

就业稳定性与工资收入差距研究

罗楚亮

【摘要】 文章以中国居民收入分配课题组 1995 年和 2002 年城镇住户调查数据为基础,讨论了就业稳定性与职工工资收入差距之间的联系形式。文章的基本结论是,稳定就业与非稳定就业人群之间的工资收入差距在扩大,并且基于劳动力市场分割的歧视性因素所起的作用越来越大。但在不同收入组中,就业稳定性对工资收入的影响存在差异性,低收入人群的工资收入差距中,就业稳定性所起的作用更大,而在高收入人群中这种差异则并不重要。此外,文章还讨论了不同收入组人群中,由于就业稳定性差异所造成的歧视性原因对工资收入差距的解释份额变动特征。

【关键词】 就业稳定性 工资收入差距 市场分割

【作者】 罗楚亮 北京师范大学经济与工商管理学院收入分配与贫困研究中心,副教授。

一、引言

在传统经济体制下,就业通常都具有非常强的稳定性。工作单位通常不会解雇职工,职工在不同就业单位之间的流动性通常也非常低。单位无法以解雇为手段迫使工人提高效率,而职工也不倾向于“以脚投票”来获得更高的回报。与这种劳动力市场特征相伴随的是经济的低效率。为改变这种状态,增强劳动力市场的灵活性成为经济改革的主要内容。特别是从 20 世纪 90 年代中后期开始,与对国有经济部门的激进式改革相伴随,大量的失业下岗人员被排除在传统的稳定就业形式之外。

就业形式稳定性的变化与劳动力市场的竞争程度转型密切相关,并一直受到“下海”与“下岗”两类基本因素的主导。邢春冰(2007)以工作单位所有制特征为基础,发现劳动力从公有部门向民营部门流动的主导因素在 20 世纪 90 年代后期发生了转变,由“下海”转向了“下岗”,也就是说,这种流动从劳动力的自主选择转向了被动离开。这对于城镇贫困与收入分配都可能产生非常重要的影响,失业下岗成为导致城镇贫困的主要因素(李实,2004),个人工资性收入也成为加剧居民收入差距扩大的主要因素(阿齐兹·卡恩、卡尔·李思勤,2008)。经济体制的市场化转型过程中,市场机制作用逐步增强,从而导致生产性特征获取更为充分的收入回报。不过,约翰·奈特和宋丽娜(2008)的研究表明,在国有企业激进式改革过程中,仍存在劳动力市场分割程度加剧的经验证据。通常关于劳动力市场分割的讨论大多关注的是性别、所有制等特征的分割性,而就业稳定形式的变化很可能产生一种新的劳动力市场分割基础,即稳定就业者与非稳定就业者之间的分隔。

城镇居民中这种就业稳定性的改变对于收入差距具有何种影响?在就业稳定性具有差异性的人群之间工资收入差距有多大?在多大程度上可以归结为就业稳定性的影响?就业稳定性对于收入差距的影响究竟来自于不同人群的生产性特征差异还是劳动力市场的分割特征?

对于不同收入组人群来说,就业稳定性对收入差距的影响具有何种差异性? 这些问题是本文所关注,并试图回答的。

二、就业稳定性与收入分布描述

本文所使用的数据来自中国居民收入分配课题组于 1995 和 2002 年对城镇住户所做的调查,两个年份的住户调查基本上覆盖相同的省份。调查所搜集的问题涉及个人基本特征、收入与支出水平和构成等方面的详细信息。本研究将样本限定为 16 ~ 60 岁正在工作且工资性收入大于 0 的个人。

本研究将劳动就业按照其稳定性 划分为稳定就业与非稳定就业,其中稳定就业是指固定

表 1 就业稳定性(职业性质)的变化

	1995 年		2002 年	
	人数	百分比	人数	百分比
企事业单位的固定职工	8877	75.06	5068	52.51
长期合同工	2249	19.02	2118	21.95
临时工或短期合同工	311	2.63	1103	11.43
没有合同的员工			730	7.56
从事私营或个体经营人员	67	0.57	314	3.25
其他	323	2.73	318	3.29
稳定就业	11126	94.07	7186	74.46
非稳定就业	701	5.93	2465	25.54
合计	11827	100	9561	100

注:在企事业单位的固定职工中包括国家干部和公务员。

职工和长期合同工,而其他类型则被归结为非稳定就业。1995 ~ 2002 年,就业稳定性发生了很大变化(见表 1)。从表 1 可以看出,固定职工的比重从 1995 年的 75.06 % 下降到 2002 年的 52.51 %。而其他就业形式(临时工、短期合同工等)所占比重则大幅增长。在就业人员中,按照本文的定义,稳定就业在 1995 ~ 2002 年间下降了近 20 个百分点。总体而言,就业稳定性有非常明显的下降。

