
中国城乡户籍一元化改革与劳动力职业分布

宋锦 李实*

内容提要 本文根据全国第五次人口普查和 2005 年人口抽样调查数据,采用线性概率模型、Oaxaca/Blinder 分解和双差分评估方法考察了户籍对职业机会的影响规模和构成,估计了城乡户籍一元化改革对不同户籍劳动力职业分布的作用。研究结果显示:户籍一元化改革改善了本地农村劳动力的职业机会,但在一定程度上挤出了外地劳动力。这使得改革地区内部的农业和非农业户口之间的就业壁垒有所减弱,而本地与外地户口之间的壁垒有所加强,可能会影响到改革地区未来的劳动力供给来源和规模。

关键词 城乡户籍一元化改革 迁移劳动力 职业分布

一 问题的提出

户籍制度改革长期以来一直是学术界和政策制定者关注的热点问题。随着市场化改革的推进,中国计划经济体制遗留下来的城乡分割户籍制度对经济长期发展和改革的阻碍作用日益凸显。城乡分割的户籍制度不仅带来了不同社会人群有差别性的政治、社会和经济权利,而且带来了农民的歧视和不公平待遇,导致城乡之间和城镇内部劳动力市场的分割,降低了劳动力资源配置的效率,扩大了城乡之间的收入差距。虽然学术界对户籍制度改革的呼声很高,对其产生的积极作用有基本共识,可是在理

* 宋锦:中国社科院世界经济与政治研究所经济发展室 电子邮箱:songjin@cass.org.cn;李实:北京师范大学经济管理学院。作者感谢两位匿名审稿人对文章提出的详细建议和意见。本文的初稿于 2013 年 1 月在社科院世界经济与政治研究所内报告,作者对于报告会上钟笑寒和邢春冰等与会专家提出的建议深表感谢。当然,文责自负。

本文部分受到中国社科院世界经济与政治研究所重点课题“劳动力市场分割与中国劳动力迁移”的资助。

论研究和经验分析上没有取得很大进展。从理论上讲,户籍制度改革对城乡劳动力市场的演进会产生多重效应。首先,它有助于城乡之间劳动力的自由流动,有利于劳动力资源的优化配置(钟笑寒,2006);其次,它会带来城乡之间劳动力价格的趋同,有助于缩小城乡之间收入差距(Whalley和Zhang,2006);再次,它会给城镇市场中外来劳动力(尤其是农民工)带来更多的就业机会和更加平等的劳动报酬(李实,2010);最后,它有助于外来人口更快地融入城市社会,鼓励消费,推动经济增长,实现和谐平稳的城市化进程(国务院发展研究中心课题组,2010)。对户籍制度改革的效应进行理论推断只是研究问题的一个方面,对推断和假说进行经验验证是深化问题研究的重要步骤。从一定意义上说,不同省份户籍制度改革的时机、力度和方式的不同在很大程度上反映出地方政府利益权衡的结果,都可以纳入新政治经济学的分析框架。然而,正是由于不同地区在推进户籍改革的过程中出现了不同步现象,才有可能对改革的效应加以分析。本文基本思路正是利用模拟考察自然实验的方法,使用获得的调查数据和计量分析工具,对处于不同改革阶段的省市加以比较分析,以检验户籍改革的效应。

近年来,中国的户籍制度在缓慢地改革和调整。从2001年起,中国先后有9个省宣布取消农业户口与非农业户口划分,统一按照实际居住地登记为居民户口。^①改革之后,户口登记簿上登记的户口性质项被取消,与户口性质挂钩的公共福利和社会管理政策,如计划生育、退伍安置、社会保障、土地承包等仍然暂时按照原有方式执行。^②以广州市为例,广州城乡户籍一元化改革以取消“农业户口”和“非农业户口”划分、统一登记居民户口为第一步。由公安部门在居民户口底册上对原农业和非农业户口人员加注相关标识,社会保障等相关职能部门根据标识按原户籍身份适用政策。经过“过渡期”后,各职能部门逐步改革配套政策,实现城乡“同是居民、同等待遇”。最终跨出第三步,即公安部门取消农业和非农业户口人员标志,真正实现“户籍一元化”。^③根据这些政策我们看到,尽管公共福利的差异在短时间内得以维持,由于取消户籍身份名义差别使得本地城乡劳动者在市场上求职择业的过程中已经不具有身份上的制度性差异,这对于统一城乡劳动力市场具有里程碑式的意义。

① 包括福建(2001年12月)、江苏(2002年11月)、四川(2003年1月)、河北(2003年10月)、湖南(2003年10月)、山东(2004年10月)、云南(2008年1月)、辽宁(2009年4月)、陕西(2010年1月)。参见各省公布的有关户籍制度改革文件。

② 例如《阿拉善盟深化户籍管理制度改革实施方案》(阿署办发(2008)14号)。

③ 《中共广州市委办公厅、广东省广州市人民政府办公厅关于推进城乡户籍制度改革的实施意见》(穗办(2009)18号)。

在户籍改革可能对城乡劳动者就业机会带来的各方面影响中,职业分布受到的影响最值得关注。因为相较收入水平、工作时长等其他就业特征而言,职业分布最能体现劳动者受到的制度性约束。长期以来,地方政府为保护本地劳动力不受冲击,往往制定一系列地方性法规,通过约束用人单位对迁移劳动者所能从事的职业进行限定。以河北省为例,1998年河北省劳动厅下发了文件,对允许和限制招用农民工的行业和工种岗位做出明确规定,其中,允许招用农民工的岗位包括纺织、化工、城建等行业的车工、力工、电工、清洁等近400个工种,全部集中于“脏、累、重、险”等工作,而更加安全、体面且报酬优厚的行业和岗位则限制农民工进入。^①这样的规定显然形成了不同户籍身份劳动者在就业上的严峻屏障,明显约束了农村劳动者的就业机会。2004年底,国家出台《关于进一步做好改善农民进城就业环境工作的通知》,第一条规定就要求清理和取消针对农民进城就业方面的歧视性规定和职业工种限制。^②由此可见户籍身份对农村劳动力就业有重要影响。2001年开始,一些省份开始了户籍一元化改革,此后本地城镇和农村劳动力在就业和择业过程中不再具有户籍身份上的差异,也使得就业限制的规定对本地农村劳动者不再具有执行依据,而外地劳动者理论上没有在这样的户籍改革中受益,这就使他们的就业机会有所差异。基于此,本文将职业分布为主要对象,考察城乡户籍一元化改革对不同户籍身份劳动者就业机会的影响,检验户籍改革对劳动力市场的作用,并提出相应的政策建议。

