

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

胡凤霞 姚先国

(浙江大学 公共管理学院, 浙江 杭州 310027)

[摘 要] 20 世纪 90 年代以来,所有制结构的私有化大大刺激了城镇居民非正规就业的增长,从而对中国城镇劳动力市场产生了重要影响。尽管非正规就业者工资水平低、就业环境差,且缺乏社会保障,但没有明显的证据表明非正规就业是某些群体被挤到低级市场的结果。非正规就业市场不等于低级市场,非正规就业规模的扩张也并不意味着劳动力市场扭曲程度的加深。

[关键词] 非正规就业; 低级市场; 劳动力市场分割

Urban Employee's Behaviors of Choosing the Informal Employment and Labor Market Segmentation: An Analysis Based on a Panel Data

Hu Fengxia Yao Xianguo

(College of Public Administration, Zhejiang University, Hangzhou 310027, China)

Abstract: Since 1990s, the privatization of ownership structures has greatly stimulated the growth of informal employment, which has produced a profound effect on the urban labor market. Although informal employees are usually faced with low wages, terrible work conditions and scarce social securities, there is no evidence that they are crowded into the low-grade market. The informal sector is not equal to the low-grade market and the labor market segmentation is also not deepened with the increase of the informal employment.

Key words: informal employment; low-grade market; labor market segmentation

目前学界对“非正规就业”尚无一致的定义,宽泛地说,那些具有非正式雇佣关系(无合同、临时雇佣、随意决定工资等)、没有进入政府监管体系、就业性质和状况处于低层次与边缘地位的就业

[收稿日期] 2010-10-13

[本刊网址·在线杂志] <http://www.journals.zju.edu.cn/soc>

[在线优先出版日期] 2011-01-27

[基金项目] 国家自然科学基金重点资助项目(70933001)

[作者简介] 1. 胡凤霞,女,浙江大学公共管理学院博士研究生,主要从事劳动经济学研究; 2. 姚先国,男,浙江大学公共管理学院教授,博士生导师,主要从事人力资源管理、劳动与社会保障、经济体制比较研究。

都被认为是非正规就业^①。传统观点认为,非正规就业往往代表了低级市场上的就业,政府对市场的干预使得正规部门的工资高于市场出清的水平,移民、女性群体以及缺乏资历的劳动力会为了更好的工作而排队等待,这一观点意味着大量的非正规就业应该成为衡量劳动力市场扭曲程度的标准。但是,许多西方学者的实证研究并未发现令人信服的证据支持上述观点^[1-4],正如 Maloney 所指出的,如果非正规就业的形成是自愿的,即非正规就业者用工作的其他特征替代正规就业所提供的社会保障和福利,从而更偏好前者的话,就不能简单地用两分法考虑非正规就业^{[5]1159-1160}。

劳动力自愿从事非正规就业意味着他们在正规部门就业未必能明显改善境况。换句话说,在非正规部门就业往往是劳动力在面对自身人力资本水平、正规部门劳动生产率约束以及个人偏好等条件下的最优决策。对于那些技能低、看上去无法积累更多特殊人力资本的群体来讲,如果非正规部门能够提供与正规部门相当的收入水平,那么,在一个不完全的劳动力市场上,非正规就业就是一个好的选择。

我国城镇居民的正规就业是在经济转型过程中形成的^②。在经济转型期间,所有制结构的非国有化大大刺激了私营和个体经济的非正规就业增长,尤其是 1995 年以来,我国经历了世界上最大规模的结构调整和下岗失业。根据吴要武、蔡昉对非正规就业的定义和估算,2002 年,城镇居民非正规就业人数占总就业人数的 40.3%—45.2%^③。到 2008 年,这一比例依然保持在 41.0% 左右^[6]。如此大规模的非正规就业是否意味着城镇劳动力市场的严重扭曲?非正规就业者就业环境差、工资水平低是否意味着他们处于低级市场而无法流动?与国际上一样,国内大部分学者也是利用相对成熟的劳动力市场分割理论来描述非正规就业,因而得出的答案基本是肯定的。如李培林^[6]、徐林清^[7]、金一虹^[8]等人认为,城镇(居民)非正规就业主要体现了劳动力市场的分割性。

