

正规就业与非正规就业中户籍歧视力度探究

——基于倾向值匹配的分析

张书博¹,曹信邦²

(1. 上海财经大学 公共经济与管理学院,上海 200433; 2. 南京财经大学 公共管理学院,江苏 南京 210023)

摘要:人力资本分割与户籍歧视共同构成一种就业路径锁定机制,这种机制会排斥一部分人进入正规就业部门,特别是具有人身依附性的户籍制度所形成的分割壁垒更为严重。采用中国综合社会调查数据(CGSS)2013年最新数据,在使用PSM方法来控制样本选择偏误和内生性问题的基础上探究户籍歧视在正规就业与非正规就业选择中影响的净效应。结果表明:在剥离人力资本方面差异导致的内生性之后,拥有非农业户口的个体选择正规就业的可能性比拥有农业户口的个体高出大约13个百分点。因此要正视黏着于户籍属性的隐性身份歧视,加大歧视制度的辨识力度,消除歧视机制,提高社会流动性。

关键词:户籍歧视;正规就业;非正规就业;社会流动性

中图分类号: C913.2 **文献标识码:** A **文章编号:** 1672-6049(2017)01-0072-09

一、引言

“十二五”期间,中国人均GDP从2011年的5414美元上升到2014年的7485美元,按照世界银行的标准,我国已经属于中高收入国家。但与此同时,中国劳动力成本也在逐步攀升,资源环境约束更是迅速加剧,传统的要素驱动的经济增长模式已不足以让我国跨越“中等收入陷阱”,这就需要经济增长模式由低水平阶段的要素驱动向中等收入水平的效率驱动转变。而高社会流动性是构建效率驱动的经济增长模式的前提,当经济从贫困陷阱跳出来以后,要素驱动的经济增长必然会带来一定程度的社会分层和以这种社会层级为基础的固化的社会结构,这必然导致社会流动性的降低。而要想使这种固化的社会结构所导致的低社会流动性得到释放,就需要消除传统经济增长模式下制度因素所导致的劳动力资源配置机制的固化。在传统的要素驱动经济增长模式中,我国主要是通过农村大量的剩余劳动力向城市部门的转移来拉动经济增长的,而这种经济增长模式得以存在的前提是我国特有的户籍制度。随着户籍制度限制的放松,大量的农村劳动力可以自由流入城市内部,表面上户籍制度在劳动力配置方面的限制效力正逐渐消失,实际上拥有农村户口的劳动力,就其就业部门和就业方式而言,与拥有城市户口的劳动力相比有着明显的差异,主要变现在:前者大部分为非正规就业,而后者多数为正规就业。因此,研究户籍歧视在正规就业与非正规就业的行为选择中的影响力度对于进一步深化户籍制度改革、提高社会流动性、构建效率驱动机制和包容性社会具有广泛的应用价值。

收稿日期:2016-10-20

基金项目:国家社科基金重点项目(16AGL014)

作者简介:张书博(1990—),男,河南洛阳人,上海财经大学公共经济与管理学院博士生,研究方向为社会保障;曹信邦(1966—),男,江苏金湖人,南京财经大学公共管理学院教授,研究方向为社会保障。

二、文献综述

“非正规就业”的概念源于“非正规部门”。非正规部门最早是由美国学者 Keith Hart 在 1971 年提出的,1972 年国际劳工组织(ILO)在一份题为《就业、收入与平等:肯尼亚增加生产性就业战略》的研究报告中采纳了这一概念^[1]。1993 年 1 月,第 15 届国际劳工统计大会(ICLS)决议以下列 4 项标准为基础定义了非正规部门:(1)它们是私人的企业,不构成独立的法人实体,并且没有一个完整的经济账户,金融活动与生产活动分离;(2)它们的雇佣规模低于国家规定的规模,没有在国家法律允许范围内进行注册,并且雇佣职员也没有进行注册;(3)它们是为了生产在市场上销售或交换的货物和服务而创办的;(4)它们从事非农业的活动,也包括农业部门中从事的非农业活动。以此来看,最初是从部门特性来定义非正规就业的,“非正规就业”就是“非正规部门就业”。但随着非正规部门的发展变化,就业方式呈现多样化,非正规就业不仅仅发生在非正规部门,也发生在正规部门。因此 2003 年第 17 届国际劳工统计大会(ICLS)从岗位特性出发定义非正规就业,指出:如果雇员的劳动关系在法律或者实际意义上不受国家劳工法规、收入所得税制度、社会保护以及一定的员工利益(如解雇员工的提前通知、遣散带薪的年假和病假等等)所要求的社会保障或权利,就为非正规就业。非正规就业的概念是由上海政府在 1996 年率先引进的,在继承国际劳工组织对非正规就业定义的基础上,结合我国的国情,我国对于非正规就业的研究主要集中在三个层面。

