

外出农民工城镇社保参与率的性别差异*

——基于扩展的 Blinder-Oaxaca 分解

吴彬彬

摘要：劳动力市场上的性别差异问题目前仍然是政府和学界关注的一个重点。在城镇劳动力市场中，外出农民工处于劣势地位，尤其是女性外出农民工。本文使用 2011 年和 2016 年流动人口动态监测调查数据分析外出农民工社会保障参与率的性别差异及其影响因素。在 2011 年，男性外出农民工的“三险”“五险”和“五险一金”的参与率均低于女性。到了 2016 年，外出农民工整体城镇社保参与率有所提高，且性别差异呈现缩小趋势。“社保选择模型”揭示了男性的参保倾向较低，使得女性社保参与率比男性高，但是，扩展的 Blinder-Oaxaca 分解进一步证实就业特征的差异（女性处于弱势）使得社保参与率的性别差异显著缩小。

关键词：外出农民工 社会保障差异 扩展的 Blinder-Oaxaca 分解

中图分类号：C979 **文献标识码：**A

一、引言

2017 年农民工总量达到 28652 万人，其中，外出农民工 17185 万人，比上年增长 1.5%^①。外出农民工的人数持续增加，他们成为了城镇重要的就业群体。与 20 世纪 90 年代相比，农民工的总体经济状况有了一定的改善，但其在收入、就业、社会保障等方面仍然存在不足，他们在城镇的社会融合程度和市民化程度仍是一个突出的问题（李实，2014）。一方面，外出农民工被分割在次级劳动力市场，就业行业、职业较为集中。他们大多数从事的是偏体力型职业，且处于较低层次的就业状态。因此，外出农民工的就业权益往往得不到保障，没有签订劳动合同、工作时间较长、工资低等

*本文研究受到广东省自然科学基金项目“户籍制度改革背景下的劳动力市场户籍歧视问题研究”（项目编号：2016A030310297）、广东省普通高校青年创新人才类项目“户籍制度改革背景下劳动力市场户籍歧视的演变与测算”（项目编号：2015WQNCX043）的资助。感谢匿名审稿专家提出的专业、细致的修改意见，当然，作者文责自负。

^①参见《2017 年全国农民工监测调查报告》，http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201804/t20180427_1596389.html。农民工指户籍仍在农村，在本地从事非农产业或外出从业 6 个月及以上的劳动者；外出农民工指在户籍所在乡镇地域外从业的农民工。

现象较为严重（罗俊峰，2015）。另一方面，虽然外出农民工参加社会保障的水平有所提高，但总体水平仍然较低^①。2014年外出农民工参加工伤保险的比例不足30%，参加养老保险和医疗保险的比例不足20%，参加失业保险、生育保险和住房公积金的比例基本低于10%^②。在2006年，中央一号文件提出“逐步建立务工农民社会保障制度，依法将务工农民全部纳入工伤保险范围，探索适合务工农民特点的大病医疗保障和养老保险办法”^③。总体上，外出农民工群体仍存在参保比例过低、退保率过高、制度结构混乱等问题（杨菊华，2013）。2003年以来，在农民工工资逐年上涨，经济增长趋缓的宏观经济背景下（蔡昉，2010），外出农民工参加城镇社会保障的状况更加值得关注。

劳动力市场上的性别差异问题目前仍然是政府和学界关注的一个重点。2019年2月21日，人力资源社会保障部、教育部等九部门联合发布《关于进一步规范招聘行为促进妇女就业的通知》^④。2017年外出农民工中女性占比达到31.7%^⑤。年轻的中国女性越来越渴望获得更好的教育机会、自主权、城市经历、现代化的更好的城市生活（Qin et al., 2016）。但是，外出农民工在城镇劳动力市场中处于劣势地位，尤其是女性外出农民工。比如，与男性外出农民工相比，女性的就业机会和工资收入潜力要低得多（Meng, 1998; Qin et al., 2016）。这种现象可以用职业的性别隔离来解释。1992年，Edgeworth（1992）初步提出了“拥挤假说”，Bergmann（1974）将此假说作了形式化处理，认为某一种特殊的劳动力市场结构会产生职业的性别隔离。由于某些职业存在着对女性的歧视，女性只能选择少数对女性开放的职业。女性劳动者的大量供给压低了这些职业的工资水平。以“拥挤假说”为基础，部分学者进一步研究了中国外出农民工的性别工资差异问题。Meng（1998）利用1995年济南的农民工调查数据，发现部门间的性别职业分布差异对外出农民工的性别差异的贡献率达到20.7%。朱梦冰（2016）利用2005年全国1%人口抽样调查和2012年流动人口监测调查数据分析发现，2005~2012年外出农民工的性别收入差距不断扩大。其中行业、职业与所有制分布差异的贡献率也在逐步扩大，2012年行业分布差异的贡献率达到33.02%。由于企业在支付工资以外，还需要为雇员支付额外的社会保障费用，企业的总劳动成本（雇佣劳动力的所有支出）通常显著高于雇员的总工资（李实等，2017）。那么外出农民工的就业（职业、行业、所有制）分布的性别差异，既会

^①本文研究对象为外出农民工的城镇社保参保率，而未考虑外出农民工在农村老家的社保参与率状况。虽然“新农合”“新农保”（以及改革后的城乡居民基本医疗保险、基本养老保险）已经实现制度性全覆盖，但城镇社保的缴费水平和待遇水平都高于居民医保（封进等，2018），当前的社保体系存在城乡分割性、转移接续困难、受制于政府财力等重要缺陷（章莉等，2017）。单独研究外出农民工在城镇的社会保障具有一定现实意义。

^②参见《2014年全国农民工监测调查报告》，http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201504/t20150429_797821.html。

^③参见《中共中央国务院关于推进社会主义新农村建设的若干意见》，http://www.gov.cn/gongbao/content/2006/content_254151.htm。

^④参见《关于进一步规范招聘行为促进妇女就业的通知》，http://www.mohrss.gov.cn/SYrlzyhshbzb/jiuye/zcwj/201902/t20190221_310707.html。

^⑤参见《2017年全国农民工监测调查报告》，http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201804/t20180427_1596389.html。

影响工资水平的性别差异，也会影响城镇社保参与率的性别差异。

总体上，外出农民工的城镇社会保障水平提升不明显，大部分人仍被排斥在城镇社会保障体系之外（林李月、朱宇，2009；秦立建、陈波，2014）。但是与工资的性别差异（即女性外出农民工的平均工资水平低于男性）相比，在外出农民工社保参与率的性别差异方面，存在一些不同的发现：性别对受雇的外出农民工是否享受城镇职工医疗保险有一定影响，且女性外出农民工享有城镇职工医疗保险的可能性比男性大（罗俊峰，2015）；就业的流动人口的性别差异明显，女性的养老保险、医疗保险、失业保险和生育保险参保率高于男性，男性参加工伤保险和住房公积金比例高于女性（阳玉香等，2017）。外出农民工城镇社保参与率的性别差异有多重原因：一方面，外出农民工在就业分布上存在一定的性别差异。以利润最大化为目标的企业在根本上就具有不遵守《劳动合同法》的动机（章莉等，2017）。另外，外出农民工就业的高迁移率和多样性，使得传统的养老保险制度只能涵盖从事正规就业的农民工（Nan，2016）。而由于性别的就业隔离的存在，男性外出农民工进入正规就业的比例更高。另一方面，外出农民工关于城镇社保的主观选择倾向存在一定的性别差异。比如，梁兰、高剑宁（2007）认为女性农民工的风险偏好较低，男、女农民工对于社保权利可能持有不同的观点（Nielsen et al., 2007）。另外，大部分农民工的工资都比较低，工作又缺乏稳定性，若再从微薄的薪水里抽出一部分缴纳现在得不到任何实惠的社保，他们是不愿意的（俞洋，2014）。那么，在同样的就业岗位内部，外出农民工选择参加城镇社保是有成本的（男性外出农民工的工资更高，缴费成本更大），而且女性的风险偏好更小，这样就会导致女性外出农民工主观选择城镇社保的可能性更大。

