

城市本地和农村外来劳动力的失业风险

——来自上海等五城市的发现

张展新

【摘要】 文章利用 2001 年中国城市劳动力市场调查数据进行失业的 Logistic 回归分析, 结果发现, 相对于城市本地劳动力, 农村外来劳动力的失业风险更低。但是, 这种“优势”依然折射出外来劳动力在城市劳动力市场上的劣势地位。

【关键词】 劳动力市场 外来人口 失业

【作者】 张展新 中国社会科学院人口与劳动经济研究所, 副研究员。

20 世纪 90 年代以来, 中国城市劳动力市场发展很快, 1995 年以后, 国有企业劳动制度改革和农村劳动力向城市流动成为劳动力市场演进的两大基本动力, 城市劳动力市场变得越来越开放, 越来越富有竞争性。然而, 市场分割在很大程度上阻碍了劳动力市场的发育。在城市劳动力市场分割方面, 研究多集中于“本地—外来”分割或二元劳动力市场上, 即本地人口和外来人口分别进入不同的劳动力市场(蔡 等, 2002; 李强, 2004; 杨云彦等, 2004)。关于二元劳动力市场的根源, 学术界已形成了一定的共识, 这就是新中国成立不久后建立的城乡人口与劳动力全方位分割制度。这种分割以户籍为基础, 而且从 1978 年至今, 户籍制度改革的步伐仍不太大。

城市二元劳动力市场研究涉及就业、收入、福利等方面, 但以本地劳动力和外来劳动力失业风险比较为专题的探索却很少, 而且为数不多的经验观察得到了完全不同的结果。李强(2004) 计算了 2000、2002 年在北京市两个区获得的小样本问卷调查数据, 得到“农民工”有较高的“完全没有工作”的比例, 并据此推断在城市农民工的失业问题更为严重。虽然从直观上看, 不利于农村外来劳动力的失业不平等与城市二元劳动力市场的其他不平等有着相同的结构, 但这一发现和推论受到了另一研究的强烈质疑。张车伟、吴要武(2003) 根据 2000 年第五次全国人口普查抽样数据, 计算了城市各个劳动人口的失业率, 发现从农村向城市迁移者的失业率明显低于城市本地劳动力的失业率。这一基于全国性大样本的结果似乎完全可以判定城市本地劳动力的失业可能性更高, 这与前一结果正好相反。然而, 这样的推理也不充分。由于城市本地劳动力在失业后可以享有农村外来劳动力不能获得的失业保险和最低生活保障, 农村外来劳动力更难以承受失业, 在失业后可能流动到其他城市或回家乡, 或不加选择地尽快重新工作。这样, 相对于本地劳动力, 农村外来劳动力的失业时间会短得多。在这种情况下, 统计上的农村外来劳动力低失业率可能掩盖了他们在城市的高

失业风险。因此,城市劳动力市场研究尚未明确回答,农村外来劳动力的失业可能性到底会不会比本地劳动力高?如果不会,应当怎样解释?

本文针对上述有待探索的问题,利用2001年在上海等五城市收集的中国城市劳动力市场调查数据,对城市劳动力和农村外来劳动力失业风险进行比较研究。

一、劳动力市场多层次分割:一个分析框架

近年来,学者们勾画了两个关于城市劳动力市场分割的模式。一个是以城乡户籍分割为基础,区分了城市本地劳动力的“正规就业”和农村外来劳动力的“非正规就业”(李强,2004)。按照这一模式,中国的“非正规就业”不同于国际通用的与非正规部门几乎等同的非正规就业概念,因为即使一些(比例较小的)农村外来劳动力进入了正规部门,也只能以非正规方式——临时工身份就业,这些人与在非正规部门就业的农村外来劳动力的处境差不多。另一个是强调主要雇用本地劳动力的国有部门与“新兴部门”的区别(杨云彦等,2004)。这样的部门划分不等同于发展经济学意义上的正规部门和非正规部门的分野,因为中国的新兴部门也有一些规模很大的企业。由于其保护企业职工的功能,国有企业在工资决定、就业安排等方面不完全遵从劳动力市场机制,而新兴部门基本上是劳动力市场导向的。

