

# 城乡分割、区域分割与流动人口 社会保障缺失<sup>\*</sup>

秦立建 王震 葛玉好

[摘要] 基于大规模的流动人口调查数据,本文研究了城乡分割和区域分割对城市外来流动人口社会保障的影响。利用变量法的IVProbit模型进行回归估计,尝试解决劳动者的工资与参加社会保险之间的内生性问题。研究发现:第一,外来流动人口参加社会保险存在严重的城乡分割和区域分割效应;第二,区域分割效应大于城乡分割效应;第三,若不解决工资与社会保险参保之间的内生性问题,则将低估外来流动人口参加社会保险的城乡分割效应和区域分割效应。

[关键词] 流动人口; 社会保障; IVProbit模型

## 一、引言

我国流动人口的数量高达2.45亿人。<sup>[1]</sup>外来流动人口为我国的城市化和工业化做出了重要贡献,他们大多从事劳动强度较高、就业环境较差的工作,面临了较大的健康风险和社会风险。如果流动人口的劳动保护不完善,将降低我国劳动力的整体质量,不利于经济结构调整和长期的经济发展。<sup>[2]</sup>各项社会保障能够有效化解劳动者面临的风险,缓解流动人口面临的就业限制或创新约束,激发个体的创业激情,进而有利于改善外来务工人员的境遇。我国于2007年实施了新《劳动合同法》,要求用人单位依法为全体员工购买社会保险,外来流动人口获得与本地工人相同的劳动保障权利。然而,流动人口参加社会保险的比例不足20%。<sup>[3]</sup>因此,研究外来流动人口社会保障缺失的原因,对于各级

政府制定转轨时期的社会保障政策和建立全国统一的劳动力市场的公共政策,都具有重要意义。

由于我国长期存在的城乡二元社会经济体制,学术界往往以城乡分割为视角,开展流动人口社会保障缺失的研究,将农民工作为研究对象并且以本地工人作为参照组。<sup>[4]</sup>由于没有当地城镇户口,农民工与本地工人的身份不同,导致农民工在就业、住房、社会保障和其他公共服务方面的权利和待遇不平等。<sup>[5][6][7][8][9][10]</sup>城市内部的社会管理,较大程度上移植和复制了城乡分割体制。这种社会管理方式的弊端是产生了大量的城中村,派生出了“城市二元结构”。<sup>[11][12][13]</sup>经过学术界和政府等社会各界的共同努力,政府已经运用行政、财政、法律和舆论等方式改善农民工的社会地位。<sup>[14][15][16][17][18]</sup>在城市劳动力市场上的就业和社会保障获得方面,农村户籍不再成为根本性的身份障碍。然而,区域分割正在形成并迅速得到加强。在财政分权体制

<sup>\*</sup> 秦立建,安徽财经大学财政与公共管理学院,安徽大学中国三农问题研究中心,邮政编码:233000,电子信箱:qinlj28@163.com;王震,中国社会科学院经济研究所;葛玉好,中国人民大学劳动人事学院。本文得到中国博士后科学基金特别资助项目(2013T60058)、安徽大学(ADNY2014031)、中浦院(CELAP2014-YZD-20)的资助。感谢匿名评审人提出的修改建议,笔者已做了相应修改,本文文责自负。

下,地方政府通过地方政策和地方立法等各种措施,排挤外来劳动者分配社会福利等公共产品。<sup>[19]</sup>如果任由区域分割发展下去,则将派生出新的社会公正和权利不平等的问题,不利于流动人口的社会保障获得。<sup>[20][21][22]</sup>

已有文献为本文的深入研究奠定了良好的基础,但是仍然存在以下几个问题:第一,鲜有文献关注区域分割对流动人口社会保障获得造成的影响。区域分割与城乡分割的形成机理不同,其政策含义和矫正的措施也不相同。第二,较少关注外来工人的社会保障状况。外来工人已经成为我国流动人口的重要组成部分,相对于农民工,外来工人拥有城镇户籍优势,而相对于本地工人,则外来工人处于地域分割的劣势,其社会保障状况需要关注。第三,没有将全体劳动力纳入分析框架。将外来农民工、外来工人、本地农民工和本地工人等四类人群共同纳入分析框架,能够提供各类劳动者社会保障差异的完整图像。第四,没有解决参加社会保险与工资收入之间的内生性问题,将导致回归结果的有偏估计。本文实证研究的结果表明,如果不解决内生性问题,则将低估区域分割与城乡分割对外来劳动力参保造成的影响。本文将利用大样本的调查数据,完善以上五个方面的研究。

