

人力资源开发与就业

# 基于面板数据的城乡就业差异研究

胡凤霞<sup>1</sup>, 姚先国<sup>2</sup>

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

**摘要:** 城乡就业差异研究由来已久, 普遍的观点认为农民工更多的填补了非正规就业岗位是其就业弱势的主要标识, 这一结论忽略了相同市场背景下的城乡就业差异。本文利用面板数据的随机效应模型分别对城乡劳动力就业市场选择和相同市场背景下城乡劳动力工资决定机制进行了探讨, 结果显示: 农民工不仅更多的填补了非正规就业岗位, 而且在性质相同的非正规就业市场上, 他们依然处于就业的弱势地位。因此, 非正规就业不是农民工就业弱势的全部表现, 劳动力市场分割 (以非正规就业为标志) 也不是农民工就业弱势的全部制度根源, 换句话说, 即使打破了城镇劳动力市场的分割, 城乡就业差异也不会因此而消失。

**关键词:** 非正规就业; 农民工; 就业差异

**中图分类号:** F241.4 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-4149 (2013) 03-0069-06

## Urban-rural Difference in Employment: An Analysis Based on a Panel Data

HU Feng-xia<sup>1</sup>, YAO Xian-guo<sup>2</sup>

- (1. College Business, Yangzhou University, Yangzhou 225009, China;  
2. College of Public Administration, Zhejiang University, Hangzhou 310027, China)

**Abstract:** there are many papers studying on the employment differences between urban and migrant workers, the general view is that the informal employment is the mark of the migrant workers' disadvantage in employment. This conclusion ignores the difference of the urban and migrant workers under the same background of employment market. This paper, using the random effect model of panel data, analyzed the differences between urban and migrant workers in the labor market selection and the wage mechanism under the same background of market. The results indicate migrant workers not only more fill the informal post, but also their employment is far worse than urban workers even in the same market background (informal market). Thus, informal employment is not all performance of migrant workers' disadvantages in employment; the labor

收稿日期: 2012-09-24; 修订日期: 2012-12-30

作者简介: 胡凤霞 (1977-), 女, 劳动经济学博士, 扬州大学商学院讲师。研究方向: 就业、工资分配与劳动力市场。

market segmentation ( informal employment as a key word) is also not all system root of their disadvantage in employment. In other words ,even broken the labor market segmentation ,urban - rural difference in employment will not disappear.

**Keywords:** informal employment; migrant workers; difference in employment

## 一、引言

关于城乡就业差异的研究由来已久，目前普遍的观点是认为农民工大量从事了工资低下、就业稳定性差的非正规就业，而城镇居民则占据着劳动力市场中稳定、体面、高待遇的正规就业岗位，劳动力市场的多重分割是造成这一结果的制度根源。这一结论隐含的政策含义是：只要农民工能够进入正规就业市场，或者城镇居民从事了非正规就业，城乡劳动力的就业差异就会消失，至少会大幅度的缩小以致不明显。

事实上，城乡就业差异包括两个方面：一是就业市场选择差异；二是在相同市场背景下劳动力工资决定机制差异<sup>①</sup>。目前的研究主要集中在前者，比如张彦指出城市人口增长和就业机会的不成比例导致严重的失业危机，从而迫使大量农民工从事了非正规就业<sup>[1]</sup>；吴要武、蔡昉、徐林清等人则认为由于制度性因素的束缚，农民工被隔离在非正规就业市场无法流动<sup>[2-3]</sup>。这些研究在某种程度上对城乡就业差异进行了很好的诠释，但他们大部分都是基于静态分析而忽略了劳动力就业选择的路径依赖。同时，对于相同市场背景下城乡就业差异的研究还很少，虽然万向东提出农民工向正规就业的流动依然是在城乡整体隔离的背景下发生的，正规就业对农民工就业效果的改善并不大<sup>[4]</sup>，但这一研究主要基于正规就业市场（劳动力异质性很难较好地控制），而且也缺乏相应的实证研究支持。如果在相同市场背景下（非正规就业市场），城乡劳动力也具有非常不同的工资决定机制及就业效果，那么，非正规就业可能就不是农民工就业弱势的全部表现，劳动力市场的多重分割也不能简单地成为农民工就业弱势的完全的制度根源。