最近的研究开始把注意力引向按照国有垄断产业与竞争产业划分的劳动力市场产业分割(张展新,2004)。在改革前,城市非农产业都是由国有单位经营。而在经济转型中,它们分化为由国有单位完全或部分垄断的产业和开放的竞争性产业^①,竞争性国有企业在后一个产业与非国有企业竞争。产业分化导致了新的劳动力市场不平等结构,即相对于竞争产业的国有企业,垄断产业工作稳定,收入和福利相对丰厚,而且排斥劳动力流动。

上述三种劳动力市场观从各自的角度把握了城市劳动力市场的分割特征。将这三种观点综合起来,可以得到一个城市劳动力市场多层次分割的理论模型。在劳动力市场分割的第一层面,即“正规—非正规就业”身份分割层面,拥有城市常住户口的本地劳动力在正规部门以正式雇员身份就业,获得规范的城市就业福利和其他社会福利,而大部分农村外来劳动力的身份是非正规就业,很难获得就业福利。在劳动力市场分割的第二层面,即“国有—非国有”部门分割层面,相对于外来劳动力和在非国有部门就业的本地劳动力,在国有部门有正式就业身份的本地劳动力在就业场所享有更好的收入和福利。在劳动力市场分割的第三层面,即“垄断—竞争”产业分割层面,垄断产业中的国有单位职工工作最稳定,收入、福利等方面的优势最大。多层次劳动力市场分割意味着城市劳动力市场的结构性不平等:在就业、收入、福利获取上,形成了从农村外来劳动力到垄断部门职工的层次梯度。

劳动力市场多层次分割模型可以推断不同就业群体的失业可能性吗?可以推断农村外来劳动力的高失业风险吗?对此,没有现成的答案。一个貌似成立的假设是:城市政府和国有企业对本地职工实行就业保护,因此完全市场调节的农村外来劳动力更可能失业。但是,也可以考虑不同的命题:农村外来劳动力通过劳动力市场得到比本地劳动力更好的微观配

① 竞争性产业包括农林牧渔业、采掘业、制造业、建筑业、公路运输和水运业、仓储业、批发和零售贸易餐饮业、社会服务业,其共同特点是各种非国有经济的准入。竞争性产业之外的产业可以笼统地定义为国家垄断或部分垄断产业,也可以做进一步鉴别(张展新,2004)。

置,他们的低报酬也对雇主构成吸引力,因此失业风险会比从僵化的行政性劳动关系走向劳动力市场的本地劳动力低。在缺乏可靠的逻辑推断的情况下,系统化的经验观察就显得十分重要;而劳动力市场多层次分割模型为这样的经验观察提供了选择观察视角、定义结构性变量并最终解释经验发现的参照系。

二、数据、变量和统计模型

中国社会科学院人口与劳动经济研究所于2001年在上海、武汉、沈阳、福州和西安5城市进行了劳动力市场调查。调查数据包括城市常住人口家庭个人数据和农村外来劳动力数据,可以提供2001年前5年的追溯信息,非常适于本文的研究需要。根据既定的研究目的,在前期的数据加工中对样本进行了一些必要的删减。在城市家庭个人调查数据中,极少量没有本市非农户口的个案被删除;在外来劳动力调查数据中,少量非农户口个案(无论是否是本市户口)和少量本市农业户口个案被删除^①。同时,出于使用追溯信息作为时间序列考察的需要,在调查时不在劳动力市场(即报告“工作”和“待业”之外的活动类型)的个案被删除。这样,形成了城市本地劳动力数据和农村外来劳动力数据,样本量分别为4486和2253个,二者合并成为用于分析的城市劳动力数据集。

