199	0.30	0.09	0.30	0.08	0.30	0.10	0.38
家乡就业密度	3039	128.70	135.90	125.50	128.30	156.00	185.90	-3.82
家乡大学生比例	3051	0.07	0.06	0.07	0.06	0.05	0.04	6.21
家乡相对多样化	3039	0.07	0.11	0.08	0.12	0.04	0.06	5.93
家乡相对专业化	3039	0.30	0.09	0.30	0.08	0.32	0.11	-3.33

^① 全部样本去除在农村地区的样本后剩余7091个,进一步删除年龄在65岁以上者950个,删除退休、在家料理家务者1401个(这部分样本不在本文考察范围之内),剩余4740个样本。再次删除缺失性别、年龄、教育、迁移信息者,在校生、失去劳动能力者,职业收入大于年收入者,年收入为0或缺失者,最后剩余样本3300个,约为考察范围内样本(4740)的70%。由于数据缺失导致部分样本无法使用,因此我们通过一些核心变量比较了本文所采用样本与原始样本的关联性。比较两类样本核心变量的均值、方差及其核密度分布,发现二者并不存在明显的差异,同时在收入估计方程中纳入教育、年龄、年龄平方、性别、城市户籍与省份固定效应,分别运用本文采用样本和总样本进行估计,结果表明,这些变量的估计系数、显著性并无明显差异。

(三) 描述统计

基本统计表明,所有样本的年收入均值为 3.45 万元,且最高收入者与最低收入者的收入差距较大。由于部分城市相关年鉴的统计数据缺失,城市属性变量在计算时损失少数样本。进一步,将样本进行分类统计后发现,市外迁移者的收入和受教育程度的均值和标准差都高于非市外迁移者,而市外迁移者的年龄均值及其标准差小于非市外迁移者。市外迁移者所在城市的就业密度、大学生比例和相对多样化程度明显高于非市外迁移者所在城市。人力资本外部性变量的统计结果则表明,市外迁移者家乡城市的就业密度和相对专业化程度明显高于非市外迁移者家乡所在城市,而家乡大学生比例和相对多样化程度则明显低于非市外迁移者的家乡城市。对比市外迁移者迁出城市和迁入城市的人力资本外部性指标,发现迁出城市的就业密度和相对专业化指数的均值都高与迁入城市,而大学生比例和相对多样化指数则低于迁入城市。当然,市外迁移者的收入是否更高,城市人力资本外部性对收入的影响是否存在,迁移者收入增长的源泉是什么,还有待检验。

四 回归结果分析

(一) 人力资本外部性与收入

我们首先估计市外迁移对收入的影响。表 2 中模型(1)没有考虑人力资本外部性变量,因此我们控制了城市层面的固定效应,估计结果表明,市外迁移者的收入显著高于非市外迁移者^①。控制变量的估计结果表明,受教育程度对居民年收入存在显著的正向影响,年龄与年收入呈现倒 U 型关系,男士的年收入显著高于女士。考虑到一些研究发现劳动力市场上存在户籍歧视,我们控制了城市户籍虚拟变量,结果表明城市户籍对年收入没有显著的影响。

为验证人力资本外部性对居民收入的影响,我们在回归方程中分别加入反映人力资本外部性的四个变量,同时控制省份固定效应。模型(2)控制市辖区劳动力就业密度,用以反映劳动力市场厚度的影响,结果表明其对收入并无显著影响。与市辖区就业密度不同,其他三类人力资本外部性变量的估计结果则证实人力资本外部性对劳动者收入存在显著正向作用。模型(3)增加的大学生比例变量用以反映人力资本存量

^① 即使基于倾向匹配方法(PSM)估计异地迁移对迁移者收入的影响,以克服样本选择偏差所带来的估计偏差,异地迁移仍然显著提高了迁移者的收入水平(孙三百 2015)。

