

中国劳动力市场就业机会的 户籍歧视及其变化趋势

章 莉^{1,2}, 李 实², William A. Darity Jr.³, Rhonda Vonshay Sharpe³

(1.南京财经大学 经济学院,江苏 南京 210023;2.北京师范大学 经济与工商管理学院,北京 100875;

3.美国杜克大学 非洲人和非裔美国人研究中心,美国 北卡罗来纳州 德海姆 27708)

摘 要:文章首先厘清了劳动力市场分割理论与歧视经济学的区别和联系,并将中国劳动力市场上就业机会的户籍不平等现象界定为以农民工平等就业权利受侵害为本质的经济歧视。其次,使用中国家庭收入调查(CHIP)2002年和2007年数据,运用多元logit模型考察了中国劳动力市场上就业机会的户籍歧视状况和变化趋势。实证分析结果显示:(1)与城镇职工相比,农民工在职业获得、行业进入和所有制部门进入三个维度上都遭受了明显的户籍歧视;(2)与2002年相比,2007年就业机会的户籍歧视呈现恶化趋势,显示了经济发展过程中就业机会分配的“负滴漏效应”;(3)农民工人力资本的就业机会回报显著低于城镇职工,这对农民工的人力资本投资决策可能会产生负向激励并导致“前市场歧视”的发生。最后,在理论和实证分析的基础上,文章提出了缓解就业机会户籍歧视的相关政策建议。

关键词:就业机会,户籍歧视,农民工

中图分类号:F241.2 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2016)01-0004-13

DOI:10.16538/j.cnki.jfe.2016.01.001

一、引 言

中国劳动力市场上的户籍分割源自1958年开始实施的户籍制度,1978年改革开放之后,户籍制度逐渐有所松动,尤其是20世纪90年代之后,改革的力度不断加大。如1997年《关于小城镇户籍管理制度改革的试点方案》指导了小城镇进行户籍制度改革试点;2003年以来,户籍“含金量”少的中小城镇大多全面或有条件地放开了户籍准入,而在户籍“含金量”最多的大城市仍严格控制落户(李强和胡宝荣,2013)。随着户籍制度的放松和产业结构的变迁,20世纪90年代以来,农村剩余劳动力大量流入城市,截至2014年底,中国外出农民工人数已达1.69亿,占全国就业人口的22%,其与全部城镇就业人口之比为2:5(中国国家统计局,2015)。

尽管如此,城镇户籍的供给在未来很长一段时间仍将滞后于经济发展的需要。据调查,2010年第二代农民工(1980年后出生)已占总农民工数的60%,其中打算长期定居城市的占45.1%(李强和胡宝荣,2013)。虽然《国家新型城镇化规划(2014—2020)》(新华社,2014)

收稿日期:2015-06-16

基金项目:教育部人文社会科学研究基金项目(13YJC790212);中国博士后科学基金第55批面上项目(2014M550650)

作者简介:章 莉(1976—),女,江苏南京人,南京财经大学经济学院副教授;

李 实(1957—),男,江苏徐州人,北京师范大学经济与工商管理学院教授;

William A. Darity Jr.(1953—),男,美国杜克大学非洲人和非裔美国人研究中心教授;

Rhonda Vonshay Sharpe(1966—),女,美国杜克大学非洲人和非裔美国人研究中心副教授。

提出了 2020 年户籍人口城市化率达到 45% 的发展目标,但该指标仍将低于预期常住人口城市化率 15 个百分点。城镇户籍供给不足意味着在未来很长一段时间内仍将有大量农民工不得不以农民的身份在城市工作和生活。

农民身份不仅将农民工阻隔在水平较高的城镇社会保障制度之外,而且还将他们大量挤入了城市低端劳动力市场,形成了具有中国特色的就业机会户籍不平等现象。20 世纪 90 年代中后期以来,中外学者密切关注中国劳动力市场的户籍不平等现象,他们证实了农民工和城镇职工在职业(Meng 和 Zhang, 2001;李骏和顾燕峰,2011)、行业(严善平,2006 和 2007)和所有制(王美艳,2005;田丰,2010;Démurger 等,2012)等方面的就业分布不平等,在相当大的程度上不是因为个人禀赋差异,而是源于户籍歧视。

中国在 21 世纪的第一个十年迈过了“刘易斯拐点”,人口红利不再,未富先老迹象显现,劳动力市场上的就业户籍歧视妨碍了劳动力的自由流动,降低了劳动力资源的配置效率,恶化了当前劳动力供给迅速下降的问题。同时对农民工的差别对待,侵害了农民工的平等就业权利,违背了社会公平正义的原则。因此,正确认识就业机会户籍歧视的本质和发生机理,准确把握就业机会户籍歧视的具体表现和发展趋势,具有重要的理论和现实意义。本文将从以下几个方面丰富和拓展现有研究:

首先,通过深度辨析劳动力市场分割理论和歧视经济学两大理论的联系,明确界定就业机会户籍歧视的本质内涵。劳动力市场普遍存在市场分割和就业分布的群体差异,但分割不等于歧视,群体间就业分布差异也不一定是歧视的结果。清晰界定概念是研究的重要基础,本文将尝试界定就业机会户籍歧视的本质内涵以为后续研究提供理论基础。

其次,限于微观数据的可得性,现有研究大多只能使用单个年份或区域性数据对某一个维度的就业机会户籍歧视进行实证分析。本文将使用 CHIPS2002 年和 2007 年两年的全国性数据,运用多元 *logit* 模型,在职业、行业和所有制三个维度上,对就业机会户籍歧视的状况进行全面的实证分析,并揭示就业机会户籍歧视从 2002 年到 2007 年的变化趋势。

最后,现有研究通常仅关注农民工和城镇职工之间的人力资本差异对两群体就业分布差异的单向影响,而忽视了就业机会的户籍歧视反过来也会影响两者的人力资本积累。本文将重点分析就业机会人力资本回报差异对农民工人力资本投资决策的影响,以拓宽对两者关系的认识。