目前，随着劳动力市场发育程度的不断提高和国有企业改革的逐步推进，大量城镇劳动力已经涌入非正规就业市场，同时，大量农民工也在不断地向正规就业部门渗透，在此背景下，城乡就业差异以及造成这一差异的制度根源需要从一个更加全面的角度来加以审视，本文试图对此做一个尝试性的探索。

## 二、模型设定与数据说明

本文采用面板数据的 Logit 模型和线性模型分别估计劳动力的非正规就业选择和非正规就业者的工资方程<sup>②</sup>。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  $V(j, t)^*$  ( $j = 1$  时为非正规就业,  $j = 2$  时为正规就业) 来表示。当  $V(j, t)^* > 0$  时，劳动力选择了非正规就业 ( $j = 1$ )；当  $V(j, t)^* = 0$  时，劳动力选择了正规就业 ( $j = 2$ )。潜变量  $V(j, t)^*$  可以用一个二值因变量  $V(j, t)$  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：

$$V(j, t) = X_i' \theta_j + \alpha_j + \varepsilon_{ij} \quad j = 1, 2 \quad (1)$$

非正规就业者的工资方程为：

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

方程式中， $X_i'$  和  $M_i'$  是影响劳动力就业选择和收入的特征变量，除了年龄、教育、地区、时间、企业性质等变量外， $X_i'$  中还包括了收入水平。之所以将收入包括在内，是因为经济收入是影响劳动力就业选择的重要因素<sup>[5-6]</sup>。 $\alpha_j$  和  $\lambda_j$  表示不随时间而变的劳动力异质性的随机变量， $\varepsilon_{ij}$  和  $\zeta_{ij}$  则是随时间

① 考虑到劳动力的异质性，相同市场背景的考察主要集中在非正规就业市场上。

② 这里不仅关注城乡劳动力就业选择的静态分析，而且更关注他们就业选择的路径依赖。

可变的剩余误差。 $X_i$  独立于  $\varepsilon_{ij}$ ,  $M_i$  独立于  $\zeta_{ij}$ , 且  $\alpha_j$ 、 $\lambda_j$ 、 $\zeta_{ij}$  和  $\varepsilon_{ij}$  都服从标准正态分布,  $\vartheta_j$  和  $v_j$  是待估参数。对于面板数据, 最大的问题是非观测效应 ( $\alpha_j$ ,  $\lambda_j$ ) 是否独立于自变量 ( $X_i$ ,  $M_i$ ), 如果独立则采用随机效应模型, 否则, 固定效应模型更具有统计可靠性。在实践操作上, 通常利用豪斯曼 (Hausman) 检验来判断是随机效应模型更合适还是固定效应模型更合适, 本文的实证分析部分也采用这一方法来对模型进行判别。这里还需要指出的是,  $\zeta_{ij}$  既反映了劳动力工资水平的测量误差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。

(1) 式和 (2) 式意味着以往的就业经历不会影响劳动力的工资收入水平, 但诸多的研究显示, 劳动力个体的市场状态选择和工资水平与过去的市场经历息息相关, 因此, 为了将结构状态和不可观测的异质性区分开来, 有必要将市场状态滞后一期哑变量作为解释变量纳入到模型<sup>[7]</sup>, 即:

$$V(j, t) = X_i \vartheta_j + D_{i-1} \gamma_j + \alpha_j + \varepsilon_{ij} \quad j = 1, 2 \quad (3)$$

$$\ln w_{ij} = M_i v_j + D_{i-1} \tau_j + \lambda_j + \zeta_{ij} \quad j = 1, 2 \quad (4)$$