表 2 年收入对数的回归结果(OLS)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
教育程度	0.61 *** (0.04)	0.65 *** (0.04)	0.65 *** (0.04)	0.65 *** (0.04)	0.66 *** (0.04)	0.66 *** (0.04)
年龄	11.09 *** (1.26)	10.63 *** (1.25)	10.68 *** (1.25)	10.67 *** (1.25)	10.62 *** (1.25)	10.73 *** (1.25)
年龄平方	-1.55 *** (0.18)	-1.49 *** (0.17)	-1.50 *** (0.17)	-1.50 *** (0.17)	-1.49 *** (0.17)	-1.50 *** (0.17)
男士	0.36 *** (0.03)	0.37 *** (0.03)	0.36 *** (0.03)	0.37 *** (0.03)	0.37 *** (0.03)	0.37 *** (0.03)
城市户籍	-0.05 (0.04)	-0.03 (0.04)	-0.02 (0.04)	-0.03 (0.04)	-0.03 (0.04)	-0.03 (0.04)
市外迁移	0.15 *** (0.04)	0.22 *** (0.04)	0.19 *** (0.04)	0.21 *** (0.04)	0.21 *** (0.04)	0.19 *** (0.04)
市辖区就业密度		0.01 (0.02)				-0.00 (0.02)
大学生比例			0.09 *** (0.03)			0.12 ** (0.06)
相对多样化				0.05 *** (0.02)		-0.02 (0.04)
相对专业化					0.16 ** (0.07)	0.17 ** (0.07)
样本数	3273	3173	3186	3173	3173	3173
拟合优度	0.46	0.43	0.43	0.43	0.43	0.44

说明:表中第(1)列控制了工作类型和城市固定效应,第(2)-(6)列控制了工作类型和省份固定效应。限于篇幅,工作类型、城市固定效应、省份固定效应、常数项的估计结果未列出,备索。括号中数字为稳健标准误,*、**、***分别表示在10%、5%及1%的显著性水平上显著,下表同。

外部性的影响,结果表明大学生比例每增加1%,劳动者年收入将增长0.09%,从而验证了教育外部性的存在,即在控制其他因素(如个人受教育程度、年龄等)不变的情况下,劳动者在大学生比例更高的城市获取的收入更高。同样,模型(4)增加的城市相对多样化指数变量用以反映城市多样化带来的影响,结果表明城市相对多样化指数每增加1%,劳动者年收入增长0.05%。模型(5)增加城市相对专业化指数变量用以反映城市相对专业化带来的影响,结果表明城市相对专业化指数每增加1%,劳动者年收入增长0.16%。可见,单独考虑四类人力资本外部性变量对收入的影响时,在其他因素不变而自身增加1%的情况下,相对专业化对年收入的影响程度最大,其次是大

学生比例 然后是相对多样化指数。我们在模型(6)中同时考虑以上四个因素,估计其对劳动者收入的影响。结果表明影响居民年收入的主要因素是人力资本外部性(用大学生比例反映)和马歇尔外部性(用相对专业化程度反映)。从这一结果来看,大学生比例、相对专业化指数较高的城市,最有利于劳动者收入增长。值得注意的是四个变量存在较高的相关性,如大城市更加倾向于多样化,而且大学生比例也可能较高。多重共线性检测发现,相对多样化和大学生比例的 VIF 值大于 10,表明存在较为明显的多重共线性。当然,由于可能存在的遗漏变量问题,这一估计结果存在一定偏误。

将市外迁移者与非市外迁移者作为整体样本进行估计时,人力资本外部性变量的 OLS 估计系数为整体样本的平均效应,难以识别市外迁移者和非市外迁移者两类样本各自所受人力资本外部性变量的影响程度,因此我们将两类样本分别进行估计(表 3)。四类人力资本外部性变量在两类样本中的估计结果均存在一定差异。其中,市辖区就业密度变量虽然在两类样本中的估计系数均不显著,但是系数的符号相反。大学生比例变量在两类样本的估计中均显著为正,但是市外迁移者收入受影响更大,大学生比例每增加 1%,市外迁移者收入提高 0.20%,远高于非市外迁移者所受的影响。相对多样化变量在两类样本中的估计结果与此类似。两类样本中估计结果差异最为明显的是相对专业化变量,市外迁移者样本估计发现其对年收入并无显著影响,而非市外迁移者样本的估计结果与整体样本估计结果较为接近。显然,两类样本估计结果的差异与样本的异质性有关,如市外迁移者的平均受教育水平高于非市外迁移者等。

表 3 年收入对数的回归结果(OLS:分样本)

	市外迁移者年收入				非市外迁移者年收入			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
市辖区就业密度	-0.01 (0.10)				0.01 (0.02)			
大学生比例		0.20** (0.09)				0.07*** (0.03)		
相对多样化			0.10* (0.06)				0.04** (0.02)	
相对专业化				0.00 (0.27)				0.17** (0.07)
样本数	480	481	480	480	2693	2705	2693	2693
拟合优度	0.39	0.40	0.39	0.39	0.44	0.44	0.44	0.44