事实上,非正规就业是自愿选择的结果还是被迫选择的结果?哪些因素影响了劳动力从事非正规就业的决策?给定相同的工资率,是否所有的劳动力都更偏好正规就业形式?这些问题是判断非正规就业是否体现了劳动力市场分割的关键所在,而目前的相关研究并没有针对这些问题给出回答,因而得出的结论可能并不准确。

本文利用 2001 年中国社会科学院进行的中国城市劳动力市场研究专项调查数据,采用动态面板二值因变量模型和动态面板线性回归模型对上述问题给予回答,以期能更客观地揭示城镇居民非正规就业选择的行为机理,摆正非正规就业与低级市场之间的关系。

① 通常情况下,有两种方式定义非正规就业:一种是依据劳动力的经济地位(自雇从业者、家务劳动者)或企业规模,另一种是依据劳动者的契约地位或社会保障地位。前者强调非正规就业对培养企业家的重要作用,但定义本身存在着主观性,后者则更多地关注劳动力从事非正规就业的潜在成本。有关这一论述可参见 A. Henley & F. G. Carneiro, "On Defining and Measuring the Informal Sector: Evidence from Brazil," *World Development*, Vol. 37, No. 5 (2009), pp. 992—1003。考虑到我国劳动力市场的实际发育程度以及城镇居民非正规就业微观选择的成本约束,本文依据劳动者的契约地位和社会保障地位来划分正规就业与非正规就业:如果劳动力与企业签订了固定或正式劳动合同,并且企业为其提供了社会保险和养老保险的就属于正规就业者,否则为非正规就业者。非正规就业包括非正规部门的就业和正规部门中的非正规就业,这里的非正规部门指的是非正规就业市场,而不是狭义上的部门概念。为了叙述方便,本文将非正规部门(正规部门)和非正规就业市场(正规就业市场)交替使用。

② 城镇非正规就业主要由城镇居民(下岗职工)和外来农村劳动力组成,由于外来农村劳动力的非正规就业选择行为与城镇居民的正规就业选择行为存在很大差异,这种差异到底是由劳动力市场本身功能缺失所导致的,还是两者市民权利差异的进一步延续,目前还不明确,但在考察城镇劳动力非正规就业选择机理时,不得不考虑市民权利差异所产生的影响。因此,本文仅仅是对城镇居民非正规就业选择进行的考察,外来农村劳动力非正规就业选择机理的考察将是作者下一步的研究内容。有关市民权利对非正规就业的影响,可参见 R. Galli & D. Kucera, "Labor Standards and Informal Employment in Latin America," *World Development*, Vol. 32, No. 5 (2004), pp. 809—826。

③ 这一数值是根据 66 个城市抽样调查数据得出的,主要是针对城市本地居民,基本排除了外来农村劳动力。可参见吴要武、蔡昉《中国城镇非正规就业:规模与特征》,载《中国劳动经济学》2006 年第 2 期,第 67—83 页。

一、计量方法及其模型设定

本文采用一个随机效应的 logit 模型来估计劳动力的非正规就业选择。劳动力在非正规就业市场上就业的可能性可以用一个潜变量 y_{it}^* 来表示。当 $y_{it}^* > 1$ 时,第 i 个劳动力在 t 时刻选择了非正规就业;当 $y_{it}^* = 0$ 时,第 i 个劳动力在 t 时刻选择了正规就业。潜变量 y_{it}^* 可以用一个二值因变量 y_{it} 代替,当劳动力被观测到在非正规就业市场上就业时等于 1,否则等于 0,给出表达式:

$$y_{it} = X'_{it}\vartheta_j + \alpha_j + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

