

人力资源开发与就业

农民工非正规就业选择研究

胡凤霞^{1,2}, 姚先国¹

(1. 浙江大学 公共管理学院, 浙江 杭州 310027; 2. 扬州大学 商学院, 江苏 扬州 225009)

摘 要: 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调查数据, 对农民工非正规就业的进入条件、就业影响因素以及就业效果进行了研究, 结果显示: 从事非正规就业的农民工相对具有更狭窄的社会资本和更少的工作初始投入; 教育显著提高了农民工从事非正规就业的概率, 滞后一期的市场状态对农民工非正规就业选择不会产生显著影响; 就业分流并没有导致农民工就业市场出现内部分层, 农民工非正规就业存在着强的自选择。

关键词: 农民工; 就业分流; 非正规就业

中图分类号: F241.4 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-4149 (2011) 04-0023-06

Study on Migrant Workers' Behaviors of Choosing the Informal Employment

HU Feng-xia^{1,2}, YAO Xian-guo¹

(1. College of Public Administration, Zhejiang University, Hangzhou 310027, China;

2. College of Business, Yangzhou University, Yangzhou 225009, China)

Abstract: Based on the Chinese urban labor market survey data, which is implemented by China Academy of Social Sciences in 2001, this paper investigates the split-flow of the migrant workers and the factors influencing the migrant workers to choose the informal employment. The results show that, compared with the formal migrant worker, the informal migrant worker are lacking of social capital and put into less funds on obtaining the job; education significantly increased the probability of migrants engaging in informal employment but the coefficient of lagged labor market state is not significant; the split-flow of the migrants' employment doesn't result in the migrant labor market stratification, the informal employment exist strong self-choice.

Keywords: rural-urban migrant workers; split-flow of employment; informal employment

收稿日期: 2011-03-09; 修订日期: 2011-05-20

基金项目: 国家自然科学基金重点资助项目 (70933001)。

作者简介: 胡凤霞 (1977-), 女, 宁夏中卫人, 浙江大学公共管理学院博士研究生, 扬州大学商学院讲师, 研究方向: 劳动经济学。

改革开放以来,随着我国社会经济体制和社会经济结构的双重调整,规模庞大的农民工群体应运而生,农民工就业引起了学界广泛关注。由于我国城镇劳动力市场存在(多重)体制性分割,尤其是户籍制度等的影响,国内外学者普遍认为,农民工流动到城镇后很难进入正规就业市场,而是以非正规方式在非国有经济部门或非正规部门就业,因此,非正规就业成为农民工就业的代名词。

事实上,农民工并不是一个同质的群体,不仅在职业内部、经济收入和价值取向等方面出现了分化,而且在就业性质上也出现了分流(非正规就业和正规就业)。农民工就业分流是否使得“城中村”出现了分层?农民工非正规就业的进入条件是什么?哪些因素影响着农民工的非正规就业选择?目前对农民工就业的专项研究主要集中在特点、地缘性或行业聚集等方面的描述。即使有文献对农民工就业的效果、影响因素进行考察,也是着眼于城镇居民与农民工的区别,将所有的农民工就业都看成非正规就业进行研究,从而无法回答上述相关问题,也就不能全面揭示农民工就业的本质特性。

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调查数据,拟对农民工非正规就业的进入条件、就业影响因素以及就业效果做一个探索性研究。

一、计量方法及其模型设定

本文采用logit随机效应模型估计农民工的非正规就业选择。由于经济收入是农村劳动力流动的重要目标,因此,有必要在选择方程中充分考虑收入水平对农民工就业选择的影响。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。因此,本文首先采用两个线性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:

$$\ln w_{ij} = M_i' v_j + \lambda_j + \zeta_{ij} \quad j = 1, 2 \quad (1)$$

方程式中, M_i' 是影响劳动力收入的特征变量,包括年龄、教育、地区、时间和企业性质等变量。这些变量独立于 λ_j 和 ζ_{ij} 。 ζ_{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,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。

估计的对数工资值 w_{ij}^p 可以给出如下表达式:

$$\ln w_{ij}^p = M_i' v_j + \lambda_j = \ln w_{ij} - \zeta_{ij} \quad j = 1, 2 \quad (2)$$

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 ζ_{ij} ; 另一方面,虽然随机误差 λ_j 无法估计,但是,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。