本文结构如下:第二部分在文献综述和理论分析的基础上界定就业机会户籍歧视的本质内涵;第三部分介绍数据并作统计性描述;第四部分介绍主要计量方法;第五部分考察户籍对就业机会的影响及其变化趋势;第六部分分析人力资本就业机会回报的户籍差异;第七部分是全文的结论。

二、理论分析

(一)劳动力市场分割理论

劳动力市场分割虽然不等同于就业机会歧视,但却构成了就业机会歧视的前提。二元劳动力市场理论(Doeringer 等,1971)的提出是现代劳动力市场分割理论的开端。与新古典劳动力市场理论强调完全竞争不同,劳动力市场分割理论认为法律和制度等非市场因素会对就业岗位的分配产生影响,即劳动力市场并非是完全竞争的。例如,二元劳动力市场理论将劳动力市场划为优劣不同的两个等级:一级市场提供收入高、晋升机会多、工作条件优良且稳定的好工作;而二级市场则提供收入相对较低、待遇差且不稳定的工作。由于工会力量和

企业内部的晋升制度等因素的存在,符合条件的劳动力并不能自由进入一级劳动力市场,进而会导致一、二级劳动力市场之间出现割裂和断层。

20世纪80年代以来,新凯恩斯主义者提出的效率工资(Bulow和Summers,1986)和内部人—外部人(Lindbeck和Snower,1990)等模型支持分割性的劳动力市场的存在。而阿克洛夫等(2010)的最新理论成果“身份经济学”则指出,人们的身份认同会对行为决策产生影响,可以用来分析劳动力市场的分割现象。例如,当女性从事传统的男性职业时会使双方同时遭受效用损失,因而劳动力市场上长期存在职业的性别分割。

激进学派从阶级对立的立场出发,认为劳动力市场分割是阶级利益对立的结果。早期的激进经济学家指出,雇主为了应对工人阶级不断加强联合的形势,人为制造劳动力市场层次性以“分化与控制”工人阶级(Reich等,1973;Edwards,1979)。而同样遵循阶级分析传统,Darity(2005)等经济学家最近提出了“分层经济学”理论,强调群体间对物质利益的争夺根深蒂固,而劳动力市场的分割正是群体间物质利益争斗的结果之一。

(二)歧视经济学

歧视经济学的出现早于劳动力市场分割理论。西方学者早就观察到劳动力市场上长期存在显著的种族和性别收入差异,而这个差异似乎并不能完全用禀赋差异进行解释。Becker(1957)的个人偏好歧视理论是现代歧视经济学的开端,他曾指出黑人工资低于白人是因为白人雇主、白人雇员和白人消费者偏好白人的劳动、歧视黑人劳动者的结果。随后,学者们发展出各种模型描述歧视传导的机理,如统计性歧视(Phelps,1972;Arrow,1973)认为,雇主甄别单个雇员能力的成本很高,因而倾向于雇佣在统计学上平均人力资本水平更高的群体,如白人和男性,进而对有色人种和女性产生了歧视。

20世纪80年代以后,学者们开始研究劳动力市场上的歧视对行为主体进入市场前的状态的影响(Lundberg和Startz,1983;Card和Krueger,1992;Neal和Johnson,1996)。他们发现,如果劳动力市场上存在歧视,被歧视群体会形成人力资本低回报预期,从而减少人力资本投资,最终导致被歧视群体与被优待群体两者人力资本差距难以缩小。学者们将此类由市场歧视所致的进入市场前的个人禀赋差异定义为“前市场歧视”。

(三)劳动力市场分割理论和歧视经济学的结合

现代劳动力市场分割理论产生之后,立即被歧视经济学所吸收,用于解释群体间就业机会的不平等。以劳动力市场存在“好工作”和“差工作”的分割为前提,就业机会歧视理论指出,如果先赋特征不同的劳动者不成比例地集中于不同层级的劳动力市场,如女性、黑人总是处于较低层级的劳动力市场,而男性、白人则大量居于高层级的劳动力市场,且这种就业分布的差异不能由人力资本等禀赋差异解释,那么就可以判定存在就业机会歧视。在实践上,Bergmann(1971和1974)使用拥挤模型解释了女性、黑人为何总是集中分布在低端职业;Brown(1980)将职业分布差异引入性别工资差异的分解中;Reid和Rubin(2003)则纵向考察了美国1974年—2000年在四类劳动力市场上性别和种族收入差距的变化情况。

(四)劳动力市场就业机会户籍歧视的本质内涵

综上所述,劳动力市场分割和就业机会歧视既有联系又有区别。劳动力市场分割的本质在于劳动力市场的制度性分层,表现为劳动者在进入一级劳动力市场时遭遇制度性壁垒,劳动力市场分割妨碍了劳动力的自由流动,损害了劳动力市场的资源配置效率。歧视的本质是权利侵害(章莉等,2014)。就业机会歧视通常以劳动力市场分割为前提,但其本质却在于就业机会权利的不公平配置,表现为特定群体因为具有某种先赋特征而难以进入一级劳

动力市场,就业机会歧视不仅有损效率而且违背社会公平正义原则。据此,劳动力市场的就业机会户籍歧视是以劳动力市场存在分割为前提,以农民工群体进入一级劳动力市场时遭受户籍壁垒为表现,以农民工的平等就业机会权利被侵害为本质的经济歧视现象。

