

·调查与思考·

## 失地农民工作关系认同度及其决定因素

——基于宁波和周口市的实证考察

李永友 徐 楠

**【摘 要】**为失地农民建立有保障的工作关系,既是确保失地农民利益的长效机制,也是推进失地农民市民化的根本举措。然而,文章基于宁波和周口两市比较研究结果显示,失地农民失地后普遍没有建立起稳定有保障非歧视性正式工作关系,所以无论在物质补偿较为丰腴的发达地区,还是补偿水平较低的不发达地区,失地农民对失地后建立起来的工作关系认同度普遍较低。这种情况除了与年龄、家庭成员工作关系、未来工作信心等因素有关,政府职能缺失也是各地区失地农民工作关系认同度较低的重要原因。

**【关键词】**工作关系 身份归属 情感认同 logit 模型

**【作 者】**李永友 浙江财经学院,教授;徐楠 浙江财经学院,硕士研究生。

让城郊失地农民获得市民身份认同,以尽快融入城市,与原有城市居民共享城市发展收益,既是各国城市化的一个共同经验,也是城市化质量的一项重要指标。然而,在中国许多地区失地农民对自己市民身份认同度很低。根据市民内在属性和中国社会传统认识,农民和市民表面上是一种身份刻画,但实际上是一系列权属关系的外在表现,身份转换暗含着依附身份的权属关系发生了变化。而在各种权属关系中,工作关系是所有关系的根本。但从中国各地失地农民转为城市居民后的工作现状看,建立起与城市居民一样稳定的工作关系严重缺失。这种缺失主要表现在两个方面:一是一些地方政府基本没有为失地新市民建立正式工作关系。如叶继红(2008);刘伟忠、罗玉婷(2010)等调查研究表明,目前全国处于无业和临时性就业失地农民占其总数超过20%。二是失地农民歧视性工作关系非常普遍。如李培林、李炜(2007);谢桂华(2008);何雪松等(2010)等调查表明,许多地区失地农民,在工作中接受的待遇不仅普遍低于城市居民,而且几乎没有再学习和向上流动的机会,权益受到侵害的情况普遍高于城市居民。稳定和平等工作关系的缺失,不仅使大量失地农民游离于城市化之外,而且造成劳动力资源的浪费,并会引发社会问题(章元等,2011)。如何尽快为失地农民在被动市民化之后建立起与城市居民一样的正式工作关系,已成为中国城市化内涵式发展的一项重要议题。本文将通过对浙江省宁波市和河南省周口市的比较

研究,探讨失地农民对自己工作关系满意度或认同度,以及主要影响因素。

## 一、案例选取、数据来源和变量

### (一) 案例选取

本文所选案例为东部发达的浙江宁波市郊和中部欠发达的河南周口市郊。没有选择西部地区的原因,一是西部地区城镇化进程相对缓慢,失地农民数量有限;二是西部地区内部差异大,选择任何一个地区研究结论都可能产生较大偏差。

浙江宁波市位于浙江东部,是长江三角洲南翼重要的经济中心城市和工业基地,不仅经济发展水平较高,城镇扩张也非常快,2009年城镇化率已达63%,因城镇化而产生的失地农民已达103.3万。目前宁波市正处于城镇化高速发展阶段,加之其他建设对耕地占用,农地转为城市用地规模也将进一步提高,失地农民规模还将继续扩大。

河南省周口市位于河南省东南部,经济发展在河南省处于较低水平。城镇化进程缓慢,2009年城镇化率仅为29.5%。但根据该市发展规划,未来5~10年,城镇化进程将会明显加快,这预示着城郊大量土地将会被转为城市建设用地,失地农民数量将会大幅度增加。

### (二) 数据来源

2010年寒假和2011年暑期课题组成员在宁波和周口市郊进行调查<sup>①</sup>,两次调查共回收问卷420份,剔除无效问卷后,有效问卷为368份,占回收问卷总数的87.6%。在调查过程中,由调查人员对失地农户进行访谈,并填写问卷。调查的基本情况如表1所示。