现在,可以给出logit选择方程:

$$y_{it} = X_{it}' \beta_j + \alpha_j + \varepsilon_{ij} \quad j = 1, 2 \quad (3)$$

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; β_j 是待估参数。

至此,农民工非正规就业选择的静态模型建立起来了,它意味着农民工非正规就业选择的概率与以往的非正规就业经历是独立的。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。根据黑克曼(Heckman)的观点,在“状态相依”是“真实”的情形下,一旦个体经历了非正规就业,他们的偏好将会发生改变,与那些在过去没有经历过非正规就业的个体相比,他们未来的行为是不同的;在“状态相依”是“虚假”的情形下,个体过去的非正规就业经历不会对他们未来的非正规就业选择产生任何的影响,是不可观测的个体异质性影响了他们的就业选择^[1-2]。为了将结构状态和不可观测的异质性区别开来,黑克曼等人将滞后状态哑变量作为解释变量纳入模型。本文参考这一做法,即:

$$y_{it} = X_{it}' \beta_j + D_t' - 1 \gamma_j + \alpha_j + \rho \ln w_{ij}^p + \varepsilon_{ij} \quad j = 1, 2 \quad (4)$$

$$\ln w_{ij} = M'_i v_j + D'_i - 1\tau_j + \lambda_j + \zeta_{ij} \quad j = 1, 2 \quad (5)$$

其中 $j=1$ 和 $j=2$ 分别代表正规就业部门和非正规就业部门, D'_{i-1} 则表明了滞后的劳动力市场状态, γ_j 、 v_j 、 τ_j 和 ρ 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外来农村劳动力专项数据, 本次调查涉及上海、沈阳、武汉、西安及福州五大城市共包括 2998 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、收入支出和家庭人口等方面的信息, 因此, 可以根据数据提供的个人信息的时间记录以及工作历史, 推算出不同时期个体的特征信息和工作状态, 从而形成 1999 年和 2001 年两个不同时期的面板数据。

根据研究的需要, 本文提取了 16~55 周岁且处于就业状态的样本 1288 个, 删除教育、市场状态和收入状况等变量有缺失信息的样本后, 最终获得 419 个观测对象共 838 个样本, 其中正规就业样本 257 个, 非正规就业样本 581 个, 男性样本 576 个, 女性样本 262 个^①。

根据表 1, 从事正规就业的农民工平均教育水平略高于从事非正规就业的农民工, 但是年龄在两个市场上没有明显差异; 社会资本在农民工就业过程中发挥了重要作用, 分别有 61.42% 和 57.04% 的正规就业者和非正规就业者在就业之前已经安排好了工作; 找工作的初始投入对农民工的就业选择会产生重要影响。正规就业者用于找工作的平均费用为 89.7 元 (用于找工作的平均时间为 32 天), 而非正规就业者用于找工作的平均费用为 37.8 元 (用于找工作的平均时间为 27 天), 如果加上为了获取工作向企业交纳的保证金、押金等费用, 前者是后者的 3 倍。

表 1 农民工个人及流动信息

变量	非正规就业		正规就业		
	均值/ 频数	标准差/ 频率	均值/ 频数	标准差/ 频率	
2001 年					
年龄	27.1	9.19	27.5	7.70	
教育年限（年）	8.00	3.08	9.00	3.30	
小时工资数（元/小时）	2.50	2.24	3.10	2.95	
每周工作时间（天）	6.65	0.72	6.27	0.90	
全家耕地面积（亩）	4.9	4.29	5.30	5.42	
户口到市区时间（小时）	12.6	14.36	12.00	13.59	
所需交通费用（元）	77.8	91.38	76.00	84.12	
外出工作年限（年）	7.80	8.95	7.40	5.10	
找工作天数（天）	27.00	55.42	32.00	47.46	
找工作费用（元）	37.8	141.06	89.70	302.35	
找工作所交纳押金（元）	40.3	284.79	162.90	569.99	
工作是否安排好（%）	是	172	57.04	72	61.42
	否	129	42.96	46	38.58