三、数据和统计性描述

中国家庭收入调查数据 *CHIPs* 是全国家庭住户收入调查的权威数据之一,其问卷由国内外相关领域专家合作设计,历次调查均得到国家统计局的支持,由北京师范大学收入分配研究院执行管理。*CHIPs* 目前对外公开了 1988 年、1995 年、2002 年和 2007 年 4 轮调查数据,从 2002 年开始调查样本增加了流动人口数据。*CHIPs* 数据内容丰富,不仅包含被调查者的年龄、性别、婚否、教育水平等个人信息,而且提供了工资收入、工作时间和社会保障状况等社会经济状况信息,以及所在职业、行业等工作信息。在留取了 16—60 岁、工资收入大于 0,并删除信息不全和明显错误的样本之后,本文最终使用的 2002 年数据中有城镇职工样本 6 157 个,农民工样本 2 903 个,2007 年数据中有城镇职工样本 5 774 个,农民工样本 6 513 个。

根据研究主题,本文将就业岗位在三个维度上进行分类:根据职业声望(李强,2012),将 7 种职业分为白领、蓝领和服务业三大类;遵循岳希明等(2010)的方法,将 20 类行业分为垄断、竞争和其他三个类别;根据企业所有制性质,将 16 种所有制部门划分为国有、集体、私营、外资和个体经营五大类。^① 由于白领职业、垄断行业和国有企业提供的工作岗位和同维度的其他类型工作相比具有收入水平高、职业声望高、工作稳定和福利待遇完备等优点,本文将这些工作岗位界定为一级市场上的“好工作”。

表 1 显示,2002 年和 2007 年,农民工和城镇职工的就业岗位分布存在显著的差异。*Duncan* 系数^②也初步揭示出劳动力市场存在着较为严重的就业户籍分割,在两个年份的各个维度上,若想和城镇职工具有相同的就业分布,40%—90%的农民工需要更换工作。

具体而言,在职业分布上,2002 年将近 80%的城镇职工就业于收入水平最高的蓝领和白领岗位,与之相对应,86%的农民工就业于收入水平最低的自我雇佣和服务业岗位。2007 年情况依旧,与接近 60%的城镇职工分布于白领岗位相比,超过 60%的农民工就业于收入水平最低的服务行业。行业分布情况与职业分布类似,在两个年份中就业于收入较高的非竞争行业的城镇职工比例都在 70%左右,而 70%的农民工就业于收入最低的竞争性行业。

所有制部门的就业分布情况有所不同。2002 年农民工和城镇职工各自集中就业于具有相对收入优势的所有制部门,但是 2007 年农民工的所有制部门就业相对优势却丧失了。表 1 显示,2002 年 90%的农民工就业于工资水平排名第一的私营企业和排名第三的个体企业;同年,58%的城镇职工就业于收入排名前两位的国有企业和外资企业。可是到了 2007 年情况却发生了转变。超过 60%的城镇职工仍集中就业于具有相对收入优势的国有企业和外资企业;而私营和个体部门虽然完全丧失了收入优势,却依然有超过 80%的农民工滞留于这两个部门,就业岗位所有制分布呈现出恶化趋势。

^①附录 A 中列出了详细的分类方法。

^②*Duncan* 系数计算公式为: $D = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^k |u_i - m_i|$, 其中, u_i 和 m_i 分别表示城市职工和农民工在第 i 个工作岗位上的就业比例。

表1 就业分布的统计性描述

		2002年				2007年			
		就业分布(%)		小时工资(均值)		就业分布(%)		小时工资(均值)	
		城镇职工	农民工	城镇职工	农民工	城镇职工	农民工	城镇职工	农民工
职业	白领	39.06	6.96	5.84	4.18	58.76	10.19	16.92	7.69
	服务业	14.7	26.97	3.11	2.57	23.76	62.14	11.75	6.18
	蓝领	39.39	6.99	4.3	3.45	17.47	27.67	11.37	7.47
	自我雇佣	6.85	59.08	3.39	2.92				
	Dunca 系数	64.5		48.6					
行业	垄断	18.04	3.44	6.04	3.95	21.18	4.61	15.95	8.5
	竞争	31.38	77.09	3.82	2.75	28.18	67.73	12.35	6.36
	其他	50.58	19.46	4.7	3.58	50.64	27.67	15.53	7.2
	Dunca 系数	45.7		39.5					
所有制	国有企业	54.31	6.82	5.29	2.71	58.69	9.18	15.76	7.48
	集体企业	10.8	3.75	3.63	2.81	6.22	4.24	14.17	8.6
	私营企业	18.71	9.99	4.43	3.65	18.55	40.17	12.49	6.53
	外资企业	3.41	0.59	6.13	3.39	4.78	4.94	21.81	8.87
	个体企业	12.77	78.85	2.87	2.89	11.76	41.47	10.46	6.21
	Dunca 系数	88.9		71.3					
	样本数	6 157	2 903	6 157	2 903	5 774	6 513	5 774	6 513

注:2002年问卷中职业分类有个体户一项,2007年不再有这一项。

表2 个人特征和生产力变量的统计性描述

		2002年			2007年		
		城镇职工	农民工	差异	城镇职工	农民工	差异
连续变量	年龄	40.3	34.3	6.1	40	31.5	8.5
	受教育年限	10.8	8.0	2.8	12.2	8.9	3.3
	工作经验	15.2	5.2	10.0	12.9	4.7	8.2
离散变量(%)	男性	57.15	56.46	0.69	57.2	58.15	-0.95
	已婚	87.83	90.08	-2.25	84.46	64.16	20.3
	培训经历	23.96	15.95	8.01	40.47	24.18	16.29
	样本数	6 157	2 903		5 774	6 513	

注:2002年工作经验为在本单位工作时间,2007年为当前职业的工作时间。

尽管如此,由于两个群体的禀赋特征差异明显,我们并不能判断出农民工的就业分布劣势究竟是源于歧视还是源于禀赋劣势。如表2所示,首先,农民工和城镇职工之间的个体差异特征明显。农民工总体上年纪较轻,单身比例较高,工作经验和培训经历都较少。

另外,农民工的人力资本指标不仅明显低于城镇职工,而且还呈现恶化趋势。以受教育年限为例,虽然5年间两个群体的受教育程度都有所提高,但是两者的差异却由2002年的2.8年扩大到2007年的3.3年。与受教育年限类似,两个群体中接受培训的工人比例差距也从2002年的8个百分点上升到了2007年的16个百分点。显然,禀赋差异也会对两群体的就业分布产生影响。