二 对已有文献的简要回顾

劳动力流动是劳动力资源实现有效配置的一种不可或缺的条件,学术界对其所带来的积极效应做了很多分析。劳动力流动有利于促进投资和消费、增加内需、刺激经济发展(World Bank,2005;国务院发展研究中心课题组,2010);促使城市达到最优规模,大幅提高劳动生产率(Au和Henderson,2006)。在微观层面上,农村劳动力的外出就业对增加农村居民收入、减少农村贫困、缩小城乡居民之间收入差距有重要作用(李实,1999、2010;Whalley和Zhang,2006;都阳和Albert Part,2006)。近年来,中国农村劳动力向城市大规模流动与城乡工资差距扩大并存,陈钊和陆铭(2008)认为这是劳动力迁移政策向城市居民利益倾斜的结果。通过户籍身份等制度性约束,城市控制农村劳动力进城的数量,从而压低进城劳动力的工资,减弱了劳动力迁移本应发挥的

① 《河北省劳动厅关于允许和限制招用农民工的行业及工种岗位的通知》(冀劳[1998]16号)。

② 例如,《国务院办公厅关于进一步做好改善农民进城就业环境工作的通知》(2004)。

缩小收入差距的作用。Poncet(2006)和 Bao 等(2009)发现户籍制度对劳动力迁移规模有显著的束缚作用,随着户籍约束的放松,迁移人口的规模和结构都发生了变化。孙文凯等(2011)总结了中国 16 个省份 1998~2006 年间实行的户籍改革,并通过双差分(Difference-in-Difference, DID)的方法对比了其中 8 个省份的数据,考察了改革对于农村劳动力流动的影响,包括农村劳动力外出务工总量、向大中城市流动的数量和务工时间等,发现户籍改革对短期劳动力流动没有显著影响,户籍改革在引导农民工流动方面作用有限。与这篇文章类似,邢春冰和聂海峰(2010)也采用了 DID 方法考察了户籍改革对婚姻市场的影响。文章发现,由于父母的户口性质决定着子女的户口性质,中国 1998 年以前子女只能随母落户的政策明显影响了不同户籍间的通婚情况,户籍分割在婚姻市场同样存在,而 1998 年执行的子女自愿随父随母落户的改革显著提高了城镇男性与农村女性之间的通婚比率,从而对人口流动产生了一定影响。

与此同时,很多学者关注了农村劳动力迁入城镇市场后所面临的就业机会和工资差距问题(Alexander 和 Chan,2004;严善平,2007;Chan,2010)。Meng 和 Zhang(2001)发现流动劳动力与城镇居民之间职业分割严重,且受到了非常明显的工资歧视。王美艳(2005)综合单位所有制形式和职业类型两个标准对就业岗位进行了划分,发现流动劳动力与城镇劳动力之间的工资差异中,59%都是由就业岗位之间的差异引起的。Zhang 和 Meng(2007)考察了流动劳动力与城镇居民之间工资差距的变化,发现工资差距呈扩大趋势,其主要原因是农村流动劳动力的教育收益率在减小;随着在迁入地工作年数的增加,流动劳动力的工资可能会逐渐向城镇劳动力的工资趋同,且低教育水平的人群趋同得更加明显。杨云彦和陈金永(2000)指出,外来劳动力和本地人口在收入决定机制上的制度性分层非常明显,户口登记状况及单位性质对劳动力的工资收入产生着显著影响,而在这两方面外来劳动力都处于不利地位。钟笑寒(2006)认为,农村劳动力流入城镇会导致劳动力的重新分工,城镇劳动力从事“白领”工作,农村劳动力从事“蓝领”工作,这种职业上的差别看起来扩大了城乡之间、城镇内部的工资差距,但实际上促进了劳动分工、优化了资源配置,属于帕累托改进过程。

三 数据与变量定义

本文采用的数据是国家统计局 2000 年第五次人口普查和 2005 年全国 1% 人口抽样调查(通常称“小普查”)数据的子样本。其中,普查数据的子样本为国家统计局从

全部普查数据中随机抽样得到的 0.95% 子样本;小普查数据的子样本为全部小普查数据中抽出的 20% 的子样本,由于小普查采用系统化的分层间距抽样,国家统计局在数据中提供了一个权重变量,以调节样本的全国代表性,本文基于小普查数据的结论都经过了该权重调整。我们将两个子样本数据库中个人的省份、性别、年龄等特征分布与国家统计局公布的普查和小普查汇总数据统计结果分别进行了对比,得到的分布基本一致。因此,应该说两个子样本数据库能够较为真实地反映普查和小普查这两个全国代表性数据,且由于样本量大,能够克服一般调查数据的样本选择问题,具有可比性。由于本文重点在于考察就业问题,因此选取的研究对象为当前在城镇就业的 16~60 岁的劳动力。

根据中国户籍登记制度的管理规定,户口登记内容包括两项:户口性质(农业、非农业户口)和户口登记地。按照这种规定,一个城镇劳动力市场上劳动者可能有以下四种户籍身份:本地非农业户口、外地非农业户口、本地农业户口和外地农业户口。简便起见,我们将这四类户口的持有者分别称之为本地城镇劳动力、外地城镇劳动力、本地农村劳动力和外地农村劳动力。^① 据此,2000 和 2005 年,城镇市场上的就业劳动力样本分布情况如表 1 所示。^②

表 1 样本的户籍类型分布

比例	2000 年城镇样本		2005 年城镇样本	
	样本数	比例 (%)	样本数	比例 (%)
本地城镇劳动力	103 241	62.08	242 097	52.68
外地城镇劳动力	6748	4.06	35 181	6.50
本地农村劳动力	28 998	17.44	95 343	23.19
外地农村劳动力	26 905	16.18	91 868	17.62
观测样本数	166 306	100.00	464 725	100.00

说明:第 5 列为加权后的比例。

数据来源:作者根据全国第五次人口普查数据和全国 1% 抽样调查数据计算得出。

数据将劳动者的职业类型划分为以下几类:“国家机关、党群组织、企业、事业单

① 本文所采用本地户口的定义为本县(市、区)户口。

② 对于 2005 年的数据,根据调查填写说明,在取消了农业户口和非农业户口划分的地区由被访人按照取消前的户口性质填写户口性质项。因此即使一些省份进行了户籍一元化改革,我们仍能在 2005 年调查数据中识别个人样本的原户口类型。

位负责人”、“研究人员和技术人员”、“业务人员和专业办公人员”、“办事人员和有关人员”、“商业、服务业人员”、“生产、运输设备操作人员及有关人员”。^① 我们称前四类职业为“好职业”，后两类职业为“差职业”，考察劳动者进入好职业的概率差异。这样的划分方式是有依据的。首先，表2反映了各职业类型的平均月收入、工作时间和社会保障状况。从表中我们可以看到，在收入上，后两类职业明显低于前几类；在工作时间上，后两类职业明显长于前几类；在失业、养老和医疗保险的覆盖面上，后两类职业的覆盖面远低于前几类职业。考虑到不同职业类型劳动的繁重程度、就业稳定性、工作环境等其他因素，后两类职业都相对差于前几类职业。其次，从制度角度看，前文提到的外来劳动者在就业过程中所受到的制度约束在前四类职业中表现得更为突出，而进入后两类职业则更自由。尽管2004年底国务院要求取消针对农民工的职业工种限制，可能也会改善外地农民工的就业机会，但由于这一政策出台较晚，作者认为劳动者在之前形成的职业分布很难在2005年内发生大幅变化。因此，各户籍身份的劳动者在2000和2005年进入前四类职业的概率可以作为标识他们就业中面临的户籍约束的直接指标之一。最后，学术界一般认为，前四类职业符合通常意义上白领工作的特征，而后两类职业则更符合蓝领工作的特征，本文对职业类型的划分也与已有研究保持一致(Meng和Zhang,2001;Zhang和Meng,2007)。