表 2 是农民工就业状况信息表。首先, 虽然正规就业者获取了更高的小时工资, 但却具有更高的工资拖欠比例 (1999 年为 16.81%, 2001 年为 14.37%) 和更差的工作稳定性。自 1996 年以来, 有过一个月以上失业经历的正规就业者达到了 28.35%, 比非正规就业者的失业比率高了近 7 个百分点。其次, 从事非正规就业的农民工大部分就业于私营及民营企业, 超过了总就业人数的 70%。而从事正规就业的农民工几乎有 1/2 在国有集体单位就业。最后, 从事正规就业的农民工大多为专业技术人员和行政管理人员, 意味着农民工正规就业的进入壁垒主要表现在人力资本存量的高低上。

表 3 是农民工流动及对工作评价信息的统计结果, 从中可以得出两个重要的结论。第一, 即使经济动机是当前农村劳动力流动的主要因素, 收入水平也不是他们评价工作的唯一标准。虽然从事正规就业的农民工获取了更高的小时工资率, 但在非正规就业市场上, 有 64.38% 的劳动力对目前的工作

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。考虑到我国劳动力市场的实际发展程度以及城镇居民非正规就业的成本约束, 本文依据后一种方式定义非正规就业: 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。

状况表示满意或者非常满意（在正规就业市场为 65.35%），只有 27.79% 的打算离开目前的工作单位另谋出路或者自己创业。第二，并没有明显的证据表明农民工内部就业市场出现了分层，也没有数据显示农民工非正规就业是一种被迫选择的结果。根据 2001 年的数据，2000 ~ 2001 年间变换工作的 283 个样本中，有 17.51% 的农民工从正规就业市场流动到非正规就业市场，有 8.98% 的农民工从非正规就业市场流动到正规就业市场，尽管市场间的流动比例比较低，但其中有一半的劳动力是自愿离开先前的正规就业部门进入非正规就业部门，其目的是为了寻求更好的发展或者已经找到更好的工作。

表 2 农民工就业状况信息

变量	1999 年		2001 年	
	非正规就业	正规就业	非正规就业	正规就业
工资发放	按时	86.71	84.32	88.32
	拖欠、但能拿到	10.29	14.82	9.62
	拖欠、不一定能拿到	2.99	1.99	2.06
1996 年以来有过一个月以上失业	没有过失业	—	—	78.03
	有过一次失业	—	—	19.86
	有过两次及以上失业	—	—	2.11
单位类型	国有集体单位	28.15	49.72	26.91
	外资企业	0.99	3.42	0.33
	私营及民营企业	70.86	46.86	72.76
职业分布	工人	85.76	82.05	86.71
	行政及管理人员	1.66	1.71	1.33
	专业技术人员	9.93	11.97	9.30
	既是行政管理人员又是专业技术人员	0.00	2.56	0.00
	其他	2.65	1.71	2.66

表 3 2001 年农民工流动及工作评价信息

变量	非正规就业	正规就业
正规就业市场（滞后一期）	单位重组或停破产	5.26
	单位减人或开除	0.00
	自愿离开：寻求更好发展	8.77
	离退休	63.16
工作满意度（%）	非常满意	3.51
	比较满意	8.77
	不满意	3.08
	非常不满意	1.57
工作期间想换工作或自己创业	比较满意	61.30
	不满意	63.78
	非常不满意	32.19
		33.86
		3.42
		0.79
	27.79	34.55

三、实证结果及其分析

根据统计数据，从事正规就业并没有意味着农民工就业境况的改善，也没有明显的证据表明农民工内部就业市场出现了分层，实证结果是否支持这些结论？哪些因素影响了农民工的非正规就业选择？利用第二部分的模型设定，本文对上述问题进行考查。表 4 是外来农村劳动力工资收入及其非正规就业选择的回归结果。

1. 工资方程回归结果

从表 4 的回归结果看^①，教育的系数值在两个市场上都比较显著（10% 的水平）。在正规就业市场上，教育每增加一年，劳动力的小时工资率会上升 8.00%；在非正规就业市场上，教育每增加一年，劳动力的工资率会上升 4.92%。虽然正规就业市场上的教育回报高于非正规就业市场上的教育回报，但却并不符合传统劳动力市场分割理论对非正规就业市场（教育缺乏回报）的描述。

代表经验的年龄变量以及滞后一期的非正规就业虚拟变量在两个市场上都不显著，说明以往的市场状态并不会对外来农村劳动力当期的工资收入产生影响，工作经验也无助于提高他们的收入水平。这一点可能与外来农村劳动力的流动具有钟摆式的特点有关。根据人力资本理论的观点，职业生涯的中断往往意味着已有人力资本（工作经验）的贬值，因此，对于经常往返于流出地和流入地的农民工来讲，工作经验缺乏回报也在情理之中。