(一) 基层概念界定的探索性研究

我国学者对于非正规就业的定义,是在借鉴国际劳工组织对非正规就业定义的基础上,结合我国特有的制度环境和国情,对其修改和扩展得到的。不同的学者,其定义切入的视角不同,李郁^[2]从就业形式的角度出发,认为非正规就业是指广泛存在于正规部门中有别于传统典型的就业形式以及非正规部门中各种正常就业形式的总称。还有一些学者,从岗位特点出发,认为非正规就业是指在劳动时间、收入报酬、工作场地、保险福利、劳动关系等几方面(至少是一方面)不同于建立在工业化和现代化工厂制度基础之上的、传统的主流就业方式的各种就业形式的总称^[3-5]。张彦^[6]摒弃传统的“定入”(什么是)方法而采用“定出”(什么不是)的方法来定义非正规就业,他指出,非正规就业是指那些因在付酬、劳动时间、劳动关系、工作形态、社会保障及经营活动这六个方面存在不固定性、不稳定性或不规范性而与正规就业有性质上区别的劳动就业形式。这些定义都从各个方面和不同视角指出了非正规就业的一些特征,对于非正规就业的理解主要从其灵活的就业形式方面、法律保障的劳动关系缺失方面和其所有制形式方面来探讨和定义的。

(二) 表层规模与特征的描述性研究

我国学者和政府部门一直以来都尝试使用各种数据来弄清非正规就业的规模与特征,但鉴于非正规就业的复杂性,人们对非正规就业认识的模糊性和抽样调查数据的难获得性,对我国非正规就业的规模与特征的研究也存在着一定程度的差异。前期主要通过汇总数据对我国非正规就业的规模进行研究和测算,不同的学者通过不同的计算方法来使其研究更为准确化^[7-9]。随着社会的发展,对非正规就业的测量越来越注重其精确化,中国劳动和社会保障部 2002 年 12 月在我国 66 个城市做了一个大规模的就业与社会保障抽样调查数据,吴要武、蔡昉^[10]就以此数据为支持,从岗位特征出发,推算我国城镇非正规就业规模。由此,我国对非正规就业规模的测量得到了微观数据的支持,也拉开了使用各种抽样调查数据研究非正规就业规模的序幕^[11]。随着研究的范围越来越广,也有一些学者开始使用普查数据来测算我国非正规就业的规模,其精确度在一步一步提高^[12]。

(三) 深层收入差距的解释性研究

随着社会的发展,更多的学者开始注重对影响正规就业与非正规就业差异各因素影响力度的剖析与挖掘。当前,关于正规就业与非正规就业收入差异分解的方法主要分为均值分解和分布分解两种。均值分解主要包括 Oaxaca-Blinder 分解法和 Brown 全因素分解法,分布分解主要使用的是分位数回归分解法。在有关正规就业与非正规就业收入差异分解的研究中,使用 Oaxaca-Blinder 分解法的主要有常进雄、王丹枫^[13]和屈小博^[11],使用分位数回归分解法的主要是魏下海、余玲铮^[14]。除此之外,

还有一些学者着眼于收入差异的内生性方面的研究,通过倾向值匹配的方法来控制内生性,在此基础上探究其收入水平差异^[15-16]。

综上,当前我国大多数学者对正规就业与非正规就业的研究主要集中在以上三个方面,而对于就业者最终选择正规就业还是非正规就业的因素影响力度的研究还比较少^[17],前期研究主要侧重于个人特征和人力资本两方面因素的探讨,而我国城市内部劳动力市场表现为身份歧视的就业结果,即农村户口的外来劳动力多数流向非正规就业,城市户口就业者多数流向正规就业。这也许是由于人力资本方面的差异造成的,但也不能排除是由制度因素造成的歧视分割,而本文正想在控制人力资本差异影响的基础上探讨依附在制度因素(户籍)的身份歧视对正规就业与非正规就业选择的影响力度。

三、研究设计

(一) 数据来源

所使用的数据是中国综合社会调查(CGSS)2013年度调查数据,该数据在全国一共抽取了100个县(区),加上北京、上海、天津、广州、深圳5个大城市,作为初级抽样单元,一共调查了480个村/居委会,总样本量约为12000个。

(二) 变量说明

1. 户籍变量。在本文的研究中,将户口分为农业户口(设为0)和非农业户口(设为1)。由于中国综合社会调查数据(2013年)中包含居民户口这一新的类别,需对其进行重新划分,结合样本数据,我们将居民户口(以前是农业户口)归并到农业户口,将居民户口(以前是非农业户口)归并到非农业户口。在此基础上研究户籍属性对正规就业和非正规就业选择的影响,并通过倾向值匹配来控制显在偏差,进而对其影响的净效益进行准确的测度。