表2 各职业类型的收入、工作时间和社会保障统计

职业类型	平均月收入	平均工作	失业保险	养老保险	医疗保险
	(元)	(时间小时/周)	参保率(%)	参保率(%)	参保率(%)
观测期	2005	2010	2005	2005	2005
单位负责	2326	43	39.94	61.43	66.08
技术人员	1415	42	43.39	58.44	63.91
专业人员	1388		51.89	70.81	78.94
办事及有关人员	1376	42	45.31	67.16	75.82
商业服务人员	917	45	15.07	27.48	29.89
设备操作人员	939	45	22.22	34.56	42.24
总体	1113		27.56	42.13	48.06

数据来源：作者根据全国2005年1%人口抽样调查数据和《劳动统计年鉴(2010年)》计算得到。

^① 在全部的职业划分中，仍存在一类“农林牧渔水利业生产人员”。由于在城镇劳动力市场上这一职业类型数量较少，且容易与住在城镇地区的农民混淆，本文将这一职业类型予以排除。

四 研究方法

本文首先统计不同户籍身份的劳动者取得好职业的概率差别;其次,验证职业分割是否存在;再次,采用 Oaxaca/Blinder 分解方法考察户籍间职业分布差异的构成,也即禀赋差异和市场分割各自的作用规模;最后,采用 DID 方法考察城乡户籍一元化改革是否改善了不同户籍身份的劳动者取得好职业的概率。

如果以 y 表示是否取得好职业, X 表示个人特征等影响职业分布的变量集,包括劳动者的性别、年龄、受教育水平、婚姻状况、民族等,那么在不存在户籍歧视的情况下,用线性概率模型估计市场上的劳动者取得好职业的概率可以用公式(1)表示:^①

$$P(y = 1) = \alpha + \beta X \quad (1)$$

其中, $y=1$ 表示取得好职业; X 不包括劳动者个人的户籍特征。

市场上不同户籍身份的劳动者取得好职业的概率可能出现明显差异,然而差异的存在并不必然意味着存在职业分割,它也可能是禀赋差异导致的。验证职业分割存在的简单方法是考察公式(2):

$$P(y = 1) = \alpha + \gamma H + \beta X \quad (2)$$

其中, H 表示劳动者的户籍身份。当户籍身份变量的估计系数在统计上显著时,说明控制个人特征差异以后,户籍身份对于劳动者获得好职业的概率确实有影响,那么这意味着基于户籍身份的职业分割是存在的,反之则不存在。

我们用 Oaxaca/Blinder 方法分解户籍间取得好职业的概率差异产生的原因。该分解方法(Oaxaca, 1973; Blinder, 1973)考察两个目标观测组取得好职业的概率差异,将差异分解为可以解释的部分和不可解释的部分。其中,可以解释的部分是由不同户籍身份劳动者的特征差异引起的,不可解释的部分则是市场对劳动者的相同特征赋予不同“回报”引起的。我们将不可解释的部分视为市场歧视的重要指标。^② 具体而言,户籍身份为 n 与户籍身份为 m 的两类劳动者取得好职业的概率差异可被分解为两部分:

① 作者同时用 probit 模型估计了文中所有概率决定方程,得到的主要结论与线性概率模型完全一致。

② 一般而言,不可解释的部分主要来自于两方面:一是方程中没有控制影响关注变量的某些因素,这些因素的缺失影响了已纳入变量的系数估计;二是市场确实存在对于不同群体相同就业特征的“回报”差异,也即市场歧视。在假设回归方程纳入了影响关注变量关键因素的前提下,我们认为,不可解释的部分是衡量市场歧视的重要指标。

$$\bar{Y}_m - \bar{Y}_n = \hat{\beta}_m(\bar{X}_m - \bar{X}_n) + \bar{X}_n(\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_n) \quad (3)$$

$$\text{或 } \bar{Y}_m - \bar{Y}_n = \hat{\beta}_n(\bar{X}_m - \bar{X}_n) + \bar{X}_m(\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_n) \quad (4)$$

其中, \bar{Y}_m 和 \bar{Y}_n 分别表示两组劳动者取得好职业的概率; $\hat{\beta}_m(\bar{X}_m - \bar{X}_n)$ 或 $\hat{\beta}_n(\bar{X}_m - \bar{X}_n)$ 是两组劳动者的个人或就业特征差异带来的职业分布差异; $\bar{X}_n(\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_n)$ 或 $\bar{X}_m(\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_n)$ 是相同特征变量的不同回报率带来的差异,这一差异是本文关注的重点。^① 如果不同户籍身份的劳动者个人特征不同导致他们的职业分布不同,那么户籍职业分布是可以“理解”的,改善户籍职业分布可以通过改善弱势劳动者的教育等个人特征予以解决;而如果相同个人特征的劳动者因户籍不同而不得不选择不同职业,那么这应成为政策重点关注的领域。

下面,用 DID 方法考察户籍改革对取得好职业概率的影响。DID 方法(Card 和 Krueger, 1994)是评估政策效果的常用方法。这种方法首先将全部的观测对象分为试验组和控制组,其中试验组受到政策影响而控制组不受政策影响,分别计算出两组样本在政策实施之前和之后观测变量的差异,再进一步将两组前后的差异相减,求出差异的差异值。由于影响观测变量的因素非常多,通过 DID 方法可以将时点差异和组间差异充分对照,这有利于排除无法观察到的因素造成的干扰,进而得出政策的真实效应。具体而言,我们设定户籍身份为 i 的劳动者取得好职业的概率方程为:

$$P^i(y = 1) = \alpha^i + \chi^i D + \delta^i T + \beta_0^i DT + \beta^i X \quad (5)$$

其中, D 表示地区哑变量,非改革地区取值为 0,改革地区取值为 1; T 表示时点哑变量,对改革之前取值为 0,改革之后取值为 1。

那么,劳动者在不同时点、不同市场上取得好职业的概率分别为:

$$\text{改革之前,非改革地区: } P^i(y = 1) = \alpha^i + \beta^i X$$

$$\text{改革之前,改革地区: } P^i(y = 1) = \alpha^i + \chi^i + \beta^i X$$

$$\text{改革之后,非改革地区: } P^i(y = 1) = \alpha^i + \delta^i + \beta^i X$$

$$\text{改革之后,改革地区: } P^i(y = 1) = \alpha^i + \chi^i + \delta^i + \beta_0^i DT + \beta^i X$$