从表1可以看出,宁波市失地农民家庭成员在行政事业单位及企业等相对稳定部门工作的比例较高;而周口市失地农民家庭成员建立的工作关系大部分是临时的,保障性较低,脆弱性较高。从征地时政府为失地农民工作方面所做的工作看,周口市政府提供培训、就业指导 and 用工信息的比例较高,而宁波市这一比例还不到20%。另外,宁波市失地农民虽然期待创业和个体经营的比例较高,但真正有创业准备的仅为5.2%,而周口市受访家庭有创业准备的比例较高。两市失地农民目前生活中最大困难存在显著差别,宁波市近40%家庭认为目前无任何困难,其余家庭目前生活中的困难主要集中于自己或家人就业方面。而周口市失地农民目前生活困难主要集中在家人或自己就业方面,其次是孩子上学。此外,关于就业培训,两市参加过培训的比例较接近,但对培训的态度却有很大差别。

### (二) 变量

考虑到指标的可获得性,我们以失地农民“认为目前工作关系与市民是否相同”这个主观变量作为测量指标。目前工作关系与市民是否相同是指,农民在失去土地后被动转为市民过程中,所建立的工作关系与一般市民相比是否相同或相似。认为目前工作关系与市民相同赋值为1,认为目前工作关系与市民有差别或完全不同赋值为0。表2给出了关于因变量、自变量的说明、描述性统计及预期影响方向。

<sup>①</sup> 因第一次调查样本量过小,所以2011年暑期又根据第一次问卷设计内容对两市进行了第二次调查。

表 1 有效样本来源及基本情况描述性统计

选 项	宁波市		周口市		选 项	宁波市		周口市	
	频数	比例 (%)	频数	比例 (%)		频数	比例 (%)	频数	比例 (%)
地区	192		176		没必要	47	24.5	9	5.1
年龄					政府所做的工作				
20 岁及以下	5	2.6	4	2.3	无任何形式	156	81.3	113	64.2
21~30 岁	26	13.5	29	16.5	培训、提供信息	35	18.2	59	33.5
31~50 岁	102	53.1	93	52.8	提供工作岗位	75	39.1	59	33.5
50 岁以上	59	30.7	93	52.8	目前生活中最大的困难				
家人单位性质					家人、自己就业	89	46.4	123	69.9
企业、个体户	118	61.5	67	38.1	儿女上学	32	16.7	88	50
行政事业单位	47	24.5	12	6.8	医疗	4	2.1	20	11.4
其他	27	14.0	97	55.1	住房	18	9.4	11	6.3
家庭人口					无困难	73	38.0	9	5.1
3 人及以下	67	34.9	49	27.8	期望的就业机会来源				
4~5 人	116	60.4	109	61.9	征地单位吸收	29	15.1	37	21.0
6 人及以上	9	4.7	18	10.3	政府安置工作	93	48.4	104	59.1
影响家人就业的因素					自己应聘、打工	9	4.7	32	18.2
文化水平	76	39.6	89	50.6	创业、个体经营	41	21.4	16	9.1
专业技能	99	51.6	128	72.7	不想工作	25	13.0	4	2.2
年龄、健康	84	43.8	86	48.9	其他	11	5.7	6	3.4
其他	23	12.0	18	10.2	未来有满意工作的信心				
无	19	9.5	0	0	完全没信心	54	28.1	65	36.9
目前工作满意程度					没多少信心	45	23.4	34	19.3
很不满意	15	7.8	26	14.8	不知道	53	27.6	30	17.0
不满意	64	33.3	55	31.2	有一些信心	26	13.5	24	13.6
一般	55	28.6	62	35.2	很有信心	25	13.0	23	13.1
满意	31	16.1	22	12.5	创业				
非常满意	27	14.1	11	6.3	有创业打算	10	5.2	72	40.9
就业培训					有过培训				
有必要	89	46.3	149	84.7	是	35	18.2	59	33.5
无所谓	56	29.2	18	10.2	否	157	81.8	117	66.5

注：因有些指标各子项目并非互斥事件，所以有些指标各项目的比例加总并不等于 100%。

## 二、实证过程与结果分析

### （一）基准模型

本文采用极大似然估计法对 Logit 模型进行估计，实证模型为：

$$\begin{aligned} \text{Logit}[P(Y=1)] = & \ln[p/(1-p)] = \beta_0 + \beta_1 \text{age} + \beta_2 \text{jrdw} + \beta_3 \text{gov} + \beta_4 \text{orig} + \beta_5 \text{eorig} + \beta_6 \text{xz} \\ & + \beta_7 \text{train} + \beta_8 \text{confi} + \beta_9 \text{jiuyebi} + \beta_{10} \text{eduratio} + \beta_{11} \text{insur} + \varepsilon \end{aligned}$$