2. 个体特征变量。在个体特征变量方面,大多数学者在进行微观调查数据的实证研究时,都会考虑性别(虚拟变量,男性为1)、年龄、婚姻状况(定类变量,划分为未婚、已婚和离异)和受教育程度(定类变量,划分为初中及以下、高中、大学和研究生及以上)等因素,对于劳动力市场的就业结果而言,就更加不能忽视这些变量的影响^[18-19]。本文在这些变量的基础上,又引入健康状况(定类变量,划分为很不健康、比较不健康、一般、比较健康和很健康)、政治面貌(定类变量,划分成党员为1和非党员为0)和社会等级(定类变量,分为10个等级)这3个维度。原因在于:首先对健康状况而言,正规就业相对于非正规就业而言,存在入职体检,因此健康状况也会在一定程度上对其就业方式产生影响;其次,政治面貌和社会等级是对其社会阶层的考虑,不同的社会阶层,其面临就业的机会必然存在差异。综合社会调查数据CGSS2013中社会等级的分层如图1所示。

(三) 非正规就业的界定

采用屈小博(2012)的界定方法,从“部门特性”和“岗位特性”出发,将非正规就业者分为:非正规受雇者和自我经营者。首先,自我经营者通过综合社会调查数据中的“下列各种情况,哪一种更符合你目前的工作状况”列项来进行识别,因此很容易识别。其次,对非正规受雇者,结合本文使用的样本数据,主要通过下面4个指标来识别:(1)如果就业者的工作身份是单位或个体雇员,并且没有签订劳务合同或者签订的是劳务派遣合同,定义为非正规受雇者;

(2)如果就业者的工作身份选择单位或个体雇员,并且工作单位人数为1人或10人以下,定义为非正规受雇者;(3)无固定雇主的受雇者,也定义为非正规受雇者;(4)如果就业者的工作身份选择单位或

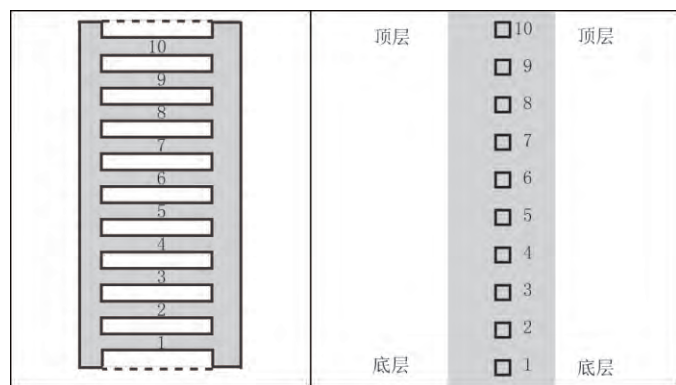


图1 社会阶层划分结构

个体雇员,并且同雇主签订是以完成一定工作任务为期限的劳动合同,并且合同期限在一年以下的,定义为非正规受雇者。另外需要说明的是,如果就业者的工作身份是机关(事业)单位正式职工,定义为正规就业者。依据上面4个主要判断标准,结合2013年度综合社会调查数据(CGSS2013)将总体样本进行分类,分为正规就业群体与非正规就业群体两类。

(四) 样本数据的描述性统计

1. 样本的统计描述。依据非正规就业的定义将总样本群体分为两类:正规就业群体和非正规就业群体,然后对各个变量进行分类统计描述。如在户籍变量上,正规就业者与非正规就业者存在巨大差异,其中正规就业群体中非农业户口占额比达到72.82%,而非正规就业群体中其非农业户口占比只有41.81%;而在受教育程度上也存在着巨大的差异,正规就业群体的受教育水平初中及以下只占18.93%,而非正规就业群体初中及以下受教育程度所占的比例高达56.85%;另外在政治面貌、社会等级和健康水平等方面这两部分群体也表现出较为明显的差异;而在年龄、性别等方面,差异不大明显(表1)。表1可以直观地看出各个变量在这两类群体上分布情况的差异,也在一定程度上验证了正规就业与非正规就业中确实存在户籍方面的差异,进而引出对“这种户籍分布差异是由户籍歧视造成的还是由其他变量的影响造成的”这一问题的进一步思考。

2. 变量的统计性描述。具体见表2。

表2 各变量统计性描述

变量	样本数	平均值	标准差	最小值	最大值
sex	4 534	0.605	0.489	0	1
age	4 534	43.46	11.36	20	92
edu	4 534	1.872	0.875	1	4
party	4 534	0.132	0.339	0	1
health	4 534	4.087	0.870	1	5
hukou	4 534	0.522	0.500	0	1
socialclass	4 534	4.565	1.617	1	10
marital	4 534	1.857	0.350	1	2