本文使用 2011 年和 2016 年中国流动人口动态监测调查数据，对外出农民工城镇社保参与率的性别差异及其影响因素进行研究。本文的创新点主要在于：一方面，学界较多地关注外出农民工工资的性别差异，但对于社保的性别差异及变化问题较少涉及，本文在这方面进一步补充。另一方面，本文使用扩展的 Blinder-Oaxaca 方法，针对 Logit 模型进行组间差异分解，对外出农民工城镇社保参与率的性别差异的原因进行综合分析。最终，本文目的在于验证三个问题：第一，已有文献表明外出农民工的社保参与率存在性别差异，那么社保参与率的性别差异呈现怎样的跨期变化？第二，外出农民工城镇社保参与率的性别差异是否会受到各项特征、参保倾向差异的影响？第三，外出农民工的各项特征、参保倾向差异如何影响城镇社保参与率性别差异的跨期变化？

二、数据介绍和描述统计

（一）数据介绍

本文使用 2011 年和 2016 年中国流动人口动态监测调查数据（China Migrants Dynamic Survey，

CMDS)^①。该调查于2009年在部分试点城市启动,2010年起正式开展,目前公开2010~2017年八年数据。在内容方面,调查个人问卷汇总表主要涉及基本人口学信息(年龄、性别、家庭结构)、就业状况、社会保障等内容。相比于其他现存数据,该数据样本量大、调查地域广、问卷信息丰富,而且该调查是基于农民工输入地,其获得的有关农民工就业和社会保障方面的信息更加准确,能较为客观和系统地反映出中国流动人口生存与发展的真实情况和其中存在的问题。

根据研究需要,本文限定样本为年龄在16~59周岁、农村户籍且在本县(市、区)以外的城镇从业6个月及以上^②、就业身份为受雇状态的雇员^③。删除信息错误或相关变量缺失的个体,最终使用的CMDS2011和CMDS2016外出农民工样本量分别为24440个和36862个。

(二) 变量选择

本文的研究对象是外出农民工在城镇的社会保障状况,不包括在老家(户籍地)享受的社会保障。本文的社会保障状况指“五险一金”的参保情况(参保=1,未参保=0):医疗保险、养老保险、工伤保险、失业保险、生育保险、住房公积金^④。为了进一步考察外出农民工在城镇的整体社会保障,选取了三个综合指标:“三险”(养老保险、医疗保险、失业保险)、“五险”和“五险一金”。

外出农民工的社会保障水平会受到人口特征的影响(章莉等,2017)。农民工的外出务工年限、就业行业、就业单位性质、月工资和就业地域也影响其是否享受城镇职工医疗保险(罗俊峰,2015)。Nielsen et al.(2007)同样强调企业的所有制结构会影响农民工的福利水平。比如,与国有部门相比,非国有企业往往只为关键的农民工缴纳社会保险费。据此,本文选取了外出农民工的个人特征(年龄、婚否、民族、教育)、就业特征(所有制、行业、职业、劳动合同和月收入^⑤)和流动特征(本

^①中国流动人口动态监测调查是由原国家卫生计生委及其前身之一的国家人口计生委组织实施。2010年调查地区没有覆盖31个省(区、市)和新疆生产建设兵团;2013年数据缺乏落户意愿相关问题;2012年、2015年和2017年数据只包含医疗保险;2014年数据没有区分各项社会保障的参与地(本地、老家)。最终,本文选择2011年和2016年两年数据。

^②2011年和2016年流动人口动态监测调查数据中包括农村户籍的流动人口(其中就业者与国家统计局关于“外出农民工”的定义较为一致)和城镇户籍的流动人口。

^③从社会保障的政策要求来看,受雇农民工的社会保障的覆盖面更能够反映该政策的执行力度(李实,2016)。

^④2016年4月,政府将生育保险和医疗保险合并,“五险一金”变为“四险一金”(章莉等,2017)。不过本文为了与已有文献结论进行对比,仍然采取“五险一金”的做法。但是存在有些企业只给员工缴纳“三险”、“五险”的情形:一方面,“三险”原则上是要由个人以及企业共同缴纳;生育、工伤保险只要求企业出资缴纳,所以如果只缴纳“三险”,企业可以降低用工成本。另一方面,“一金”即住房公积金,国家没有强制要求企业为员工购买,而且“一金”的分量太重,很多小企业承担不了。

^⑤选取具有明显特征的部门来将服务业划分为高、低端服务业和其他服务业(陈斌开、陈思宇,2018),高端服务业包括金融业、技术研究行业,低端服务业包括交通运输业、批发零售业、餐饮住宿业;根据企业所有制性质,将不同的所有制部门划分为七类;根据不同职业的声望(李强,2012)和工作强度,将职业分成了六类。

地家庭规模、流动类型、本次流动时间、落户意愿、流入地区)作为社保参与率的影响因素(见表1)。

表1 变量分类表

变量	类别
年龄	年龄、年龄平方
婚否	已婚、未婚
民族	汉族、少数民族
教育	小学及以下、初中、高中、大专及以上
所有制	机关事业单位、国有企业、集体企业、个体工商户、私营企业、外资企业、其他企业
行业	农林牧渔业、采掘电煤水供应业、建筑业、制造业、低端服务业、高端服务业、其他服务业
职业	国家与社会管理者、专业技术人员、办事人员、商业服务业人员、生产类人员、其他职业
劳动合同	有固定期限合同、无固定期限合同、无合同
月工资	月工资
本地家庭规模	独自流动、有6岁及以下随迁子女、其他类型
流动类型	跨省流动、省内跨市、市内跨县
本次流动时间	1年及以下、1~3年、3(含)~5年、5(含)~10年、10年及以上
落户意愿	有、无
流入地区	东部、中部、西部、东北部

(三) 描述性统计

表2显示了2011年和2016年外出农民工的城镇社会保障状况^①。总体上,外出农民工的社保参保率水平较低,长期在低水平上徘徊^②。具体来说,2016年男、女外出农民工拥有“三险”、“五险”的比例不超过25%,单项最高的城镇养老保险参与率也低于36%。但是,外出农民工的社保参与率存在一定的性别差异。一方面,在2011年,男性外出农民工参加医疗、养老、失业保险和生育保险的比例只有30.13%、26.49%、16.50%和11.04%,均低于女性外出农民工。到了2016年,医疗、养老与失业保险参与率的性别差异呈现缩小趋势。综合指标“三险”、“五险”和“五险一金”比例的性别差异同样在减小^③。另一方面,男性外出农民工参加工伤保险和住房公积金的比例均高于女性,

^①表2中的社保参与率要高于国家统计局《2011年全国农民工监测调查报告》给出的监测数据,因为国家统计局公布的数据来自农民工输出地的调查,而这种调查难以准确收集到农民工在外就业和参保方面的信息(李实,2016)。

^②2011年女性外出农民工的医疗保险参与率为32.35%,高于2016年的31.49%。西部地区吸纳能力逐步增强,但与东部地区相比较,劳动市场发展完善程度和社保政策执行力度均会较弱。同时,后文数据也显示2011~2016年女性外出农民工在西部就业的比例上升了。这可能是女性外出农民工的医疗保险参与率略微下降的一个原因。当然,本文研究目标是外出农民工的整体社会保障状况,对于某一项具体的社保变化情形有待进一步探究。

^③为了使得社保参与率变化趋势的结论更加有可靠性,本文进一步利用CMDS2010(下半年)数据,比较了2010年和2016年外出农民工的城镇社会保障参与率的性别差异,发现“三险”、“五险”和“五险一金”比例的性别差异同样在减小。限于篇幅,相应表格并未列出。