说明:限于篇幅,教育、年龄、年龄平方、男性、城市户籍、工作类型、省份固定效应、常数项的估计结果未列出,备索。

(二) 移民收入增长的源泉

接下来,我们在模型中加入反映市外迁移者迁移前后所在城市人力资本外部性变化的变量(即所在城市与家乡城市人力资本外部性变量的比值),以检验市外移民年收入增长的源泉。表4中模型(1)在年收入方程中增加了家乡市辖区就业密度和市辖区就业密度比值,结果表明二者对移民收入均没有显著影响。模型(2)在估计方程中增加了家乡大学生比例和大学生比例的比值,结果表明家乡大学生比例每增加1%,年收入增长0.09%,即如果劳动者不选择迁移,同样可以从家乡城市大学生比例上升中获益;大学生比例的比值每增加1%,年收入增长0.17%。模型(3)在方程中增加了家乡相对多样化和相对多样化比值,结果表明家乡相对多样化每增加1%,年收入增长0.05%;相对多样化比值每增加1%,年收入增长0.09%。上述结果表明市外迁移者从大学生比例(或多样化程度)更低的城市迁往大学生比例(或多样化程度)

表4 年收入对数的回归结果(OLS)

变量名称	全部样本				市外迁移者			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
家乡市区就业密度	0.02 (0.02)				0.02 (0.12)			
市区就业密度比值	-0.03 (0.04)				-0.06 (0.11)			
家乡大学生比例		0.09*** (0.03)				0.37*** (0.14)		
大学生比例的比值					0.17*** (0.04)		0.27*** (0.10)	
家乡相对多样化			0.05*** (0.02)				0.21** (0.09)	
相对多样化比值					0.09*** (0.03)		0.14** (0.07)	
家乡相对专业化				0.20*** (0.07)				-0.33 (0.39)
相对专业化比值					-0.03 (0.13)			-0.25 (0.36)
样本数	3013	3025	3013	3013	320	320	320	320
拟合优度	0.44	0.44	0.44	0.44	0.50	0.51	0.51	0.50

说明:限于篇幅,教育、年龄、年龄平方、男性、城市户籍、工作类型、省份固定效应、常数项的估计结果未列出,备索。

更高的城市时,将从迁入城市较高的大学生比例(或多样化程度)中获益,进而实现更高的收入增长。事实上,在本文的市外迁移样本中,绝大部分(70%以上)迁移者都是从低大学生比例(或多样化程度)的家乡城市迁往大学生比例(或多样化程度)更高的城市。模型(4)在年收入方程中增加了家乡相对专业化和相对专业化比值,结果表明家乡相对专业化每增加1%,年收入增加0.20%,而相对专业化比值则对年收入并无显著影响。分析市外迁移样本中相对专业化的比值后发现,大部分(50%以上)迁移者都是从高专业化程度的家乡城市迁往低专业化程度的城市,这部分市外迁移者迁移后,其所在城市相对专业化程度的降低反而使得他们来自马歇尔外部性的收益减少。可见,相对专业化比值对移民的收入不存在显著影响,可能的原因在于相对专业化比值与大学生比例的比值以及相对多样化比值负相关,迁移者从所在城市的大学生比例或相对多样化程度高于家乡城市中受益,进而抵消了所在城市比家乡城市更低的相对专业化程度对收入产生的负面影响。以上结果表明,市外移民收入的增长源自迁移后所在城市大学生比例或相对多样化程度高于家乡城市。因此,以上结论表明大量集聚在中国沿海城市的移民,通过所在城市属性(如大学生比例、相对多样化程度)的变更使自己获取了更高的收入。

由于市外迁移样本与非市外迁移样本受到人力资本外部性变量的影响存在差异,我们进一步单独考察市外迁移样本中迁移者收入增长的影响因素。估计结果表明,家乡市辖区就业密度和市辖区就业密度比值对迁移者收入并无显著影响,大学生比例的比值和相对多样化程度比值的估计系数明显大于整体样本的估计系数。这表明在不考虑非市外迁移者时,迁往大学生比例和相对多样化程度更高城市的市外迁移者,从大学生比例和相对多样化程度提升中的平均获益更多。然而,与整体样本估计结果不一致的是,家乡相对专业化程度对市外迁移者的年收入并无显著影响,而整体样本中家乡相对专业化程度与劳动者收入正相关。这表明即使市外迁移者选择不迁移,也难以从家乡城市相对专业化中获益。结合前文分类估计结果可知,这种差异在一定程度上验证了现有研究的结论,即贫困是迁移的动因(Mariapia, 2008)。市外迁移者更多地来自一些相对专业化程度较高同时城市规模较小的城市,他们难以从家乡相对专业化中受益,并且可能比选择在市内就业的劳动者更加贫困。