(五) 研究方法 with 模型

倾向值匹配方法最初是由 Rosenbaum and Rubin(1983) 提出用来处理干预效果的一种分析方法,近年来被广泛应用于医药、经济、政策评估等领域,成为政策效应评价中最常用的方法。近年来国内一些学者也开始使用此方法对社会公共政策的效应进行评估,鉴于此,本文也采用此方法在控制内生性的基础上,深入探究在正规就业与非正规就业选择中黏附于户籍身份的歧视效应所产生的净影响。

1. PSM 方法的核心思想。PSM 将样本个体分为处理组(Treatment Group)和控制组(Control Group),首先通过对多维可观察的控制变量打分以实现降维处理;然后只需对单一维度的倾向得分 $P(X)$ 进行匹配,就可以找到具有相同变量特征的处理组与干预组;接着将倾向得分 $P(X)$ 相同的控制组作为处理组的“反事实”,从而在控制选择性偏差的情况下通过 ATT 计算准确估计参与者平均参与的净效应。

表1 样本分布统计结果

	正规 就业者	非正规 就业者
性别(%)		
男	60.35	60.49
女	39.65	39.51
年龄(平均值)(岁)	42	45
户籍(%)		
农业户口	27.18	58.19
非农业户口	72.82	41.81
婚姻(%)		
未婚	20.16	11.37
已婚	76.25	83.59
离异	3.59	5.04
受教育程度(%)		
初中及以下	18.93	56.85
高中	27.48	25.51
大学	50.59	16.88
硕士及以上	3.00	0.76
政治面貌(%)		
党员	19.19	10.17
非党员	80.81	89.83
社会等级(%)		
等级10	0.52	0.63
等级9	0.33	0.37
等级8	2.30	2.26
等级7	7.28	5.31
等级6	18.18	12.58
等级5	34.38	34.53
等级4	17.91	18.63
等级3	11.48	13.65
等级2	4.66	5.81
等级1	2.95	6.24
健康状况(%)		
很不健康	0.20	1.10
比较不健康	3.28	5.15
一般	15.30	15.64
比较健康	47.28	41.61
很健康	33.95	36.50
总样本数(个)	1 523	3 011

$$P(X) = P_r(D = 1 | X) = \frac{\exp(\beta X)}{1 + \exp(\beta X)} = E(D = 1 | X) \quad (1)$$

其中 X 是特征变量的多维向量; β 是系数向量; D 为处理变量指标(1 表示处理)。

ATT 的计算公式为:

$$ATT = E(Y^1 - Y^0 | P(X)) = E(Y^1 | D = 1, P(X)) - E(Y^0 | D = 0, P(X)) \quad (2)$$

2. 倾向得分匹配方法的运用。具体倾向得分的估计主要包括以下几个步骤: 匹配变量的选择、计算倾向得分、分区检测平衡性和使用不同的匹配方法进行比较估计。

(1) 匹配变量的选择。倾向得分匹配方法要求匹配变量满足条件独立假设(Conditional Independence Assumption, CIA), 一般情况下, 协变量的选取要满足以下三个原则: 第一, 与参与变量和产出结果有关的变量都加入模型; 第二, 与产出结果有关但与参与变量无关的变量需要加入模型; 第三, 与参与变量有关但与产出结果无关的不能加入模型。本文通过借鉴 Rosenbaum and Rubin^[21] 的思想, 使用逐步回归的方法来实现匹配变量的选择。我们以户籍性质作为二分类因变量, 将所有的特征变量(年龄、性别、教育程度、政治面貌、社会等级和健康水平)都置于 Logit 回归模型中, 并选择显著性程度 $P < 0.1$ 的变量(表 3)。由以上运行结果可知: 匹配变量我们选择性别、年龄、教育程度、健康水平和社会等级, 而将政治面貌和婚姻排除在外, 在此基础上计算倾向得分。

(2) 匹配变量的检验。我们通过逐步 Logit 回归的方法, 将对户口的影响在 10% 显著水平上的性别(*sex*)、年龄(*age*)、教育程度(*edu*)、健康水平(*health*) 和社会等级(*socialclass*) 定义为匹配变量。由于 PSM 的分析要满足共同支撑假设和平行假设, 这就需要我们拟合优度的角度来对匹配变量做进一步的验证。由于户籍属性是二分类变量, 而对于二值(非线性)模拟的拟合优度的衡量主要有两种方法: 一是使用 McFadden 在 1974 年提出的“准 R^2 ”(Pseudo R^2), 其定义式为准 $R^2 = \frac{\ln L_0 - \ln L_1}{\ln L_0}$, 其中 $\ln L_1$ 是原模型的对数似然函数最大值, 而 $\ln L_0$ 是以常数项为唯一解释变量的对数似然函数最大值; 二是通过计算“正确预测的百分比”来判断。这里我们使用第二种方法来检验, 以户籍属性为二分类因变量, 以(*sex*)、年龄(*age*)、教育程度(*edu*)、健康水平(*health*) 和社会等级(*socialclass*) 为自变量进行 Logit 回归, 计算的匹配变量对户籍属性准确预测的比率为 73.58%, 且 ROC 曲线如图 2 所示。由以上可知: 匹配变量能在一定程度上准确预测户籍属性, 因此匹配变量的选择是较为合理的。