其中 α_j 表示劳动力异质性的随机变量,不随时间而变; ε_{ij} 则表示剩余的随机扰动; α_j 和 ε_{ij} 都服从标准正态分布,且 α_j 独立于 ε_{ij} ; X'_{it} 则是一系列影响劳动力就业选择的自变量,包括收入、教育、年龄、地区和时间等变量,对于所有的 i 和 t , X'_{it} 是独立于 ε_{ij} 和 α_j 的; ϑ_j 是待估参数。

式(1)中之所以引入收入,是因为收入对不同市场部门都具有很强的吸引力。但是由于测量误差的存在,直接将报告的实际工资率引入方程可能会导致选择方程的非一致性估计。基于此,本文采用两个线性随机效应模型分别估计非正规就业市场和正规就业市场上的工资率,然后用估计的工资率代替实际报告的工资率进入选择方程,具体做法如下:

$$\ln w_{ij} = M'_i v_j + \lambda_j + \xi_{ij}, \quad j = 1, 2 \quad (2)$$

其中 v_j 是待估参数; M'_i 是影响劳动力收入的特征变量,包括年龄、教育、地区、时间、企业性质等变量; λ_j 是表示个体特征影响的随机误差; ξ_{ij} 是随时间可变的剩余误差,既反映了测量误差项,也反映了特定市场状态特定劳动力在一段时期内非系统的工资变化; ξ_{ij} 和 λ_j 分别服从标准正态分布,且 ξ_{ij} 与 λ_j 不相关; $j=1$ 和 $j=2$ 分别代表正规就业部门和非正规就业部门。要想得到劳动力市场部门选择模型的一致性估计,就必须对工资率的测量误差进行纠正。我们对估计的对数工资值 w_{ij}^p 给出如下表达式:

$$\ln w_{ij}^p = M'_i v_j + \lambda_j = \ln w_{ij}, \quad j = 1, 2 \quad (3)$$

将估计值放入选择方程,一方面是由于估计的工资变量剔除了剩余误差 ξ_{ij} ,另一方面,虽然随机误差 λ_j 无法估计,但可以假定当劳动力一旦选择了特定的市场部门,这一变量就会被知晓。

至此,劳动力非正规就业选择的静态模型得以建立。然而,如果劳动力个体的市场状态选择与过去的市场经历息息相关的话,静态模型就必须扩展成动态模型,而动态模型初始值的不同假设会对估计结果产生重要影响^[9-10]。换句话说,如果“状态相依是真的”,那么,一旦个体经历了非正规就业,他们的偏好将会发生改变,从而影响其未来的市场选择行为;如果“状态相依是假的”,那么,影响劳动力未来市场选择行为的是个体异质性特征,而不是过去的非正规就业经历。为了将结构状态和不可观测的异质性区别开来,本文参考 Heckman^[9-10]、Gong 和 Soest 的做法^[11],将滞后状态哑变量作为解释变量纳入模型中,即:

$$y_{it} = X'_{it}\vartheta_j + D'_{t-1}\gamma_j + \alpha_j + \varphi \ln w_{ij}^p + \varepsilon_{ij}, \quad j = 1, 2 \quad (4)$$

$$\ln w_{ij} = M'_i v_j + D'_{t-1}\theta_j + \lambda_j + \xi_{ij}, \quad j = 1, 2 \quad (5)$$

其中 D'_{t-1} 表示滞后的劳动力市场状态, γ_j 、 θ_j 和 φ 是待估计的参数。

二、数据描述

本文使用的数据是 2001 年中国社会科学院进行的中国城市劳动力市场研究调查中的城镇劳

动力专项数据。调查涉及上海、沈阳、武汉、西安和福州五大城市共 8 109 个观测对象,数据提供了个体受教育程度、年龄、经验、性别以及家庭特征等丰富信息。同时,该调查还收集了劳动者自 1996 年 1 月以来的工作历史,包括工作变动、工作状态、收入支出、家庭人口等方面的信息。这一点对本文的研究至关重要:虽然数据是以截面的方式储存,但根据数据提供的个人信息的时间记录及工作历史,能够推算出不同时期个体的特征信息和工作状态,从而形成两个不同时期的面板数据^①。