按照待研究问题和分析框架,本文把失业定义为失去工作,即从有工作变为没有工作,不包括初次进入劳动力市场寻找工作。把研究对象限定在失去工作的人,排除劳动力市场的新人,是为了把丧失工作的可能性与劳动力市场相关的先前工作属性(如就业单位的所有制性质、产业性质)联系起来。失业虚拟变量是这样定义的:如果在1997~2001年间的某个年份,一个样本在上一年底还处于就业状态,但本年度有了超过1个月的无工作经历且找不到新的工作^②,定义变量失业=1(选定年份);如果样本在上一年底处于就业状态,在本年度没有无工作经历,或有了超过1个月的无工作经历但不再寻找工作(属于退出劳动力市场),定义失业=0(选定年份)。这样产生了一组关于1997~2001年各年份的失业虚拟变量。

在统计分析中用于解释和控制的独立变量的定义在表1中表述。其中变量2~6与年份有关,即这5个变量从1996~2000年每年的取值不同,与1997~2001年5个失业虚拟变量相对应。劳动力身份、国有部门就业和垄断产业就业是3个标度个人在劳动力市场分割中地位的解释变量。如果某种市场分割结构对失业风险构成影响,那么其影响力将在统计分析结果中显现出来。技术或管理职业表示由个人人力资本禀赋和投资获得的劳动力市场职业等级,其中管理职业包含了行政工作,其他职业处于较低的层次上^③。技术或管理的职业身份具有劳动力市场上的相对强势地位,可能降低失业风险。中共党员是一个常用的表

① 这里主要目的是删除占外来劳动力总样本量21.5%的非农户籍外来人口个案。虽然同属于城市的外来人口,非农户籍外来人口和农业户籍外来人口是两个不同的社会群体(李强,2004)。学术界在研究城市的流动人口或外来人口问题时,多以作为外来人口主体的农业户外来人口为主要讨论对象。更重要的是,非农户籍外来人口与传统体制下的城乡分割没有直接联系,难以纳入已经勾画出来的劳动力市场多重分割的分析框架。因此,本文研究中的农村(农业户籍)外来劳动力,也就是通常所说的“农民工”。

② 调查问卷的问题是:“受访者自1996年以来是否有过一个月以上无工作的经历”。

③ 按照常用的职业分类,在城市中,技术、管理之外的职业主要包括商业服务业人员和生产运输设备操作人员。

示个人政治身份的变量^①。工作年限和高等教育学历是与个人人力资本有关的控制变量。性别是另一个控制变量。最后是一组城市虚拟变量,用于控制城市差异的影响。

表1 独立变量说明

序号	变量	定义	符号
1	劳动力身份	农村外来劳动力= 1, 城市本地劳动力= 0	STATUS
2	国有部门就业(1996~ 2000)	国有单位就业= 1, 其他单位就业= 0	SSECT
3	垄断产业就业(1996~ 2000)	国家垄断或部分垄断产业就业= 1 竞争产业就业= 0	MINDUS
4	技术或管理职业(1996~ 2000)	专业技术职业或管理职业= 1 其他职业= 0	TMOCU
5	中共党员(1996~ 2000)	中共党员身份= 1, 其他身份= 0	PARTYM
6	工作年限(1996~ 2000)	到年底累计工作时间之和	WEXP
7	高等教育学历	大专及以上学历= 1, 其他学历= 0	HEDU
8	性别	男性= 1, 女性= 0	GENDER
9	城市虚拟变量		CITY

为了分析城市劳动力失业风险的影响因素,需要建立 Logistic 回归模型,把表1定义的独立变量引入模型,估计回归系数。对非自我雇佣城市劳动力总样本的回归模型形式为:

$$\begin{aligned} \text{logit } p_n = & a + b_1 \text{STATUS} + b_{2n-1} \text{SSECT}_{n-1} + b_{3n-1} \text{MINDUS}_{n-1} + b_{4n-1} \text{TMOCU}_{n-1} \\ & + b_{5n-1} \text{PARTYM}_{n-1} + b_{6n-1} \text{WEXP}_{n-1} + b_7 \text{HEDU} + b_8 \text{GENDER} + b_9 \text{CITY} + \varepsilon \\ & (n = 1997, 1998, 1999, 2000, 2001) \end{aligned} \quad (1)$$