(3) 不同匹配方法的选择。获得倾向得分后, 需要对处理组和控制组进行匹配, 常见的匹配方法包括贪婪匹配、最佳匹配和精细平衡方法。而贪婪匹配又包括: 最近相邻匹配、卡尺匹配、核匹配和马氏距离匹配。最近相邻匹配(nearest neighbor matching) 是将处理组和控制组中倾向得分差异最小的个体进行匹配; 卡尺匹配和最近相邻匹配的匹配方法类似, 但又通过对倾向值的差异作出一个约束来克服最近相邻匹配的不足, 提高匹配的精度, 约束条件为 $\|p_i - p_j\| < \varepsilon$, 这里 ε 是事先设定的匹配容忍度; 核匹配是通过对所有控制组个体加权来作为处理组个体的反事实, 权重的取值随着

表 3 以户籍为二分类变量的回归结果

变量	户籍二分类因变量的 Logit 回归	
	全变量 Logit 回归	逐步 Logit 回归
<i>sex</i>	-0.139 (-1.93)	-0.132 (-1.85)
<i>age</i>	0.044 6*** (12.07)	0.043 7*** (13.03)
<i>edu</i>	1.437*** (28.69)	1.44 7*** (30.19)
<i>party</i>	0.051 3 (0.45)	
<i>health</i>	-0.076 2 (-1.87)	-0.077 0 (-1.89)
<i>socialclass</i>	0.046 9* (2.16)	0.046 2* (2.13)
<i>marital</i>	-0.085 9 (-0.75)	
<i>_cons</i>	-4.149*** (-12.99)	-4.279*** (-15.35)
<i>N</i>	4 534	4 534

注: * 表示 $P < 0.1$, ** 表示 $P < 0.05$, *** 表示 $P < 0.01$; 括号内为 t 统计值。

倾向值差异程度 $\|p_i - p_j\|$ 的减小而增大; 马氏距离匹配的核心思想是通过计算处理组 and 所有控制组之间的距离, 计算公式为 $d(i, j) = (U - V)^T C^{-1} (U - V)$, 其中 U 和 V 为所有匹配变量的取值, 然后选取马氏距离最小的个体进行匹配。当然, 这些匹配方法可以结合使用, 在本文中, 我们选择贪婪匹配中的半径匹配、马氏距离匹配和核匹配 3 种方法来进行对比。