男性虚拟变量只在非正规就业市场上显著，而且从数据看，从事非正规就业的男性劳动力收入比

^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，证明随机效应更具有统计可靠性。

表4 外来农村劳动力非正规就业选择回归结果

变量	非正规就业市场 工资回归结果		正规就业市场 工资回归结果		非正规就业选择结果	
	系数	方差	系数	方差	系数	方差
教育	0.048	0.017 *	0.077	0.023 ***	0.273	0.103 ***
年龄	0.026	0.022	0.044	0.027	0.042	0.260
年龄平方	-0.0005	0.0003 ***	-0.0004	0.0004	-0.001	0.004
非正规就业（滞后一期）	-0.421	0.421	0.047	0.044	5.183	31.761
男性劳动力	0.171	0.105 *	0.084	0.168	0.339	0.622
国有企业	-0.087	0.069	-0.791	0.194 ***	—	—
外资企业	-0.472	0.213 **	-0.770	0.118 ***	—	—
未婚	—	—	—	—	0.234	1.030
无学龄前儿童	—	—	—	—	0.847	0.748
工资收入估计值	—	—	—	—	-4.657	1.497 ***
上海地区	0.618	0.140 ***	0.462	0.212 ***	2.940	1.082 ***
武汉地区	0.053	0.190	0.346	0.306	2.803	2.023
沈阳地区	0.413	0.143 ***	0.025	0.218	3.554	1.126 ***
福州地区	0.634	0.141 ***	0.152	0.211	3.306	1.011 ***
1999 年	-0.087	0.023 ***	0.011	0.025	-18.432	2131.761
常数项	0.100	0.586	-0.673	0.548	-6.185	4.748
Wald F Test	69.74		112.68			
Hausman Test	7.85		2.12			
Log likelihood					-59.959	
观察值					838	

注：①1999 年样本数据滞后一期的市场状态指的是 1998 年劳动力所处的市场状态，2001 年样本数据滞后一期的市场状态指的是 2000 年劳动力所处的市场状态。

②*, **, ***分别代表在 1%, 5% 和 10% 的水平上显著。

从事非正规就业的女性劳动力收入高 18.65%，意味着从事非正规就业的女性劳动力处于收入水平的最低端。造成这种结果的原因可能有两方面：一是非正规就业市场上存在着性别歧视，二是劳动力人力资本以及所从事的行业和职业存在着性别差异（男性劳动力往往从事重体力的职业），具体哪种因素发挥了更重要的作用，还有待于进一步研究。

企业所有制变量的系数值在正规就业市场上都很显著，但在非正规就业市场上只有外资企业虚拟变量的系数值显著。而且从数据看，与国有企业或者外资企业相比，私营企业的农民工获取了更高的报酬，这可能与私营企业具有更强的市场化程度有关。

在地区虚拟变量中的正规就业市场上，只有上海地区的外来农村劳动力收入水平显著高于西安地区的外来农村劳动力的收入水平；在非正规就业市场上，除了武汉地区的工资收入与西安地区的工资收入没有显著性差异外，其余三个地方的工资收入都显著高于西安地区的工资收入。

以上结论表明，尽管非正规就业市场上的教育回报低于正规就业市场上的教育回报，但却无法得出非正规就业市场与正规就业市场具有不同的工资决定机制的结论。农民工就业存在着内部分流，但这种分流并没有导致就业市场的内部分层。

2. logit 模型估计结果

根据表 4 农民工非正规就业选择的回归结果，教育显著提高了农民工进入非正规就业市场的概率。这点比较奇怪，根据前面工资方程的回归结果，正规就业市场上的教育回报明显高于非正规就业市场上的回报。因此，在经济利益驱动下，高教育水平的农民工更应该进入正规就业市场，然而回归结果并不支持这一推断。可能的解释是 20 世纪 90 年代末期流动的农村劳动力，尤其是具有高教育水平的农村劳动力已经把积累经验、发挥自主性和学习技能等目标优先于赚钱目标。这也是为什么通常回流创业的劳动力往往具有较高教育水平的原因。