此时, χ^i 反映了不同地区劳动者取得好职业的概率差异, δ^i 反映了不同时间劳动者取得好职业的概率差异, β_0 为排除这些地区差异、趋势变化因素后改革对于劳动者职

① 一般而言, Oaxaca/Blinder 分解所对比的两组都可以作为参照组。本文中,为了考察市场对农村劳动力和外来劳动力的职业机会不均等状况,我们选择了本地城镇劳动力作为参照组(假设这些劳动力寻找就业机会时受到市场公平对待)。保守起见,我们也考察了本地城镇劳动力作为对比组的分解结果,得到结论基本一致。

业类型的影响。

五 户籍对迁移劳动力职业分布的影响

(一) 不同户籍身份劳动力职业分布的描述性统计

我们对就业劳动力样本的职业分布情况进行统计(见图1)。由图1中可以看到,在城镇市场上,相较于农村劳动力(包括本地农村和外地农村),城镇劳动力中担任单位负责人、技术人员、业务人员和办事人员工作的比例更大,农村劳动力则主要集中在商业服务业和设备操作岗位。这种特征在2000和2005年都是清晰的。

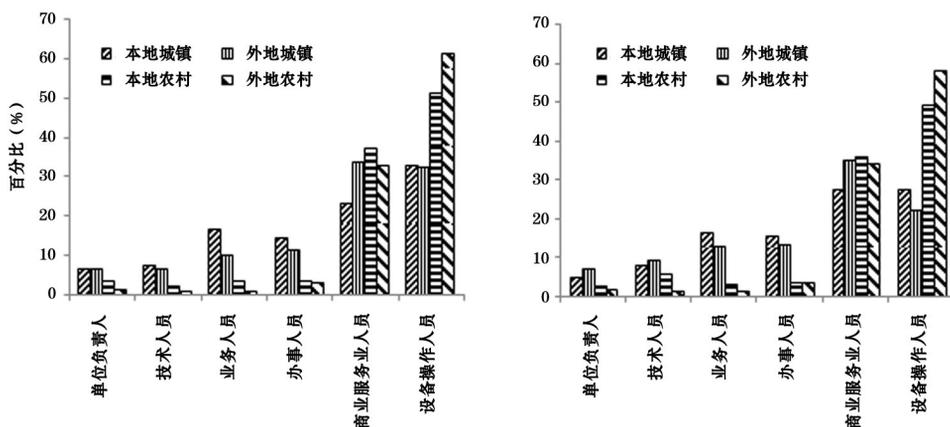


图1 按户口类型划分的劳动力职业分布比例

表3给出了取得“好职业”的比例分布情况。显然,本地城镇劳动力从事“好职业”的比例在四类户口类型中最高,约45%左右;外地城镇劳动力其次,2005年时也达到40%以上;本地农村劳动力位居第三,但取得“好职业”的比例不足20%;外地农村劳动力的职业分布最差,取得“好职业”的比例不足10%。整体而言,整个劳动力市场从事“好职业”的比例从2000年到2005年都有所提高,从2000年的32%上升到

表3 不同户籍身份的劳动者

	取得好职业的比例 %	
“好职业”比例	2000	2005
本地城镇	44.4	46.3
外地城镇	34.1	40.6
本地农村	11.6	16.5
外地农村	6.1	8.2
总体	32.1	35.7

数据来源:全国第五次人口普查数据,全国1%抽样调查数据,由作者自行计算得出。

2005 年的 36%。其中,外地城镇劳动力和本地农村劳动力的上升比例最快,分别上升了 6.5% 和 4.9%。

(二) 户籍身份对职业分布影响

我们将劳动者获取的职业是否为“好职业”设为 0/1 变量,考察户籍身份对取得好职业的作用,控制变量主要包括性别、年龄组、教育水平、婚姻状况和民族等,得到户籍身份变量的边际效应如表 4 所示。^① 我们看到,以本地城镇劳动力为参照组,在控制了劳动者主要个人特征之后,外来劳动者获得“好职业”的概率明显要低,其中外地农村劳动力的职业分布最差。然而到了 2005 年,我们发现外来劳动力的职业分布有所改善,他们与本地城镇劳动力获得“好职业”的机会差距有所减小,且改善最明显的是本地农村劳动力。在 2000 年,这些劳动者进入本地城镇市场后获得好职业的概率较城镇劳动力低 9%,到了 2005 年这一比例差距减小为 6%。

(三) 户籍身份对职业分布差异的贡献作用

我们借助 Oaxaca/Blinder 分解方法将不同户籍身份的劳动者之间获得“好职业”的概率差异进行了解,其结果如表 5 所示。我们看到,虽然如前文中所述,外地城镇劳动力与本地城镇劳动力之间在职业分布上的差异

表 4 户籍身份对劳动者取得好职业的影响(LPM)

估计值	2000	2005
外地城镇	-0.07** (-15.57)	-0.05** (-23.35)
本地农村	-0.09** (-33.46)	-0.06** (-39.55)
外地农村	-0.11** (-38.50)	-0.11** (-63.28)

说明:表中数值为相对于本地城镇劳动力而言其他户籍身份劳动力获得“好职业”的概率差异;括号内的值为 t 值;* 表示在 5% 的水平上显著,** 表示在 1% 的水平上显著。

数据来源:全国第五次人口普查数据,全国 1% 抽样调查数据,由作者自行计算得出。个人特征的控制变量主要包括性别、年龄组、教育水平、婚姻状况和民族等。下表同。

表 5 户籍身份对职业分布差异的贡献作用 %

比例	2000	2005
本地城镇 vs 外地城镇		
特征差异引致的	32.8	-123.8
系数差异引致的	67.2	223.8
总差异	100.0	100.0
本地城镇 vs 本地农村		
特征差异引致的	79.7	88.1
系数差异引致的	20.3	11.9
总差异	100.0	100.0
本地城镇 vs 外地农村		
特征差异引致的	78.1	78.2
系数差异引致的	21.9	21.8
总差异	100.0	100.0

① 由于篇幅所限,具体回归结果可向作者索取。

最小,但这种差异却并不是由两类劳动者的禀赋差异导致的,相反,主要是由相同禀赋所获得的不同回报率引起的,从2000年到2005年,这种回报率差异甚至有愈演愈烈的趋势,所发挥的作用从67%上升到约224%。与此同时,农村劳动力在职业分布上的劣势主要是由于他们就业禀赋落后导致的,禀赋差别能够解释他们与城镇劳动力职业分布差别的75%以上。农村劳动力在城镇市场上受到的差别对待逐渐改善,如果把这种差异简单称作“歧视”,本地农村劳动力受到的市场歧视从2000年的20%下降到2005年的12%左右。对比城镇劳动力和农村劳动力,我们认为农村劳动力特别是本地农村劳动力所受到的户籍歧视不大,但外地城镇劳动力受到的户籍歧视比较明显。可能的原因是,相较于农业劳动力,外地城镇劳动力的平均就业禀赋水平较高,他们与本地城镇劳动力形成了对好职业的竞争,而城镇市场对这些“高端”就业机会仍然控制得很紧,明显设置了基于户籍身份的进入限制;农业户口持有者迁移后竞争的是相对“低端”的就业机会,这些就业机会市场化程度较高,进入限制已经充分放开。