为考察样本异质性所带来估计结果的差异,我们将样本按照受教育程度(与人力资本外部性变量相关性较高)进行划分,估计不同样本市外迁移者年收入增长的源泉。本文按照受教育程度将样本划分为两类:一类为受教育程度在成人大专及以下;另一类在正规高等教育及以上。由分类样本估计结果发现(见表5),家乡市辖区就业

表 5 年收入对数的分样本回归结果 (OLS: 按照教育程度分类)

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	否	是	否	是	否	是	否	是
家乡市区就业密度	0.01 (0.02)	0.04 (0.04)						
市区就业密度比值	-0.08 [*] (0.04)	0.01 (0.06)						
家乡大学生比例			0.05 [*] (0.03)	0.21 ^{***} (0.05)				
大学生比例的比值			0.14 ^{***} (0.05)	0.22 ^{***} (0.07)				
家乡相对多样化					0.03 (0.02)	0.13 ^{***} (0.03)		
相对多样化比值					0.08 ^{**} (0.03)	0.10 ^{**} (0.04)		
家乡相对专业化							0.16 ^{**} (0.08)	0.18 (0.14)
相对专业化比值							-0.14 (0.14)	-0.02 (0.21)
样本数	2317	696	2325	700	2317	696	2317	696
拟合优度	0.36	0.44	0.36	0.45	0.36	0.45	0.36	0.44

说明 “是”与“否”代表是否接受本科及以上学历。限于篇幅,教育、年龄、年龄平方、男性、城市户籍、工作类型、省份固定效应、常数项的估计结果未列出,备索。

密度和市辖区就业密度比值对受教育程度高的迁移者收入并无显著影响,而低教育程度的市外迁移者从就业密度低的地区迁往就业密度高的地区后,其收入反而更低。由于市辖区就业密度比值反映了迁移与否,因此在其他因素相同的情况下,受教育程度较低的市外迁移者迁往市辖区就业密度更高的地区后,其收入低于非市外迁移者或者迁往市辖区就业密度更低地区的劳动者。这一结论或许与就业密度存在其对收入产生正效应的“门槛”值有关(刘修岩和殷醒民 2008)。家乡大学生比例和大学生比例的比值的估计结果表明,受教育程度高者与受教育程度低者都能从中受益,但是大学生比例及大学生比例的比值对受教育程度高的市外迁移者影响更大。这可能与不同受教育程度者从人力资本存量外部性中获益不同有关。尽管受教育程度较高劳动者从受教育程度低的相邻者那里学得更少的知识,但是他们可以从集中化的高教育程度同事那里学到很多(Fu 2007),以至于受教育程度高的市外迁移者从所在地高大学生

比例的外部性中获益更多。依据分类统计发现,市外移民的平均受教育程度比其他群体高一个等级,而且他们的迁入会进一步提高迁入城市的大学生比例。家乡相对多样化变量及相对多样化比值对收入的影响与家乡大学生比例变量及大学生比例的比值相似,即受教育程度高的迁移者从相对多样化程度提升中获益更大,然而家乡相对多样化水平对受教育程度较低者收入的影响并不显著。家乡相对专业化变量的估计结果表明,其仅对受教育程度低者的收入存在显著的正向影响。相对多样化和相对专业化变量的估计结果表明,雅各布斯外部性作用机制更多地体现在受教育程度较高的劳动者身上,而马歇尔外部性的作用机制更多地体现在受教育程度低的劳动者群体身上,可能的原因在于受教育程度高者有更多的机会接触跨行业、跨学科的知识,而受教育程度低者更多地从事劳动密集型的工作。总体而言,以上估计结果表明受教育程度高者,从大学生比例和相对多样化这两个传导机制中获益更明显,而受教育程度低者选择在相对专业化程度较高的家乡或者市辖区就业密度低的地方就业,更有利于获取高收入。