根据研究需要,本文提取了 16—65 周岁且处于就业状态的样本 6 584 个^②,删除教育、市场状态、收入状况等变量中有缺失信息的样本后,剩余 2 694 个样本。由于沈阳地区的有效样本只有 8 个,为了研究的方便,本文只选用了上海、西安、武汉和福州四大城市的样本,最终获得 2 686 个观测样本,其中男性样本 2 044 个,女性样本 642 个。

表 1 是 2001 年劳动力家庭特征和市场状态信息的统计结果。从表中可以看出:男性劳动力用于家庭的劳动时间远远低于女性劳动力,说明随着社会的发展,家庭分工中男主外女主内的思想依然明显;从事非正规就业的女性劳动力更多地从事家庭劳动,她们平均每天有 6 个多小时的时间用于照顾孩子、老人和做家务,而从事正规就业的女性劳动力,平均每天只有 3 个多小时的时间用于照顾孩子、老人和做家务;从事非正规就业的女性劳动力的配偶收入明显高于从事正规就业的女性劳动力的配偶收入。这些结果意味着城镇劳动力的非正规就业选择行为可能存在着性别差异。

表 1 2001 年劳动力家庭特征与市场状态信息

变量		正规就业市场		非正规就业市场	
		男性	女性	男性	女性
婚姻状况(%)	未婚	6.82	6.55	11.51	13.01
	已婚	93.18	93.45	88.49	86.99
照顾孩子(小时/天)		0.73	2.40	0.79	1.00
照顾老人(小时/天)		0.47	0.43	0.29	0.50
做家务(小时/天)		1.35	3.41	1.25	2.30
女性配偶收入(元/小时)		1.42	—	0.98	—

表 2 和表 3 是劳动力个人特征和市场状态信息的统计结果。从数据中可以得出几个重要结论:第一,虽然教育水平在两个市场上相差并不大,但非正规就业市场上的教育年限具有更大的标准差,意味着非正规就业市场上的劳动力存在着更强的异质性。第二,收入水平并不是评价工作的唯一标准。非正规就业市场上的劳动力平均小时工资率低于正规就业市场,但却有 65.72% 的从事非正规就业的男性劳动力对目前的工作表示比较满意或者非常满意(从事正规就业的男性劳动力中,只有 60.44% 的劳动力对目前的工作状态表示比较满意或者非常满意),只有 13.43% 的从事非正规就业的男性劳动力打算离开目前的工作而另谋出路。第三,并没有明显的证据表明劳动力是被迫就业于非正规就业市场的。根据 2001 年的数据,工作发生变动的劳动力中,至少有 50.01% 的男性劳动力和 10.22% 的女性劳动力自愿离开他们先前的正规就业部门而进入非正规就业部门,其目的是寻求更好的发展。

① 本文选取的时间点分别为 1998 年和 2001 年。

② 考虑到退休后再进入市场中的劳动力更易从事非正规就业的特点,本文将劳动力退出劳动力市场的年龄放宽到 65 周岁。

表 2 劳动力个人特征统计结果

变量	非正规就业市场				正规就业市场			
	均值		标准差		均值		标准差	
	1998 年	2001 年	1998 年	2001 年	1998 年	2001 年	1998 年	2001 年
小时工资率 (元/小时)	1.59	1.73	2.61	2.96	1.83	1.81	3.22	2.98
教育年限	12.75	12.73	4.12	4.13	13.18	13.19	3.77	3.76
年龄	40.88	42.52	8.60	8.71	38.89	40.79	8.91	9.13

表 3 2001 年市场状态信息统计结果

单位: %

变量		非正规就业市场		正规就业市场	
		男性	女性	男性	女性
正规就业市场 (先前的工作部门)	单位重组或停破产	35.73	30.06	25.73	32.15
	单位裁员或被开除	7.12	5.00	17.16	7.21
	自愿离开: 寻求更好的发展	50.01	10.22	45.70	46.43
	自愿离开: 退出市场或伤残	0.00	14.51	0.00	0.00
	离退休	7.14	40.21	11.41	14.21
工作满意度	非常满意	2.12	3.27	1.71	1.14
	比较满意	63.60	58.91	58.73	63.73
	不满意	30.07	34.83	35.53	30.93
	非常不满意	4.21	3.00	4.03	4.20
从事这份工作时 是否想另谋出路	是	13.43	14.86	10.15	13.02
	否	85.57	85.14	89.85	86.98