并且差异在扩大。

表2 2011年和2016年外出农民工的城镇社会保障参与率 单位：%

	2011年			2016年		
	女性	男性	女性-男性	女性	男性	女性-男性
医疗保险	32.35	30.13	2.22	31.49	30.86	0.63
养老保险	28.99	26.49	2.50	35.74	35.65	0.09
工伤保险	28.48	29.91	-1.43	34.22	35.75	-1.52
失业保险	19.45	16.50	2.94	32.04	31.95	0.09
住房公积金	6.77	6.87	-0.11	14.91	16.23	-1.32
生育保险	17.13	11.04	6.08	30.40	26.61	3.79
“三险”	18.54	15.68	2.86	24.71	24.43	0.28
“五险”	14.36	9.94	4.42	22.90	20.78	2.12
“五险一金”	4.40	3.75	0.65	11.17	11.27	-0.10
样本数	10388	14052	—	16927	19935	—

表3进一步揭示了2011年和2016年外出农民工特征分布的性别差异。个人特征方面，男性外出农民工中高教育水平的比例较低。具体而言，2011、2016年男性外出农民工中“大专及以上学历”的比例比女性低出1.37、3.84个百分点。另外，女性外出农民工的平均年龄、已婚比例均低于男性，且差异显著^①，2011~2016年差异均呈现扩大的趋势。这表明更多的相对年轻、单身的女性农民工进入城镇劳动力市场。年轻的中国女性越来越渴望获得更好的教育机会、自主权、城市经历、现代化的城市生活（Qin et al., 2016）。

就业特征方面，首先，与女性外出农民工相比较，男性外出农民工较多地分布于“建筑业”，较少地分布于“低端服务业”；男性外出农民工中“商业服务业人员”的比例较低，“生产类人员”的比例较高；所有制分布的性别差异略小。其次，男性外出农民工的月工资要显著高于女性，2011年男性外出农民工的月工资均值达到2515元，到了2016年上升到3973元。最后，男、女外出农民工中“无合同”的比例均比较高，且没有明显的性别差异。

流动特征方面，男性外出农民工呈现相对偏向与家人一起流动、跨省流动较多、落户意愿较小的特点。首先，2016年男性农民工“独自流动”的比例降低了，且比女性低3.92个百分点。不过，女性农民工中带领6岁及以下子女外出打工的比例较少，这可能出于社会习俗、家庭分工等原因。其次，男性外出农民工中“跨省流动”的比例较多，2011年比女性高出1.82个百分点，在2016年这一差异进一步扩大到2.59个百分点。社会保险项目大多数统筹层次低，跨地区的转移接续非常困难，这会降低较多选择跨省流动的男性外出农民工的社保参与率（章莉等，2017）。最后，2011、2016

^①外出农民工平均年龄、已婚比例的性别差异较小。于是，本文进一步采用双样本 t 检验， p 值均为0.0000，外出农民工平均年龄、已婚比例的性别差异在统计上显著。

外出农民工城镇社保参与率的性别差异

年女性外出农民工中有落户意愿的比例较高，比男性高出 1.47、2.59 个百分点^①。这表明女性外出农民工选择本地社保的倾向性可能较大。

表 3 2011 年和 2016 年外出农民工特征分布的性别差异 单位：%

	2011 年			2016 年		
	女性	男性	女性-男性	女性	男性	女性-男性
年龄（年）	29.78	32.46	-2.68	31.33	34.05	-2.71
已婚	62.32	68.94	-6.61	69.39	76.06	-6.67
汉族	93.97	93.59	0.39	92.83	93.08	-0.25
小学及以下	14.37	12.82	1.56	12.00	9.60	2.40
初中	51.86	56.84	-4.98	40.67	46.77	-6.10
高中	26.15	24.09	2.06	26.07	26.22	-0.14
大专及以上	7.62	6.26	1.37	21.26	17.42	3.84
机关事业单位	3.30	2.65	0.65	4.14	2.93	1.20
国企	4.18	8.48	-4.30	6.11	9.67	-3.56
集体企业	2.55	3.43	-0.88	1.39	1.76	-0.37
个体工商户	26.40	21.46	4.94	27.67	20.67	7.00
私营企业	45.49	48.34	-2.85	41.77	44.95	-3.18
外企	13.63	7.61	6.02	7.48	6.14	1.34
其他企业	4.45	8.04	-3.59	11.44	13.88	-2.44
农林牧渔	0.91	1.17	-0.26	2.10	2.43	-0.32
采掘电煤水供应	0.39	4.36	-3.97	0.68	3.69	-3.01
建筑	3.42	19.26	-15.84	3.24	14.1	-10.86
制造业	29.47	24.57	4.89	18.57	21.30	-2.74
低端服务业	33.45	26.66	6.79	38.71	27.31	11.40
高端服务业	2.42	3.20	-0.79	4.57	5.31	-0.74
其他服务业	29.94	20.77	9.17	32.12	25.85	6.27
国家与社会管理者	0.25	0.39	-0.14	0.47	0.44	0.03
专业技术人员	6.42	13.40	-6.98	8.36	13.81	-5.45
办事人员	5.62	3.57	2.06	3.37	1.78	1.60
商业服务业人员	54.61	34.71	19.90	63.12	43.15	19.97
生产类人员	27.02	41.00	-13.98	20.59	37.42	-16.82
其他职业	6.07	6.94	-0.86	4.08	3.41	0.67
有固定期限合同	41.84	37.75	4.08	46.61	45.93	0.68
无固定期限合同	13.69	14.13	-0.44	13.99	15.38	-1.39

^①男、女外出农民工中有落户意愿的比例较小。本文进一步采用双样本 t 检验，2011、2016 年检验的 p 值分别为 0.0198、0.0000，外出农民工落户意愿的性别差异在统计上显著。本文此处结论也与李飞、钟涨宝（2016）一致，即女性农民工永久迁移（落户）意愿较高。

外出农民工城镇社保参与率的性别差异

无合同	44.47	48.12	-3.65	39.4	38.69	0.71
月工资(元)	1860	2515	-655	2948	3973	-1024
独自流动	42.86	40.02	2.83	32.42	28.50	3.92
有6岁及以下随迁子女	12.90	18.28	-5.38	13.89	19.03	-5.14
其他类型	44.24	41.70	2.55	53.70	52.47	1.22
跨省流动	46.30	48.12	-1.82	41.67	44.26	-2.59
省内跨市	34.00	32.82	1.18	39.58	38.06	1.52
市内跨县	19.70	19.06	0.64	18.75	17.68	1.07
1年及以下	14.20	12.45	1.75	12.15	10.35	1.79
1~3年	36.98	36.07	0.92	32.09	29.25	2.84
3(含)~5年	17.91	16.67	1.23	18.77	18.47	0.30
5(含)~10年	19.50	20.03	-0.52	23.13	24.32	-1.20
10年及以上	11.41	14.78	-3.37	13.87	17.61	-3.74
有落户意愿	39.67	38.20	1.47	36.40	33.80	2.59
东部	47.38	41.08	6.30	44.12	42.00	2.12
中部	15.66	14.89	0.77	16.52	16.50	0.03
西部	28.86	34.30	-5.44	30.43	32.64	-2.21
东北部	8.10	9.72	-1.63	8.93	8.86	0.07

外出农民工特征分布的性别差异与社会保障参保率的性别差异之间有一定的联系。如表4所示,其给出了2011年和2016年外出农民工行业分布下的“三险”参与率。如上所述,与女性外出农民工相比较,男性外出农民工较多地分布于“建筑业”,较少地分布于“低端服务业”。而在行业内部,外出农民工的社保参与率也存在性别差异。在“建筑业”中,女性外出农民工的“三险”比例高于男性,在2016年这一差异扩大到7.47个百分点;在“低端服务业”中,男性外出农民工的“三险”比例高于女性,在2016年这一差异同样扩大。综上所述,虽然男性外出农民工在建筑业拥有较低的“三险”参与率,但是其在“建筑业”就业的比例降低了;而女性外出农民工不仅在“低端服务业”拥有较低的“三险”参与率,且在“低端服务业”就业的比例增加了。这种就业特征分布差异变化部分揭示了外出农民工城镇社保参与率的性别差异及其缩小的趋势。