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,  $D_{i-1}$  表明了滞后的劳动力市场状态,  $\gamma_j$  和  $\tau_j$  是待估计的参数。

本文使用的是来自美国北卡罗来纳大学 2000、2004、2006 和 2008 年进行的中国健康和营养调查 (China Health and Nutrition Survey, CHNS) 的面板数据<sup>①</sup>。数据采用多阶段随机抽样的方法, 抽样时兼顾大中小城市的收入水平差异, 因而具有一定的代表性, 而且数据包含了观测对象的职业、收入等丰富的个人信息, 能够很好地满足本文的研究要求。根据研究的需要, 本文提取了处于就业状态, 且年龄在 16~65 周岁的劳动力样本, 剔除教育、性别、收入等有缺失信息的样本后分别获得 1686 个有效样本, 其中非正规就业样本为 597 个<sup>②</sup>。

### 三、实证结果及其讨论

根据豪斯曼检验, 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 (如表 1、表 2 所示), 因此, 本文采用随机效应模型估计城乡劳动力非正规就业选择和非正规就业市场上城乡劳动力的工资方程。考虑到城乡劳动力就业市场的整体隔离, 本文分别报告了城镇居民样本、农民工样本和总样本的回归结果。

表 1 是城乡劳动力就业市场选择的回归结果。教育年限的系数值在三个样本中都非常显著, 但随着教育程度的提高, 城镇居民从事非正规就业的概率下降, 而农民工从事非正规就业的概率却上升了, 这与以往的研究结论相一致: 城镇居民中从事非正规就业的劳动力大部分是由下岗职工组成, 而这一群体的平均受教育水平整体偏低; 对于农民工而言, 非正规就业的自主性则是吸引高教育水平群体的重要原因, 原因是这部分人更容易回流, 积累工作经验、发挥能动性目标已经优于简单的经济目标。

按照分段假说的观点, 年龄越大的劳动力越倾向于等待, 从而也越不容易进入非正规就业市场, 本文的研究表明, 在不考虑性别差异的前提下, 城镇居民样本验证了这一假说, 但年龄却不会显著影响农民工的就业选择。可能的原因有两种: 一是农民工的等待成本远远高于城镇居民; 二是农民工缺乏赖以等待的资本。事实上, 诸多研究结果表明, 农民工流入城市后, 首先要解决的是生存就业问题, 其次才能考虑到生存环境的改善。

男性劳动力虚拟变量系数值在三次回归中都为负, 且很显著, 意味着与男性劳动力相比, 女性劳动力更容易从事非正规就业, 表明随着市场融合程度的提高, 家庭内部的性别分工对农民工就业的影响也开始显现<sup>③</sup>。小时工资率会显著降低混合样本劳动力和农民工的非正规就业选择, 即工资率越

① 样本数指的是 2004 年和 2008 年的样本, 市场状态滞后一期哑变量分别指的是 2000 年和 2006 年观测样本的市场状态。

② 目前, 非正规就业并没有一个统一的定义标准。本文参考国内外非正规就业的相关界定, 根据劳动者职业的类型来划分样本: 将长期工直接划为正规就业者, 临时工、非全日制工以及领取报酬的家庭帮工划为非正规就业者。对于短期合同工, 则考虑社会保障地位, 如果有公共医疗保险则为正规就业者, 否则为非正规就业者。

③ 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, 女性更可能从事非正规就业以便能兼顾家庭内部的劳动。