## 二、数据来源及描述性统计

本文的数据来源于国家卫计委2010年12月进行的城市外来流动人口状况调查。为了兼顾地区差异和经济带、大中小城市等因素,该调查选择了全国6个省的6个城市作为样本城市,并采取三阶段与规模成比例(PPS)的抽样方式,随机选择调查样本。调查对象为16岁~59岁,在打工所在城市居住一个月及以上,并且户籍登记地为非本区(县、市)的外来流动人口,共调查8200名外来流动人员。为了与本地户籍人员的状况进行对比,所以,使用相同的抽样方法对上述6个城市的本地户籍人员进行入户调查。本地户籍人口的样本量按照与各城市流动人员相同的数量抽取,其中北京、郑州和成都各2000人,苏州和中山各1000人,韩城200人,总计8200人。流动人员和本地户籍

人员的样本量共计16400人。根据本文的研究目的,仅保留就业身份为雇员的观测值,而删掉家庭帮工等的观测值,本文研究最终使用的观测值数量为8466个。

本文研究的养老保险和医疗保险均属于“五险一金”(或“三险一金”,非商业保险)的范围。养老保险和医疗保险是社会保险的主要构成部分,因此,本文以养老保险和医疗保险为代表,研究城乡分割和区域分割对流动人口社会保障获得造成的影响。表1是本文主要变量的描述性统计。养老保险和医疗保险是本文研究的因变量,样本人群参加这两项社会保险的比例分别为54.91%和57.23%。样本人群的分布为,外来农民工、外来工人、本地农民工和本地工人所占的比例分别是46.50%,8.28%,17.94%和27.27%。男性样本的比例为53.53%,男性劳动力的比例高于女性。这与我国总体人口结构的状况相一致。签订劳动合同劳动力的比例是60.38%,占全部劳动力的一半略多。在私营企业务工的劳动力比重最高,为43.91%,而在国有企业、个体工商企业和外资企业务工的劳动力,所占比例均大幅度低于私营企业,说明私营企业是吸纳我国劳动力就业的重要力量。劳动者的月工资为2177元,平均受教育年限为11.10年。

表2是不同身份务工人员的人口学特征和参保状况比较。男性外来农民工和外来工人的比例,低于男性本地农民工和本地工人的比例。外来工人的年龄较低,为31.15岁,而外来农民工的年龄最低,为30.76岁。这与以往文献外来农民工年龄较低的特点相一致。外来工人和本地工人的教育水平较高,接受学校正规教育年限的均值都是13.26年,说明外来工人的人力资本存量较高。外来农民工养老保险和医疗保险的参保率仅为32.16%和39.27%,低于本地农民工的57.60%和53.85%;外来工人养老保险和医疗保险的参保率分别是61.48%和65.76%,均低于本地工人的89.95%和87.48%。本地农民工养老保险和医疗保险的参保率均大幅度地低于本地工人,而外来农民工养老保险和医疗保险的参保率也均低于外来工人。这些结果初步揭示了城市外来流动人口的社会保障存在城乡分割和区域分割效应。

表1 本文主要变量的描述性统计

变量名	均值或百分比 (%)	标准差	变量名	均值或百分比 (%)	标准差
因变量			行业类型		
养老保险	54.91	0.50	制造业	30.91	0.46
医疗保险	57.23	0.49	建筑业	7.34	0.26
自变量			交通运输业	5.22	0.22
身份			批发零售业	9.57	0.29
外来农民工	46.50	0.50	住宿餐饮业	9.46	0.29
外来工人	8.28	0.28	社会服务业	17.85	0.38
本地农民工	17.94	0.38	科教文卫业	15.97	0.37
本地工人	27.27	0.45	其他行业	3.69	0.19
男性	53.53	0.50	城市		
已婚	71.25	0.45	北京	27.68	0.45
签订合同	60.38	0.49	苏州	15.08	0.36
企业类型			郑州	18.45	0.39
国有企业	25.99	0.44	中山	15.26	0.36
个体工商户	18.06	0.38	成都	20.93	0.41
私营企业	43.91	0.50	韩城	2.60	0.16
外资企业	8.81	0.28	均值		
其他企业	3.24	0.18	月工资 (元)	2 177.46	2 233.51
—			年龄 (年)	33.88	9.67
—			教育 (年)	11.10	3.05