三、实证结果及其分析

尽管表 2 和表 3 中并没有证据显示非正规就业者是遭遇了社会排斥与歧视之后被迫行为的, 但实证结果是否会支持这一结论? 下文将根据前文设定的计量模型和方法, 对影响劳动力非正规就业选择的因素进行考察。

根据表 1 的统计显示, 不同性别的成员在提供家庭产品和服务上的比较优势不同, 女性更可能从事家庭内部劳动, 因此在分析劳动力的就业选择时, 重视家庭内的性别分工, 对总样本、男性样本和女性样本分别进行考察。表 4 是劳动力工资收入的回归结果^①。

在男性和女性混合的总样本中, 人力资本对劳动力的收入水平产生重要影响。根据劳动力市场分割理论的观点, 教育在非正规就业市场(低级市场)上是缺乏回报的。但本文的结果却表明, 教

① 回归结果同时报告了随机效应模型的 Wald F 检验和 Hausman 检验。Hausman 检验显示在 10% 的水平上不能拒绝固定效应模型与随机效应模型之间无差别的零假设, 证明随机效应模型更具有统计可靠性。

育显著提高了非正规就业者的收入水平,且代表经验的年龄变量对收入的影响也符合一般的规律:随着年龄(工作经验)的增加,劳动力的收入水平先上升后下降。

表 4 城镇居民工资收入回归结果

变量	总样本		男性样本		女性样本	
	正规市场	非正规市场	正规市场	非正规市场	正规市场	非正规市场
教育年限	0.083 (0.012)***	0.045 (0.012)***	0.080 (0.014)***	0.045 (0.014)***	0.097 (0.025)***	0.044 (0.020)**
年龄	0.092 (0.013)***	0.081 (0.019)***	0.103 (0.016)***	0.074 (0.022)***	0.081 (0.030)***	0.162 (0.041)***
年龄平方	-0.000 3 (0.000 2)**	-0.000 5 (0.000 2)**	-0.000 5 (0.000 2)***	-0.000 5 (0.000 3)*	-0.000 4 (0.000 3)*	-0.001 (0.000 5)**
非正规就业 (滞后一期)	1.646 (0.101)***	-1.584 (0.106)***	1.722 (0.1160)***	-1.084 (0.135)***	0.320 (0.416)	-0.995 (0.704)
国有企业	-0.541 (0.113)***	-1.218 (0.141)***	-0.562 (0.134)***	-1.448 (0.170)***	-1.499 (0.418)***	-0.486 (0.292)*
外资企业	-0.869 (0.194)***	0.205 (0.235)	-1.007 (0.227)***	-0.233 (0.267)	0.184 (0.494)	0.930 (0.359)***
上海地区	0.623 (0.130)***	0.686 (0.198)***	0.666 (0.148)***	0.492 (0.242)**	0.145 (0.273)	1.685 (0.457)***
武汉地区	0.076 (0.119)	0.074 (0.145)	0.107 (0.141)	0.142 (0.169)	-0.049 (0.183)	-0.084 (0.290)
福州地区	0.565 (0.143)***	0.340 (0.128)***	0.559 (0.173)***	0.319 (0.151)**	0.257 (0.231)	0.472 (0.261)**
1998 年	-0.135 (0.018)***	-0.062 (0.021)***	-0.119 (0.021)***	-0.028 (0.025)	-0.138 (0.038)***	-0.222 (0.043)***
常数项	1.426 (0.413)***	3.583 (0.493)***	1.984 (0.472)***	3.239 (0.553)***	1.705 (0.932)*	4.446 (1.010)***
男性劳动力	0.317 (0.109)***	0.185 (0.112)*				
Wald F Test	625.74	382.52	482.86	212.66	72.25	140.46
Hausman Test	1.84	8.31	2.13	2.02	3.41	7.72