表4 2011年和2016年外出农民工行业分布下的“三险”参保率 单位:%

	2011年			2016年		
	女性	男性	女性-男性	女性	男性	女性-男性
农林牧渔业	6.32	12.12	-5.81	7.87	7.02	0.84
采掘电煤水供应业	19.51	18.27	1.24	35.65	37.09	-1.44
建筑业	6.20	3.36	2.83	16.58	9.11	7.47
制造业	31.79	29.60	2.19	38.94	42.22	-3.27
低端服务业	11.19	11.29	-0.10	16.21	16.73	-0.53
高端服务业	38.25	31.78	6.47	40.70	33.81	6.89
其他服务业	13.89	13.43	0.46	26.15	24.18	1.98

三、外出农民工社保参与率的影响因素

（一）社保选择模型

本文社保参与率的差异主要指“三险”、“五险”和“五险一金”参保率的差距。下面仅以“三险”为例介绍。个体是否拥有“三险”的概率选择模型如下：

$$y_i = F(Z_i\delta) \quad (1)$$

(1) 式中，个体*i*是否拥有“三险”是二元虚拟变量：有（ $y_i=1$ ）和无（ $y_i=0$ ）。影响“三险”选择的个人禀赋因素为 Z_i （包括个人特征、就业特征和流动特征）。 δ 是影响“三险”选择的估计系数。本文使用 Logit 模型估计“三险”选择的分布概率：

$$p_i = Pr(y_i = 1 | Z_i) = \frac{\exp(Z_i\delta)}{1 + \exp(Z_i\delta)} \quad (2)$$

(2) 式中估计量 δ 并非边际效应，某个自变量对结果可能性的边际效应为 $\partial Pr(y_i = 1) / \partial x_i$ 。本文报告平均边际效应，它表示自变量变化一个单位时，参保的绝对可能性将会变化多少。

（二）估计结果

表 5 揭示了 2016 年外出农民工社保参与率的平均边际效应^①。个人特征方面，对女性外出农民工而言，年龄每增加 1 岁，“三险”、“五险”和“五险一金”的参保率分别显著增加 2.04%、1.89% 和 1.09%，而相应男性参保率增加值要较低。从人力资本角度而言，女性的预期职业生涯短于男性（Becker, 2010），而描述性统计也显示女性外出农民工的平均年龄较小。在这种情形下，女性外出农民工极有可能比男性具有更高的社保参与倾向。

以“小学及以下”为参照组，“高中及以上”人群的各项社保参与率水平显著较高，对于女性外出农民工而言，这种正效应更大。具体而言，“大专及以上”的女性外出农民工参加“三险”、“五险”和“五险一金”的可能性增加 10.99%、10.77% 和 8.53%。这一方面可能是教育水平越高的外出农民工越能够意识到社保的重要性，另一方面也可能是由于教育水平影响了外出农民工的就业，从而影响了外出农民工社会保障的可获得性。这表明教育程度越高，越有利于提高自身在劳动力市场的谈判能力，对自己利益的诉求能力越强，从而能够获得较好的社会保障。而且受过较高教育的女性外出农民工可以在劳动中更好地维护自身的合法权益（宋月萍、霍华德，2013）。

就业特征方面，以“私营企业”为参照组，女性外出农民工就业于“个体工商户”的“三险”、“五险”和“五险一金”的参保率平均要低 12.10%、11.88% 和 10.48%，这一负效应比男性外出农民工更大。城镇社会保障的高缴费（占到企业用工成本的 30%~40%）一直被认为是企业的沉重负担（章莉等，2017）。个体经济利润率低，若为员工提供全面的社会保障，可能会对企业的生存与发

^①限于篇幅，以及 2011 年和 2016 年社保参与率平均边际效应没有太大差异，故仅汇报 2016 年的结果。

展造成一定的压力。另外，对于男性外出农民工而言，月收入水平越高，参保的可能性低于女性。提高流动人口的收入水平，进而提高流动人口的缴费能力，似乎是提高流动人口参保积极性和可能性的重要手段（章莉等，2017）。但是，对于参加养老保险、医疗保险和失业保险，外出农民工需要按照月收入承担一定的比例，收入越高，其缴纳的保险金也越多。虽然男性外出农民工的平均月收入水平比女性较高，但农民工收入整体上都比较低，工作又缺乏稳定性（男性外出农民工较多地从事建筑行业），若再从微薄的薪水里抽出一部分缴纳现在得不到任何实惠的社会保险，男性外出农民工会更加地不愿意。

流动特征方面，“有落户意愿”的女性外出农民工的“三险”、“五险”和“五险一金”的参保率平均提高 24.7%、19.9%和 17.1%，这种效应水平要高于男性。另外，以“1~3 年”的流动时间为参照组，在本地“5 年及以上”的女性外出农民工的社保参与率增加值也显著高于男性。女性外出农民工的风险偏好较低，她们有落户意愿的比例较高，也更加偏向于有社会保障。

表 5 2016 年外出农民工社保参与率的平均边际效应

	女性			男性		
	“三险”	“五险”	“五险一金”	“三险”	“五险”	“五险一金”
个人特征						
年龄	0.0204*** (0.0030)	0.0189*** (0.0030)	0.0109*** (0.0031)	0.0132*** (0.0026)	0.0106*** (0.0029)	0.0050* (0.0028)
年龄平方	-0.0003*** (0.0000)	-0.0003*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)	-0.0001** (0.0000)
已婚	0.0136 (0.0123)	0.0171 (0.0119)	0.0141** (0.0068)	0.0126 (0.0109)	0.0168 (0.0103)	0.0073 (0.0069)
汉族	0.0261 (0.0194)	0.0276 (0.0192)	0.0063 (0.0120)	0.0104 (0.0187)	0.0049 (0.0205)	-0.0021 (0.0121)
初中	-0.0723*** (0.0149)	-0.0669*** (0.0137)	-0.0290*** (0.0100)	-0.0672*** (0.0102)	-0.0697*** (0.0113)	-0.0490*** (0.0124)
高中或中专	0.0363*** (0.0080)	0.0405*** (0.0086)	0.0394*** (0.0064)	0.0516*** (0.0085)	0.0566*** (0.0079)	0.0457*** (0.0057)
大专及以上	0.1099*** (0.0090)	0.1077*** (0.0081)	0.0853*** (0.0074)	0.1167*** (0.0086)	0.1159*** (0.0096)	0.0997*** (0.0079)
就业特征						
机关事业单位	0.1150*** (0.0183)	0.0926*** (0.0187)	0.1039*** (0.0154)	0.1375*** (0.0192)	0.1100*** (0.0174)	0.1087*** (0.0175)
国企	0.1197***	0.1084***	0.1108***	0.1352***	0.0969***	0.1169***