高，农民工从事非正规就业的概率越低，但是却会显著提高城镇居民从事非正规就业的概率。这从一个侧面揭示了城乡劳动力的整体隔离。

表1 劳动力非正规就业选择回归结果

变量	总样本		城镇居民样本		农民工样本	
	系数	方差	系数	方差	系数	方差
教育年限	-0.105	0.018 ***	-0.083	0.028 ***	0.114	0.024 ***
年龄	-0.117	0.054 **	0.142	0.088 **	-0.100	0.070
年龄平方	0.001	0.001 *	0.002	0.001	0.0009	0.0008
男性劳动力	-0.290	0.123 **	-0.158	0.177 ***	-0.451	0.176 **
非正规就业 (滞后一期)	1.034	0.169 ***	0.708	0.180 ***	1.044	0.173
城镇户口	-0.415	0.184 **				
城镇非正规就业 (滞后一期)	-0.240	0.238 **				
小时工资率	-0.662	0.102 ***	0.076	0.171 ***	-0.404	0.125 ***
辽宁	0.235	0.272	0.675	0.367 *	-0.868	0.549
黑龙江	-0.322	0.274	-0.096	0.323	-0.693	0.727
江苏	-0.114	0.263	0.238	0.350	-1.192	0.541 **
山东	-0.994	0.282 ***	-0.003	0.406	-2.235	0.551 ***
河南	-0.129	0.327	-0.281	0.423	-0.496	0.668
湖北	-0.284	0.285	-0.152	0.376	-1.141	0.575 **
湖南	-0.386	0.303	-0.229	0.431	-1.333	0.575 **
广西	-0.268	0.312	0.121	0.391	-1.405	0.620 **
常数项	0.109	0.131	4.980	1.970 **	5.262	1.552 ***
2008 年	4.882	1.180	-0.007	0.205	0.155	0.177
观察值	1686		912		774	
Log likelihood	-887.745		-427.953		-443.399	
Hausman Test	5.14		6.88		3.63	

注: 1. 地区虚拟变量中, 参照对象是西安地区, 下同; 2. \*, \*\*, \*\*\*分别代表在 10%、5% 和 1% 的水平上显著, 下同。

表2 非正规就业者工资回归结果

变量	总样本		农民工样本		城镇居民样本	
	系数	方差	系数	方差	系数	方差
教育年限	0.043	0.009 ***	0.034	0.012 ***	0.049	0.014 ***
年龄	0.047	0.025 ***	0.066	0.032 **	0.144	0.040 ***
年龄平方	-0.0006	0.0003 **	-0.0008	0.0004 **	-0.0016	0.0005 ***
非正规就业 (滞后一期)	-0.183	0.069 ***	-0.070	0.099 ***	-0.496	0.091
男性劳动力	0.174	0.065 ***	0.177	0.090 **	0.158	0.109
城镇户口	0.114	0.073 ***				
辽宁	0.021	0.143	-0.060	0.215	0.154	0.224
黑龙江	0.215	0.158	-0.002	0.279	0.410	0.212 *
江苏	0.301	0.138 **	0.171	0.205	0.420	0.223 *
山东	-0.079	0.152	-0.237	0.223	0.096	0.245
河南	-0.189	0.171	-0.290	0.259	-0.065	0.259
湖北	-0.009	0.156	-0.088	0.231	-0.029	0.245
湖南	0.381	0.172 **	0.266	0.250	0.428	0.288
广西	-0.109	0.165	-0.350	0.254	0.120	0.242
常数项	0.492	0.551	0.200	0.693	0.361	0.909 ***
2008 年	0.494	0.067 ***	0.466	0.088 ***	0.610	0.063 ***
Wald F Test	135.05		67.97		338.09	
Hausman Test	5.31		4.47		7.02	

注: 非正规就业滞后一期分别指的是 2006 年和 2000 年的市场状态。

滞后一期的非正规就业虚拟变量的系数值在三个样本中都很显著, 且为正, 说明劳动力长期滞留在相同的就业部门, 结构性因素发挥了重要的作用, 这一结论也支持了劳动力市场分割理论的负反馈

假说。与具有农村户口的劳动力相比，具有城镇户口的劳动力从事非正规就业的概率显著降低，但是，当我们引入城镇户口与非正规就业（滞后一期）的交互变量时，其系数值显著为负，即与上一期从事非正规就业的农民工相比，上一期从事非正规就业的城镇居民从事非正规就业的概率会显著下降，这意味着就业选择的路径依赖在农民工中尤其明显。