六 户籍改革对职业分布的影响

本部分考察城乡户籍一元化改革对于劳动力就业的影响。由于我们的数据只允许考察2001~2005年间发生的户籍改革,而在此期间只有6个省份进行了户籍制度改革,其中东部为4个省份,中部和西部各1个。为了进行比较,我们从东、中、西部地区分别选出了在经济发展水平、产业结构和地理位置等特征上相当的非改革省份做对比,^①得到待考察省份的统计特征如表6所示。

总体而言,从2000年到2005年,改革和非改革两类地区GDP和人均GDP水平增长了1倍,二三产业比重略有提高,年均经济增长速度上升了2%;总人口规模、城镇人口比重、外地或农业户口劳动力(以下简称迁移人口)比重在5年间都有所上升。对比两类地区,我们发现平均而言,改革省份属于经济大省、人口大省,表现为他们的经济总量和总人口规模都比非改革省份要大,二三产业比重较高,年均GDP增长较快。但这些省份也存在一些问题,人均GDP较低,二三产业在观测期间发展不明显,

^① 除4个直辖市外,东部地区改革省份和未改革省份各4个,改革省份包括福建、江苏、河北、山东,非改革省份包括广东、浙江、辽宁、海南;中部地区改革省份为湖南,未改革省份包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北,我们从中选择湖北作为对比省份;西部地区改革省份为四川,未改革省份包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆,我们从中选择贵州作为对比省份。具体统计指标详见表6。

年均 GDP 增长率的上升速度略慢,城镇户籍人口比例很低,城镇市场上活动的迁移劳动力比例也较低。值得注意的是,在观测期内发生了户籍一元化改革之后,改革地区城镇总人口的比重上升非常明显,5 年间上升了近 8%,这远高于非改革省份 4.7% 的水平;与此同时,城镇市场上活动的迁移劳动力的比例也有所提高,5 年之间提高了 12.5%,相比之下,非改革省份只提高了 9%。将这些迁移人口按户口类型细分之后,我们发现,虽然各类迁移人口所占比例在 2005 年都有所提高,但改革地区本地农业户口的迁移比例明显高于非改革地区的这一比例。从 2000 年到 2005 年,改革地区城镇市场上活动的本地农业户口持有者的比例从 22.8% 上升到 30.3%,上升了 7.5%,与此同时,非改革地区仅提高了 3.9%。这一对比可能反映了户籍一元化改革对本地农村劳动力进入当地城镇市场就业的鼓励作用。相形之下,外地非农业户口的上升幅度在两类地区分别为 2.0% 和 2.5%,外地农业户口分别为 3.0% 和 2.6%,两类地区之间的差距不大,说明一元化户籍改革对这两种户口持有者的影响很小。

表 6 改革省份与非改革省份的特征对比

地区	2000		2005	
	改革省份	非改革省份	改革省份	非改革省份
GDP(亿元)	5639.4	4359.3	11 230.7	8867.9
二三产业所占比重(%)	85.4	81.3	85.7	84.5
人均 GDP(元/人)	8502.5	9052.8	16 261.8	16 412.5
过去 4 年年均 GDP 增长率(%)	110.2	109.4	112.2	111.8
总人口(万人)	6916.8	4649.5	6935.2	4759.6
城镇人口比重(%)	33.9	43.7	41.7	48.4
外地或农业户口所占比例(%)	37.0	50.6	49.5	59.6
外地非农业户口	3.2	4.9	5.2	7.4
本地农业户口	22.8	18.2	30.3	22.1
外地农业户口	11.0	27.5	14.0	30.1

数据来源:《中国统计年鉴》(2001 和 2006 年),全国第五次人口普查数据,全国 1% 抽样调查数据。其中,改革和非改革省份的各项特征是由各自所属的 6 个样本省份的平均值得出。例如,总人口为各省总人口数(包括全部的城镇人口和农村人口)的平均值;城镇户籍人口比重为城镇人口数占全部人口数的比例;外地或农业户口劳动力所占比例为城镇市场上持本地农业户口、外地非农业户口、外地农业户口 3 类户籍身份活动的劳动力比例;GDP 为全省的 GDP 总规模;二三产业所占比重为第二、三产业占全省总 GDP 的比例;人均 GDP 为全省水平(包括城镇和农村);过去 4 年年均 GDP 增长率为包括观测年在内的前面 4 年的平均 GDP 增长率。

(一) 改革与非改革地区职业分布的描述性统计

整体而言,各类户籍身份劳动者的职业分布在改革地区和非改革地区的趋势都保持基本一致,但它们在 2000 年到 2005 年间的变化表现出各自的特征。就本地城镇劳动力而言,他们在两类地区取得好职业的比例都在 44% ~ 45% 之间,2000 年和 2005 年几

表 7 改革与非改革地区劳动者取得好职业的比例 %

	改革地区		非改革地区	
	2000	2005	2000	2005
本地城镇	44.7	44.2	44.1	44.4
外地城镇	33.5	40.9	30.2	38.7
本地农村	11.6	14.9	11.2	12.9
外地农村	6.0	6.9	5.5	7.6
总体	32.5	29.9	26.8	25.9

数据来源:作者根据全国第五次人口普查数据,全国 1% 抽样调查数据计算得出。下表同。

乎没有差异。外地城镇劳动力在两类地区获得好职业的比例则有所上升,且幅度相当,分别为 7.4% 和 8.5%。本地农村劳动力获得好职业的比例也有所上升,但改革地区的上升幅度明显高于非改革地区的上升幅度,分别为 3.3% 和 1.7%,改革地区是非改革地区的 2 倍。外地农村劳动力获得好职业的改善幅度则在两类地区都不大,但非改革地区高于改革地区。将两类地区进行对比,我们发现本地农村劳动力的职业分布变化在改革地区更具有优势,而本地城镇、外地城镇、外地农村劳动力的职业分布变化则在非改革地区略有优势,尽管这种优势程度较小。

(二) 户籍身份在改革与非改革地区对职业分布影响

我们用改革和非改革地区各类户籍身份的劳动力样本分别估计了取得好职业概率的决定方程。^① 以取得好职业为被解释变量,控制了性别、年龄、民族、婚姻状况、受教育水平后我们发现,劳动力的职业分布受户籍状况的影响在改革和非改革地区不同。2000 年,在两类地区,其他条件相同的情况下,本地农村劳动力比本地城镇劳动力取得好职业的概率均低 10% 左右。然而,经过了户籍一元化改革之后,2005 年,本地农村劳动力在改革地区的状况得到明显改善,取得好职业的概率差异降为 6%; 与此对比,非改革地区则几乎没有改善(见表 8)。外地城镇劳动力和外地农村劳动力的职业状况都有改善,但显然这种改善幅度远不及本地农村劳动力在改革地区所得到的改善。