表2 不同身份务工人员的人口学特征和参保状况比较

项目	外来农民工 (N=3 937)	外来工人 (N=701)	本地农民工 (N=1 519)	本地工人 (N=2 309)
男性 (%)	51.16	47.08	60.24	55.13
年龄 (岁)	30.76	31.15	37.45	37.69
教育 (年)	9.89	13.26	9.97	13.26
已婚 (%)	64.21	60.63	82.29	79.21
养老保险 (%)	32.16	61.48	57.60	89.95
医疗保险 (%)	39.27	65.76	53.85	87.48

### 三、计量方法

劳动者的社会保险参与决策，是二元离散选择问题。由于本文的样本量较大，因此使用 Probit 模型进行回归估计是自然的选择。模型的形式如式(1)：

$$P(M=1 | X=x) = F(\alpha_0 + \alpha_p X_p) \quad (1)$$

其中，当  $M=1$  时表示个体参加了社会保险。X 为影响个体参加社会保险的因素，包括劳动者的个体特征、就业特征和城市虚拟变量。个体特征包括性别、年龄、教育水平、婚姻状况，以及劳动者的身份类型等变量，其中身份类型是本文主要关注的变量。就业特征包括是否签订劳动合同、工资、企业所有制类型和行业虚拟变量。为了控制不同城市的社会经济等因素对劳动者参加社会保险的影响，模型中还包括了城市虚拟变量。 $\alpha$  为待估参数。然而，式(1)中的回归系数不能真正表示解释变量对被解释变量的影响程度，需要计算自变量的边际效应，才能够反映一个单位解释变量的变化而引起因变量变化的程度。边际效应的计算方法如式(2)：

$$\frac{\partial [m_i/x_p]}{\partial x_p} = \Lambda(x'_p \alpha_p) [1 - \Lambda(x'_p \alpha_p)] \alpha_p \quad (2)$$

其中， $\Lambda(\cdot)$  是标准正态密度函数。

劳动者是否参加社会保险往往属于企业的选择，但是近年来个体已不再是各类社会保险的被动接受者，并且具有一定的主动权。<sup>[23]</sup> 个体的收入水平对是否参加社会保险产生影响，而作为劳动者总补偿的重要部分，是否参加社会保险也将影响劳动者的工资。在劳动者的工资决定方程中，是否参加社会保险则需要出现在工资决定模型的右边。由此是否参加医疗保险方程和劳动者的工资决定方程之间将产生联立方程偏误，从而参加社会保险与劳动者的工资收入之间可能存在内生性问题。<sup>[24][25]</sup> 如果不解决该问题，将导致回归结果的有偏估计。本文使用工具变量法，将调查样本点各类人群的平均收入作为相应人群工资的工具变量<sup>[26]</sup>，尝试解决劳动者参加社会保险与个体工资之间的内生性问题。

为了度量城市劳动力市场对外来流动人口参加

社会保险的城乡分割效应和区域分割效应，笔者将劳动力按照区域和城乡进行分类(图1)。控制了所有决定劳动者参加社会保险的因素之后，如果本地工人的参保率高于外来工人的参保率，本地农民工的参保率高于外来农民工的参保率，则高出的部分就可以视为外来劳动力相对于本地劳动力受到的区域分割效应。而如果本地工人的参保率高于本地农民工的参保率，外地工人的参保率高于外地农民工的参保率，则高出的部分可以视为劳动者参加社会保险的城乡分割效应。养老保险和医疗保险是社会保险的主要组成部分，本文接下来将分别以这两项社会保险为例，检验外来流动人口参加社会保险的城乡分割效应和区域分割效应。