(三) 内生性与稳健性检验

虽然我们在 OLS 估计中通过省份固定效应控制了一些遗漏变量带来的误差,但还是存在一些不随城市而变化,却又无法观察到的经济和自然环境因素等会影响年收入,如 Yankow(2006)证明美国 2/3 城市的工资溢价是由于大城市吸引不可观测的高能力劳动者,其他原因在于企业的生产率优势和更换工作的收益。Combes 等(2012)的研究表明,向法国大城市迁移的劳动力是正向选择的,这部分人能力高于平均水平,而向小城市流动的劳动力是反向选择的。因此,OLS 估计结果仍可能是有偏估计,需要运用工具变量法进行检验。在已有关于城市问题的研究中,陆铭等(2012)、徐肇涵(2012)和孙三百等(2014)采用历史人口普查数据中的相关数据作为工具变量。我们借鉴这一思路,运用 2000 年的人口普查及城市年鉴中的相关数据,测算 2000 年城市的四类人力资本外部性指标,并与 1992 年城市市辖区人口和城市化率一起作为 2010 年人力资本外部性指标的工具变量,采用工具变量法估计人力资本外部性对收入的影响。相对本文研究的年份来说,1992 和 2000 年的城市相关数据是一个时间滞后变量,对当前的城市劳动者收入已经没有直接的影响,而十多年前的城市发展情况往往体现了其自然条件、基础设施以及经济发展水平,与当前城市相关数据具有相关性。本文各类人力资本外部性变量的工具变量估计,均通过了相关检验,如在同时控制市辖区就业密度这一变量的内生性时,工具变量组合为 2000 年家乡市辖区就业密度、所

在城市与家乡城市 2000 年市辖区就业密度的比值,以及 1992 年城市化率^①。工具变量估计中,运用检验工具变量显著性的 F 检验,偏 R² 方 (Shea's Partial R²) 分别为 0.25 和 0.42,工具变量的 F 统计量值均远超过 10,P 值均为 0.00,而且第一阶段估计中工具变量对内生变量影响显著,可见并不存在弱工具变量问题。运用过度识别检验方法检验工具变量的有效性,结果表明 P 值为 0.70,接受所有工具变量均外生的原假设,即认为工具变量合格,与随机扰动项无关。进一步对变量的内生性使用异方差稳健的杜宾-吴-豪斯曼 (DWH) 检验,P 值为 0.002,可认为在 1% 的显著水平上家乡市辖区就业密度及市辖区就业密度比值属于内生解释变量。

表 6 年收入对数的回归结果 (IV)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	年收入	年收入	年收入	年收入
家乡就业密度	-0.08 [*] (0.05)			
就业密度比值	-0.17 ^{***} (0.06)			
家乡大学生比例		0.07 ^{**} (0.03)		
大学生比例的比值		0.15 ^{***} (0.04)		
家乡相对多样化			0.07 ^{***} (0.02)	
相对多样化比值			0.12 ^{***} (0.04)	
家乡相对专业化				2.09 ^{**} (0.82)
相对专业化比值				1.55 (1.02)
样本数	2 772	2 821	2 609	2 667
拟合优度	0.45	0.45	0.46	0.34

说明:限于篇幅,教育、年龄、年龄平方、男性、城市户籍、工作类型、省份固定效应、常数项的估计结果未列出,备索。

^① 过去的城市化率与市辖区就业密度存在关联,但并不会影响当前居民的收入。此外,在大学生比例变量工具变量中也采用 1992 年家乡城市化率和大学生比例的历史数据,而相对多样化和专业化的工具变量则采用二者的历史数据以及家乡 1992 年的 FDI 数据。从实际情况来看,东南沿海地区发达城市的多样化程度越高,FDI 数量越大。

工具变量估计结果(表6)与OLS的估计结果存在一定差异。其中,家乡市辖区就业密度每增加1%,其年收入减少0.08%,市辖区就业密度比值每增加1%,年收入减少0.17%。实际上,现有关于就业密度研究的结论并不一致,一些研究发现就业密度的正效应,但只有就业密度高于某个“门槛”值时它对工资水平影响的正效应才显现(刘修岩和殷醒民,2008),全市就业密度更高的城市有能力支付给劳动力更高的工资(田相辉和徐小靓,2015);另一些研究发现存在就业密度的负效应,如中国就业密度与工资水平呈显著的负相关关系(何雄浪和汪锐,2012);中国大多数地级及以上城市就业密度过大,已经出现明显的集聚不经济(韩峰和柯善咨,2015)。本文的结论与后者较为接近,即市辖区就业密度对劳动者收入并无显著正效应。其他三类人力资本外部性变量的估计结果显著程度与OLS估计并无明显差异,但系数大小有所变化。家乡大学生比例每增加1%,居民年收入增长0.07%;大学生比例的比值每增加1%,市外迁移者的年收入增长0.15%。家乡相对多样化每增加1%,年收入增长0.07%;相对多样化比值每增加1%,市外迁移者的年收入增长0.12%。家乡相对专业化每增加1%,年收入增加2.09%,但是相对专业化比值对市外迁移者的年收入没有显著影响。这一结果表明,市外迁移者迁移后所在城市大学生比例或相对多样化程度高于家乡城市,是城市移民收入增长的主要源泉。