^① 由于篇幅所限,具体回归结果可向作者索取。

表 8 户籍身份对取得好职业影响的变化,改革地区与非改革地区对比(LPM)

	2000		2005	
	改革地区	非改革地区	改革地区	非改革地区
外地城镇	-0.08** (-7.94)	-0.10** (-14.09)	-0.07** (-11.06)	-0.07** (-19.31)
本地农村	-0.10** (-20.81)	-0.10** (-21.45)	-0.06** (-18.30)	-0.09** (-33.20)
外地农村	-0.12** (-18.59)	-0.13** (-29.65)	-0.12** (-26.96)	-0.12** (-45.85)

说明:表中数值为相对于本地城镇劳动力而言其他户籍身份劳动力获得好职业的概率差异;括号中数值为模型估计值的t值;*表示在5%的水平上显著,**表示在1%的水平上显著。个人特征的控制变量主要包括性别、年龄组、教育水平、婚姻状况和民族等。下表同。

更进一步,我们采用 Oaxaca/Blinder 方法分别考察了改革地区和非改革地区劳动者职业分布差别的原因及其变化(见表9)。从数值来看,农村劳动力与城镇劳动力在职业分布上的差异及其构成在不同地区和不同时间点差别都不大,其中,本地农村劳动力的职业改善是最明显的,且这种改善完全是由系数差别的改善带来的,即户籍歧视改善带来的。从构成比例上来看,改革地区户籍歧视所带来的职业机会差别从2000~2005年间减小了9.9%(从21.3%到11.4%),减小幅度接近原有户籍歧视水平的一半;然而同一时期,非改革地区的减小幅度仅为1.5%,且本地农村劳动力与外来农村劳动力相比并没有优势。另一个值得关注的现象是外地城镇劳动力的职业机会变差了,受到的户籍歧视大幅增加,且这种增加在改革地区更加明显。我们推断,随着城镇劳动力市场对本地农村劳动力的接受程度逐渐提高,外地城镇劳动力的相对地位是下降的。

(三)户籍改革对不同人群职业机会的影响

我们采用 DID 方法估计了实行户籍一元化改革对于不同人群职业机会的影响。^①以2000年为基期,2005年为考察期,省份在2000~2005年间是否进行了城乡户籍一元化改革作为我们关注的政策变量,得到估计结果见表10(详细结果见附表1和2)。模型1估计了市场上全体劳动力受到户籍改革的影响。显然,户籍一元化改革对本地农村劳动力取得好职业有显著的正向作用。由于前文中我们已经看到,农村劳动力进城后在职业选择上受到区别对待,一元化改革显然有助于改善这种状况。

^① 此处采用的回归方法为普通最小二乘回归。

表 9 户籍身份对职业分布差异的贡献的变化,改革地区 vs 非改革地区

不同户籍类型的职业 分布差异原因分解		数值				比例(%)			
		改革地区		非改革地区		改革地区		非改革地区	
		2000	2005	2000	2005	2000	2005	2000	2005
本地城镇	禀赋	-0.04	0.03	-0.04	0.01	34.9	-93.9	28.4	-14.8
与外地城镇	系数	-0.07	-0.06	-0.10	-0.06	65.1	193.9	71.6	114.8
	合计	-0.11	-0.03	-0.14	-0.06	100.0	100.0	100.0	100.0
本地城镇	禀赋	-0.26	-0.26	-0.27	-0.26	78.7	88.6	80.7	82.2
与本地农村	系数	-0.07	-0.03	-0.06	-0.06	21.3	11.4	19.3	17.8
	合计	-0.33	-0.29	-0.33	-0.32	100.0	100.0	100.0	100.0
本地城镇	禀赋	-0.31	-0.29	-0.29	-0.29	79.3	78.2	75.2	77.7
与外地农村	系数	-0.08	-0.08	-0.10	-0.08	20.7	21.8	24.8	22.3
	合计	-0.39	-0.37	-0.39	-0.37	100.0	100.0	100.0	100.0

我们对这种改善作用进行了稳定性检验。首先,如果将全体外来劳动力按迁移原因划分为务工经商引致的主动迁移者和其他迁移者,^①显然前一类群体更容易受到户籍制度改革的影响,模型 2 单独考察了这一类群体,发现户籍改革的效果更加明显。其次,由于进入城镇市场的本地农村劳动力的文化程度相对较低,而高、低文化程度劳动者受到的户籍约束可能不同,我们将各类劳动力样本都限制在初中及以下文化程度(见模型 3),发现户籍改革的影响仍然显著。更进一步,假设 16 周岁之后才能发生就业引致的迁移,那么 2005 年时处于 16~20 周岁之间的外来劳动力的迁移和择业过程必然发生在 2000 年以后,相较于 2005 年时年龄在 20 周岁以上的群体(这些劳动者很可能在户籍改革之前就已经完成迁移和初次择业的过程),年轻群体的职业机会更容易受到户籍改革的影响。我们在模型 4 中单独考察了这一年轻群体,发现户籍改革变量的估计值不仅在统计上更加显著,而且其作用更大。

与本地农村劳动力相比,其他三类劳动力似乎没有在户籍改革中受益。控制了个人特征之后,户籍改革对本地城镇、外地城镇以及外地农村劳动力的影响都为负。我们认为这反映出了劳动力的替代作用——当城镇市场更加接受本地农村劳动力时,必然影响了其他劳动力在市场上取得好职业的机会。当然,我们必须注意到,前文

^① 其他迁移者包括因工作调动、分配录用、学习培训、拆迁搬家、婚姻迁入、随迁家属、投亲靠友和其他迁移原因引致的迁移者。

中已经证明,本地农村劳动力在职业机会上还远不如城镇劳动力,户籍改革所带来的轻微“替代”,只是改善了本地农村劳动力在就业机会上所受到的“歧视”,使其竞争地位更加公平,没有对当地城镇劳动力的职业机会带来显著压力。与此相对,外地城镇和农村劳动力被挤出的事实更加值得关注。这相当于证明城乡户籍一元化改革之后,本地农村劳动力所受到的户籍束缚明显改善,而外地城镇和外地农村劳动力在职业机会上面临的户籍门槛反而提高了,这可能会影响这些劳动者迁入改革地区的动力。

表 10 户籍改革效果的估计(DID 方法)