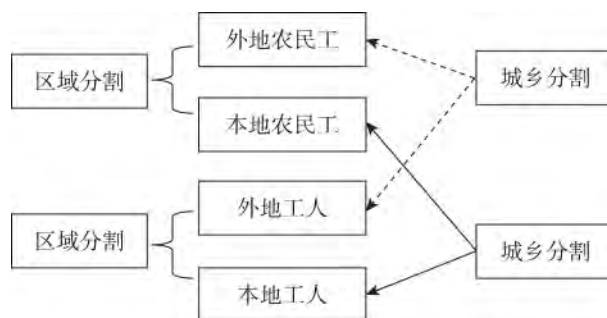


图1 流动人口参加社会保险的区域分割效应和城乡分割效应示意图

### 四、实证结果

表3是流动人口参加社会保险的 Probit 模型计量回归结果。模型一和模型二分别检验外来农民工与本地农民工、外来工人与本地工人，在参加社会保险方面是否存在区域分割效应；模型三检验本地农民工与本地工人，在参保方面是否存在城乡分割效应；模型四检验了全部人群在参加社会保险方面是否存在差异。模型一的结果表明，相对于外来农民工，则本地农民工参加养老保险和医疗保险的概率分别高出 44% 和 20%。模型二的结果表明，相对于外来工人，则本地工人参加养老保险和医疗保险的概率分别高出 22% 和 17%。这些结果说明外来劳动力与本地劳动力，在社会保险的参保方面存在区域分割效应。模型三的结果表明，相对于本

地农民工,则本地工人参加养老保险和医疗保险的概率,分别提高20%和21%,说明本地劳动力参加社会保险,存在城乡分割效应。然而,表3的检

验结果无法明确判断参加社会保险的城乡分割和区域分割效应是否真正存在,因为劳动者的工资与参保之间可能存在内生性问题。

表3 流动人口参加社会保险的城乡分割效应和区域分割效应 Probit 模型回归结果

变量名	模型一		模型二		模型三		模型四	
	本地农民工与外来农民工		本地工人与外来工人		本地工人与本地农民工		全部样本	
	养老	医疗	养老	医疗	养老	医疗	养老	医疗
身份 (对照组: 外来工人)								
外来农民工	—	—	—	—	—	—	-0.22*** (0.03)	-0.19*** (0.03)
本地农民工	0.44*** (0.02)	0.20*** (0.02)	—	—	—	—	0.15*** (0.03)	0.07** (0.03)
本地工人	—	—	0.22*** (0.03)	0.17*** (0.02)	0.20*** (0.02)	0.21*** (0.02)	0.31*** (0.02)	0.23*** (0.02)
男性	0.04* (0.02)	-0.02 (0.02)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.02)	0.02 (0.02)	0.02 (0.02)
年龄	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.00 (0.01)	0.01* (0.00)	0.01 (0.01)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)
年龄平方	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
教育	0.01 (0.02)	0.00 (0.02)	0.01 (0.01)	0.00 (0.01)	0.01 (0.01)	0.00 (0.01)	0.04*** (0.01)	0.03** (0.01)
教育平方	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
已婚	0.12*** (0.03)	0.04 (0.02)	0.00 (0.02)	0.01 (0.02)	0.01 (0.02)	0.00 (0.02)	0.07*** (0.02)	0.05** (0.02)
签订合同	0.40*** (0.02)	0.33*** (0.02)	0.21*** (0.02)	0.22*** (0.02)	0.18*** (0.02)	0.20*** (0.02)	0.37*** (0.02)	0.36*** (0.02)
工资	0.02 (0.02)	0.03** (0.01)	-0.02* (0.01)	-0.01 (0.01)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	-0.01 (0.01)	0.00 (0.01)
企业 (对照组: 国有企业)								
个体工商户	-0.23*** (0.04)	-0.23*** (0.02)	-0.10*** (0.04)	-0.10*** (0.04)	-0.11*** (0.03)	-0.17*** (0.04)	-0.19*** (0.03)	-0.16*** (0.03)