此外,我们还从以下三个方面对所得结果进行了稳健性检验。(1)将因变量由年收入更换为个人职业收入^①,验证以上结果的稳健性,发现四类人力资本外部性变量的估计结果较为稳健,其中大学生比例的比值增加是移民职业收入增长的源泉,只是相对多样化比值对收入影响的显著性降低。(2)基于数据可获得性,以1978年为基期(此前很多省份数据缺失)计算了各省市CPI指数,进而近似估算城市劳动者的实际收入,并以此估计人力资本外部性的作用,结果表明人力资本外部性变量估计系数的显著性与名义收入估计结果基本一致,只是系数大小略有差异。(3)采用有限信息最大似然法(LIML)和广义矩估计(GMM)对人力资本外部性变量进行估计,结果发现四类人力资本外部性变量的结果同样较为稳健。

五 结论

基于中国家庭微观调查数据,本文考察了城市层面人力资本外部性的四类传导机

^① 职业收入数据源自2010年CGSS调查问卷中“您个人去年全年的职业收入是多少?”这一问题的数据。

制,即城市人力资本存量、马歇尔外部性、雅各布斯外部性以及本地劳动市场厚度对劳动者年收入的影响,并且通过比较迁移前后所在不同城市的人力资本外部性变量的变化,估计其对迁移者收入的影响,主要结论如下:

1. OLS 的估计结果表明,市辖区就业密度对劳动者的收入并无显著影响。其他三类人力资本外部性变量的回归结果表明,人力资本外部性对劳动者收入有正向促进作用。单独考虑四类人力资本外部性变量对收入的影响,相对专业化对年收入的影响程度最大,其次是大学生比例,然后是相对多样化指数。四类人力资本外部性变量对市外迁移者和非市外迁移者收入的影响存在差异。

2. 工具变量估计结果发现,家乡市辖区就业密度及所在城市与家乡城市市辖区就业密度比值对市外迁移者的收入存在显著的负向影响。市外迁移者受益于从大学生比例(或多样化程度)较低的城市迁移至较高的城市。家乡相对专业化对年收入存在显著的正向影响,所在城市与家乡城市相对专业化比值则对移民收入并无显著影响。可见,市外迁移者迁移后所在城市大学生比例或相对多样化程度高于家乡城市,是城市移民收入增长的主要源泉。

当然,本文还存在一些不足之处。比如,由于数据限制,一些指标的度量只能近似计算,难免产生一定偏差。而且由于人力资本外部性四个传导机制之间的相关性对估计产生的影响,本文未能论证何种传导机制在收入增长中起到主要作用,这将是我们的后续研究的方向。

参考文献:

- 蔡昉、都阳(2002):《迁移的双重动因及其政策含义——检验相对贫困假说》,《中国人口科学》第4期。
- 柴国俊、邓国营(2012):《城市规模与大学毕业生工资溢价》,《南方经济》第10期。
- 陈祎、刘阳阳(2010):《劳动合同对于进城务工人员收入影响的有效性分析》,《经济学(季刊)》第2期。
- 丁守海(2011):《劳动剩余条件下的供给不足与工资上涨——基于家庭分工的视角》,《中国社会科学》第5期。
- 范剑勇(2006):《产业集聚与地区间劳动生产率差异》,《经济研究》第11期。
- 傅十和、洪俊杰(2008):《企业规模、城市规模与集聚经济——对中国制造业企业普查数据的实证分析》,《经济研究》第11期。
- 国务院发展研究中心课题组(2010):《农民工市民化对扩大内需和经济增长的影响》,《经济研究》第6期。
- 韩峰、柯善咨(2013):《城市就业密度、市场规模与劳动生产率——对中国地级及以上城市面板数据的实证分析》,《城市与环境研究》第1期。
- 何雄浪、汪锐(2012):《市场潜力、就业密度与中国地区工资水平》,《中南财经政法大学学报》第3期。
- 李实(1999):《中国农村劳动力流动与收入分配》,《中国社会科学》第4期。
- 李小瑛、陈广汉、张应武(2010):《中国城镇地区高等教育外部回报率估算》,《世界经济文汇》第1期。