DID 估计结果	全体劳动力	务工经商者	初中及以下教育水平者	16~20 岁年龄组劳动者
本地城镇劳动力	-0.01 (-1.89)	0.04 (1.4)	-0.01 (-1.86)	0.01 (0.44)
外地城镇劳动力	-0.03 (-1.75)	-0.01 (-0.42)	-0.02 (-1.06)	0.02 (0.43)
本地农村劳动力	0.01* (2.48)	0.03* (2.04)	0.01* (2.4)	0.05** (3.23)
外地农村劳动力	-0.01* (-2.54)	-0.01 (-1.92)	0 (-0.84)	-0.01 (-0.7)

七 结论

本文以职业分布为视角,采用 2000 年全国第五次人口普查和 2005 年全国 1% 人口抽样调查的数据,考察了户籍身份对于劳动者职业机会的影响,估计了中国城乡户籍一元化改革对不同户籍劳动力取得好职业概率的影响。主要采用了线性概率模型、Oaxaca/Blinder 分解方法和 DID 评估方法等。主要研究结论如下:

首先,不同户籍身份的劳动者在职业分布上存在显著差距,城乡户籍一元化改革改善了本地农村劳动力的职业分布状况。城镇劳动力市场存在基于户籍身份的就业机会差异早已被诸多文献证明,在职业机会上农村劳动力和外来城镇劳动力面临的问题并不一样——农村劳动力的职业差距主要是由禀赋差异导致的,而外来城镇劳动力则受到了更多的机会歧视。在本文所考察的 2000~2005 年,中国城镇劳动力

市场的职业分割程度有所减轻,但减轻的速度并不令人满意。2001年后,中国一些省市先后宣布实行城乡户籍一元化改革,取消当地农业与非农业户口划分,实行居民户籍登记制度。数据表明,一元化改革改善了本地农村劳动力的职业分布状况,减轻了他们在职业机会上面临的户籍歧视。从这个意义上讲,城乡户籍一元化改革是有成效的。

然而,在本地农村劳动力之外,其他户籍身份的劳动者并没有在一元化改革中受益。DID 评估结果显示,改革对本地城镇、外地城镇和外地农村劳动力取得好职业的概率影响都为负,这在一定程度上体现出改革之后本地农村劳动力对其他劳动力的挤出效应。由于本地农村劳动力与本地城镇劳动力的职业分布本身存在较大差距,户籍改革后本地城镇劳动力被轻微挤出不会给他们的就业形势带来显著压力,然而对外地城镇和外地农村劳动力而言,他们原本在迁入地的就业竞争中就不占据优势,本地农村劳动力对他们的挤出实际上提高了他们在迁入地职业机会上所面临的户籍门槛。与此同时,除户籍身份约束之外,其他针对外来劳动力的排斥性法规也大量存在。以北京市为例,外来私营企业主落户北京,必须满足雇佣北京市民连续3年保持在100人以上,或者达到职工总数的90%。各政策领域的类似条款明显影响了本地和外地劳动者的就业机会。考虑到户籍一元化改革使得外来人口被进一步挤出,中国劳动力市场的区域间整合将受到更大影响。

最后,从综合结果来看,实行城乡户籍一元化改革使得改革地区的就业资源进一步向本地城镇与农村劳动力进行集中,并在他们之间进行调整,地区内部的农业和非农业户口之间的就业壁垒被减弱了;然而由于外地劳动力因此受到挤出,改革地区本地和外地户口之间的就业壁垒实则被加强了,外地劳动力向改革地区迁移的就业机会受到改革的负面影响,这很可能影响到改革地区未来劳动力供给的来源和规模。打破市场分割、深化户籍制度改革,需要在更大范围内实现就业机会和公共服务均等化,建立统一劳动力市场。

参考文献:

- 陈钊、陆铭(2008):《从分割到融合:城乡经济增长与社会和谐的政治经济学》,《经济研究》第1期。
- 都阳、Albert Part(2006):《迁移、收入转移和减贫》,《中国转轨时期劳动力流动》,社会科学文献出版社。
- 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。
- 李实(2010):《促进农民收入的共享式增长》,北京师范大学工作论文。
- 李实(1999):《中国农村劳动力流动与收入增长和分配》,《中国社会科学》第2期。
- 孙文凯、白重恩、谢沛初(2011):《户籍制度改革对中国农村劳动力流动的影响》,《经济研究》第1期。

王美艳(2005):《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》,《中国社会科学》第5期。

邢春冰、聂海峰(2010):《城里小伙子遇到农村姑娘:婴儿户口、户籍改革与跨户籍通婚》,《世界经济文汇》第4期。

严善平(2007):《人力资本、制度与工资差别——对大城市二元劳动力市场的实证分析》,《管理世界》第6期。

杨云彦、陈金永(2000):《转型劳动力市场的分层与竞争》,《中国社会科学》第5期。

钟笑寒(2006):《劳动力流动与工资差异》,《中国社会科学》第1期。

Alexander, Peter and Chan, Anita. “Does China Have an Apartheid Pass System?” *Journal of Ethnic and Migration Studies*, 2004,30(4), pp.609-629.

Au, Chun-Chung and Henderson, J. Vernon. “How Migration Restrictions Limit Agglomeration and Productivity in China.” *Journal of Development Economics*, 2006, 80(2), pp.350-388.

Bao, Shuming; Bodvarsson, Orn B.; Hou, Jack W. and Zhao, Yaohui. “The Regulation of Migration in a Transition Economy: China’s Hukou System.” 2009, IZA DP No.4493.

Blinder, A. S. “Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates.” *Journal of Human Resources*, 1973, Vol.8 No.3, pp.436-455.

Card, D. and Krueger, A. B. “Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania.” *American Economic Review*, 1994, Vol.84 No.4, pp.772-793.

Chan, Kam Wing. “The Fundamentals of China’s Urbanization and Policy.” *The China Review*, 2010, 10(1), pp.63-94.

Meng, Xin and Zhang, Junsen. “The Two-Tier Labor Market in Urban China: Occupational, Segregation and Wage Differentials between Urban Residents and Rural Migrants in Shanghai.” *Journal of Comparative Economics*, 2001, (29), pp.485-504.

Oaxaca, R. L. “Male-female Wage Differences in Urban Labor Markets.” *International Economic Review*, 1973, Vol.14 No.3, pp.693-709.

Poncet, Sandra. “Provincial Migration Dynamics in China: Borders, Costs and Economic Motivations”. *Regional Science and Urban Economics*, 2006, (36), pp.385-398.

Whalley, John and Zhang, Shunning. “A Numerical Simulation Analysis of (Hukou) Labour Mobility Restrictions in China.” *Journal of Development Economics*, 2007, 83(2), pp.392-410.

World Bank. “Integration of National Product and Factor Markets: Economic Benefits and Policy Recommendations.” 2005, Report 31973.

Zhang, Dandan and Meng, Xin. “Assimilation or Disassimilation? The Labour Market Performance of Rural Migrants in Chinese Cities.” Paper Presented at the 6th Conference on Chinese economy, CERDI-IDREC, Clermont Ferrand, France, 2007.