外出农民工城镇社保参与率的性别差异

	(0.0120)	(0.0115)	(0.0108)	(0.0123)	(0.0123)	(0.0093)
集体企业	0.0166	0.0042	0.0452**	0.0358*	0.0334*	0.0621***
	(0.0216)	(0.0223)	(0.0188)	(0.0193)	(0.0175)	(0.0115)
个体工商户	-0.1210***	-0.1188***	-0.1048***	-0.1118***	-0.1025***	-0.0876***
	(0.0137)	(0.0137)	(0.0131)	(0.0192)	(0.0207)	(0.0166)
外企	0.0954***	0.0957***	0.0916***	0.0662***	0.0695***	0.0762***
	(0.0181)	(0.0169)	(0.0153)	(0.0174)	(0.0164)	(0.0141)
其他企业	0.0385***	0.0360***	0.0583***	0.0263**	0.0308***	0.0649***
	(0.0114)	(0.0113)	(0.0083)	(0.0125)	(0.0113)	(0.0080)
农林牧渔	-0.0615	-0.0379	-0.0417	-0.0882***	-0.0357	-0.0536*
	(0.0416)	(0.0417)	(0.0356)	(0.0339)	(0.0286)	(0.0300)
采掘电煤水供应	-0.0765**	-0.0741***	-0.0174	-0.0180	-0.0173	0.0108
	(0.0307)	(0.0261)	(0.0182)	(0.0241)	(0.0255)	(0.0165)
建筑	-0.0426**	-0.0432**	-0.0275*	-0.0702***	-0.0472***	-0.0457***
	(0.0179)	(0.0180)	(0.0149)	(0.0143)	(0.0101)	(0.0076)
制造业	0.0147	0.0190	-0.0076	0.0498***	0.0569***	0.0290***
	(0.0153)	(0.0162)	(0.0177)	(0.0178)	(0.0152)	(0.0113)
高端服务业	0.0012	0.0126	0.0199**	0.0020	0.0116	0.0256***
	(0.0148)	(0.0138)	(0.0097)	(0.0131)	(0.0113)	(0.0067)
其他服务业	-0.0123	-0.0066	-0.0086	-0.0031	0.0024	0.0064
	(0.0085)	(0.0087)	(0.0073)	(0.0107)	(0.0103)	(0.0065)
国家与社会管理者	0.0758*	0.0639*	0.0628**	0.0053	0.0062	0.0417
	(0.0402)	(0.0342)	(0.0266)	(0.0365)	(0.0379)	(0.0279)
专业技术人员	0.0170**	0.0264***	0.0358***	0.0420***	0.0323***	0.0502***
	(0.0087)	(0.0085)	(0.0100)	(0.0114)	(0.0100)	(0.0076)
办事人员	0.0381***	0.0497***	0.0386***	0.0392	0.0341	0.0330*
	(0.0115)	(0.0112)	(0.0110)	(0.0337)	(0.0270)	(0.0176)
生产类人员	0.0171	0.0234	0.0374***	0.0224*	0.0149*	0.0350***
	(0.0138)	(0.0149)	(0.0128)	(0.0122)	(0.0088)	(0.0081)
其他职业	-0.0239	-0.0213	-0.0119	-0.0089	-0.0075	0.0115
	(0.0189)	(0.0212)	(0.0128)	(0.0189)	(0.0163)	(0.0146)
有固定期限合同	0.3419***	0.3293***	0.2093***	0.3484***	0.3234***	0.1816***
	(0.0154)	(0.0160)	(0.0151)	(0.0149)	(0.0183)	(0.0161)

外出农民工城镇社保参与率的性别差异

无固定期限合同	0.1898*** (0.0178)	0.1918*** (0.0168)	0.1557*** (0.0172)	0.2440*** (0.0154)	0.2212*** (0.0168)	0.1491*** (0.0166)
月工资对数	0.0207** (0.0084)	0.0228** (0.0093)	0.0326*** (0.0079)	0.0209* (0.0108)	0.0173* (0.0100)	0.0227*** (0.0078)
流动特征						
有6岁及以下随迁子女	-0.0067 (0.0116)	-0.0076 (0.0104)	-0.0023 (0.0069)	0.0301* (0.0155)	0.0376*** (0.0132)	0.0184* (0.0099)
其他	-0.0105 (0.0116)	-0.0128 (0.0119)	-0.0051 (0.0078)	0.0177 (0.0123)	0.0228** (0.0100)	0.0098 (0.0095)
省内跨市	0.0430*** (0.0099)	0.0553*** (0.0117)	0.0224*** (0.0070)	0.0646*** (0.0108)	0.0704*** (0.0130)	0.0368*** (0.0080)
市内跨县	0.0167 (0.0192)	0.0191 (0.0215)	0.0163* (0.0098)	0.0196 (0.0211)	0.0187 (0.0248)	0.0046 (0.0136)
1年及以下	0.0050 (0.0085)	0.0072 (0.0083)	-0.0017 (0.0066)	-0.0022 (0.0115)	0.0057 (0.0124)	0.0017 (0.0078)
3(含)~5年	0.0104 (0.0082)	0.0154** (0.0073)	0.0082 (0.0061)	0.0101 (0.0103)	0.0087 (0.0092)	0.0062 (0.0069)
5(含)~10年	0.0272*** (0.0101)	0.0233*** (0.0088)	0.0119** (0.0059)	0.0159* (0.0095)	0.0169* (0.0093)	0.0174** (0.0073)
10年及以上	0.0562*** (0.0108)	0.0468*** (0.0118)	0.0243*** (0.0067)	0.0489*** (0.0111)	0.0362*** (0.0122)	0.0149 (0.0092)
有落户意愿	0.0247*** (0.0063)	0.0199** (0.0083)	0.0171*** (0.0040)	0.0216*** (0.0080)	0.0206** (0.0099)	0.0154*** (0.0047)
中部	-0.1031*** (0.0281)	-0.1039*** (0.0292)	-0.0440** (0.0187)	-0.0979*** (0.0359)	-0.0857** (0.0378)	-0.0373* (0.0213)
西部	-0.0707*** (0.0236)	-0.0720*** (0.0254)	-0.0359*** (0.0108)	-0.0706** (0.0277)	-0.0618** (0.0304)	-0.0264* (0.0140)
东北部	-0.0540* (0.0284)	-0.0657* (0.0384)	0.0190 (0.0249)	-0.0574** (0.0290)	-0.0602 (0.0379)	0.0143 (0.0239)
样本数	16927	16927	16927	19935	19935	19935

注：***、**、*表示估计结果在0.01、0.05、0.1的水平上显著；括号内的数字为省份层面的聚类标准误。

(三) 反事实估计

综上所述，一方面，女性外出农民工的个人、就业和流动特征与男性存在一定的差异性，比如

2011 年男性外出农民工较多地位于社保参与率较低的建筑业；就业分布的性别差异变化也部分解释了外出农民工城镇社保参与率差异存在缩小的趋势。另一方面，Logit 模型又揭示出男性参保倾向较低。但是无法综合考虑这些因素对于外出农民工社保参与率的性别差异及其趋势变化的影响。于是，本文进一步对女性外出农民工的社保参与率进行反事实估计（如表 6 所示）^①。

首先，如果女性和男性外出农民工的特征分布一致，那么 2011、2016 年女性预测的社保参与率水平基本上比实际水平高，该差异揭示了女性的参保倾向要高于男性。其次，2011 年女性预测的社保参与率水平要高于男性的实际水平，这可归结于男性外出农民工较多地位于社保参与率比较低的“建筑业”。最后，特征差异的变化解释了外出农民工城镇社保参与率性别差异存在缩小的趋势，假如控制参保倾向一致，2016 年女性预测的社保参与率水平要低于男性的实际水平。

表 6 女性外出农民工实际与反事实的社保参与率 单位：%

	2011 年			2016 年		
	女性实际	女性预测	男性实际	女性实际	女性预测	男性实际
“三险”	18.54	17.72	15.68	24.71	22.84	24.43
“五险”	14.36	11.94	9.94	22.90	19.62	20.78
“五险一金”	4.40	4.40	3.75	11.17	10.05	11.27

四、外出农民工社保参与率影响因素的贡献

如上所述，反事实估计仅初步验证描述性统计和 Logit 模型的结论。但是，所有特征分别在多大程度上对外出农民工社保性别差距产生了影响？本文继续对外出农民工社保性别差距进行分解。

（一）社保参与率差异的非线性分解

中外学者广泛使用经典的线性 Blinder-Oaxaca 方法（Blinder, 1973; Oaxaca, 1973）测度两类群体（男女、城乡）之间的收入差距问题。由于参保选择是离散变量，本文外出农民工社保参与率的性别差异的分解只能基于非线性的 Blinder-Oaxaca 模型（Sinning et al., 2008）。以参加“三险”为例，在非线性的情况下以条件期望的形式重新表述 Blinder-Oaxaca 分解得：

$$\bar{y}_m - \bar{y}_f = \{E_{\delta^f}(y_m | Z_m) - E_{\delta^f}(y_f | Z_f)\} + \{E_{\delta^m}(y_m | Z_m) - E_{\delta^f}(y_m | Z_m)\} \quad (3)$$