表 2 变量的定义、描述性统计及预期影响方向

变量名称	变量定义及说明	平均值		预期
		宁波市	周口市	符号
因变量				
工作关系与市民是否相同	有差别、相差很大为 0;相同为 1	0.16	0.02	
工作满意度 *	不满意或一般为 0;满意为 1	0.29	0.17	
自变量				
年龄	20 岁及以下为 1;21~30 岁为 2;31~50 岁为 3;50 岁以上为4	3.35	3.03	-
家人就业单位性质	其他为 0;个体单位与企业为 1;政府与事业单位为2	1.04	0.52	+
政府所做的工作	无任何形式为 1;提供培训、指导与用工信息等为 2; 提供工作岗位为 3	1.51	1.84	+
目前工作来源	无业为 1;自谋为 2;政府、村镇安置为 3;个体经营为 4	2.67	1.69	?
希望的工作来源	征地单位吸收或政府安置为 1;自己应聘、打工为 2	3.02	2.38	+
目前工作性质	无业为 1;临时为 2;长期为 3	2.30	1.85	+
参加过就业培训	没有为 0;有为 1	0.22	0.29	?
对未来有满意工作的信心	完全没信心为 1;没多少信心为 2;一般为 3	2.96	2.44	+
家庭就业人口比例	就业人口占家庭人口的比例	0.61	0.37	+
家庭高学历人口比例	高中及以上学历人口占家庭人口的比例	0.28	0.19	+
家庭参保人口比例	有保险人口占家庭人口的比例	0.48	0.26	+

注:\* 表中因变量“目前工作满意度”是后面实证分析进行稳健性测试用的替代因变量。

其中,  $p=P(Y=1)$  是我们的研究对象;  $p$  为由不认同目前工作关系与市民相同转向认同的概率;  $p/(1-p)$  为目前工作关系与市民相同的转换概率和目前工作关系与市民有差别或完全不同的转换概率之比, 定义为失地农民认同目前工作关系与市民相同的机会比率;  $age$  为年龄;  $jrdw$  为家人工作单位性质;  $gov$  为征地时政府为促进就业所做的工作;  $orig$  为目前工作来源;  $eorig$  为期望的工作来源;  $xz$  为目前工作性质;  $train$  为是否参加过就业培训;  $confi$  为对未来能有满意工作的信心;  $jiuyebi$  为家庭就业人口比例;  $eduratio$  为家庭高学历人口比例;  $insur$  为家庭参保人口比例;  $\beta_i(i=0, \cdots 11)$  为各解释变量系数的极大似然估计值, 如果该值为正, 则表明这一变量有利于失地农民认同自己的工作与市民相同, 系数越大表示其影响程度越大, 反之则不利于失地农民对自己工作与市民相同的认同。  $\varepsilon$  为随机误差项。

(二) 模型设定检验

为检验解释变量间是否存在多重共线性, 我们选择相关矩阵法进行考察。对于变量筛选, 我们在比较单因素分析法、逐步回归法和主成分分析法基础上, 最终选择相对较为简单的单因素分析法。相关矩阵法的分析结果表明, 工作性质与工作来源相关度比较大, 而且工作性质与其他变量之间相关性也相对较大, 为尽可能揭示失地农民工作关系认同中地方政府角色的重要性, 我们删除了工作性质变量, 保留工作来源变量。除工作性质外, 其余解释变量之间相关度较低。在单因素分析中, 我们将  $p$  值放宽到 0.15, 根据分析结果, 删除一些不重要的解释变量(见表 3)。