中国城乡户籍一元化改革与劳动力职业分布

附表 1 户籍一元化改革对劳动者取得好职业概率的影响——全体样本和务工经商者样本(LPM)

户口类型	全体劳动力				务工经商者			
	本地	外地	本地	外地	本地	外地	本地	外地
	城镇	城镇	农村	农村	城镇	城镇	农村	农村
	1	2	3	4	5	6	7	8
DID	-0.01 (-1.89)	-0.03 (-1.75)	0.01* (2.48)	-0.01* (-2.54)	0.04 (1.40)	-0.01 (-0.42)	0.03* (2.04)	-0.01 (-1.92)
是否改革地区	0 (0.27)	0.02 (1.16)	0 (-0.47)	0 (0.43)	-0.08** (-3.02)	-0.03 (-1.64)	-0.03* (-2.28)	0 (-0.77)
是否在改革后	-0.04** (-11.49)	0.01 (0.77)	0.01* (2.02)	0.01** (5.90)	-0.01 (-0.25)	0.02 (1.96)	0 (-0.24)	0.02** (7.15)
女性	0.05** (21.40)	0.04** (7.39)	0 (-1.27)	-0.02** (-12.89)	0.01 (0.96)	0.03** (3.39)	-0.03** (-4.98)	-0.03** (-13.28)
年龄组 26~35	0.01** (2.82)	0.04** (4.64)	0.01* (2.33)	0.02** (5.72)	0.05* (2.41)	0.04** (4.30)	0.01 (1.19)	0.02** (5.59)
年龄组 36~45	0.06** (12.75)	0.08** (7.93)	0.02** (5.42)	0.01** (4.07)	0.05 (1.84)	0.06** (4.08)	0.03* (2.07)	0.01** (3.80)
年龄组 46~55	0.16** (33.98)	0.15** (11.42)	0.09** (18.20)	0.05** (9.26)	0.14** (4.54)	0.1** (5.33)	0.06** (3.86)	0.05** (8.56)
年龄组 56+	0.26** (34.06)	0.24** (9.30)	0.18** (23.24)	0.09** (7.22)	0.21** (3.54)	0.21** (5.58)	0.2** (7.86)	0.09** (6.63)
初中	0.1** (20.51)	0.07** (4.17)	0.06** (18.60)	0.02** (9.67)	0.04 (1.22)	0.05* (2.45)	0.03** (3.16)	0.02** (9.25)
高中或中专	0.36** (76.75)	0.25** (15.74)	0.19** (48.39)	0.14** (43.40)	0.17** (5.69)	0.2** (10.84)	0.12** (10.70)	0.13** (40.47)
大专及以上学历	0.78** (160.81)	0.65** (40.76)	0.59** (57.85)	0.46** (63.90)	0.57** (17.38)	0.55** (28.55)	0.45** (15.88)	0.45** (59.30)
已婚	0.03** (9.14)	0.02* (2.09)	0.01** (2.62)	0 (1.06)	-0.03 (-1.75)	-0.01 (-0.56)	-0.01 (-1.06)	0 (0.87)
少数民族	0.04** (7.61)	0.01 (0.77)	0.01 (-0.75)	-0.01** (-3.06)	0.08 (1.82)	0.01 (0.66)	-0.01 (-0.86)	-0.01** (-3.07)
常数	-0.01* (-2.10)	-0.03 (-1.56)	0.01** (2.89)	0.02** (5.46)	0.07 (1.93)	0.01 (0.31)	0.05** (3.49)	0.02** (4.18)
观测样本数	161 936	21 516	79 630	79 796	3449	12 830	7254	72 124
R ²	0.30	0.25	0.07	0.08	0.21	0.20	0.06	0.08

说明:参照组为年龄在 16 到 25 岁之间、初中以下文化程度的未婚男性汉族劳动力。括号中的值为 t 值,** 和 * 分别表示 1% 和 5% 的水平下显著。下表同。

附表2 户籍一元化改革对劳动者取得好职业概率的影响——低文化程度和低年龄组样本(LPM)

户口类型	初中及以下教育水平者				16~20岁年龄组劳动者			
	本地	外地	本地	外地	本地	外地	本地	外地
	城镇	城镇	农村	农村	城镇	城镇	农村	农村
	9	10	11	12	13	14	15	16
DID	-0.01 (-1.86)	-0.02 (-1.06)	0.01* (2.40)	0 (-0.84)	0.01 (0.44)	0.02 (0.43)	0.05** (3.23)	-0.01 (-0.7)
是否改革地区	0.02** (3.42)	0.01 (0.58)	0 (-0.02)	0 (0.3)	-0.03 (-1.27)	-0.02 (-0.52)	-0.02 (-1.17)	-0.01 (-0.96)
是否在改革后	-0.01 (-1.92)	0.02 (1.72)	0.01** (3.58)	0.01** (4.03)	-0.07** (-3.34)	-0.01 (-0.25)	-0.01 (-0.83)	0.01** (2.66)
女性	-0.02** (-7.38)	-0.03** (-4.06)	-0.02** (-6.76)	-0.03** (-19.67)	0.06** (4.09)	0.01 (0.45)	0.01 (1.06)	-0.01** (-3.70)
年龄组 26~35	0.02* (2.46)	0.03* (2.33)	0.01** (2.70)	0.01** (3.16)				
年龄组 36~45	0.05** (7.24)	0.06** (4.08)	0.03** (5.54)	0.01** (3.80)				
年龄组 46~55	0.14** (18.57)	0.12** (6.92)	0.09** (17.66)	0.05** (9.75)				
年龄组 56+	0.24** (22.62)	0.25** (8.01)	0.18** (23.25)	0.08** (7.91)				
初中	0.08** (19.77)	0.06** (4.43)	0.05** (18.85)	0.02** (11.62)	0.05 (0.98)	0.01 (0.13)	0.03* (2.20)	0.01 (0.94)
高中或中专					0.26** (5.60)	0.14* (2.38)	0.17** (10.94)	0.09** (12.42)
大专及以上					0.53** (9.76)	0.48** (7.05)	0.24** (4.71)	0.37** (17.57)
已婚	0 (0.07)	0 (-0.35)	0 (1.13)	0.01** (3.31)	-0.08 (-1.41)	0.04 (0.48)	-0.02 (-0.55)	0.01 (0.88)
少数民族	0.02* (2.16)	0 (0.05)	0 (0.61)	-0.01** (-2.79)	0.02 (0.53)	0.09 (1.92)	0.01 (0.48)	-0.01 (-1.52)
常数	0.04** (5.16)	0.03 (1.83)	0.02** (4.29)	0.03** (8.38)	0.08 (1.73)	0.04 (0.72)	0.03 (1.92)	0.02** (3.32)
观测样本数	59 116	6398	66 524	65 606	3105	1516	6146	16 348
R ²	0.03	0.03	0.02	0.01	0.12	0.10	0.04	0.04

(截稿:2012年12月 责任编辑:李元玉)