(3) 式中， m 代表男性， f 代表女性。 $E_{\delta^m}(y_m | Z_m)$ 为 y_m 的条件期望，表示男性可观测的“三险”参与率；而 $E_{\delta^f}(y_m | Z_m)$ 为男性在女性估计系数下的反事实情形。 $\bar{y}_m - \bar{y}_f$ 为外出农民工“三险”参保率的性别差异。(3) 式等号右侧的第一项表示源于特征（个人特征、就业特征和流动特征）差异的“三险”参保率差异，称为可解释部分；右侧的第二项表示源于方程估计系数差异（本

^①即可用下文中公式 $E_{\delta^m}(y_f | Z_f)$ 表示，其为女性外出农民工在男性外出农民工 Logit 模型估计系数下的参保率的反事实情形。具体做法：利用男性外出农民工社保选择的估计系数 δ^m 与女性外出农民工对应的各项特征 Z_f 反事实估计得到的各项社保参与率水平（Sinning et al., 2008）。章莉等（2016b）的“反事实小时收入”也通过同样方式得出。

文可以理解为社保参与倾向的差异)的“三险”参保率差异,称为不可解释部分。

但是非线性 Blinder-Oaxaca 分解还有另外一种表述方式:

$$\bar{y}_m - \bar{y}_f = \{E_{\delta^m}(y_m | Z_m) - E_{\delta^m}(y_f | Z_f)\} + \{E_{\delta^m}(y_f | Z_f) - E_{\delta^f}(y_f | Z_f)\} \quad (4)$$

以可解释部分为例,(3)式与(4)式的差异就体现在 δ^f 与 δ^m 的选择。这就是分解方法在运用中存在的指数基准选择难题。不过,Jann(2008)提供的全样本分解方法可以获得一个全样本系数 δ^* ,能够有效缓解Blinder-Oaxaca分解中的指数基准问题。

上述非线性的Blinder-Oaxaca模型只能计算总的可解释部分,但是并不能得到某一具体特征对社保参与率差异的贡献。本文进一步采用Fairlie(2005)提出的扩展的Blinder-Oaxaca分解^①。首先假设 $N_m = N_f$ ^②,特征 Z 中只存在两种特征 Z^A 和 Z^B ,利用全样本系数 δ^* ,本文可以将(3)式和(4)式的可解释部分表示为:

$$E_{\delta^*}(y_m | Z_m) - E_{\delta^*}(y_f | Z_f) = \frac{1}{N_f} \sum_{i=1}^{N_f} F(\hat{a}^* + Z_{mi}^A \hat{\delta}^{A*} + Z_{mi}^B \hat{\delta}^{B*}) - \frac{1}{N_f} \sum_{i=1}^{N_f} F(\hat{a}^* + Z_{fi}^A \hat{\delta}^{A*} + Z_{fi}^B \hat{\delta}^{B*}) \quad (5)$$

(5)式中, \hat{a}^* 为常数项的全样本估计系数。从而,首先获得特征 Z^A 的可解释贡献:

$$\frac{1}{N_f} \sum_{i=1}^{N_f} F(\hat{a}^* + Z_{mi}^A \hat{\delta}^{A*} + Z_{mi}^B \hat{\delta}^{B*}) - \frac{1}{N_f} \sum_{i=1}^{N_f} F(\hat{a}^* + Z_{fi}^A \hat{\delta}^{A*} + Z_{mi}^B \hat{\delta}^{B*}) \quad (6)$$

然后获得特征 Z^B 的可解释贡献:

^①一方面,尽管使用传统的线性Blinder-Oaxaca分解可以获得分项的贡献,但当参保差异主要落在分布的尾部或者在某些自变量差异比较大,这时候线性分解可能表现不佳(Fairlie, 2005; Fortin et al., 2011)。另一方面,李小瑛、赵忠(2012)和高健等(2014)均使用Yun(2004)提出的扩展的Blinder-Oaxaca分解,虽然能够获得分项的特征贡献,但是不能解决指数基准问题。另外,在本文中也存在“自选择问题”问题。不过,一方面,对于“自选择问题”,本文的非线性Blinder-Oaxaca分解方法一直未有较好的解决方案;另一方面,本文较好地解决了指数基准问题,而进一步纠正自选择问题可能会再次加重指数基准问题(章莉等, 2016b),而且指数基准问题在非线形分解方法中较为重要(李小瑛、赵忠, 2012)。综合各方面因素,本文暂未考虑“自选择问题”。

^②在本文中,男性样本数小于女性样本数,二者并不相等。为了克服这个问题,采取了按照预测概率排序,从而进行一对一匹配样本的方式。首先,按照全样本系数 δ^* 分别计算男女的预测概率;然后,随机抽取一个与女性样本规模(N_f)相等的男性子样本。最后,将男性子样本和女性全样本中的每一个观测值按照预测概率分别排序,再根据各自的排序进行匹配。扩展的Blinder-Oaxaca分解存在两个问题。第一个问题,按照上述方式获得的估计结果依赖于随机抽取的男性子样本。第二个问题,如果先计算特征 Z^B 的贡献,再计算特征 Z^A 的贡献,会发现相同特征的贡献与(6)式和(7)式的结果不一致,但是总的可解释贡献是相同的。针对第一个问题,通过选取100个男性随机子样本得到估计的均值。通过每次随机选择男性子样本的同时随机选择变量的顺序,能够解决第二个问题(Fairlie, 2005)。

$$\frac{1}{N_f} \sum_{i=1}^{N_f} F(\hat{a}^* + Z_{fi}^A \hat{\delta}^{A*} + Z_{mi}^B \hat{\delta}^{B*}) - \frac{1}{N_f} \sum_{i=1}^{N_f} F(\hat{a}^* + Z_{fi}^A \hat{\delta}^{A*} + Z_{fi}^B \hat{\delta}^{B*}) \quad (7)$$

(二) 分解结果

表 7 显示了 2011 年和 2016 年社保参与率性别差异的特征贡献。首先，在 2011 年，总的可解释贡献使得女性外出农民工“三险”、“五险”和“五险一金”的社保参与率更高，分别高出 1.94、2.15、0.46 个百分点。到了 2016 年，总的可解释贡献使得女性外出农民工的各项社保参与率水平均低于男性。

然后，进一步观察可解释部分中分项特征的贡献，显著影响外出农民工社保参与率性别差异的因素是就业特征的性别差异，尤其是就业分布（所有制、行业和职业）的性别差异。具体来说，到了 2016 年，就业分布的差异使得女性外出农民工各项社保参与率比男性显著低 0.89、0.70、1.12 个百分点^①。正如章莉等（2016a）所论述的：就业机会的户籍分割呈现恶化趋势，显示了经济发展过程中就业机会分配的“负滴漏效应”，而女性在这一过程中所受到的就业机会户籍分割更多。

表 7 2011 年和 2016 年社保参与率性别差异的特征贡献 单位：%

	“三险”	“五险”	“五险一金”
2011 年			
总差异	2.86	4.42	0.65
可解释差异	1.94	2.15	0.46
个人特征	0.11	0.11	0.03
就业特征	1.71***	2.06***	0.42***
其中：就业分布	1.29***	1.73***	0.48***
流动特征	0.10	-0.01	0.02
2016 年			
总差异	0.28	2.12	-0.10
可解释差异	-1.26	-1.01	-1.31
个人特征	0.02	0.29***	0.40***
就业特征	-1.27***	-1.40***	-1.83***
其中：就业分布	-0.89***	-0.70***	-1.12***
流动特征	0.00	0.09*	0.10**