- 刘修岩(2009):《集聚经济与劳动生产率:基于中国城市面板数据的实证研究》,《数量经济技术经济研究》第7期。
- 刘修岩、殷醒民(2008):《空间外部性与地区工资差异:基于动态面板数据的实证研究》,《经济学(季刊)》第1期。
- 陆铭、高虹、佐藤宏(2012):《城市规模与包容性就业》,《中国社会科学》第10期。
- 吕晓兰(2013):《工作转换、流动与农民工收入增长》,《农业经济问题》第12期。
- 马双、张劼、朱喜(2012):《最低工资对中国就业和工资水平的影响》,《经济研究》第5期。
- 宁光杰(2014):《中国大城市的工资高吗?——来自农村外出劳动力的收入证据》,《经济学(季刊)》第3期。
- 孙浦阳、韩帅、许启钦(2013):《产业集聚对劳动生产率的动态影响》,《世界经济》第3期。
- 孙三百(2013):《城市移民收入增长效应有多大——兼论新型城镇化与户籍制度改革》,《财贸经济》第9期。
- 孙三百、黄薇、洪俊杰、王春华(2014):《城市规模、幸福感与移民空间优化》,《经济研究》第1期。
- 田相辉、徐小靓(2013):《为什么流向大城市?——基于城市集聚经济的估计》,《人口与经济》第3期。
- 王春超、周先波(2013):《社会资本能影响农民工收入吗?——基于有序响应收入模型的估计和检验》,《管理世界》第9期。
- 邢春冰(2008):《农民工与城镇职工的收入差距》,《管理世界》第5期。
- 邢春冰、贾淑艳、李实(2013):《教育回报率的地区差异及其对劳动力流动的影响》,《经济研究》第11期。
- 徐肇涵(2012):《中国城市集聚效应与非农劳动生产率的实证研究》,《经济学动态》第8期。
- 杨仁发(2013):《产业集聚与地区工资差距——基于中国269个城市的实证研究》,《管理世界》第8期。
- 岳昌君、吴淑姣(2005):《人力资本的外部性与行业收入差异》,《北京大学教育评论》第4期。
- Abel, Jaison R.; Dey, Ishita and Gabe, Todd M. "Productivity and the Density of Human Capital." *Journal of Regional Science*, 2012, 52(4), pp. 562-586.
- Acemoglu, D. and Angrist, J. "How Large are Human Capital Externalities? Evidence from Compulsory Schooling Laws." *NBER Macroeconomics Annual*, 2001, 15(1), pp. 59-68.
- Axelsson, Roger and Westerlund, Olle. "A Panel Study of Migration, Self-Selection and Household Real Income." *Journal of Population Economics*, 1998, 11(1), pp. 113-126.
- Charlot, Sylvie and Duranton, Gilles. "Communication Externalities in Cities." *Journal of Urban Economics*, 2004, 56(3), pp. 581-613.
- Ciccone, A. and Hall, R. "Productivity and the Density of Economic Activity." *The American Economic Review*, 1996, 86(1), pp. 54-70.
- Ciccone, Antonio and Peri, Giovanni. "Identifying Human-Capital Externalities: Theory with Applications." *Review of Economic Studies*, 2007, 73(2), pp. 381-412.
- Combes, P. P.; Duranton, G.; Gobillon, L. and Roux, S. "Sorting and Local Wage and Skill Distributions in France." *Regional Science and Urban Economics*, 2012, 42(6), pp. 913-930.
- Combes, Pierre-Philippe; Duranton, Gilles and Gobillon, Laurent. "Spatial Wage Disparities: Sorting Matters!" *Journal of Urban Economics*, 2008, 63(2), pp. 723-742.
- Fan, Wen and Ma, Yuanyuan. "Estimating the External Returns to Education: Evidence from China." http://www.ucd.ie/t4cms/WP12_20.pdf, 2012.
- Findeis, J. L. and Jensen, L. "Employment Opportunities in Rural Areas: Implications for Poverty in a Changing

Policy Environment. ” *American Journal of Agricultural Economics* ,1998 ,80(5) , pp. 1000–1007.

Fu , S. and Ross , Stephen. “Wage Premia in Employment Clusters: How Important Is Worker Heterogeneity?” *Journal of Labor Economics* ,2013 ,31(2) , pp. 271–304.

Fu , Shihe. “Smart Café Cities: Testing Human Capital Externalities in the Boston Metropolitan Area. ” *Journal of Urban Economics* ,2007 ,61 , pp. 86–111.

Gibbs , R. ; Kusmin , L. and Cromartie , J. “Low-Skill Employment and the Changing Economy of Rural America. ” Washington ,DC: U. S. Department of Agriculture ,ERS Economic Research Report Number 10 ,2005.

Glaeser , Edward L. and Mare , David C. “Cities and Skills. ” *Social Science Electronic Publishing* ,1994 ,19(2) , pp. 316–342.