注:(1)1998 年样本数据的滞后一期的市场状态指的是 1996 年劳动力所处的市场状态,2001 年样本数据的滞后一期的市场状态指的是 1999 年劳动力所处的市场状态。

(2)地区虚拟变量中,参照对象是西安地区;企业所有制变量中,参照对象是私营企业;下同。

(3)*、**、*** 分别代表在 10%、5%和 1%的水平上显著,下同。

滞后一期的市场状态显著影响了劳动力的当期收入水平。在正规就业市场上,与前期从事正规就业的劳动力相比,前期从事非正规就业的劳动力会显著提高本期从事正规就业的工资收入水平;在非正规就业市场上,前期从事正规就业的劳动力会显著提高本期从事非正规就业的工资收入水平。换句话说,如果劳动力从正规就业市场流动到非正规就业市场,他们的

工资收入不是下降,而是上升了。这一点非常重要,如果劳动力在正规就业市场和非正规就业市场上的流动是对高收入目标的一种理性选择的话,我们就无法得出某些特定群体被挤到非正规就业市场上的结论。

在国有企业就业的劳动力,不管是在非正规就业市场上还是在正规就业市场上,工资收入都显著低于私营企业劳动力的工资收入。可能的原因是本文使用的小时工资率是显性的货币工资率,对于国有企业而言,存在着很大一部分以实物方式发放的隐性收入,这部分收入的流出低估了国有企业劳动力的收入水平。此外,劳动力的工资收入具有显著的地区差异:处于东部沿海的上海和福州地区的劳动力工资收入水平显著高于中西部地区(武汉、西安)的劳动力工资收入水平。

在分性别讨论劳动力的工资决定机制时,无论是男性样本还是女性样本,大多数解释变量与混合样本具有相同的系数和显著性,差异主要体现在滞后一期的市场状态变量、地区虚拟变量和外资企业虚拟变量对男性和女性劳动力收入水平产生不同的影响。首先,尽管滞后一期的市场状态显著影响了男性劳动力当期的收入水平,但对女性劳动力而言,系数值却并不显著。其次,与总样本回归结果一样,东部沿海地区的劳动力获取了更高的工资收入,但对从事正规就业的女性劳动力而言,系数值却不具有显著性。最后,对于外资企业虚拟变量而言,在正规就业市场上,只有男性劳动力收入系数具有显著性(为负);而在非正规就业市场上,只有女性劳动力收入系数具有显著性(为正)。

表 5 是考虑了收入水平的劳动力非正规就业选择的回归结果。结果表明,不管是总样本还是分类样本,教育对劳动力非正规就业选择的影响显著为负,意味着随着教育程度的提高,劳动力越不倾向于从事非正规就业。这一点与调查数据结果基本一致:对于城镇劳动力而言,下岗职工形成了非正规就业的主要群体之一(12%的非正规就业者曾经有过 1 个月以上的失业经历或下岗经历,只有 6%的正规就业者曾经有过 1 个月以上的失业或下岗经历),而下岗职工往往具有较低的受教育水平(初中及以下学历的占 46%,高中学历的有 43%,中专及大专学历的只有 11%)。

表 5 城镇居民非正规就业选择回归结果

变量	总样本		男性样本		女性样本	
	系数	方差	系数	方差	系数	方差
教育年限	-0.170	(0.048)***	-0.120	(0.055)***	-0.367	(0.191)*
年龄	0.416	(0.140)**	0.197	(0.182)	0.293	(0.766)**
年龄平方	-0.003	(0.002)*	-0.002	(0.002)	0.004	(0.009)
男性劳动力	-1.160	(0.416)***				
非正规就业 (滞后一期)	9.732	(0.460)***	4.956	(0.489)***	5.318	(2.878)***
工资收入估计值	2.415	(0.267)***	1.089	(0.321)***	5.918	(1.921)***
上海地区	-3.341	(0.693)***	-2.456	(0.712)***	-10.360	(5.106)**
武汉地区	-0.114	(0.497)	-0.215	(0.533)	-0.445	(1.752)
福州地区	-0.231	(0.501)	0.386	(0.547)	-2.372	(2.395)
1998 年	0.464	(0.344)	0.166	(0.366)	2.538	(1.189)**
常数项	-11.222	(2.848)***	-7.123	(3.947)*	-17.293	
观察值	2 686		2 044		642	
Log likelihood	-175.656		-157.443		-21.478	