注：***、**、*表示估计结果在 0.01、0.05、0.1 的水平上显著；可解释部分代表各项特征使得参保率变化的贡献绝对值，而不是贡献率。

(三) 就业分布的户籍差异

外出农民工被分割在次级劳动力市场，大多从事的是偏体力型职业，且处于较低层次的就业状

^①在许多具体类别下，外出农民工的样本量比较小，这可能会影响估计结果。本文进一步将“农林牧渔业”、“采掘电煤水供应业”合并，“机关事业单位”、“国企”、“集体企业”合并，“国家与社会管理者”、“办事人员”合并，最终社保参与率差异的非线性分解结果并未有较大改变，较为稳健。限于篇幅，相应表格并未列出。

态。将外出农民工与城镇本地劳动者的就业分布作对比，可以观测出就业分布的户籍差异^①。

如表 8 所示，用直观的 Duncan 系数^②揭示就业特征分布的户籍差异。首先，在 2011、2016 年，若想和城-城劳动者具有相同的就业分布，14.58%~27.86%的外出农民工需要更换工作，且 2016 年所有制和行业的 Duncan 系数有较大的上升趋势。其次，所有制和职业的 Duncan 系数显示，2011~2016 年，男性外出农民工需要更换工作的比例均小于女性，并且与女性外出农民工相比较，2016 年男性需要更换工作的比例变得小于整体外出农民工。最后，行业的 Duncan 系数揭示，到 2016 年，男性外出农民工需要更换工作的比例较女性低。上述结果在一定程度上说明了，2011~2016 年就业分布的户籍差异呈现扩大趋势，而女性在这一过程中所受到的就业机会户籍分割更多。

表 8 2011 年和 2016 年就业特征分布的户籍差异 单位：%

	2011 年				2016 年			
	城-城劳动者	外出农民工	女性农民工	男性农民工	城-城劳动者	外出农民工	女性农民工	男性农民工
机关事业单位	8.60	2.93	3.30	2.65	10.30	3.49	4.14	2.93
国企	14.83	6.65	4.18	8.48	15.12	8.04	6.11	9.67
集体企业	3.78	3.06	2.55	3.43	1.68	1.59	1.39	1.76
个体工商户	14.51	23.56	26.40	21.46	12.05	23.89	27.67	20.67
私营企业	45.68	47.13	45.49	48.34	40.68	43.49	41.77	44.95
外企	10.11	10.17	13.63	7.61	8.30	6.75	7.48	6.14
其他企业	2.48	6.51	4.45	8.04	11.86	12.76	11.44	13.88
所有制 Duncan 系数		14.58	17.37	15.17		15.54	16.71	14.98
农林牧渔	0.87	1.06	0.91	1.17	1.28	2.28	2.10	2.43
采掘电煤水供应	3.35	2.68	0.39	4.36	4.40	2.31	0.68	3.69
建筑	7.91	12.52	3.42	19.26	7.10	9.12	3.24	14.10
制造业	19.53	26.65	29.47	24.57	12.46	20.05	18.57	21.30
低端服务业	25.16	29.55	33.45	26.66	23.40	32.55	38.71	27.31
高端服务业	11.53	2.87	2.42	3.20	10.39	4.97	4.57	5.31
其他服务业	31.64	24.67	29.94	20.77	40.96	28.73	32.12	25.85
行业 Duncan 系数		16.31	18.27	19.20		19.75	22.24	20.90
国家与社会管理者	2.90	0.33	0.25	0.39	2.93	0.45	0.47	0.44

^①与以往关于户籍歧视的大多数研究不同，本文选取的外出农民工对比群组为非农户籍的外地劳动者（简称“城-城劳动者”），这一方面是出于数据的限制（本文 CMDS 数据中没有城镇本地劳动者）；另一方面，部分研究者认为直接与城镇本地劳动者对照则有可能将“地域歧视”的影响与“户籍歧视”混淆，而将户籍歧视高估（章元、王昊，2011）。

^②Duncan 系数（Duncan and Duncan, 1955）计算公式为： $D = 0.5 \sum |u_i - m_i|$ ，其中 u_i 和 m_i 分别表示城-城劳动者和外出农民工（总体、男性和女性）在第 i 个岗位上的就业比例。Duncan 系数越大表示不同群体之间就业岗位差异越大。

外出农民工城镇社保参与率的性别差异

专业技术人员	25.11	10.43	6.42	13.40	26.17	11.31	8.36	13.81
办事人员	15.06	4.44	5.62	3.57	10.53	2.51	3.37	1.78
商业服务业人员	33.10	43.17	54.61	34.71	40.19	52.32	63.12	43.15
生产类人员	18.45	35.06	27.02	41.00	15.88	29.69	20.59	37.42
其他职业	5.38	6.57	6.07	6.94	4.29	3.72	4.08	3.41
职业 Duncan 系数		27.86	30.77	25.71		25.94	27.65	24.50

五、总结

劳动力市场上的性别差异问题目前仍然是政府和学界关注的一个重点。本文使用 2011 年和 2016 年流动人口动态监测调查数据，观察外出农民工社保参与率的性别差异及其影响因素，结果如下：

第一，2011~2016 年，外出农民工整体社保参与率有所提高，“三险”、“五险”和“五险一金”参与率的性别差异呈现缩小趋势。2011 年的《中华人民共和国社会保险法》明确要求用人单位必须为其雇佣的劳动者包括农民工缴纳各项职工保险费用^①。2014 年发布的《国务院关于进一步做好为农民工服务工作的意见》也强调扩大农民工参加城镇社会保险覆盖面^②。但 2012 年以来的经济增长放缓，使得外出农民工的社会保险扩面工作面临非常不利的宏观经济形势。

第二，一方面，就业分布的差异及其变化，部分解释了外出农民工社保参与率的性别差异的存在及其缩小的趋势。反事实估计进一步证实特征差异的变化使得外出农民工社保参与率性别的差异缩小。另一方面，“社保选择模型”揭示了男性外出农民工的社保参与倾向较低。首先，女性外出农民工有落户意愿的比例较高，倾向于拥有稳定的城市生活与社会保障。其次，男性外出农民工的月工资水平更高，缴纳社会保险的成本更高，社保参与倾向较低。最后，女性外出农民工的风险偏好小于男性。同样位于风险较高的建筑业，男性的社保参与倾向较低。

第三，通过扩展的 Blinder-Oaxaca 分解发现，到了 2016 年，总体特征贡献使得女性外出农民工的各项参保率水平均低于男性。其中显著影响外出农民工社保参与率的性别差异的因素是就业特征的性别差异，尤其是就业分布（所有制、行业和职业）的性别差异。Duncan 系数进一步表明，2011~2016 年就业分布的户籍差异呈现扩大趋势，显示了经济发展过程中就业机会分配的“负滴漏效应”，而女性外出农民工在这一过程中所受到的就业机会户籍分割相对于男性更多。另外，近年来生活成本逐步提高，而女性外出农民工的月工资水平较低；更多的相对年轻、单身的女性外出农民工进入城镇劳动力市场，她们的风险偏好一定程度上会更高。这些因素会降低女性外出农民工参加城镇社保的积极性，从而进一步缩小社保参与率的性别差异。

虽然外出农民工中“三险”、“五险”和“五险一金”参与率的性别差异呈现缩小趋势，但是就业特征的性别差异（尤其是就业分布的性别差异）是显著影响因素。政府应尽快完善城乡统一的劳

^①参见 http://www.gov.cn/flfg/2010-10/28/content_1732964.htm。

^②参见《国务院关于进一步做好为农民工服务工作的意见》，http://www.gov.cn/zhengce/content/2014-09/30/content_9105.htm。