式中, p_n 为在 n 年即 1997~ 2001 年的某一年发生失业的概率, $\text{logit } p_n$ 为事件发生比 ($p_n/1-p_n$) 的对数。 SSECT_{n-1} 表示 $n-1$ 年底在国有部门就业; MINDUS_{n-1} 表示 $n-1$ 年底在垄断产业就业; TMOCU_{n-1} 表示 $n-1$ 年底为技术或管理职业; PARTYM_{n-1} 表示 $n-1$ 年底为中共党员; WEXP_{n-1} 表示到 $n-1$ 年底的工作年限; CITY 为一组城市虚拟变量(不含对照城市); ε 为随机误差项。

三、主要发现

利用定义的失业虚拟变量,可以计算各个年份失业(丧失工作)的百分比或发生率(见表2)。表2显示,在比较本地劳动力和外来劳动力的失业风险时,是否把自我雇佣包括在内对计算结果的影响很大。当包含上年自我雇佣样本时,农村外来劳动力的失业比例在各年份都低于本地劳动力,说明农村外来劳动力失业的可能性低。但是,如果只统计被雇佣的样本,就会发现在1998、1999和2001年,农村外来劳动力的失业比例相对较高,即在雇佣关系下的农村外来劳动力失业风险较高。由于本地劳动力与外来劳动力相比,自我雇佣比重的差异很大(前者没有超过5%,后者在38%~51%之间),为了保持可比性,同时保证以前就业单位属性为主要因素的研究取向,在 Logistic 回归分析中只保留所涉年份的非自我雇佣样本。

① 对于中共党员这一变量,一些社会学家认为是个人政治资本的度量(边燕杰、张展新,2002),但经济学家在使用该变量时往往没有特定解释。本模型的主要目的是估计关于失业风险的劳动力市场分割效应,中共党员是作为控制变量引入的。

表 2 1997~ 2001 年城市本地和农村外来劳动力失业状况

	含上年自我雇佣		不含上年自我雇佣	
	失业比例(%)	总人数	失业比例(%)	总人数
1997				
本地劳动力	2.29	3321	2.33	3214
农村外来劳动力	1.31	991	2.06	485
合计	2.06	4312	2.30	3699
1998				
本地劳动力	2.46	3331	2.52	3212
农村外来劳动力	2.16	1066	3.11	546
合计	2.39	4397	2.61	3758
1999				
本地劳动力	2.29	3319	2.26	3191
农村外来劳动力	1.63	1163	2.74	621
合计	2.12	4482	2.33	3812
2000				
本地劳动力	2.82	3339	2.78	3200
农村外来劳动力	1.72	1102	2.59	579
合计	2.54	4441	2.75	3779
2001				
本地劳动力	1.56	3343	1.60	3178
农村外来劳动力	1.21	1407	1.63	860
合计	1.45	4750	1.61	4038

样本数据显示,城市本地劳动力和农村外来劳动力拥有不同的就业背景和个人背景。例如,在 2000 年,本地劳动力在国有部门和垄断产业中就业的比重分别为 78% 和 36%,而农村外来劳动力则分别为 26% 和 14%;拥有技术或管理职业的本地劳动力比例为 47%,而外来劳动力只有 14%。因此,表 2 报告的各个年份两类劳动力的失业比例或发生率是各种背景因素混合在一起的结果,不能代表两个群体之间失业可能性差异。由于考虑了背景因素,Logistic 回归分析提供了本地和外来劳动力“净”失业风险的比较。