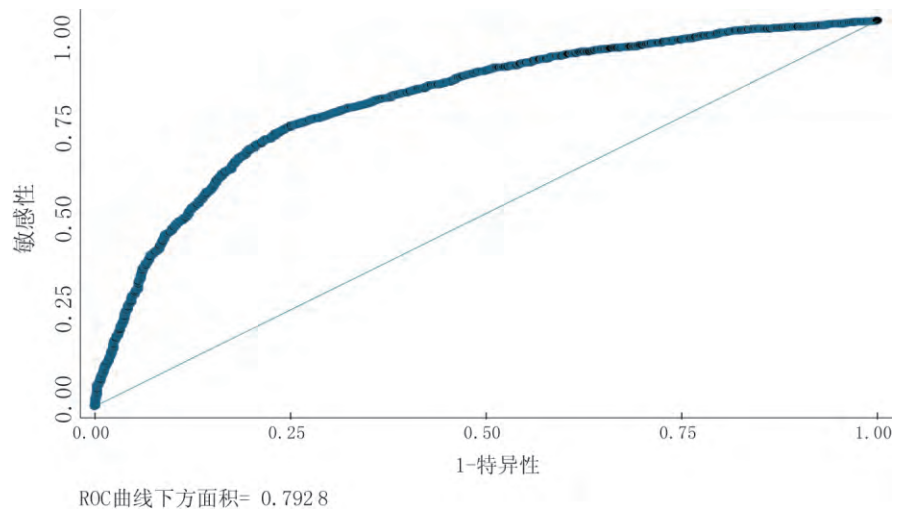


图2 ROC 结果

(4) 匹配技术的创新。本文研究的是户籍属性在正规就业与非正规就业选择中的影响力度, 其结果变量是 job(二分类变量)。PSM 方法主要使用于结果变量是连续型变量的类型, 因此我们以更加严谨的方式通过将二分类结果变量转化为连续型变量来实现 PSM 方法的准确使用, 并将结果变量转化前的影响力度和转化后的影响力度加以对比, 转化的方法是通过结果变量发生的概率这一“潜变量”构建一个新的连续型指标变量来衡量户籍属性的影响力度。Stata 中的具体实现方式为: 先以 job 为因变量, 以 sex(性别)、age(年龄)、edu(受教育程度)、party(政治面貌)、health(健康水平)、social-class(社会等级)和 marital(婚姻)为自变量进行 Logit 回归; 然后通过“predict pjob”命令生成新的连续型结果变量 pjob; 在此基础上, 将 pjob 作为新的结果变量来研究户籍属性在正规就业与非正规就业选择中的影响力度。在结果变量转化的过程中, 会出现“pjob < 0.5 但其就业方式为正规就业”和“pjob > 0.5 但其就业方式为非正规就业”的个别个体, 为了使结果更加准确, 我们在匹配时不考虑这部分数据, 以此来实现对户籍属性影响力度的准确测度。

表4 匹配估计结果

以分类变量 job 为结果变量的估计						以连续变量 pjob 为结果变量的估计					
半径匹配		马氏匹配		核匹配		半径匹配		马氏匹配		核匹配	
ATT	T 值	ATT	T 值	ATT	T 值	ATT	T 值	ATT	T 值	ATT	T 值
0.143	5.41	0.115	4.73	0.113	6.43	0.133	14.96	0.149	92.58	0.145	26.36

(5) 匹配估计结果。

我们以半径匹配的估计结果(表4)来说明, 关于匹配半径 ϵ 的取值, Rosenbaum and Rubin 建议 $\epsilon \leq 0.25\sigma_p$, 其中 σ_p 为样本估计的倾向值的标准差, 这里我们将匹配半径定为 0.000 001。以 job(二分类变量)为结果变量的 ATT 估计值为 14.3%, 对应的 T 值为 5.41, 远大于 1.96, 固然显著; 而以 pjob(连续变量)为结果变量时, 其 ATT 估计值为 13.3%, 对应的 T 值为 14.96, 显著性更强, 因此后者的估计值更为精确, 两者存在 1 个百分点的差异。我们以后者为标准, 具体估计结果可以解释为: 在控制内生性的条件下, 拥有非农业户口的个体选择正规就业的可能性比拥有农业户口的个体高出大约 13 个百分点。为了使其结果更有说服力, 我们对其进行平行假设检验(BP 检验), 即匹配后各变量在处理组和控制组之间不存在显著差异, 标准化后的偏差应该小于 5%(表5)。

表 5 BP 检验结果

变量	无匹配(U) 匹配(M)	平均值			差异缩减(%)	T 检验	
		处理组	控制组	差异(%)		t	P > t
sex	U	0.5973	0.61339	-3.3	100.0	-1.11	0.268
	M	0.65144	0.65144	0.0		0.00	1.000
age	U	44.039	42.816	10.8	100.0	3.62	0.000
	M	43.202	43.202	0.0		0.00	1.000
edu	U	2.2626	1.4448	106.1	100.0	35.53	0.000
	M	1.906	1.906	0.0		-0.0	1.000
health	U	4.0722	4.103	-3.5	100.0	-1.19	0.233
	M	4.235	4.235	0.0		0.00	1.000
socialclass	U	4.7396	4.3746	22.7	100.0	7.64	0.000
	M	4.6527	4.6527	0.0		0.00	1.000

匹配后 t 检验结果(图 3)表明,处理组和控制组差异不显著,平行假设得到满足,也说明上文 ATT 估计值控制了性别、年龄、教育程度、健康水平和社会等级方面的差异,是对户籍属性净效应的测度。

(6) 样本匹配效果。首先我们利用条形图来显示倾向得分的共同取值范围(图 4),接着利用处理组和控制组的倾向得分在匹配前后的核密度函数来直观地说明样本的匹配效果(图 5、图 6)。在匹配前,处理组和控制组的倾向得分值的概率分布存在较大的差异;而在匹配后,其差异在一定程度上得到削弱,这也说明处理组和控制组在特征变量方面取得较好的匹配效果。