给定估计的对数工资率及其他变量,尽管年龄显著提高了总样本中劳动力从事非正规就业的概率,但在分性别样本中,只有女性样本的系数值具有显著性,这与以往一些研究结果不一致^[12-13]。根据分段假说的观点,经验越丰富的劳动力越倾向于排队等待,从而更倾向于进入正规就业市场,本文的结果却表明,年龄对劳动力从事非正规就业的影响并不明显。

滞后一期的非正规就业市场状态同时显著提高了三个样本中劳动力当期从事非正规就业的概率,说明劳动力之所以长期滞留在相同的就业部门,结构因素发挥了重要影响。表面上看,这一结论支持了劳动力市场分割理论的负反馈假说,即劳动力一旦从事了非正规就业,就会被限制在非正规就业市场上而无法流动。但是,如果劳动力是由于自身的行为惯性或是非正规就业本身的吸引力而发生偏好转变时,这种状态依赖依然会很强烈地表现出来。因此,没有足够的证据可以说明劳动力缺乏流动是制度性障碍所导致的结果。

工资收入估计值的系数值在三个样本中都显著为正,说明估计的对数工资率越高,劳动力越倾向于从事非正规就业,尽管正规就业市场上的平均工资率高于非正规就业市场。这一结果很有意思,唯一可以解释的就是在相同的工资水平下,非正规就业市场的工作具有其他更优的特征,从而提高了非正规就业的整体福利水平,这恰恰与非正规就业市场的工作具有更大的灵活性、自主性等描述相一致。

地区虚拟变量中,三个样本中都只有上海地区的系数值具有显著性,说明西安地区从事非正规就业的劳动力数量显著高于上海地区,但与福州、武汉地区相比,却没有显著性差异。这从一个侧面体现了我国劳动力市场法制化的地区差异。此外,在总样本中,男性虚拟变量的系数值非常显著,表明女性劳动力比男性劳动力更易从事非正规就业,这与谭琳、李军峰等人^[14]的研究结果相似。

四、结 论

本文利用中国城市劳动力市场研究的城镇劳动力专项调查数据,采用一个动态 Logit 随机效应模型和两个动态面板线性回归模型对城镇居民非正规就业选择机理和劳动力市场分割问题进行了研究,得出如下主要结论:(1)教育显著提高了非正规就业者的工资水平,同时,如果劳动力从正规就业市场流动到非正规就业市场,他们的工资收入水平是上升了而不是下降了;(2)滞后一期的非正规就业市场状态显著提高了劳动者从事非正规就业的概率,但这本身并不能说明劳动力被限制在非正规就业市场上而无法流动;(3)给定其他条件,劳动者的收入水平越高,他们越倾向于在非正规就业市场上就业。与此同时,女性劳动力从事非正规就业的概率显著高于男性劳动力。

以上结论意味着这样一个事实:尽管非正规就业者的工资水平低、就业环境差,且缺乏社会保障,但没有明显的证据表明非正规就业是某些群体被挤到低级市场的结果,尤其是当正规保护的质量比较低时,强制性的社会保险反而成为正规就业的一大劣势,从而降低了劳动力对正规就业的偏好。因此,非正规就业市场不等于低级市场,非正规就业规模的扩张也并不意味着劳动力市场扭曲程度的加深。