表 3 报告了式(1)的回归结果。在第一行,1997~ 2000 年劳动力身份回归系数都是负数且具有统计显著性,意味着在这些年

份,在剔除就业部门、产业的影响和职业、党员身份、工作年限、学历等个人特质的影响之后,农村外来劳动力的失业风险低于本地劳动力。2001 年的劳动力身份回归系数不具有统计显著性,但也是负数,预示与其他年份一致的影响方向。农村外来劳动力的失业风险低于本地劳动力,是一个在观察年份中具有较高重复性的发现,据此可以推断,城市劳动力市场上没有形成不利于农村外来劳动力的失业不平等。

表 3 显示的与劳动力市场分割有关的其他结果是:(1) 尽管各年份回归系数的符号都为负,国有部门就业对于失业风险的影响没有统计显著性(2000 年除外),表示国有部门就业对于降低失业风险几乎没有帮助。(2) 垄断产业的回归系数在各年份都是负数,而且在 1997、1998 和 2001 年,回归系数统计意义显著,这显示了垄断产业就业对于降低失业风险的明显作用。由于表 3 是全样本回归结果,这两个发现似乎对本地劳动力和外来劳动力都适用,但是,根据“非正规就业”的观点,农村外来劳动力即使在国有部门或垄断产业工作,也不会受惠于就业单位,上述效应应当只适用于本地劳动力。为了获得比较确切的结果,需要在式(1)中去除变量 STATUS,对本地劳动力和农村外来劳动力样本分别估计 Logistic 回归系数。

表 4 报告了对本地劳动力样本的 Logistic 回归系数。对比表 4 和表 3,可以发现国有部门就业回归系数和垄断产业就业回归系数有高度的相似性,都表示国有部门就业对降低失业风险几乎没有帮助,而垄断产业就业对于降低失业风险有明显作用。表 4 的结果显示,对于本地劳动力而言,国有部门已经几乎不能降低失业风险;然而,在国有部门的一小部分——垄断产业就业仍会降低失业风险。这说明,对于整个国有部门来说,对正式职工提供

表 3 1997~ 2001 年非自我雇佣劳动力失业的 Logistic 回归系数

变 量	回归系数				
	1997 年	1998 年	1999 年	2000 年	2001 年
劳动力身份(农村外来= 1)	- 1.191 ^{***}	- 0.570 [*]	- 0.590 [*]	- 1.042 ^{***}	- 0.352
国有部门就业(上年)	- 0.325	- 0.018	- 0.219	- 0.595 ^{***}	- 0.074
垄断产业就业(上年)	- 0.812 ^{**}	- 0.832 ^{**}	- 0.433	- 0.321	- 0.660 [*]
技术或管理职业(上年)	- 0.726 ^{**}	- 1.169 ^{**}	- 0.560 [*]	- 0.967 ^{**}	- 0.857 ^{**}
中共党员(上年)	- 0.561	0.005	- 0.838	- 0.538	- 0.617
工作年限(上年)	- 0.071 ^{****}	- 0.036 ^{***}	- 0.049 ^{**}	- 0.037 ^{***}	- 0.011
高等教育学历	- 1.356 ^{**}	- 0.682	- 0.793 [*]	- 0.403	0.074
性别(男性= 1)	- 0.197	0.033	0.047	0.167	0.373
城市(上海为参照)					
武汉	0.348	- 0.023	0.665 [*]	0.303	0.355
沈阳	- 0.055	0.070	- 0.020	- 0.228	- 0.134
福州	- 0.890 ^{**}	- 0.008	- 0.420	- 0.611 [*]	- 0.524
西安	- 0.077	0.252	- 0.039	- 0.077	- 0.291
常数项	- 1.612 ^{****}	- 2.502 ^{****}	- 2.469 ^{****}	- 2.052 ^{****}	- 3.619 ^{****}
Model Chi- square	81.937 ^{***}	54.682 ^{***}	56.974 ^{***}	64.240 ^{***}	28.496 ^{***}
- 2 log likelihood	716.914	820.673	776.947	870.341	634.780
个案数	3632	3686	3742	3751	3963