四、方法

本文将使用多元logit模型(Bazen,2011)分析表2中各禀赋特征差异对表1中各维度就业分布差异的影响。多元logit模型(Bazen,2011)的基本表达式为:

$$P_{ij} = \text{prob}(y_{ij} = j | x_i) = \frac{e^{\beta_j x_i}}{\sum_{k=1}^J e^{\beta_k x_i}} \quad (i=1, \dots, N; j=1, \dots, J) \quad (1)$$

其中, N 是样本数, J 是就业类别数, x_i 是第 i 个样本的特征变量向量。由于多元 *logit* 模型的回归系数不能直接用于解释, 通常需要计算各结果的相对风险发生比(RRR)和各变量的边际效应(ME)。RRR 指数反映自变量 r 变化一个单位导致因变量发生比的相对变化, 其表达式为:

$$RRR_{mr} = \frac{\partial rr_{mk}}{\partial x_r} \quad (2)$$

在结果类型超过两个, 即 $J > 2$ 的多元 *logit* 模型中, 只能计算某一类结果 $j = m$ 相对于另一个结果 $j = k$ 发生的可能性, 即相对发生比, 其表达式为:

$$rr_{mk} = \frac{\text{prob}(y_{ij} = m | x_i)}{\text{prob}(y_{ij} = k | x_i)} = \frac{e^{\beta_m x_i}}{e^{\beta_k x_i}} \quad (3)$$

在多元 *logit* 回归中通常还需要将某一个参照组类别的系数设定为 0 ($\beta_1 = 0$) 进行标准化以解决唯一性问题(Borooah, 2002), 则参照组发生的概率就为:

$$P_{i1} = \text{prob}(y_{ij} = 1 | x_i) = \frac{1}{\sum_{k=1}^J e^{\beta_k x_i}} \quad (4)$$

由此, 当固定 $k = 1$ 时, $j = m$ 发生的相对可能性就为:

$$rr_{m1} = \frac{\text{prob}(y_{ij} = m | x_i)}{\text{prob}(y_{ij} = 1 | x_i)} = e^{\beta_m x_i} \quad (5)$$

于是, 式(2) 计算的相对发生比最终转化为:

$$RRR_{mr} = \frac{\partial rr_{m1}}{\partial x_r} = e^{\beta_m x_i} \quad (6)$$

最终, 通过计算 $e^{\beta_m x_i}$ 的数值, 就可以得到自变量 r 变化一个单位所引起的相对于参照组类别, 结果 m 发生的可能性增加了多少(Borooah, 2002)。同理, 通过计算 $RRR_{murban} = e^{\beta_m x_i}$, 可以得到相对于参照结果, 城镇职工获得 m 类工作的机会是农民工的多少倍。

单个自变量对结果发生可能性的边际效应可以用 ME 指数来表示:

$$ME_{mr} = \frac{\partial \text{prob}(y_j = m)}{\partial x_r} \quad (7)$$

它表示自变量 r 变化一个单位时, 结果 m 发生的绝对可能性将会变化多少。

五、户籍对就业机会获得的影响

(一) 就业机会的户籍效应

本文计算就业机会户籍歧视的步骤为: (1) 在农民工和城镇职工的混合样本中加入城市户籍虚拟变量; (2) 在控制了年龄、性别、婚姻状况、受教育年限、培训经历和工作经历变量时, 对全样本进行多元 *logit* 回归, 得到城市户籍虚拟变量的 β 系数, 在表 3 中记为 *Urban*; (3) 根据公式(6) 计算 $RRR_{m,urban}$ 以显示就业机会的户籍效应, 即表 3 中的 RRR。

估计结果显示: 首先, 绝大部分 *Urban* 值都在 1% 的水平上显著, 说明户籍状态对就业机会确实有影响。其次, RRR 的数值显示城市户籍的确赋予了城镇职工以就业优势。具体而言: (1) 从职业维度看, 相对于就职于收入较低的服务业, 城镇职工获得白领工作的机会在 2002 年和 2007 年分别是农民工的 2.6 和 4.6 倍; (2) 从行业维度看, 相对于进入收入最低的

竞争性行业,城镇职工进入垄断行业的机会在2002年和2007年分别是农民工的7.4倍和7.9倍;(3)从所有制维度看,相对就业于个体企业,城镇职工进入国有企业的可能性在2002年和2007年分别是农民工的12.8倍和6.7倍。

表3 户籍对就业机会的影响^①

	类别1—类别2	2002年		2007年	
		Urban	RRR	Urban	RRR
职业获得	白领—蓝领	-1.1253***	0.32	1.4268***	4.17
	白领—服务业	0.9681***	2.63	1.5276***	4.61
	蓝领—服务业	2.0934***	8.11	0.1008	1.11
行业准入	垄断行业—其他行业	0.7559***	2.13	1.226***	3.41
	垄断行业—竞争行业	2.0068***	7.44	2.0396***	7.69
	其他行业—竞争行业	1.2509***	3.49	0.8136***	2.26
所有制准入	SOE—COE	0.5237***	1.69	0.8246***	2.28
	SOE—POE	0.6936***	2.00	1.6827***	5.38
	SOE—FOE	-0.2025	0.82	1.3826***	3.99
	SOE—IOE	2.5523***	12.84	1.8982***	6.67
	COE—POE	0.1699	1.19	0.8581***	2.36
	COE—FOE	-0.7262**	0.48	0.558***	1.75
	COE—IOE	2.0286***	7.60	1.0735***	2.93
	POE—IOE	1.8587***	6.42	0.2155***	1.24
	FOE—POE	0.8962***	2.45	0.3001***	1.35
	FOE—IOE	2.7548***	15.72	0.5155***	1.67