四、研究结论和政策建议

本文基于 2013 年度中国综合社会调查数据(CGSS2013)通过倾向值匹配法来控制内生性的问题,以准确探究户籍歧视在正规就业与非正规就业选择中的净影响。结果表明:在控制就业人员性别、年龄、受教育程度、健康水平和社会等级方面差异的条件下,拥有非农业户口的就业人员相比于持有农业户口的就业人员,其从事正规就业的可能性高出大约 13 个百分点,也就是说,户籍歧视在正规就业与非正规就业的选择中会产生 13% 的影响力。在我国,这种基于户籍属性而产生的就业歧视构成了一种就业路径锁定机制,这种机制使具有相同人力资本差异的农业户口就业人员更多地流向非正规就业,而且随着城乡劳动力流动政策的放松,这种因户籍引致的歧视效应越来越隐性化。因此,在深化改革的“十三五”时期,要提高对隐性制度歧视的辨识力度,真正从根源上消除歧视赖以存在的制度基础,从而释放经济活力,提高社会流动性。拟从以下几个方面提出一些建议和思考:第一,各地方政府要正视城镇化过程中出现的“伪城镇化”现象,力争通过公平、公正的就业政策实现对农村户口劳动力的包容性吸收,真正做到包容性就业和共享式发展。第二,继续稳步推进户籍制度全面深化改革,从制度根源上减少或消除各种依托于户籍属性的歧视效应,实现劳动力市场的真正统一。第三,进一步提升人力资本在就业选择中的影响力度,强化用人单

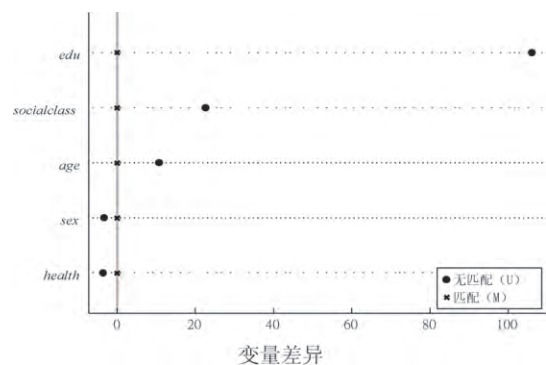


图 3 匹配前后变量差异

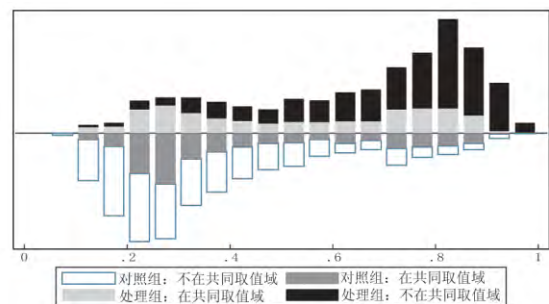


图 4 共同取值范围

位“能力为本”的招聘意识 提高城市包容性。

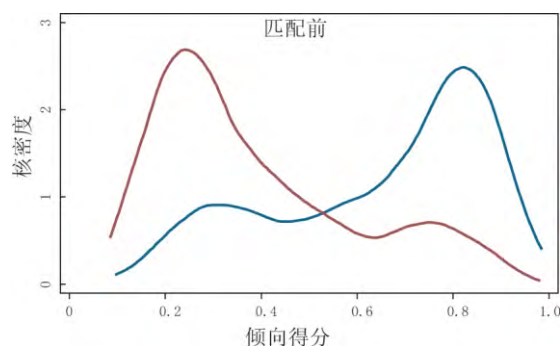


图5 匹配前核密度

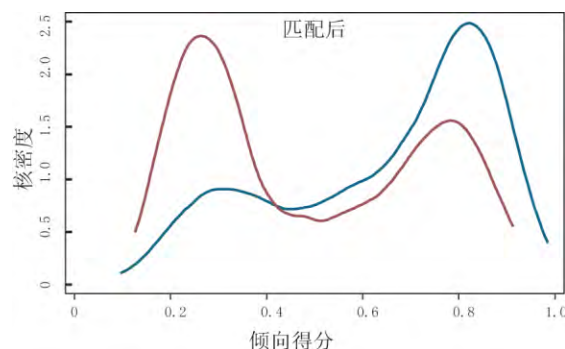


图6 匹配后核密度

参考文献:

- [1] ILO (International Labor Organization) . Employment incomes and equality [R]. 1972.
- [2] 李郁. 非正规就业概念的界定及对策[J]. 武汉理工大学学报 2005(6) : 212 - 215.
- [3] 李强 唐壮. 城市农民工与城市中的非正规就业[J]. 社会学研究 2002(6) : 13 - 25.
- [4] 姚宇. 中国非正规就业规模与现状研究[J]. 中国劳动经济学 2006(2) : 85 - 106.
- [5] 王芳 赵娜. “非正规就业”概念新解[J]. 辽宁行政学院学报 2007(12) : 80 - 81.
- [6] 张彦. 非正规就业概念辨析和价值考量[J]. 南京社会科学 2010(4) : 62 - 68.
- [7] 郭悦. 经济体制改革和结构调整中的就业问题[M]. 北京: 中国劳动社会保障出版社 2002.
- [8] 朱玲 姚宇. 中国灵活就业报告[J]. 中国劳动力市场发展与政策研究 2006(3) : 80 - 86.
- [9] 胡鞍钢 赵黎. 我国转型期城镇非正规就业与非正规经济(1994—2004) [J]. 清华大学学报: 哲学社会科学版 2006(3) : 111 - 119.
- [10] 吴要武 蔡昉. 中国城镇非正规就业: 规模与特征[J]. 中国劳动经济学 2007(2) : 67 - 84.
- [11] 屈小博. 城市正规就业与非正规就业收入差距及影响因素贡献——基于收入不平等的分解[J]. 财经论丛 2011(2) : 3 - 8.
- [12] 薛进军 高文书. 中国城镇非正规就业: 规模、特征和收入差距[J]. 经济社会体制比较 2012(6) : 59 - 68.
- [13] 常进雄 王丹枫. 我国城镇正规就业与非正规就业的工资差异[J]. 数量经济技术经济研究 2010(9) : 94 - 106.
- [14] 魏下海 余玲铮. 我国城镇正规就业与非正规就业工资差异的实证研究——基于分位数回归与分解的发现[J]. 数量经济技术经济研究 2012(1) : 78 - 90.
- [15] 张延吉 秦波. 城镇正规就业与非正规就业的收入差异研究[J]. 人口学刊 2015(4) : 95 - 103.
- [16] 杨凡. 流动人口正规就业与非正规就业的工资差异研究——基于倾向值方法的分析[J]. 人口研究 2015(6) : 94 - 104.
- [17] 岑梦璐. 非正规就业者类型选择影响因素的实证分析[J]. 统计与管理 2013(3) : 24 - 26.
- [18] 汪娜莎 徐霏婷. 浅析影响我国城镇居民非正规就业选择的因子[J]. 统计科学与实践 2012(8) : 17 - 19.
- [19] 胡凤霞 姚先国. 城镇居民非正规就业选择与劳动力市场分割——一个面板数据的实证分析[J]. 浙江大学学报: 人文社会科学版 2011(2) : 191 - 199.
- [20] BECKER S JCNINO A. Estimation of average treatment effects based on propensity scores[J]. The Stata Journal ,2002(4) : 256 - 278.
- [21] HECKMAN J J . Sample selection bias as a specification error[J]. Econometrica ,1979(1) : 125 - 146.

(责任编辑: 康兰媛; 英文校对: 曹姗姗)

Research on the Household Discrimination between the Formal and Informal Employment: Based on Propensity Score Matching

ZHANG Shubo¹, CAO Xinbang²

(1. School of Public Economics and Administration, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China;

2. School of Public Administration, Nanjing University of Finance and Economics, Nanjing 210023, China)

Abstract: The human capital segmentation and the household discrimination constitute a locking mechanism of employment path. This mechanism can reject some people into the formal employment sector. Especially, the segmentation barriers stem from the household registration system which can stick to a person are more serious. According to the latest data of China's general survey (CGSS) in 2013, this article tries to exactly explore the net effect of household discrimination in the choice of between the formal employment and the informal employment by using the PSM method to control the sample selection bias and endogenous problems. The research results show that the possibility that the people who hold the non-agricultural registered permanent residence engage in the formal employment is about 13% higher than the possibility that the people who hold the agricultural registered permanent residence engage in the formal employment. Hence, it is important to envisage the implicit identity discrimination that stems from the household registration system, cultivate the discerning ability of discrimination, eliminate the discrimination mechanism and improve the social mobility.

Key words: household discrimination; formal employment; informal employment; social mobility

.....
(上接第 52 页)

Study on Improvement of Total Factor Productivity Estimation of China's Commercial Banks: An Application and Comparison of Hicks-Moorsteen Index Approach

LIAO Yuan¹, YING Jun², TONG Xinle², LI Yang³

(1. Branch of Nanjing, Huaxia Bank, Nanjing 210005, China;

2. School of Finance, Nanjing University of Finance & Economics, Nanjing 210023, China;

3. Department of Development Plan, Bank of Nanjing, Nanjing 210008, China)

Abstract: This paper has estimated total factor productivity growth and its components of China's commercial banks through the Hicks-Moorsteen index approach, which are compared with the results using Malmquist index approach. Empirical results show that average growth rate of total factor productivity is 6.45% from 2001 to 2013, and the role of technical efficiency is relatively more important than technological change. Average growth rate of total factor productivity of State-owned commercial banks is significantly higher than joint-stock commercial banks, which is mainly due to the gap of technical efficiency. Average growth rate of total factor productivity using Hicks-Moorsteen index approach is obviously higher than results from Malmquist index approach. The above results are consistent with theoretical conclusions.

Key words: commercial banks; total factor productivity; hicks-moorsteen index; malmquist index