如果说城乡劳动力就业市场选择影响因素表明农民工更多的从事了非正规就业，且更容易被限制在非正规就业市场上而无法流动，那么表 2 则给出了在相同市场背景（非正规就业市场）下两者工资决定机制的差异。根据回归结果，城镇居民样本的常数项系数非常显著，而且为正，这与孟昕、张俊森的研究结果相类似，但他们的研究是基于整个市场<sup>[8]</sup>，而本文此处的样本仅限于非正规就业市场，这表明在非正规就业市场上，城镇居民也存在一个未被解释的工资起点，且这个值还非常的高：对收入的回报高达 43.48%。

代表人力资本存量的教育和年龄变量系数在三个样本中都很显著（5%的水平上），且为正，但城镇居民的教育以及资历（年龄）回报都高于农民工的教育和资历（年龄）回报，尤其是代表工作经验的资历（年龄）变量，城镇居民样本的回归系数是农民工样本回归系数的两倍多，这表明城镇居民的时间-收入流曲线比农民工的时间-收入流曲线陡峭得多。

给定其他变量，滞后一期的市场状态（非正规就业）降低了非正规就业者的工资报酬，但是只在总样本和农民工样本中显著，即收入的负反馈机制只在农民工群体内显著存在，城镇居民并不会因为以往的非正规就业经历而使得收入受到负面效应的强化。

城镇户口虚拟变量系数值非常显著，且为正，收入的户籍差异相当明显：与从事非正规就业的农民工相比，从事非正规就业的城镇劳动力工资收入上升了 12.08%。此外，对于性别变量，总样本和农民工样本的系数值都显著为正，即从事非正规就业的农民工中，女性劳动力的收入处于最底端，而从事非正规就业的城镇居民中，收入的性别差异并不显著。

以上结论意味着农民工不仅更多的从事了非正规就业，而且，即使将两者置于相同的非正规就业市场上，农民工也明显处于就业的弱势地位。事实上，即使从简单的统计数据看，同处于非正规就业市场的城乡劳动力就业差异也非常明显。表 3 首先给出了 2008 年城乡劳动力（非正规就业者）个人特征统计结果<sup>①</sup>。从结果中可以看出：在正规就业市场，城镇居民的受教育年限比农民工多 5 年，相应的，平均小时工资率比农民工高了 3.5 元；在非正规就业市场上，城镇居民的受教育年限（11.7 年）略低于农民工（12.9 年），但是他们的小时工资率依然比农民工高了 2 元。城乡收入差距并没有因为市场性质发生变化而有大的改善。

表 3 城乡劳动力的个人特征信息

变量	非正规就业				正规就业			
	城镇居民		农民工		城镇居民		农民工	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
小时工资率 (元/小时)	9.64	11.8	7.67	6.6	11.71	11.29	8.23	8.90
教育年限(年)	11.7	3.4	12.9	4.3	14.5	3.4	9.4	3.9
年龄(岁)	45.8	7.5	44.5	9.0	44.0	9.9	41.6	10.4

表 4 是城乡劳动力（非正规就业者）就业信息统计结果。与城镇居民相比，农民工平均每天工作时间为 8.9 天，城镇居民平均每天工作时间为 7.3 天，前者比后者高了近两个小时，而且，农民工还更多的从事了中度或者重体力劳动：农民工平均每周有 34.6 个小时从事中度或者重体力劳动，城镇居民平均每周只有 24.3 小时从事了中度或者重体力劳动；尽管城镇居民就业于非正规就业市场，但他们中有 86.59% 的人享有医疗保险，而农民工的这一比例只有 57.78%，这也就意味着当遭遇重大疾病时，农民工的生活会遭受