注: * P< 0.10; ** P< 0.05; *** P< 0.01; **** P< 0.001。下同。

就业保护已经成为一种奢侈品,只有远离市场竞争威胁、财力比较雄厚的垄断产业才有这样的能力。

表 5 显示,农村外来劳动力各年份国有部门就业的回归系数是负数,但都没有统计显著性,这与表 3 和表 4 的结果类似,不同的是,在表 5 中,各年份垄断产业就业回归系数的符号不一致,且惟一具有统计显著性的回归系数是正数。这表明,对于外来劳动力来说,无论在国有部门范围就业,还是在垄断产业就业,都不会降低失业风险。这再次体现了农村外来劳动力“正规部门中非正规就业”的属性。

对比表 4 和表 5,还可以发现:(1)在表 4 中,各个年份的技术或管理职业回归系数都是具有统计显著性的负数;而在表 5 中,历年的技术或管理职业回归系数均不具有统计显著性,而且符号也不一致。这说明,虽然对于本地劳动力而言,技术或管理职业有明显的降低丧失工作可能性的效果,但对于农村外来劳动力而言,技术或管理职业对于降低失业风险没有确定的作用。因此,技术或管理职业降低失业风险效应只适用于本地劳动力。对此,一个可能的解释是,农村外来人口从事的技术或管理职业层次偏低,不能形成降低失业风险效应;还有另一种可能的解释是,本地的技术或管理人员受到所在单位或部门的就业保护,而外来的技术或管理人员没有受到这种保护。如果后一种解释成立,那么是某种市场分割因素而不是人力资本因素导致了本地与外来技术或管理人员之间的失业风险差异。(2)在表 5 与表 4 中,虽然历年的工作年限回归系数都是负数,但表 5 中的回归系数只有两个具有统计显著性,而表 4 中的回归系数有 4 个具有统计显著性。这表明,对于本地劳动力来说,工作年限长强烈意味着失业风险低;对于外来劳动力来说,工作年限的作用不是很明显。这可能与外来劳动力的相对短的工作年限有关。关于中共党员身份、高等教育学历和性别方面,表 4 和表 5 的结果差异不大,看不到或几乎看不到这些因素对于失业风险的影响力。

表4 1997~2001年非自我雇佣本地劳动力失业的 Logistic 回归系数

变 量	回归系数				
	1997年	1998年	1999年	2000年	2001年
国有部门就业(上年)	-0.391	-0.012	-0.230	-0.577**	0.058
垄断产业就业(上年)	-0.842**	-1.076***	-0.432	-0.479	-0.719*
技术或管理职业(上年)	-0.917**	-1.363***	-1.001***	-0.987***	-1.102***
中共党员(上年)	-0.495	0.128	-0.695	-0.514	-0.543
工作年限(上年)	-0.061****	-0.036**	-0.042***	-0.034**	-0.004
高等教育学历	-1.231**	-0.540	-0.547	-0.324	0.127
性别(男性=1)	-0.370	-0.050	-0.209	0.152	0.502
城市(上海为参照)					
武汉	0.346	-0.068	0.472	0.190	0.216
沈阳	-0.171	-0.002	-0.477	-0.613	-0.785
福州	-1.067**	0.026	-0.663	-0.603	-1.130**
西安	-0.142	-0.141	-0.332	-0.103	-0.512
常数项	-1.557****	-2.379****	-2.156****	-2.002****	-3.537****
Model Chi-square	80.857****	56.782****	58.968****	61.262****	38.337****
-2 log likelihood	621.027	674.479	619.219	741.726	482.395
个案数	3160	3155	3134	3146	3119