动力市场,消除外出农民工在就业中面对的性别壁垒,增加对外出农民工尤其是女性外出农民工就业技能培训的专项投资,加大对劳动力市场的检查和违法惩处力度。

参考文献

- 1.陈斌开、陈思宇,2018:《流动的社会资本——传统宗族文化是否影响移民就业?》,《经济研究》第3期。
- 2.蔡昉,2010:《户籍制度改革与城乡社会福利制度统筹》,《经济学动态》第12期。
- 3.封进、王贞、宋弘,2018:《中国医疗保险体系中的自选择与医疗费用——基于灵活就业人员参保行为的研究》,《金融研究》第8期。
- 4.高健、孙战文、吴佩林,2014:《农民工家庭迁移状态的演进及其影响因素研究——基于山东省951户的调查数据》,《统计与信息论坛》第8期。
- 5.罗俊峰,2015:《农民工享有城镇职工医疗保险的影响因素研究》,《调研世界》第3期。
- 6.李飞、钟涨宝,2017:《人力资本、阶层地位、身份认同与农民工永久迁移意愿》,《人口研究》第6期。
- 7.梁兰、高剑宁,2007:《进城农民工状况的性别差异》,《西北人口》第3期。
- 8.林李月、朱宇,2009:《流动人口社会保险参与情况影响因素的分析——基于福建省六城市的调查》,《人口与经济》第3期。
- 9.李强,2012:《农民工与中国社会分层(第二版)》,北京:社会科学文献出版社。
- 10.李实,2014:《当前我国农民工的经济状况研究》,《中国人力资源开发》第11期。
- 11.李实,2016:《中国劳动力市场中的农民工状况》,载李实、邢春冰(编)《农民工与城镇流动人口经济状况分析》,北京:中国工人出版社,第1-22页。
- 12.李实、吴珊珊、邢春冰,2017:《中国城镇工资增长与工资差距》,载李实、岳希明、史泰丽、佐藤宏(编)《中国收入分配格局的最新变化——中国居民收入分配研究V》,北京:中国财政经济出版社,第252-284页。
- 13.李小瑛、赵忠,2012:《城镇劳动力市场雇佣关系的演化及影响因素》,《经济研究》第9期。
- 14.秦立建、陈波,2014:《医疗保险对农民工城市融入的影响分析》,《管理世界》第10期。
- 15.宋月萍、霍华德,2013:《行业集聚以及职业隔离:农民工工伤保险性别差异及原因分析》,《内蒙古大学学报(哲学社会科学版)》第3期。
- 16.杨菊华,2013:《中国流动人口经济融入》,北京:社会科学文献出版社。
- 17.俞扬,2014:《基于社会性别的流动人口社会保障问题研究——以宁波市北仑区女性流动人口为例》,《浙江师范大学学报(社会科学版)》第6期。
- 18.阳玉香、莫旋、唐成千,2017:《我国流动人口社会保障参保影响因素研究——基于2014年全国流动人口动态监测数据的分析》,《商业研究》第7期。
- 19.朱梦冰,2016:《流动人口的性别收入差距及演变》,载李实、邢春冰(编)《农民工与城镇流动人口经济状况分析》,北京:中国工人出版社,第271-300页。
- 20.章莉、李实、William A. Darity Jr.、Rhonda Vonshay Sharpe,2014:《中国劳动力市场上工资收入的户籍歧视》,《管理世界》第11期。

- 21.章莉、李实、William A. Darity Jr.、Rhonda Vonshay Sharpe, 2016a:《中国劳动力市场就业机会有户籍歧视及其变化趋势》,《财经研究》第1期。
- 22.章莉、吴彬彬、李实、Sylvie Démurger, 2016b:《部门进入的户籍壁垒对收入户籍歧视的影响——基于微观模拟方法的收入差距分解》,《中国农村经济》第2期。
- 23.章莉、杨穗、裴宝雨、高琴, 2017:《农民工社会保险参与状况及其变化趋势》,载李实、岳希明、史泰丽、佐藤宏(编)《中国收入分配格局的最新变化——中国居民收入分配研究V》,北京:中国财政经济出版社,第459-488页。
- 24.章元、王昊, 2011:《城市劳动力市场上的户籍歧视与地域歧视:基于人口普查数据的研究》,《管理世界》第7期。
- 25.Blinder, A. S., 1973, "Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates", *Journal of Human Resources*, 8(4): 436-455.
- 26.Bergmann, B. R., 1974, "Occupational Segregation, Wages and Profits when Employers Discriminate by Race or Sex", *Eastern Economic Journal*, 1(1): 103-110.
- 27.Becker, G. S., 2010, *The Economics of Discrimination*, London: University of Chicago Press.
- 28.Duncan, O. D., and B. Duncan, 1955, "A Methodological Analysis of Segregation Indexes", *American Sociological Review*, 20(2):210-217.
- 29.Edgeworth F. Y., 1974, "Equal Pay to Men and Women for Equal Work", *The Economic Journal*, 32(128):431-457.
- 30.Fortin, N., T. Lemieux, and S. Firpo, 2010, "Decomposition Methods in Economics", in Ashenfelter, O., and D. Card (eds.) *Handbook of Labor Economics 4A*, Amsterdam: North-Holland, pp. 1-102.
- 31.Fairlie R. W., 2005, "An extension of the Blinder-Oaxaca Decomposition Technique to Logit and Probit Models", *Journal of Economic and Social Measurement*, 30(4): 305-316.
- 32.Jann, B., 2008, "The Blinder-Oaxaca Decomposition for Linear Regression Models", *The Stata Journal*, 8(4): 453-479.
- 33.Meng X., 1998, "Gender Occupational Segregation and Its Impact on the Gender Wage Differential among Rural-Urban Migrants: A Chinese Case Study", *Applied Economics*, 30(6): 741-752.
- 34.Nielsen, I., C. Nyland, and R. Smyth, 2007, "Migration and the Right to Social Security: Perceptions of Off - farm Migrants' Rights to Social Insurance in China's Jiangsu Province", *China & World Economy*, 15(2): 29-43.
- 35.Nan, R., 2016, "Research on Social Security for Migrant Workers in China", *Asian Social Science*, 12(12): 120-126.
- 36.Oaxaca, R., 1973, "Male-female Wage Differentials in Urban Labor Markets", *International Economic Review*, 14(3): 693-709.
- 37.Qin, M., J. J. Brown, S.S. Padmadas, B. Li, J. Qi, and J. Falkingham, "Gender Inequalities in Employment and Wage-earning among Economic Migrants in Chinese Cities", *Demographic Research*, 34(6): 175-202.
- 38.Sinning, M., M. Hahn, and T. K. Bauer, 2008, "The Blinder-Oaxaca Decomposition for Nonlinear Regression Models", *The Stata Journal*, 8(4): 480-492.
- 39.Yun M. S., 2004, "Decomposing Differences in the First Moment", *Economics letters*, 82(2): 275-280.

(作者单位:北京师范大学经济与工商管理学院)

(责任编辑: 午言)

Gender Difference in Social Security Participation Rate of Migrant Workers in Cities and Towns: An Analysis Based on the Extended Blinder-Oaxaca Decomposition

Wu Binbin

Abstract: Gender difference in the labor market remains a focus of public attention. Migrant workers, especially females, are at a disadvantage in the urban labor market. This article uses the data of China Migrants Dynamic Survey in 2011 and 2016 to analyze the gender difference in social security participation rate of migrant workers and its determinants. In 2011, the participation rate of male migrant workers in “Three Insurances”, “Five Insurances” and “Five Insurances and Housing Fund” were lower than those of female migrant workers. By 2016, the overall participation rate of migrant workers in urban social security has increased, and gender difference has shown a downward trend. The “social security selection model” reveals that males have a lower tendency to participate in insurance, which makes the participation rate of females higher than that of males. But the Extended Blinder-Oaxaca Decomposition further reveals the difference in employment distribution (women are in a disadvantaged position), leading to narrowing the gap between males and females in social security participation.

Key Words: Migrant Worker; Social Security Difference; Extended Blinder-Oaxaca Decomposition