当然,本文的研究还存在很多局限和不足。比如,本文考察的仅仅是城镇居民非正规就业的选择机理,因而得出的结论可能无法全面揭示非正规就业与劳动力市场分割之间的关系;1998 年的样本是通过回忆倒推的方式得到的,这在某种程度上降低了样本信息的准确性;学龄前儿童会对劳动力尤其是女性劳动力非正规就业选择产生重要影响,但本文在研究过程中并没有考虑这一变量(由于有学龄前儿童的样本数过少);分离样本时,仅仅考虑了劳动者的契约地位,不可避免地导致样本选择性问题。这些都是在以后的研究中有待进一步改进和深入的地方。

[参 考 文 献]

- [1] W. F. Maloney, "Does Informality Imply Segmentation in Urban Labor Markets? Evidence from Sectoral Transitions in Mexico," *World Bank Economic Review*, Vol. 13, No. 2(1999), pp. 275—302.
- [2] E. Funkhouser, "The Urban Informal Sector in Central America: Household Survey Evidence," *World Development*, Vol. 24, No. 11(1996), pp. 1737—1751.
- [3] T. Magnac, "Segmented or Competitive Labor Markets," *Econometric*, Vol. 59, No. 1(1991), pp. 165—187.
- [4] S. Pratap & E. Quintin, "Are Labor Markets Segmented in Developing Countries? A Semi Parametric Approach," *European Economic Review*, Vol. 50, No. 7(2006), pp. 1817—1841.
- [5] W. F. Maloney, "Informality Revisited," *World Development*, Vol. 32, No. 7(2004), pp. 1159—1178.
- [6] 李培林:《当前我国就业形势的特点和变化》,《社会科学研究》2009 年第 2 期,第 97—103 页。[Li Peilin, "The Change and Characteristics of Current Employment Situation," *Social Science Review*, No. 2(2009), pp. 97—103.]
- [7] 徐林清:《劳动力市场分割对农村劳动供给行为的影响分析》,《经济体制改革》2008 年第 3 期,第 36—39 页。[Xu Linqing, "The Effects of Labor Market Segmentation on the Rural Labor Supply," *Reform of Economic System*, No. 3(2008), pp. 36—39.]
- [8] 金一虹:《女性非正规就业:现状与对策》,《河海大学学报(哲学社会科学版)》2006 年第 1 期,第 6—10 页。[Jin Yihong, "Female Irregular and Unstable Employment: Current Situation and Countermeasure," *Journal of Hehai University(Philosophy and Social Sciences)*, No. 1(2006), pp. 6—10.]
- [9] J. J. Heckman, "Statistical Models for Discrete Panel Data," in C. F. Manski & D. McFadden(eds.), *Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications*, Cambridge: The MIT Press, 1981, pp. 114—178.
- [10] J. J. Heckman, "The Incidental Parameters Problem and the Problem of Initial Conditions in Estimating a Discrete Time-Discrete Data Stochastic Process," in C. F. Manski & D. McFadden(eds.), *Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications*, Cambridge: The MIT Press, 1981, pp. 179—195.
- [11] X. D. Gong & A. V. Soest, "Wage Differential and Mobility in the Urban Labor Market: A Panel Data Analysis for Mexico," *Labor Economics*, Vol. 9, No. 4(2002), pp. 513—529.
- [12] 刘妍、李岳云:《城市外来农村劳动力非正规就业的性别差异分析》,《中国农村经济》2007 年第 12 期,第 20—27 页。[Liu Yan & Li Yueyun, "Gender Differences in Informal Employment of Migrant Workers," *Chinese Rural Economy*, No. 12(2007), pp. 20—27.]
- [13] 万向东:《农民工非正式就业研究的回顾与展望》,《中山大学学报(社会科学版)》2009 年第 1 期,第 159—170 页。[Wan Xiangdong, "The Retrospection and Prospect about the Studies on Informal Employment of Migrant Workers," *Journal of Sun Yatsen University(Social Science Edition)*, No. 1(2009), pp. 159—170.]
- [14] 谭琳、李军锋:《我国非正规就业的性别特征分析》,《人口研究》2003 年第 5 期,第 11—17 页。[Tan Lin & Li Junfeng, "A Gender Analysis on Informal Employment in China," *Population Research*, No. 5(2003), pp. 11—17.]