注:***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。下表同。

表3还显示,与2002年相比,2007年就业机会户籍歧视在大多数维度上出现了恶化趋势。这反映了就业分布似乎出现了类似于收入分配的“负滴漏效应”(Greenwood和Holt, 2010),即城镇职工和农民工的就业不平等状况没有随着经济增长自然而然地得到缓解,反而呈现出扩大趋势。2002年—2007年就业机会户籍歧视的恶化状况,在某种意义上反映出经济发展优先改善城镇职工就业结构的倾向。本文认为导致就业机会出现“负滴漏效应”的因素可能包括以下几个方面:出于统计性歧视,企业通常会将“好工作”优先分配给平均人力资本水平更高的城镇职工;地方政府为了完成就业指标,要求企业尤其是和其关系密切的国有企业、垄断企业优先安排城镇职工就业;与当地城镇职工相比,外来农民工的社会资本劣势明显,缺乏觅得“好工作”的社会关系网络。

(二)就业机会的反事实分布

对两个群体进行反事实模拟后就业分布情况将发生巨大变化,具体如表4所示。例如,如果遵从城镇职工的就业规则,2002年农民工成为白领、进入垄断行业和被国有企业雇佣的比例将会分别提高6、11和20个百分点;而2007年改善幅度更大。与之相反,如果遵从农民工的就业规则,2002年城镇职工中分别有13%、11%和40%的人将从白领职业、垄断行业和国有企业中转移到相对劣势岗位;2007年转移幅度也更大。两个群体实际就业分布和反事实就业分布之间的显著差距再次证实了就业机会户籍歧视的存在:如果农民工受到

^①由于共需考察两个年份中职业(3类)、行业(3类)和部门(5类)三个维度的就业分布,要得到表3的全部值需要22次回归,同时需要22张表格显示结果。受篇幅所限,我们仅在附录B中列出了2002年行业进入的logit回归结果。如果读者需要其余回归结果,可以向作者索取。

城镇职工的同等待遇,他们的就业分布状况将大为改善;反之,如果城镇职工遵从农民工的就业规则,他们的就业优势则将大为减少。

表 4 就业机会的实际分布和反事实分布(%)

	2002 年				2007 年			
	城镇职工		农民工		城镇职工		农民工	
	实际分布	反事实分布	实际分布	反事实分布	实际分布	反事实分布	实际分布	反事实分布
白领	39.1	25.4	7	12.8	58.8	22.6	10.2	27.4
服务业	14.7	27	27	24	23.8	47.3	62.1	48.9
蓝领	39.4	7.8	7	44.1	17.5	30.1	27.7	23.7
自我雇佣	6.9	39.7	59.1	19.1				
垄断	18	6.5	3.4	14.3	21.2	6.9	4.6	22.3
竞争	31.4	62.6	77.1	46.5	28.2	62.1	67.7	45.2
其他	50.6	30.9	19.5	39.2	50.6	31	27.7	32.4
国有企业	54.3	14.7	6.8	26.8	58.7	15.9	9.2	30
集体企业	10.8	9.7	3.8	9.8	6.2	5.2	4.2	7.4
私营企业	18.7	15.8	10	21.9	18.6	41.4	40.2	28
外资企业	3.4	0.4	0.6	2.7	4.8	6.4	4.9	5.4
个体企业	12.8	59.5	78.8	38.8	11.8	31.1	41.5	29.3

尽管如此,表 4 的反事实估计结果同时也显示,即便同样遵循城镇职工的就业规则,农民工的就业分布劣势依然存在。例如,农民工 2007 年的反事实就业分布中分别有 49%、45%和 60%的农民工就业于低端的服务业、竞争性行业以及私营企业和个体企业;与之对比,遵从同样就业规则的城镇职工在这些低端岗位的实际就业比例仅有 24%、28%和 30%,显著低于农民工。显然,这个差别和户籍歧视无关,而是由两个群体的个体禀赋差异所致。

六、就业机会的人力资本回报

为了对比人力资本对两个群体就业机会获得的不同影响,我们对两个群体样本分别进行了多元 *logit* 回归,并根据公式(7)计算了人力资本就业机会的边际效应 *ME*。

表 5 显示,在绝大多数情况下,人力资本对获得好工作有正向效应。以 2007 年受教育年限的就业边际效应为例,多接受一年教育将使城镇职工得到白领工作和受雇于国有企业的概率分别提高 6.4 和 3.1 个百分点,同时将使农民工得到白领工作、进入垄断行业和受雇于国有企业的概率分别提高 1.7、0.6 和 0.9 个百分点。培训经历和受教育年限一样,具有就业机会正效应。工作经验的就业回报效应略显不同,与有工作经验的城镇职工更容易找到好工作相反,有工作经验的农民工反而更难找到好工作。这可能是因为农民工的工作岗位级别较低,对工作经验要求不高。

表 5 中的大部分维度显示,城镇职工就业机会的人力资本回报显著大于农民工。以受教育年限为例,2002 年多受一年教育将使城镇职工得到白领工作、进入垄断行业和受雇于国有企业的概率分别比农民工多提高 6.4、0.5 和 2.4 个百分点。培训经历和工作经验的情况与受教育年限类似。整体来看,表 5 中全部两个年份、三个维度、18 个单项人力资本就业机会边际效应的群体对比结果显示,农民工 16 个单项人力资本的就业机会回报都小于城镇职工。