### (三) 计量结果与分析

为了考察地区差异在失地农民工作关系认同中是否重要,我们首先将所有数据放在一起进行综合分析,在此基础上,再对两地区样本做独立分析,比较估计系数的变化情况。由表 3 可知,3 个模型似然比统计量都在 1%水平上显著,而且模型正确预测率都很高,在 80%以上,说明本文选用 Logit 模型基本能反映实际情况。从表 3 各变量估计系数看,年龄、是否接受过培训、未来工作信心 3 个因素对失地农民工作关系认同度影响都非常显著。其中年龄越大,失地农民工作关系认同与否的转换概率越低,在经验上验证了年龄越大,对原有身份的归属感会越强这一结论。在农村地区,年轻人外出务工的比例较高,他们对原有土地的情感依赖较弱,接受新的工作关系相对容易,对未来工作的信心也相对较高,这一点在未来工作信心的估计系数中得到经验支持。与上述两个变量存在较大差异,是否接受过培训对失地农民工作关系认同度转换概率的影响与理论预测完全相反。表 3 的估计系数说明,接受过政府培训的失地农民对后来工作关系的认同度反而更低。出现这种情况在某种程度上与政府的培训方式有关。

然而,尽管表 3 中 3 个模型的拟合度都较高,但影响显著的变量不多。这一现象可能源于混合数据的使用。为此,在表 3 基础上,我们进行了分地区估计(见表 4)。从表 4 可以看出,两市影响失地农民工作关系认同度的因素,主要有年龄、是否参加过培训、对未来工作信心和家庭参保人口比例,但家庭参保人口比例系数在两市的影响完全相反。在宁波市,失地农民家庭参保人口比例上升不利于失地农民工作关系认同转换概率提高,而在周口市,失

表 3 两地数据合并回归结果

变 量	模型 1	模型 2	模型 3
年龄	-0.9401*(0.4905)	-0.9003**(0.4330)	-0.9086* (0.4809)
家人就业单位性质	0.7538 (0.5797)	0.8551(0.5050)	0.7024 (0.5425)
政府促进就业行为	-0.0019 (0.5012)	—	-0.0503 (0.5573)
目前工作来源	-0.4999 (0.3703)	-0.3491 (0.3328)	-0.5250 (0.3642)
期望的工作来源	-0.0522 (0.2018)	—	-0.0932(0.1790)
是否参加过培训	-0.6620*** (0.2218)	-0.6311** (0.2396)	-0.5309** (0.2144)
对未来工作的信心	1.3226*** (0.5302)	1.1103*** (0.3270)	1.1896*** (0.3490)
家庭就业人口比例	2.6402 (1.8325)	—	2.7031* (1.5189)
家庭高学历人口比例	2.2044 (1.4709)	2.4121* (1.3838)	2.1360 (1.6707)
家庭参保人口比例	-0.1628(1.0449)	-1.9143(1.9987)	-0.1957 (1.0730)
常数项	-5.5291* (2.9110)	-4.4023**(2.1793)	-5.5459* (2.6430)
Prob(LR statistic)	0.0001	0.0001	0.0001
McFadden R <sup>2</sup>	0.3027	0.2702	0.3019
正确预测率	80.12%	82.60%	82.89%

注:因变量为目前工作关系与市民是否相同。\*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1%的显著性水平。模型 1 是包含所有变量的分析结果,模型 2 是包含宁波市筛选出自变量的回归结果,模型 3 是包含周口市筛选出自变量的回归结果。括号内数据为标准误。



地农民家庭参保人口比例对提高其工作关系认同度有积极作用。造成这种差异原因应该与两类地区居民人均收入水平有关。即使是3个影响方向一致的变量,在两市的影响程度上也有着显著差异。在经济发达的宁波市,年龄虽然也会影响失地农民对自己工作关系认同度,但程度较不发达的周口市也小得多。而是否参加培训的影响在发达地区较不发达地区更大。

两市除了这些共同因素存在影响程度上的差异,还存在一些不同的影响因素。表4显示,在宁波市,家庭成员学历对失地农民失地后的工作关系认同度有显著影响,学历越高,失地农民工作关系认同度相对也较高,但在周口市却对失地农民工作关系认同度没有显著影响。家人工作单位性质与期望的工作来源在周口市对失地农民工作关系认同有显著影响,而在宁波市的影响都不显著。这一情况在某种程度上与两市“关系”在就业中的重要性有关,在经济发达地区,市场化程度较高,关系在社会治理中的重要性相对较低,依赖“关系”获得工作的情况相对较少。但在不发达地区,就业机会相对稀缺,关系就显得非常重要,家庭成员在相对好的部门工作,对其他家庭成员获取稳定和有保障工作关系有着较大影响。综合4个模型发现,一些在理论上对失地农民工作关系认同度有影响的变量,在统计上并不显著。例如,政府促进就业行为,在理论上,政府积极采取各种措施帮助失地农民寻找工作或建立某种工作关系,对提高失地农民情感认同有积极意义。但在模型1~4中,政府促进就业行为对失地农民工作关系认同度影响不显著。