表5 1997~2001年非自我雇佣农村外来劳动力失业的 Logistic 回归系数

变 量	回归系数				
	1997年	1998年	1999年	2000年	2001年
国有部门就业(上年)	-0.376	-0.410	-0.382	-0.931	-0.031
垄断产业就业(上年)	-2.639	0.198	-0.097	1.405*	0.130
技术或管理职业(上年)	1.449	0.233	0.906	-1.072	0.069
中共党员(上年)	-15.679	-17.605	-17.103	-16.397	-16.633
工作年限(上年)	-1.292****	-0.714	-0.177*	-0.115	-0.098
高等教育学历	-19.328	-18.399	-18.381	-17.891	0.929
性别(男性=1)	1.785	0.345	1.462*	0.135	-0.234
城市(上海为参照)					
武汉	-0.749	-0.151	1.748	1.070	16.367
沈阳	-1.451	0.248	1.201	1.062	17.414
福州	-1.443	-0.160	1.155	-0.720	17.220
西安	0.078	1.610**	1.529	-0.076	16.771
常数项	-2.142**	-3.341****	-4.796***	-3.234**	-20.346
Model Chi-square	38.507****	13.431	19.001*	14.157	11.824
-2 log likelihood	58.367	130.152	136.136	117.230	130.718
个案数	472	531	608	569	844

概括起来, Logistic 回归分析提供了一些重要发现: (1) 在控制部门、产业变量和个人特质差异之后, 与本地劳动力相比, 农村外来劳动力的“纯”失业风险低。这意味着, 城市的失业不平等没有复制劳动力市场分割下的“本地—外来”不平等格局。(2) 国有部门就业没有降低失业风险的作用, 就是说国有企业职工不再享有特殊的就业保护, “部门分割”不再具有失业效应。(3) 垄断产业就业降低本地劳动力的失业风险, 但对于外来劳动力没有帮助, 这一方面显示出垄断产业就业的低失业风险效应, 一方面又印证了垄断单位内部的“正规—非

正规就业”分割。(4)从事技术或管理职业的本地劳动力具有低失业风险,但从事技术或管理职业的外来劳动力没有此优势,这既可能是由于这两个群体间人力资本禀赋或职业层次差异,也可能是劳动力市场分割的潜在影响,或二者兼有之,需要做进一步探讨。

四、结论与讨论

城市二元劳动力市场研究已经揭示了就业、收入和福利等方面的“本地—外来”不平等。因此,一个自然的猜想是,农村外来劳动力面临着比城市本地劳动力更大的失业风险。然而,本文的研究表明这一猜想并不成立。

5城市劳动力市场调查数据分析结果表明,农村外来劳动力总体的失业率比城市本地劳动力低,而在不考虑自我雇佣时,剔除了劳动力市场结构因素和个人因素的影响后,农村外来劳动力比城市本地劳动力的失业风险低。这说明,至少在形式上,城市的失业风险差异并不符合“不利于外来劳动力”这样一个常见的城市二元劳动力市场不平等模式。当然,劳动群体的失业可能性还是受到了劳动力市场分割的影响。虽然国有部门就业不再降低失业风险,但对于城市本地劳动力而言,垄断产业是失业的“避风港”。对本地劳动力来说,从事技术或管理职业的失业可能性低,而农村外来劳动力不是这样,这种差异也可能与劳动力市场分割有关。总之,在抵御失业风险时,本地劳动力仍然在一定程度上得益于劳动力市场分割,而农村外来劳动力全靠自己。

低失业风险并不意味着农村外来劳动力的地位优势,因为他们为此付出了巨大代价,包括不体面的就业、低廉的收入、微薄的福利等。外来劳动力是在已经成为城市劳动力供给主体之一但没有失业和收入保障的情况下,以较低的就业条件避免高失业风险。因此,农村外来劳动力的低失业风险折射出他们在城市劳动力市场中的相对低下地位,是“弱者的优势”。