表5 人力资本对就业机会获得的边际效应^①

		城镇职工			农民工			
		白领	服务业	蓝领	白领	服务业	蓝领	
2002年	职业获得	受教育年限	0.0813**	-0.0126**	-0.0566**	0.0171**	-0.0023	-0.0001
		培训经历	0.0630**	-0.0090	-0.0245	0.0487**	-0.0066	0.0226*
		工作经验	0.0034	-0.0138**	0.0147**	-0.0073**	-0.0291**	-0.0096**
	行业准入		垄断	竞争	其他	垄断	竞争	其他
		受教育年限	0.0089**	-0.0120**	0.0031	0.0043**	-0.0146**	0.0103**
		培训经历	0.0153	-0.0061	-0.0092	0.0301**	-0.0888**	0.0588**
	所有制准入		国有企业	集体企业	外资企业	国有企业	集体企业	外资企业
		受教育年限	0.0286**	-0.0099**	0.0046**	0.0049*	0.0022	0.0009
		培训经历	0.0191	0.0028	0.0050	0.0145	0.0045	0.0087*
2007年	职业获得	受教育年限	0.0641**	-0.0327**	-0.0314**	0.0166**	-0.0178**	0.0012
		培训经历	0.1076**	-0.0933**	-0.0143	0.0612**	-0.0011	-0.0602**
		工作经验	0.0069**	-0.015**	0.0082**	-0.0093**	0.0046	0.0047
	行业准入		垄断	竞争	其他	垄断	竞争	其他
		受教育年限	-0.0018	-0.0233**	0.025**	0.0058**	-0.0265**	0.0207**
		培训经历	0.0327**	-0.0503**	0.0175	0.0071	-0.0172	0.01
	所有制准入		国有企业	集体企业	外资企业	国有企业	集体企业	外资企业
		受教育年限	0.0307**	-0.0044**	0.0029**	0.0088**	0.0031**	0.008**
		培训经历	0.0931**	-0.0142*	0.0217**	0.0247**	-0.0016	-0.0171*
	工作经验	0.0171**	-0.0001	-0.0012	-0.001	0.0013	0.011**	

通常我们会用农民工就业机会的人力资本回报低于城镇职工来证明劳动力市场上存在就业机会的户籍歧视。其实,人力资本回报差异的负面影响还可能传递到劳动力市场之前。农民工在调查中时常反映他们感到在城市遭受到了种种不公正对待(李强,2012)。假设他们观察到多受教育无助于获得公平的就业机会,进而产生“知识无用”的想法,就会抑制其人力资本投资的积极性。此时,减少人力资本投资是农民工面对市场歧视的无奈之举,而非真正的自由意志。前市场歧视理论将市场主体因为歧视预期所致的人力资本差距归为“前市场歧视”。虽然受数据所限,我们无法证明前市场歧视的存在,但是仅把人力资本差距视为劳动力市场表现的原因,而忽视劳动力市场表现对人力资本积累的影响难免失之偏狭。缪尔达尔(1944)就曾指出美国黑人问题是三种因素相互作用的累积结果:一是白人反对黑人的行动;二是黑人的贫困状态;三是黑人较低的人力资本状态及非主流的文化特征。他强调歧视的累积效应。数据显示,2002年到2007年农民工和城镇职工受教育年限的差距从2.8年增大到3.3年,这或许与市场歧视的存在不无关系。

七、结论和启示

本文从理论和实证两个方面对劳动力市场上的就业机会户籍歧视进行了研究,界定了就业机会户籍歧视的本质内涵,测度了2002年到2007年就业机会户籍歧视的程度和发展趋势,考察了农民工和城镇职工之间人力资本差距和就业机会差距的相互关系。本文的主要结论如下:

^①本表结果基于第四部分的公式(1)和公式(7),且只保留了人力资本因素的边际效应。附录C中列出了职业获得的边际效应。受篇幅所限,其他两个维度的边际效应未列出,读者如果需要可向作者索取。

首先,中国劳动力市场上的就业机会户籍歧视的本质内涵为:以劳动力市场存在分割为前提,以农民工群体进入一级劳动力市场时遭受户籍壁垒为表现,以农民工的平等就业机会权利被侵害为本质的经济歧视现象。

其次,中国劳动力市场上存在多个维度的、较严重的就业机会户籍歧视,仅仅拥有城市户籍就能使城镇职工成为白领、进入垄断行业和受雇于国有企业的机会比农民工高出 2.6—12.8 倍,而如果农民工得到和城镇职工同样的就业机会,其在好工作岗位的就业人数比例将增加 1—3 倍。

再次,2002 年到 2007 年就业机会户籍歧视呈现出恶化趋势。就业机会户籍歧视的恶化趋势显示,在经济发展的过程中,城镇职工的就业结构优先得到了改善,而农民工仍大量滞留于低端就业岗位,就业机会分配存在“负滴漏效应”(Greenwood 和 Holt,2010)。

最后,城镇职工的就业机会人力资本回报显著高于农民工,这不仅是就业机会户籍歧视存在的证据,也可能是 2002 年到 2007 年农民工和城镇职工受教育年限差距扩大的原因。一旦形成歧视预期,劳动力市场上的歧视就可能通过累积性效应传递到劳动力进入市场之前,进而抑制农民工人力资本投资的积极性。

综上所述,为了缓解劳动力市场上的就业机会户籍歧视程度,需要加强以下几个方面的工作:首先,要进一步改善农民工就业的制度环境,将保障农民工平等就业机会权利作为各项工作的指导思想,加大平等就业权利的宣传,禁止企业在招工附加户籍要求,反对地方政府以保障地方就业为由干预企业自主招工,设立专门机构为农民工提供法律维权服务,对权利遭侵害的农民工实施救济。其次,要进一步完善农民工就业的市场环境,打破各种劳动力市场进入壁垒,打通农民工职业上升的通道,增强劳动力市场的竞争性和流动性。最后,要持续加大对农民工及其子女的教育培训投入,教育资源要向农村地区倾斜,缩小城市和农村的教育水平差距,为随迁子女提供公平的受教育机会,积极开展在职农民工的职业技术培训,增强其就业竞争能力。