① 为了便于比较，表 3、表 4 同时给出了正规就业市场上的城乡就业差异。

更大的冲击；此外，从事非正规就业的城镇居民主要分布在国有、集体企业（比例高达 92.57%），而农民工能够进入国有、集体企业的不足 30%，他们主要分布在私营企业，占总数的 53.18%。

表 4 城乡劳动力就业信息

变量	非正规就业		正规就业	
	城镇居民	农民工	城镇居民	农民工
平均每天工作时间（小时）	7.3	8.9	8.1	8.4
体力工作时间 （小时/周）	轻体力劳动	24.2	17.5	
	中度体力劳动	14.5	19.9	
	重体力劳动	9.8	14.7	
是否享有医疗保险 （%）	否	13.41	42.22	6.86
	是	86.59	57.78	93.14
单位类型 （%）	国有企业	86.00	35.00	33.33
	集体企业	6.57	10.91	14.81
	私营企业	6.00	53.18	44.44
	三资企业	1.43	0.91	6.00

注：此处是 2008 年数据的统计结果。

#### 四、简单结论

城乡就业差异以及引起这种差异的制度根源一直是学界研究的热点，本文利用面板数据的随机效应模型分别对城乡劳动力就业市场选择差异和在相同市场背景下（非正规就业市场）城乡劳动力工资决定机制差异进行了探讨，结论如下：①与城镇居民相比，农民工不但更容易从事非正规就业，而且更容易被限制在非正规就业市场上缺乏流动；②分段假设仅仅适用于城镇居民，即年龄越大，越倾向于等待，从而越倾向于进入正规就业市场，但农民工的非正规就业选择并不会受到年龄的显著影响；③同为非正规就业，农民工平均每天工作的时间更长，并且每周从事中度或者重体力劳动的时间比城镇居民高了 10 个小时；④在非正规就业市场上，城镇居民的工资报酬显著高于农民工，而且存在一个非常高的未被解释的工资起点。同时，农民工的工资收入会受到以往非正规就业经历的负面强化，教育和年龄变量对农民工收入的回报也显著低于对其城镇居民的回报。

以上结论表明农民工的就业弱势不仅仅是其更多的从事了非正规就业，即使将两者置于相同的非正规就业市场背景下，城镇居民的就业优势也没有减弱的迹象。因此，虽然非正规就业是农民工就业弱势的表现之一，但却不是全部的表现；城乡劳动力市场分割（以非正规就业为标志）是造成农民工就业弱势的原因之一，但却不是全部的制度根源，换句话说，即使打破了劳动力市场的多重分割，城乡就业差异也不会因此而消失。事实上，如果我们从一个更加宽泛的角度来考察城乡就业差异时就会发现，农民工公民权的缺失才是农民工就业弱势的根本所在。而哪些被官方赋予的合法身份的缺失——农民工公民权的缺失是如何决定着城乡劳动力的就业差异？这将是本文今后进一步研究的方向。

#### 参考文献：

- [1] 张彦. 社会转型期城市非正规就业政策调整和制度创新研究 [J]. 科学发展, 2010, (1).
- [2] 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, 2006, (2).
- [3] 徐林清. 劳动力市场分割对农村劳动供给行为的影响分析 [J]. 经济体制改革, 2008, (3).
- [4] 万向东. 农民工非正式就业研究的回顾和展望 [J]. 中山大学学报, 2009, (1).
- [5] 胡凤霞, 姚先国. 农民工非正规就业选择研究 [J]. 人口与经济, 2011, (4).
- [6] 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, 2011, (2).
- [7] Gong, X. D., V. A. Soest. Wage Differential and Mobility in the Urban Labor Market: A Panel Data Analysis for Mexico [J]. Labor Economics, 2002, (4).
- [8] 孟昕, 张俊森. 中国城镇的双层劳动力市场——上海城镇居民与农村移民的职业分割与工资差距 [M] // 蔡昉, 白南生. 中国转轨时期劳动力流动. 北京: 社会科学文献出版社, 2006.

[责任编辑 方志]