续前表

变量名	模型一		模型二		模型三		模型四	
	本地农民工与 外来农民工		本地工人与 外来工人		本地工人与 本地农民工		全部样本	
	养老	医疗	养老	医疗	养老	医疗	养老	医疗
私营企业	-0.21*** (0.03)	-0.22*** (0.02)	-0.01 (0.01)	-0.02 (0.01)	-0.07*** (0.02)	-0.08*** (0.02)	-0.11*** (0.02)	-0.10*** (0.02)
外商企业	0.07 (0.05)	-0.05 (0.04)	0.07*** (0.02)	0.05* (0.02)	0.07*** (0.02)	0.06** (0.03)	0.13*** (0.03)	0.11*** (0.03)
其他企业	-0.17*** (0.06)	-0.16*** (0.05)	0.01 (0.03)	-0.01 (0.03)	0.00 (0.03)	-0.03 (0.03)	-0.05 (0.04)	-0.09** (0.04)
行业	是	是	是	是	是	是	是	是
城市	是	是	是	是	是	是	是	是
对数似然值	-2 606	-2 754	-988	-1 038	-1 291	-1 355	-3 628	-3 805
Pseudo R <sup>2</sup>	0.310 2	0.262 2	0.200 1	0.183	0.342 8	0.353 6	0.350 9	0.313 5
N	5 456	5 456	3 010	3 010	3 828	3 828	8 466	8 466

说明：表中报告了边际效应值 (dF/dx)，括号内为标准差；\*\*\*，\*\* 和 \* 分别表示在 1%，5% 和 10% 的统计水平上显著；为节省篇幅，没有报告外来工人与外来农民工样本的计量结果，若需要向笔者索取。

本文采取工具变量法尝试解决劳动者参加社会保险与个体工资之间的内生性问题。选择工具变量的要求是，该变量应该与工人的工资高度相关，但是不影响个体参与社会保险的决策，否则，该变量也应该作为解释变量放入到模型中。遵循秦雪征等人的思路，本文选取受访者所在调查样本点所属人群的平均工资作为个体工资的工具变量。<sup>[27]</sup> 调查样本点所属人群的平均工资与劳动者个体的工资高度相关。但是作为地区层面的变量，调查样本点所属人群的平均工资对于个体是否参加社会保险，则具有一定的外生性，当其他条件例如工作性质保持不变时，调查样本点所属人群的平均工资很难对个体是否参加社会保险产生直接影响。因此调查样本点所属人群的平均工资是一个较为理想的工具变量。表 4 是流动人口参加社会保险的工具变量 IVProbit 模型回归结果。内生性检验 (Wald) 的结果表明，所有模型均存在严重的内生性问题，如果使用普通的 Probit 模型进行实证检验，则估计结果将是

偏的。将表 4 与表 3 进行比较，度量地域和户籍类型的 3 个虚拟变量，其显著度没有发生变化，但是回归系数的绝对值有了一定幅度的提高，这表明如果使用普通的 Probit 模型进行估计，将低估劳动力参加社会保险的区域分割效应和城乡分割效应。<sup>[28]</sup>

模型五和模型六分别是外来农民工与本地农民工、外来工人与本地工人，在参加社会保险时是否存在区域分割效应的检验。模型七为本地农民工与本地工人，在参加社会保险时是否存在城乡分割效应的检验。模型八是不同人群参加社会保险的差异检验。相对于外来农民工，本地农民工参加养老保险和医疗保险的概率分别高出 110% 和 62% (模型五)。而相对于外来工人，本地工人参加养老保险和医疗保险的概率分别高出 105% 和 88% (模型六)。这些结果表明劳动者参加社会保险存在显著的区域分割效应。模型七的结果表明，相对于本地农民工，则本地工人参加养老保险和医疗保险的概