工资收入的估计值对外来农村劳动力非正规就业的选择具有显著的负作用，即收入水平越高，劳动力越倾向于在正规就业市场上就业。换句话说，相同工资水平下，外来农村劳动力更偏好正规就业。原因可能是：①农民工很想融入城镇正规就业市场；②他们希望通过劳动合同的签订以及社会保

障的覆盖来降低失业风险以及由此造成的收入冲击。尽管事实上这些目标并不能很好地实现。

代表个人特征变量的年龄和婚姻虚拟变量都不会显著影响农民工的非正规就业选择。对于未婚虚拟变量而言,一方面,由于我国农村劳动力的转移多是离土不离乡的钟摆式流动,家庭的牵绊会使已婚劳动力更倾向于从事非正规就业,从而有更灵活的时间探亲回流。另一方面,由于收入依然是外来农村劳动力,尤其是低教育水平劳动力就业的重要目标,因此,作为家庭收入的重要支撑者(包括男性劳动力和女性劳动力),已婚劳动力为了获取相对比较稳定的就业环境,则更愿意在正规就业市场上就业。以上正反两方面的作用力最终使未婚虚拟变量对农民工非正规就业选择的影响变得不显著。

无学龄前儿童虚拟变量虽然提高了农民工非正规就业的选择,但却不具有显著性。根据以往的经验,由于非正规就业具有更加灵活的工作时间,为了平衡工作和家务劳动之间的时间分配,学龄前儿童会显著提高劳动力尤其是女性劳动力从事非正规就业的概率。但根据本文的数据,2001年流动到城市的农村劳动力样本中,六岁以下儿童有50%以上没有和父母生活在一起,而是居住在户口所在地。长距离的和子女分居使女性农民工并不会由于有学龄前儿童而更多地选择非正规就业。

男性虚拟变量对农民工的非正规就业具有正的作用,但不显著,意味着外来农村女性劳动力(从事非正规就业)尽管获取了更低的工资报酬,但却并没有被进一步边缘化或非正规化,这与李强、唐壮的研究结果相一致^[3]。可能的原因是传统的男主外女主内的家庭分工对农民工而言并不发挥作用。事实上,钟摆式的流动以及大部分学龄前儿童的留守往往意味着外出打工的女性劳动力与男性劳动力的工作目标具有相当的一致性。

滞后一期的市场状态对外来农村劳动力的非正规就业选择不会产生显著性影响,意味着农民工之所以长期从事非正规就业完全可以由劳动力异质性所解释。换句话说,农民工的内部分流存在着强的自选择,正规就业与非正规就业间的选择是一种自由转换的结果。这与前面数据的统计结果相一致。

四、结论

本文利用中国城镇农民工专项调查数据,采用动态logit随机效应模型和两个动态面板线性回归模型对农民工非正规就业的进入条件、非正规就业选择影响因素及就业效果进行了研究,结论如下:①与从事非正规就业的农民工相比,从事正规就业的农民工具有更广泛的社会资本和更多的工作初始投入;②就业分流并没有使农民工就业市场内部出现分层,农民工就业市场是一个相对融合的市场;③正规就业并不会使农民工就业境况变好,换句话说城乡就业差异并不会因为农民工从事正规就业而有所改变;④教育对农民工从事非正规就业有显著的正作用,工资收入的估计值对农民工从事非正规就业具有显著的负作用,而滞后一期的市场状态不会对农民工非正规就业选择产生显著影响。

以上结论意味着这样两个事实:第一,如果农民工的非正规就业选择是在面对自身人力资本状况、家庭背景等约束下的自选择,那么,改变就业工资低、社会保障缺乏可能并不是实现帕累托改进的优方案。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。第二,在目前城乡劳动力公民权利界定的条件下,任何单一的法律覆盖都不可能使农民工的境况变好。因此,很多学者的观点是通过法制化逐步规范农民工非正规就业,最终纳入正规化轨道,从而完成城乡劳动力市场的完善和统一就是值得商榷的。

参考文献:

- [1] Heckman, J. J. Statistical Models for Discrete Panel Data. //C. F. Manski, D. McFadden. Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications [M]. Cambridge, 1981: 114-178.
- [2] Heckman, J. J. The Incidental Parameters Problem and the Problem of Initial Conditions in Estimating a Discrete Time_ Discretet Data Stochastic Process//C. F. Manski, D. McFadden. Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications [M]. Cambridge, 1981: 179-195.
- [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).

[责任编辑 董洪敏]