表4 分地区模型回归结果

变 量	宁波市		周口市	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
年龄	-1.9079*(1.0216)	-1.8911*(1.0008)	-5.8081*(3.0856)	-5.4307**(2.8775)
家人就业单位性质	-1.5149(2.0754)	—	2.9075*(1.6909)	3.0945*(1.8651)
政府促进就业行为	-0.3729(0.3660)	-0.3536(0.2938)	-2.7972(2.3607)	-2.3557(2.0579)
目前工作来源	1.9154(1.3387)	1.8206(1.2790)	-0.9030(0.7033)	-1.9183(1.2623)
期望的工作来源	—	—	0.9088**(0.4502)	0.8970**(0.3945)
是否参加过培训	-2.0221**(0.8991)	-1.7219**(0.6736)	-0.2391**(0.0989)	-0.3073**(0.1130)
对未来工作的信心	1.4890**(0.6177)	1.4808**(0.6128)	1.5035**(0.7437)	1.3612**(0.6160)
家庭就业人口比例	—	—	1.5704(2.6609)	—
家庭高学历人口比例	6.3159*(3.4109)	6.2733**(3.0686)	0.1309(2.0279)	—
家庭参保人口比例	-15.3960*(8.1776)	-11.3024**(5.7899)	5.9665**(2.1904)	4.5756*** (1.5439)
常数项	-7.3389(4.9336)	-7.3093(4.4858)	-5.0958(4.9889)	-5.1766(4.9684)
Prob(LR statistic)	0.0005	0.0003	0.0003	0.0001
McFadden R <sup>2</sup>	0.4755	0.4636	0.6056	0.6279
正确预测率	90.26%	89.28%	89.30%	87.20%

注:因变量为目前工作关系与市民是否相同。\*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1%的显著性水平。模型1、模型3是包含筛选出的所有主要自变量的回归结果,模型2、模型4是在模型1、模型3的基础上将最不显著的几个变量剔除后的回归结果。括号内数据为标准误。

由于二元选择变量可能存在变量识别和赋值问题,我们对估计结果进行稳健性分析。具体做法就是采用变量替代,即用失地农民工作关系满意度替代失地农民工作关系认同度,考察这种替代是否会产生不同的估计结果。为此,我们首先考察所选指标与原因变量之间的相互近似程度。表 5 基于两种相关性分析的结果表明,替代指标与原因变量之间具有显著的相关性。在此基础上,对替代变量与解释变量间数量关系进行估计,表 6 给出的估计结果表明,虽然大部分变量估计系数在大小上存在一定差异,但估计系数符号和表 5 基本一致,这说明大部分自变量对因变量的作用关系是稳定的。但也有个别变量表现出较大差异。如年龄,在表 5 中,无论发达地区还是不发达地区,年龄越大,失地农民对自己工作关系认同度将会越低,但在表 6 中,年龄的这种影响只发生在宁波市,而在周口市年龄越大,失地农民工作满意度反而更高。造成这种情况的原因与失地农民的初始条件有关,发达地区失地农民的初始条件都较不发达地区优越,所以对工作的要求将会更高,相同工作,两市失地农民的满意度可能存在较大差异,而且在周口市年龄越大,对工作的要求就会越低,越容易满足现状。此外,家庭就业人口比例在表 4 中几乎对失地农民工作关系认同度没有影响,但

表 5 目前工作与市民是否相同与对目前工作关系是否满意的相关性检验(N=368)

工作与市民同否及 目前工作是否满意	Pearson Correlation	Sig. (2-tailed)	Spearman Correlation	Sig. (2-tailed)
	0.712***	0.000	0.659***	0.000