表 4 流动人口参加社会保险的城乡分割效应和区域分割效应 IVProbit 模型回归结果

变量名	模型五		模型六		模型七		模型八	
	本地农民工与 外来农民工		本地工人与 外来工人		本地工人与 本地农民工		全部样本	
	养老	医疗	养老	医疗	养老	医疗	养老	医疗
身份 (对照组: 外来工人)								
外来农民工	—	—	—	—	—	—	-0.54*** (0.04)	-0.45*** (0.04)
本地农民工	1.10*** (0.06)	0.62*** (0.05)	—	—	—	—	0.52*** (0.06)	0.24*** (0.06)
本地工人	—	—	1.05*** (0.06)	0.88*** (0.06)	0.83*** (0.07)	0.76*** (0.07)	0.95*** (0.06)	0.66*** (0.05)
男性	0.17*** (0.03)	0.18*** (0.03)	-0.02 (0.05)	-0.06 (0.05)	-0.06 (0.07)	-0.10 (0.06)	0.13*** (0.03)	0.12*** (0.03)
年龄	0.00 (0.01)	-0.01 (0.01)	0.03 (0.02)	-0.02 (0.02)	0.04* (0.02)	0.02 (0.02)	-0.02** (0.01)	-0.00 (0.01)
年龄平方	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00* (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00** (0.00)	0.00 (0.00)
教育	0.02 (0.03)	0.06** (0.03)	0.06 (0.04)	0.04 (0.04)	0.05 (0.05)	0.01 (0.05)	0.09*** (0.02)	0.07*** (0.02)
教育平方	0.01*** (0.00)	0.00* (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
已婚	0.36*** (0.04)	0.30*** (0.04)	0.02 (0.06)	0.06 (0.06)	0.02 (0.08)	-0.01 (0.08)	0.24*** (0.03)	0.21*** (0.03)
签订合同	1.15*** (0.03)	1.10*** (0.03)	0.93*** (0.06)	0.86*** (0.06)	0.72*** (0.06)	0.70*** (0.06)	1.12*** (0.03)	1.08*** (0.03)
工资	0.24*** (0.07)	0.31*** (0.06)	0.12 (0.09)	0.43*** (0.09)	0.05 (0.13)	0.20 (0.13)	0.19*** (0.05)	0.11** (0.05)
企业 (对照组: 国有企业)								
个体工商户	-0.68*** (0.06)	-0.51*** (0.05)	-0.44*** (0.10)	-0.41*** (0.09)	-0.43*** (0.11)	-0.52*** (0.11)	-0.55*** (0.05)	-0.44*** (0.05)
私营企业	-0.51*** (0.05)	-0.40*** (0.04)	-0.09 (0.06)	-0.14** (0.06)	-0.30*** (0.08)	-0.33*** (0.07)	-0.33*** (0.04)	-0.31*** (0.03)
外商企业	0.18*** (0.05)	0.27*** (0.05)	0.46*** (0.09)	0.12 (0.09)	0.42** (0.18)	0.28* (0.17)	0.34*** (0.04)	0.33*** (0.04)

续前表

变量名	模型五		模型六		模型七		模型八	
	本地农民工与外来农民工		本地工人与外来工人		本地工人与本地农民工		全部样本	
	养老	医疗	养老	医疗	养老	医疗	养老	医疗
其他企业	-0.65*** (0.12)	-0.62*** (0.12)	0.03 (0.13)	0.11 (0.12)	0.04 (0.13)	-0.06 (0.12)	-0.34*** (0.09)	-0.35*** (0.08)
行业	是	是	是	是	是	是	是	是
城市	是	是	是	是	是	是	是	是
对数似然值	-15.792	-16.231	-6.027	-5.987	-5.217	-5.282	-22.049	-22.432
Wald	0.0000	0.0000	0.0078	0.0000	0.0000	0.0000	0.0003	0.0388
N	5456	5456	3010	3010	3828	3828	8466	8466

说明：表中报告了边际效应值 (dF/dx)，括号内为标准差；\*\*\*，\*\*和\*分别表示在1%，5%和10%的统计水平上显著。为节省篇幅，没有报告外来工人与外来农民工样本的计量结果，若需要向笔者索取。

率分别高出83%和76%，劳动者参加社会保险存在显著的城乡分割效应。模型五和模型六的身份虚拟变量的系数值，均高于模型七相应的身份虚拟变量的系数值，表明劳动力参加社会保险的区域分割效应大于城乡分割效应。

模型八的结果显示，相对于外来工人，则外来农民工、本地农民工和本地工人参加养老保险的概率分别高出-54%，52%和95%，而参加医疗保险的概率分别高出-45%，24%和66%。因此，不同户籍和地域的劳动者参加社会保险的概率，由高至低依次为本地工人、本地农民工、外来工人和外来农民工。在本文的描述性统计中，外来工人参加养老保险和医疗保险的比率，虽然低于本地工人的参保比例，但是高于本地农民工的参保比率。然而在计量估计结果中，当控制了劳动者的个体特征和就业特征等之后，外来工人参加社会保险的概率显著低于本地农民工，这正是区域分割的重要体现。大量文献表明，外来工人的劳动技能优于本地农民工。<sup>[8][9][29]</sup>如果外来工人参加社会保险受到的区域歧视较为严重，外来工人的参保概率低于本地农民工，则不利于吸引高质量的外来城镇劳动力，无助于提高城市化的质量和推动城市的经济社会发展。