附录 A. 行业,职业和企业所有制分类表

	类别	细目
行业	垄断行业	电力、燃气及水的生产和供应业,交通运输、仓储和邮政业,金融业,信息传输、计算机服务和软件业
	竞争行业	建筑业,批发和零售业,居民服务和其他服务业
	其他	农、林、牧、渔,采矿业,制造业,房地产业,租赁和商务服务业,科学研究、技术服务业和地质勘探业,水利、环境和公共设施管理业,教育,卫生、社会保障和社会福利业,文化、体育和娱乐业,公共管理和社会组织,国际组织
职业	白领	国家机关党群组织、企事业单位负责人,专业技术人员,办事人员和有关人员
	蓝领	农、林、牧、渔、水利生产人员,生产、运输设备操作及有关人员
	服务业	商业、服务业人员
	自我雇佣	个体和私营企业主(仅在 2002 年问卷中)
企业所有制	国有企业(SOE)	国有独资企业,国有控股企业,国有控股的合资企业,党政机关,国家、集体的事业单位
	集体企业(COE)	集体独资企业,集体控股企业,集体控股的合资企业,民办企事业单位
	私营企业(POE)	私营独资企业,私营控股企业,私营控股的合资企业
	外资企业(FOE)	外资独资企业,外资控股的合资企业
	私营企业(IOE)	个体

附录 B. 2002 年农民工和城镇职工行业进入机会的多元 logit 回归结果

		城镇职工			农民工			全样本		
		系数	标准差	RRR	系数	标准差	RRR	系数	标准差	RRR
垄断行业	城市户籍							2.0068***	0.1239	7.4391
	年龄	-0.0234***	0.0062	0.9769	0.0093	0.0152	1.0093	-0.0181***	0.0056	0.9821
	男性	0.6967***	0.0813	2.0070	1.2356***	0.2755	3.4404	0.7208***	0.0751	2.0560
	已婚	0.1916	0.1395	1.2111	0.6030	0.4365	1.8275	0.1590	0.1293	1.1723
	受教育年限	0.0930***	0.0145	1.0974	0.1503***	0.0431	1.1622	0.1045***	0.0134	1.1102
	培训经历	0.1075	0.0902	1.1135	1.0344***	0.2288	2.8135	0.2736***	0.0827	1.3146
	工作经验	0.1070***	0.0141	1.1129	-0.0987*	0.0566	0.9061	0.0792***	0.0130	1.0825
	工作经验平方	-0.0017***	0.0004	0.9983	0.0042	0.0029	1.0042	-0.0010***	0.0004	0.9990
常数项	-2.2032***	0.2835	0.1104	-6.0548***	0.7494	0.0023	-4.3968***	0.2464	0.0123	
其他行业	城市户籍							1.2509***	0.0696	3.4934
	年龄	-0.0223***	0.0047	0.9779	0.0072	0.0069	1.0072	-0.0149***	0.0039	0.9852
	男性	0.3566***	0.0623	1.4285	0.2324**	0.0999	1.2616	0.3221***	0.0523	1.3801
	已婚	0.3629***	0.1100	1.4375	-0.4172**	0.1626	0.6589	0.1712*	0.0926	1.1868
	受教育年限	0.0498***	0.0112	1.0511	0.0746***	0.0193	1.0775	0.0585***	0.0096	1.0603
	培训经历	0.0037	0.0724	1.0037	0.4332***	0.1240	1.5422	0.1397**	0.0628	1.1499
	工作经验	0.1262***	0.0108	1.1345	0.0226	0.0293	1.0229	0.1014***	0.0094	1.1067
	工作经验平方	-0.0019***	0.0003	0.9981	0.0006	0.0016	1.0006	-0.0013***	0.0003	0.9987
常数项	-0.8899***	0.2201	0.4107	-2.2190***	0.3082	0.1087	-2.2092***	0.1665	0.1098	

竞争行业(参照组)

附录 C. 农民工和城镇职工行业进入的边际效应

		2002 年				2007 年			
		城镇职工		农民工		城镇职工		农民工	
		ME	Std.Err	ME	Std.Err	ME	Std.Err	ME	Std.Err
垄断行业	年龄	-0.0013	0.0008	0.0002	0.0005	-0.0053***	0.0008	0.0003	0.0004
	男性	0.0681***	0.0103	0.0381***	0.0094	0.0705***	0.0111	0.041***	0.0065
	已婚	-0.0060	0.0183	0.0226	0.0141	-0.0203	0.0169	0.0149**	0.0074
	受教育年限	0.0089***	0.0018	0.0043***	0.0014	-0.0018	0.0018	0.0058***	0.0011
	培训经历	0.0153	0.0112	0.0301***	0.0076	0.0327***	0.0108	0.0071	0.0058
	工作经验	0.0038**	0.0018	-0.0034*	0.0018	0.0025	0.0019	-0.0013	0.0013
竞争行业	年龄	0.0044***	0.0009	-0.0013	0.0011	0.0025***	0.0008	-0.003***	0.0008
	男性	-0.0876***	0.0114	-0.0644***	0.0165	-0.0623***	0.0114	-0.0529***	0.0119
	已婚	-0.0622***	0.0200	0.0461*	0.0271	-0.006	0.0177	0.0457***	0.016
	受教育年限	-0.0120***	0.0021	-0.0146***	0.0031	-0.0233***	0.002	-0.0265***	0.0023
	培训经历	-0.0061	0.0135	-0.0888***	0.0195	-0.0503***	0.0117	-0.0172	0.0134
	工作经验	-0.0237***	0.0019	-0.0009	0.0047	-0.0138***	0.002	0.0108***	0.0029
其他行业	年龄	-0.0031***	0.0010	0.0010	0.0011	0.0028***	0.001	0.0027***	0.0008
	男性	0.0195	0.0129	0.0263*	0.0152	-0.0082	0.0132	0.0118	0.0113
	已婚	0.0683***	0.0236	-0.0688***	0.0248	0.0262	0.0209	-0.0606***	0.0153
	受教育年限	0.0031	0.0023	0.0103***	0.0029	0.025***	0.0022	0.0207***	0.0022
	培训经历	-0.0092	0.0146	0.0588***	0.0187	0.0175	0.0131	0.01	0.0128
	工作经验	0.0200***	0.0022	0.0042	0.0044	0.0113***	0.0022	-0.0095***	0.0028
观测值		6 157		2 903		5 774		6 513	