注:\*\*\* 表示 1%水平上显著。

表 6 替代因变量的回归结果

变 量	宁波市		周口市	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
年龄	-0.7910** (0.3446)	-0.7006** (0.3442)	1.3770** (0.6579)	1.4066* (0.6053)
家人就业单位性质	0.9124 (0.8376)	-0.6950 (0.6330)	0.4624 (0.5805)	0.8437 (0.7252)
政府促进就业行为	—	—	0.1819 (0.7254)	—
目前工作来源	0.1402 (0.3008)	0.1886 (0.2731)	0.4806 (0.4022)	-0.3957 (0.5110)
期望工作来源	—	—	0.9144** (0.3308)	0.9071** (0.3635)
是否参加过培训	-1.3890*** (0.6551)	-0.9735*** (0.3034)	-0.1906*** (0.0551)	-0.2745*** (0.0326)
对未来工作的信心	0.9718*** (0.3001)	0.9805*** (0.2904)	1.7047*** (0.3079)	1.7738*** (0.4964)
家庭就业人口比例	—	—	3.7404** (1.6686)	4.3914** (2.0137)
家庭高学历的人口比例	2.1323* (1.2090)	2.1923* (0.9867)	1.0053 (1.5153)	—
家庭参保人口比例	-0.9958** (0.4136)	—	3.2729** (1.5016)	3.2830** (1.4008)
常数项	-4.1626** (2.0001)	-4.0733** (2.0027)	-10.3836*** (3.3003)	-9.4818*** (3.1610)
Prob(LR statistic)	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
McFadden R <sup>2</sup>	0.4710	0.4067	0.5450	0.5329
正确预测率	82.18%	83.82%	82.07%	82.10%

注:因变量为对目前工作关系是否满意。\*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1%的显著性水平。括号内数据为标准误。

在表 6 中,在不发达地区对失地农民工作满意度却有显著正的影响。和表 4 中情况一样,在稳健性分析中,与政府有关的变量对失地农民工作满意度影响同样不显著。

三、结 语

本文研究表明,影响失地农民工作关系认同度的因素包括多个方面,但不同因素在宁波和周口市对失地农民工作关系认同度影响存在显著差异。首先,两市失地农民目前工作都以自谋为主,宁波市失地农民家人工作相对稳定,周口市政府或征地单位为失地农民做的工作多一些,如提供培训、就业指导和用工信息等,而宁波市征地时政府在促进就业方面采取的措施相对较少。其次,在生活困难方面,虽然宁波市的经济补偿较为丰腴,但依然有相当比例家庭在就业、子女读书等方面存在一定困难。周口市失地农民反映家庭困难的情况更为普遍,尤其在就业方面。年龄、社保、对未来工作的信心和就业培训是两市共同的显著影响因素。由于年龄问题,失地农民失地后重新确立工作关系的难易程度存在差异,年龄越大难度越大,所以对多数年龄较大的失地农民只能建立临时性和缺乏保障的工作关系,失地农民失地后更加感到压力和忧虑。尽管基层政府在失地农民失地后提供了一些技能培训或其他帮扶,但从效果看,未能提高失地农民对失地后建立起来的工作关系认同度。

从本文实证结论可以看出,影响失地农民工作关系认同度主要表现为两类,一是工作状态,即是否有稳定工作关系;二是工作质量,即工作关系是否正式和是否受到歧视。基于上述分析,本文认为促进失地农民市民化关键在于提高失地农民工作关系认同度。而提高失地农民工作关系认同度,关键是要建立有保障非歧视的正式工作关系。然而失地农民由于自身原因,在失去农地后无论是否获得丰厚补偿都会陷入就业困境。这种困境不仅使失地农民失地后很难自己建立新的工作关系,造成劳动力资源的浪费,而且使他们在失地后产生对社会的抵触情绪。所以无论发达地区还是不发达地区,政府在失地农民新的工作关系建立中都承担必要的责任。政府不仅要及时了解失地农民的就业情况,而且要采取积极措施尽可能应增加他们对所从事工作的认同度,加快其融入城市的进程。

参考文献:

1. 何雪松等(2010):《城乡迁移与精神健康:基于上海的实证研究》,《社会学研究》,第 1 期。  
 2. 李培林、李炜(2007):《农民工在中国转型中的经济地位与社会态度》,《社会学研究》,第 3 期。  
 3. 刘伟忠、罗玉婷(2010):《解决失地农民就业问题的路径思考——基于苏中地区的实证研究》,《农村经济与科技》第 9 期。  
 4. 谢桂华(2008):《农民工与城市劳动力市场》,《社会学研究》,第 3 期。  
 5. 叶继红(2008):《生存与适应:南京城郊失地农民生活考察》,中国经济出版社。  
 6. 章元等(2011):《城乡收入差距、民工失业与中国犯罪率的上升》,《经济研究》,第 2 期。