模型八中其他一些变量的结果也值得关注。男性

的参保状况好于女性，年龄越大则不利于参加社会保险。教育水平较高的劳动力，获取各项社会保险的概率也应该随之增加。作为重要的人力资本，良好的教育水平能够提高劳动者适应现代企业生产的能力，增强了劳动者个体在劳动力市场上的谈判地位，有助于劳动者获得社会保险。相对于没有签订工作合同，则签订工作合同显著提高了各类劳动者参加养老保险和医疗保险的概率。这是因为签订工作合同，劳动者的各项权益能够受到法律的严格保护，提高了各类务工人员参保的概率。工资水平正向影响劳动者参加养老保险和医疗保险。企业所有制性质虚拟变量的结果表明，相对于国有企业，则位于个体工商企业和私营企业就业的劳动者，参加养老保险和医疗保险的概率较低，而位于外资企业就业的劳动者，参加养老保险和医疗保险的概率较高。

### 五、结论与建议

利用国家卫计委2010年12月进行的流动人口调查数据，本文研究了城乡分割和区域分割对城市外来流动人口参加社会保险的影响。利用工具变量法的IVProbit模型进行回归估计，尝试解决劳动者的工资与参加社会保险之间的内生性问题，提高了估计结果的可靠性。研究结果发现：第一，外来



流动人口参加社会保险存在严重的城乡分割和区域分割效应。无论养老保险还是医疗保险,外来农民工的参保概率均显著低于本地农民工,外来工人的参保概率都显著低于本地工人,并且本地农民工的参保概率显著低于本地工人。第二,区域分割效应大于城乡分割效应。本地工人和本地农民工的参保概率,大幅度高于外来工人和外来农民工的参保概率。第三,若不解决工资与社会保险参保之间的内生性问题,则将低估外来流动人口参加社会保险的城乡分割效应和区域分割效应。

本文的研究发现具有重要的政策含义。为了提高城市化的质量,建设全国统一的劳动力市场,本文建议采取以下措施:首先,应该将消除区域分割作为提高城市外来流动人口社会保障的工作重心。

由于我国城乡之间社会经济差距较大,农民工的知识结构和专业技能都无法完全满足城镇劳动力市场的需要,农民工也无法及时了解城镇劳动力市场的用工信息等。我国即使改革户籍制度,农民工在城镇劳动力市场的不利地位在短期内也难以彻底扭转。而通过政府的努力,则可以消除区域分割对外来劳动力造成的不良影响。一方面,要尽快提高包括养老保险和医疗保险在内的各项社会保险的统筹层次,另一方面,要加快实现各项社会保险手续的跨区域转移接续。其次,应该加强外来工人的社会保障建设。长期以来,各级政府外来人口的政策设计往往仅局限于农民工,而忽略了外来工人的社会保障。最后,应该严格落实新《劳动合同法》的实施,加强外来流动人口的社会保障。