Heuermann , D. F. “Job Matching Efficiency in Skilled Regions—Evidence on the Microeconomic Foundations of Human Capital Externalities. ” IAAEG Discussion Papers until 2011 , Institute of Labour Law and Industrial Relations in the European Union (IAAEU) .

Kusmin , L. D. “Rural America at a Glance. ” Washington DC: U. S. Department of Agriculture ,ERS Economic Information Bulletin Number 31 ,2007.

Lansing , John B. and Morgan , James N. “The Effect of Geographical Mobility on Income. ” *The Journal of Human Resources* ,1967 ,2(4) , pp. 449–460.

Liu , Zhiqiang. “The External Returns to Education: Evidence from Chinese Cities. ” *Journal of Urban Economics* ,2007 ,61(3) , pp. 542–564.

Mariapia , Mendola. “Migration and Technological Change in Rural Households: Complements or Substitutes?” *Journal of Development Economics* ,2008 ,85 , pp. 150–175.

Marré , Alexander W. “Rural Out-Migration , Income , and Poverty: Are Those Who Move Truly Better Off?” 2009 Annual Meeting , July 26–28 ,2009 , Milwaukee , Wisconsin Agricultural and Applied Economics Association ,2009.

McLaughlin , D. K. and Perman , L. “Returns vs. Endowments in the Earnings Attainment Process for Metropolitan and Nonmetropolitan Men and Women. ” *Rural Sociology* ,1991 ,56(3) , pp. 339–365.

Moretti , Enrico. “Workers’ Education , Spillovers , and Productivity: Evidence from Plant-Level Production Functions. ” *The American Economic Review* ,2004(a) ,94(3) , pp. 656–690.

Moretti , Enrico. “Estimating the Social Return to Higher Education: Evidence from Longitudinal and Repeated Cross-sectional Data. ” *Journal of Econometrics* ,2004(b) ,121 , pp. 175–212.

Rauch , J. “Productivity Gains from Geographic Concentration of Human Capital: Evidence from the Cities. ” *Journal of Urban Economics* ,1993 ,34 , pp. 380–400.

Rosenthal , Stuart S. and Strange , William C. “The Attenuation of Human Capital Spillovers. ” *Journal of Urban Economics* ,2008 ,64(2) , pp. 373–389.

Rozelle , Scott; Taylor , Edward and Brauw , Alan de. “Migration , Remittances , and Agricultural Productivity in China. ” *The American Economic Review* ,1999 ,89(2) , pp. 287–291.

Rudd , J. B. “Empirical Evidence on Human Capital Spillovers. ” FEDS discussion paper 2000–46 ,2000.

Suedekum , Jens. “Human Capital Externalities and Growth of High- and Low-Skilled Jobs. ” IZA discussion paper

No. 1969 ,2006.

Wantchekon , Leonard; Novta , Natalija and Klačnjka , Marko. "Education and Human Capital Externalities: Evidence from Colonial Benin. " *Quarterly Journal of Economics* ,2015 ,130(2) , pp. 703-757. .

Wheaton , W. and Lewis , M. "Urban Wages and Labor Market Agglomeration. " *Journal of Urban Economics* , 2002 ,51(3) , pp. 542-562.

Winkelmann , Rainer. "Immigration: The New Zealand Experience. " IZA Discussion Paper ,61 ,1999 ,http: / /ssrn. com/abstract = 192328.

Yankow , J. J. "Why Do Cities Pay More? An Empirical Examination of Some Competing Theories of the Urban Wage Premium. " *Journal of Urban Economics* ,2006 ,60(2) , pp. 139-161.

The Source of Urban Immigrants' Income Growth in China: A New Explanation from the Perspective of Human Capital Externality

Sun Sanbai

Abstract: This paper investigates the four kinds of mechanisms of human capital externality on out-city migrants' income growth at the first time , then provided a new explanation for income growth in China from the medium perspective. We found that human capital externality increased individuals' annual income significantly. Instrumental variable estimation results confirmed that human capital stock or Jacobs external of location city higher than hometown city are the sources of out-city migrants' income growth; but labor density is negatively related to out-city migrants' income growth , and Marshall external had no significant effect on out-city migrants' income growth. For the out-city migrants , the ratio of location city's rate of college student and hometown city's rate of college student increased 1% , their annual income growth 0. 2% ; the ratio of Jacobs external increased 1% , their annual income growth 0. 1% .

Key words: urban immigrant , income growth , human capital externality

JEL code: J31 , J61 , R23

(截稿: 2016 年 1 月 责任编辑: 宋志刚)