(责任编辑:朱 犁)



## ABSTRACTS

### European Debt Crisis Calling for Pension Reform: From Welfare State to Debt State

Zheng Bingwen · 2 ·

Based on the comparison of the series of social and economic indicators analysis, the author argues that higher public expenditure and over generosity of pension are potential causes for Greece's debt crisis. These indicators have run much higher than those in most of the developed countries in Europe and North America, and they are also more than the affordability level of Greek economic development. The European debt in PIIGS crisis is pushing forward the pension reform in European Welfare States. In order to meet the challenges of longevity risks and rising aging cost, China should draw lessons from the crisis for deepening reform of the pension system. The author suggests that China should give priority to develop the second pillar in order to shift partially financial risks over from the first pillar, gradually raise retirement age with reconstructing reasonable parameters functions, innovate the stimulus mechanism of the individual accounts for increasing contribution revenues, and build up a firewall between the contribution plan and non-contribution plan to avoid financial risks.

### The Stock Effect of Human Capital on Residents' Income Difference

Jiao Binlong · 16 ·

Human capital is a main factor that determines the residents' income earning potential. With the increase of human capital investment, individual human capital stocking influences income differences among the residents through expansion effect, equalization effect, shrinkage effect and misplace effect. That leads to the stock effect, which provides us with the inverted U-curve formation between human capital and residents' income differences in various economic development periods. The empirical study shows that China's economy is growing in the mid-way of industrialization, namely on the left of inverted U-curve, the expansion effect of human capital on income difference is greater than that of equalization effect. The tendency is that human capital investment increase will widen the residents' income gap.

### Study of Quantile Regression of Intergenerational Income Mobility in Rural China based on Multiple Biases

Han Junhui Long Zhihe · 26 ·

Based on the Rural China's data collected from China Health and Nutrition Survey, with the considerations of multiple measurement biases such as the effect of transitory earnings, life-cycle bias, job choices and coresidence, this paper provides estimates of permanent income mobility across generations by using quantile regression. The result indicates that the intergenerational income mobility at the top and the bottom of income distribution is higher than that at the median income distribution because of the individual difference.

### Regional Mismatch Between Labor Force Resources and Economic Development

Liang Yongmei and Others · 36 ·

By using the slacks-based measure of inefficiency, we calculate the average labor quality in provinces and then the labor efficiency by labor's quality. We find that labor quality in the Middle and the West of China is higher than that in Eastern China. However skilled labors in the Middle and the West are not employed efficiently due to the slow regional economic development and lagging behind in industrial structure upgrading; reversely, the labor efficiency in East China is higher. So, labor mobility in the whole country should be enhanced to increase the labor efficiency.

### An Analysis of Labor Transfer Fluctuation in China: An Empirical Study Based on A RBC Model

Ma Yiqun Li Xiaochun · 49 ·

A RBC model is built to study labor transfer fluctuation in China. Then an empirical study of labor transfer between 1978 and 2009 is conducted mainly to explore the impacts of technology shocks on the labor transfer in China. The study has several main findings. Firstly China's labor transfer has obvious cyclical fluctuation, and it is pro-cyclical with output. Secondly with the improved RBC model, the variance of China's cyclical fluctuation can be mainly explained by technology shocks, and especially over half of fluctuation of labor transfer can be explained by it. Thirdly technology shocks have a positive effect on the outputs, consumptions, investments and labor transfer, but it has a negative effect on the employment.

### The Pollution Emission and Urbanization in China: Based on Input-output Analysis

Wang Hui Wang Qi · 57 ·

Firstly, the content of pollution emission impact of urbanization was interpreted. Then, based on input-output analysis, total emission

coefficients of consumption per capita for urban and rural residents were established to analyze the impact. A case study of the period 1997–2007 in China indicates that total emission coefficients of consumption per capita for urban residents were larger than those for rural residents, and both of them declined, while the rural declined more heavily. The difference in consumption expenditure between urban and rural residents was the main reason of the difference in total emission coefficients of consumption, contributing 94.07% and 90.16% for COD and SO<sub>2</sub> respectively. The consumption led by urbanization between 1997 and 2007 had kept the COD and SO<sub>2</sub> emission increasing. Based on 2007 data, if the urbanization rate increases by 1 percent point, the industrial COD and SO<sub>2</sub> emission will increase 48% and 44%. This would be difficult to achieve the emission-reducing goal in Twelfth-Five Period.