#### 参考文献

- [1] 国家统计局. 2013年国民经济和社会发展统计公报 [EB/OL]. [http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201402/t20140224\\_514970.html](http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201402/t20140224_514970.html), 2014-12-26.
- [2] 中国发展研究基金会. 2010中国发展报告 [M]. 北京: 中国统计出版社, 2010.
- [3] 李艳艳. 制度利益视角下的流动人口社会保障困境研究 [J]. 社会保障研究, 2013, (2).
- [4] Z Cheng, I Nielsen, R Smyth. Access to Social Insurance in Urban China: A Comparative Study of Rural-urban and Urban-urban Migrants in Beijing [J]. Habitat International, 2014, (41).
- [5] 刘亮, 章元, 李韵. 农民工地域歧视与就业机会研究 [J]. 统计研究, 2012, (7).
- [6] R Smyth, I Nielsen, X Qian. What Determines Employer Willingness to "Top up" Social Insurance: Evidence from Shanghai's 25 plus X Scheme [J]. International Journal of Manpower, 2009, 30 (6).
- [7] 向书坚, 李芳芝, 李超. 区域分割下农民工收入差距的回归分解 [J]. 统计研究, 2014, (2).
- [8] 谢桂华. 中国流动人口的人力资本回报与社会融合 [J]. 中国社会科学, 2012, (4).
- [9] 章元, 王昊. 城市劳动力市场上的户籍歧视与地域歧视 [J]. 管理世界, 2011, (7).
- [10] 程名望, 史清华, 顾梦蛟. 农民工城镇就业满意度及其影响因素: 模型与实证 [J]. 经济理论与经济管理, 2013, (5).
- [11] 侯力. 从城乡二元结构到城市二元结构及其影响 [J]. 人口学刊, 2007, (5).
- [12] 朱玲. 中国社会保障体系的公平性与可持续研究 [J]. 中国人口科学, 2010, (5).
- [13] 中国社会科学院社会保障课题组. 多轨制社会养老保障体系的转型路径 [J]. 经济研究, 2013, (12).
- [14] 柯卉兵. 中国社会保障财政支出的地区差异问题分析 [J]. 公共管理学报, 2009, (1).
- [15] 郭菲, 张展新. 农民工新政下的流动人口社会保险: 来自中国四大城市的证据 [J]. 人口研究, 2013, (3).
- [16] I Nielsen, C Nyland, R Smyth, M Zhang. Migration and the Right to Social Security: Perceptions of Off-farm Migrants' Rights to Social Insurance in China's Jiangsu Province [J]. China & World Economy, 2007, (15).
- [17] 宋马林, 杨杰, 杨彤. 社会保障体系完善与社会经济可持续发展——基于城乡差异和区域差距视角的统计分析 [J]. 公共管理学报, 2010, (2).
- [18] 杨燕绥. 中国社会保障法律体系的构想 [J]. 公共管理学报, 2004, (1).
- [19] 张展新. 从城乡分割到区域分割——城市外来人口研究新视角 [J]. 人口研究, 2007, (6).
- [20] 张展新, 高文书, 侯慧丽. 城乡分割、区域分割与城市外来人口社会保障缺失 [J]. 中国人口科学, 2007, (6).

- [21] 寇恩惠, 刘柏惠. 城镇化进程中农民工就业稳定性及工资差距 [J]. 数量经济技术经济研究, 2013, (7).
- [22] J. Knight, R. Gunatilaka. Great Expectations? The Subjective Well-being of Rural-urban Migrants in China [J]. World Development, 2010, (38).
- [23] 王冉, 盛来运. 中国城市农民工社会保障影响因素实证分析 [J]. 中国农村经济, 2008, (9).
- [24] 王震. 乡城流动工人医疗保险覆盖率及其影响因素的经验分析 [J]. 中国人口科学, 2007, (5).
- [25] 王震. 农民工养老保险的覆盖率: 传统保障还起作用吗 [J]. 兰州商学院学报, 2010, (5).
- [26] W. Green. Econometric Analysis [M]. New Jersey: Prentice Hall, 2007.
- [27] 秦雪征, 周建波, 辛奕, 庄晨. 城乡二元医疗保险结构对农民工返乡意愿的影响 [J]. 中国农村经济, 2014, (2).
- [28] 程杰. 养老保障的劳动供给效应 [J]. 经济研究, 2014, (10).
- [29] 姚先国, 赖普清. 中国劳资关系的城乡户籍差异 [J]. 经济研究, 2004, (7).

(责任编辑: 刘舫舸)

## URBAN-RURAL DIVISION, REGIONAL SEGMENTATION AND INSUFFICIENT ACCESS OF SOCIAL SECURITY ENTITLEMENT OF CHINA'S MIGRANT WORKERS

QIN Li-jian<sup>1</sup> WANG Zhen<sup>2</sup> GE Yu-hao<sup>3</sup>

- (1. Finance and Public Administrative School, Anhui University of Finance and Economics;  
2. Institute of Economics, Chinese Academy of Social Sciences;  
3. School of Labor and Human Resources, Renmin University of China)

**Abstract:** The purpose of this paper was to examine the effect of urban-rural division and regional segmentation on the social security access of China's migrant workers. The data collected by the China's National Health and Family Planning Commission in December 2010. The instrumented IVProbit model was adopted to solve the endogeneity problem between wage and participation in social insurance of the workers. We found that there existed serious effects of urban-rural division and regional segmentation on the access to social insurance for the migrant workers. The level of effect of the regional segmentation was higher than that of the urban-rural division. Furthermore, both the effects of urban-rural division and regional segmentation would be lower estimated if the endogeneity problem was not solved.

**Key words:** migrant workers; social security; IVProbit Model