主要参考文献:

- [1]李骏,顾燕峰. 中国城市劳动力市场中的户籍分层[J]. 社会学研究,2011,(2):48—77.
- [2]李强. 农民工与中国社会分层(第二版)[M]. 北京:社会科学文献出版社,2012.
- [3]李强,胡宝荣. 户籍制度改革与农民工市民化的路径[J]. 社会学评论,2013,(1):36—43.
- [4]田丰. 城市工人与农民工的收入差距研究[J]. 社会学研究,2010,(2):87—105.
- [5]王美艳. 城市劳动力市场上的就业机会与工资差异——外来劳动力就业与报酬研究[J]. 中国社会科学,2005,(5):36—46.
- [6]严善平. 城市劳动力市场中的人员流动及其决定机制——兼析大城市的新二元结构[J]. 管理世界,2006,(8):8—17.
- [8]岳希明,李实,史泰丽. 垄断行业高收入问题探讨[J]. 中国社会科学,2010,(3):77—93.
- [9]章莉,李实,Darity Jr WA,等. 中国劳动力市场上工资收入的户籍歧视[J]. 管理世界,2014,(11):35—46.
- [10]Akerlof G A, Kranton R. Identity economics: How our identities shape our work, wages, and well-being [M].NJ:Princeton University Press, 2010.
- [12]Bazen S. Econometric methods for labour economics[M]. New York: Oxford University Press, 2011.
- [13]Becker G S. The economics of discrimination[M]. Chicago: University of Chicago Press, 1957.
- [14]Bergmann B R. The effect on white incomes of discrimination in employment[J]. Journal of Political Economy, 1971, 79(2): 294—313.
- [15]Borooah V K. Logit and probit : Ordered and multinomial models[M]. Calif: Sage Publications, 2002.
- [16]Brown R S, Moon M, Zoloth B S. Incorporating occupational attainment in studies of male-female earnings differentials[J]. The Journal of Human Resources, 1980, 15(1): 3—28.
- [17]Bulow J I, Summers L H. A theory of dual labor markets with application to industrial policy, discrimination, and Keynesian unemployment[J]. Journal of Labor Economics, 1986, 4(3): 376—414.
- [18]Card D, Krueger A B. School quality and black-white relative earnings: A direct assessment[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1992, 107(1): 151—200.
- [19]Darity W. Stratification economics: The role of intergroup inequality[J]. Journal of Economics and Finance, 2005, 29(2):144—153.
- [20]Démurger S, Li S, Yang J. Earnings differentials between the public and private sectors in China: Exploring changes for urban local residents in the 2000s[J]. China Economic Review, 2012, 23(1): 138—153.
- [21]Doeringer P B, Piore M J A. Internal labor markets and manpower analysis[M]. Cambridge:Massachusetts Inst.of Tech, 1971.
- [22]Edwards R. Contested terrain: The transformation of the workplace in the twentieth century[M]. New York: Basic Books, 1979.
- [23]Greenwood D T, Holt R P F. Growth, inequality and negative trickle down[J]. Journal of Economic Issues, 2010, 44(2): 403—410.
- [24]Lindbeck A, Snower D J. Segmented labor markets and unemployment[R]. Seminar Paper No. 483, Institute for International Economic Studies, University of Stockholm,1990.
- [25]Lundberg S J, Startz R. Private discrimination and social intervention in competitive labor market[J]. The American Economic Review, 1983, 73(3):340—347.
- [26]Meng X, Zhang J S. The two-tier labor market in urban China[J]. Journal of Comparative Economics, 2001, 29(3):485—504.
- [27]Myrdal G, Sterner R M E, Rose A M. An American dilemma: The Negro problem and modern democracy[M]. New York: Harper & brothers, 1944.
- [28]Neal D A, Johnson W R. The role of premarket factors in black-white wage differences[J]. Journal of Political Economy, 1996, 104(5):869—895.

- [29]Phelps E S. The statistical theory of racism and sexism[J].The American Economic Review,1972,62(4): 659—661.
- [30]Reich M, Gordon D M, Edwards R C. A theory of labor market segmentation[J]. American Economic Review, 1973, 63(2):359—365.

The Discrimination in Job Obtainment by Hukou in Labor market in China and Its Change Trend

Zhang Li¹, Li Shi², William A. Darity Jr.³,
Rhonda Vonshay Sharpe³

(1.School of Economics, Nanjing University of Finance and Economics, Nanjing 210023, China;

2.Business School, Beijing Normal University, Beijing 100875, China;

3. African & African American Studies, Duke University, Durham NC 27708, USA)

Abstract: This paper firstly clarifies the differences and connection between the theory of labor market segmentation and the economics of discrimination, and defines the hukou inequality of job distribution in Chinese labor market as economic discrimination whose essence is some harm to equal rights to employment enjoyed by migrant workers. Then it utilizes the data of CHIP 2002 and CHIP 2007 to investigate the situation and change trend of the discrimination in job obtainment by hukou through a multinomial logit model. It comes to empirical results as follows: firstly, different from their urban counterparts, there is significant hukou discrimination against rural migrants in three dimensions in terms of occupational attainment, access to the industrial sectors, and access to enterprises of different ownership; secondly, compared with 2002, the discrimination in job obtainment against rural migrants is deteriorating in 2007, reflecting the “negative trickle-down effect” in job distribution in the process of economic development; thirdly, lower returns to human capital in job opportunities for rural migrants may thwart their enthusiasm for investing in their human capital and induce pre-market discrimination. Based on the theoretic and empirical analysis, this paper provides relevant policy suggestions about the relief from the discrimination in job obtainment by hukou.

Key words: job obtainment; discrimination by hukou; rural migrant

(责任编辑 石头)