#### **Discrimination Against Rural Migrating Labors in Dual Labor Market of Urban China**

*Zhang Yuan Gao Han ·67·*

Through employing a sample test form Shanghai 2005 Mini Population Survey, this paper measures the discrimination against rural migrating labors in dual labor market of urban Shanghai. To avoid the endogenous problem, instrument variables and switching models are employed during the test. The empirical evidence clearly suggests that discrimination against rural migrating labors in the primary market is more pervasive than that in the secondary market. This conclusion sheds light on the discrimination against rural migrating labors in dual labor market of urban China.

#### **The Equity and Efficiency Analysis of the Medical Savings Account: Based on Guangdong Medical Insurance Data**

*Shen Shuguang Hou Xiaojuan ·75·*

Based on the policy change analysis of the medical saving account (MSAs) of the three sample cities in Guangdong province, we study the problem of MSA's equity and efficiency by using the actual data. The major conclusions are: in the terms of normal and real financing-burden ratios, the MSA's financing is lack of fairness; whether weakening the function of the MSA or not has little effect on equity of health service utilization, but weakening the function of the MSA is beneficial to social pool funds. To close up the existed funding gap, terminating the MSA is better than other adjustment measure such as increasing out-of-pocket deduction. Therefore we suggest gradually weakening the MSA and then terminating it. This goal should be realized by expanding the MSA's usage scope, improving the patient's co-payment scheme and enhancing the community health services.

#### **Economic Returns On Super-quality High Education: Evidence from Propensity-Score Matching**

*Liu Zeyun Qiu Muyuan ·85·*

Based on China urban household survey data in 2004, this paper evaluates the impact of super-quality high education on worker wages, and here super-quality high education refers to education attainment in those prestige universities namely "211 Project Universities". To avoid the deficiency of OLS method, propensity-score matching method is employed. The study finds that individual ability, family background, high school quality and opportunities of access to colleges have a main impact on a prestige college choice. Also the economic return of those attending a "211 Project University" is 37.5% higher than those non-211's, which shows a relatively high return to higher education quality in China.

#### **Accessibility of Rural Basic Education and Farmer's Subjective Well-being in China's Poverty-stricken Areas**

*Chen Qianheng and Others ·94·*

We use survey data of 9 provinces, which includes 2 254 rural households in 152 nationally designated poor villages in 19 nationally designated poverty-stricken counties in China, to evaluate the social cost of the worsening accessibility of rural basic education based on the Life Satisfaction Approach (LSA). The research finds that the distance between farmer's house and the nearest primary or junior middle school has a significant impact on farmer's subjective well-being. We offer some explanations for this result: namely drop out, increases of opportunity cost, education burden, weakness of family education, indifference of affection and student's psychological crisis. To keep the farmer in the same level of subjective well-being, the average household net income needs increase 0.196 percentage points if the distance to the nearest primary school increases one percentage point, and the average household net income needs increase 0.218 percentage points if the distance to the nearest junior middle school increases one percentage point.

#### **The Acceptance Degree of Working Relationship By Land-lost Farmers and Its Determinants: Based on Field Studies in NingBo and ZhouKou Cities**

*Li Yongyou Xu Nan ·103·*

Establishing a secure working relationship for the land-lost farmers is a long-term mechanism to ensure the interests of land-lost farmers, also a fundamental measure to promote the urbanization. This study, based on multi-cases' comparison from Ningbo and Zhoukou, indicates that after losing their land the farmers are hardly able to settle down in a stable non-discrimination and secure jobs. The job recognition degree of land-lost farmers is low because they do not have the same job assurance as the urban co-workers. This exists even in the developed areas where landlost farmers obtain substantial money compensation. Econometric analysis of survey data shows that the reasons for this situation are different among regions, but lack of local governments' social functions is a common factor.