本文关于本地和农村外来劳动力失业风险的发现建立在严格的统计推断基础上,为劳动力市场分割下的城市失业不平等研究提供了初步的知识积累。这一发现也蕴涵着政策启示,由于农村外来劳动力的失业风险不高,为他们建立失业保险并不是当务之急。目前,农村外来劳动力社会保护的重点应当是维护他们的基本劳动权益和建立工伤、大病保险,因为这些直接关系到他们的劳动收入和就业能力。

参考文献:

1. 蔡 等(2002):《户籍制度与劳动力市场保护》,《经济研究》,第12期。
2. 李强(2004):《农民工与社会分层》,中国社会科学文献出版社。
3. 杨云彦等(2004):《城市就业与劳动力市场转型》,中国统计出版社。
4. 张张伟、吴要武(2003):《城镇就业、失业和劳动力参与:现状、问题和对策》,《中国人口科学》,第3期。
5. 张展新(2004):《劳动力市场的产业分割与劳动人口流动》,《中国人口科学》,第2期。
6. 边燕杰、张展新(2002):《市场化与收入分配》,《中国社会科学》,第5期。

(责任编辑:朱 犁)

so discusses policy issues at the central and provincial administrative levels in terms of quantitative and spatial control of migration. The conclusions are: (1) state investment has no impact on magnitude and distribution of migrants, (2) three forms of capital with respective purposes have different effects on migration flow, and (3) based on their individual characteristics, migrants adjust their behaviors in accordance with macro economic conditions in destination provinces.

Unemployment Risks of Local and Migrant Laborers: Evidence from Five Chinese Cities

Zhang Zhanxin • 52 •

This paper estimates logistic regression models for unemployment risks by using data from the China Urban Labor Survey in 2001, and finds that the unemployment likelihood of migrant laborers is lower than that of local laborers. This "advantage" nevertheless reflects the disadvantageous positions of migrant laborers relative to local laborers in urban labor markets.

Specific Human Capital, Labor Mobility and Regional Economic Development: The Case of Northeast China

Lai Desheng Meng Dahu • 60 •

In the old industrial bases of Northeast China, resource-dependent industrial chains, heavy-industry biased industrial structures and special institutional settings with respect to the traditional economic system have resulted in specified human capital. The specificity of human capital makes it difficult for workers to search for new jobs and is therefore responsible for the serious unemployment during the state-owned enterprise restructuring. To enhance the regional economies and facilitate the reemployment of lay-off workers, it is imperative to have reformation of the heavy industries in the regions, and to change the institutions stimulating human capital production, human capital mobility and human capital incentive.

Internal Earnings Distribution in Monopoly Enterprise: a Case Study

Luo Chuliang • 69 •

As a case study for the earnings distribution in a monopoly enterprise, this paper has found that earnings and its growth rate in the enterprise are very high, and income distribution tends to be equalized, especially for bonus distribution. While one can see a positive relationship between positions and earnings, the relationship of education and earnings is in general weak. Age, seniority, positional ranks, and occupations are important determinations for earnings.

Peasant Family Size in Ming and Qing Dynasties: Evidence from the Local Archives

Luan Chengxian • 78 •

Based on some local archives from Ming and Qing dynasties, this paper examines household size of peasants at that time. The remained records of household registration and local archives from Ming dynasty document the small size in some peasants' families then, about five on average per household. The household registration of some villages in Qing dynasty show a similar average family size to that of Ming dynasty. These findings indicate that the majority of families in Ming and Qing dynasties were small-sized.

Issues of the Sex Ratio at Birth: The Case of Guangdong

Chen Youhua • 86 •

Using 1% samples of the 2000 census data of Guangdong Province, this paper studies some issues of the sex ratio at birth. The results of the research are: the childbearing of migrant women from other provinces does not affect the sex ratio at birth of Guangdong; abnormal sex ratio at birth results mainly from individuals' sex selection by means of technology; the causes of abnormal sex ratio at birth are different between urban and rural areas; urbanization may not lead to normal sex ratio, because of the lagging-behind local culture. Moreover, this paper attempts to use a new method for reducing sampling number when assessing the sex ratio.