与就业稳定性下降相联系,不同就业类型的相对收入水平与分配特征也发生了较大的变化。从表 2 看,尽管稳定就业者的收入水平高于非稳定就业者,但相对收入水平在不同年份之间仍有非常大的差异。1995 年非稳定就业者的收入水平大体上相当于稳定就业者的 82 %,2002 年则下降至 65 %。7 年间下降了 17 个百分点。这种动态变化也意味着在这一时期,稳定就业者工资收入水平的上升速度要大大高于非稳定就业者。非稳定就业人群中,不仅收入平均水平相对较低,收入的分布特征也显得更为不均等。在各年份中,度量收入不均等程度的各项指数都表现出非稳定就业者要大大高于稳定就业者。以基尼系数为例,1995 年稳定就业者工资收入基尼系数为 0.2925,而非稳定就业者中为 0.38769,后者比前者高出 9 个百分点;在随后的年份中,两类人群的收入不均等指数都在增长,非稳定就业人群的基尼系数比稳定就业人群高出 9 个百分点。此外,如果利用平均对数离差 GE(0),将工资收入的总体不均等程度分解为组内差异和组间差异,则组间差异所占份额由 1995 年的 0.6 % 上升到 2002 年的 7.3 %。从图 1 所给出的收入分布特征中也可以看出,稳定就业与非稳定就业者的收入分布在 2002 年比前两个年份具有更大的差异性,非稳定就业者的收入分布图更为明显地偏向于稳定就业者的左端。

不同的是 2002 年调查中,重庆从四川省分离出来成为直辖市。除此之外,两次调查的省份是相同的,其他 10 个省份是:辽宁、北京、山西、安徽、江苏、河南、湖北、广东、云南、甘肃。
历次调查问卷中是按“职业性质”来询问的。

三、就业稳定性与工资差距的总体特征估计

为了讨论就业稳定性与工资收入水平之间的关联性,首先在控制个人特征与就业单位特征情况下估计以下两个方程:(1)
 $\ln wage = D + P +$;(2)
 $\ln wage = D + P + E +$ 。其中, $wage$ 为工资收入; D 为虚拟变量, $D = 1$ 表示稳定就业, $D = 0$ 表示非稳定就业; P 为回答者的个人特征(包括年龄、年龄平方、性别、党员身份、受教育程度); E 为就业单位特征(包括所有制性质、职业类型、盈利性和省份虚拟变量)。估计值 $\hat{\alpha}$ 通常被视为在控制影响工资收入其他因素情形下,就业稳定性对于工资收入的影响。

如果存在微观层面的异质性,这种估计很可能产生有偏误的估计结果(李雪松、赫克曼, 2004)。为此,笔者选择以倾向性

得分为基础的配对试验方式得到相应的试验效应。倾向性得分通过估计 Probit 模型得到,被解释变量为所从事的是稳定工作还是非稳定工作,解释变量中除了使用回答者的个人特征、就业单位特征外,还包括工作的获得途径(政府安排、自己找),并参照 Pratap 等(2006)的做法,也包括了家庭中其他稳定就业者的数量。这些变量通常不会直接影响个人工资收入,以此作为工具变量以保证倾向性得分相对于稳定就业与非稳定就业的独立性。具体估计结果如表 3 所示。从解释因素来看,如果家庭中有其他稳定就业成员,则本人从事稳定就业的可能性会上升;通过政府安排途径所获得的工作岗位通常更倾向于稳定性工作,而自己找的则更可能偏向于非稳定性就业。在估计结果中,1995 年男性在获取稳定性就业中并不具有非常明显的优势,而 2002 年这种优势则十分显著。年龄与获取稳定就业机会之间表现出倒 U 型关系。党员身份在获取稳定就业的优势有所增强,但控制就业单位特征后这种优势并不显著。一个非

表 2 稳定就业与非稳定就业的工资收入水平与分配

	1995 年		2002 年	
	稳定就业	非稳定就业	稳定就业	非稳定就业
均值	6276.92	5138.95	12648.36	8162.70
标准差	3739.21	4248.31	7851.56	7344.11
相对收入	100	81.87	100	64.54
相对平均离差	0.20366	0.27318	0.21810	0.28879
变异系数	0.59571	0.82669	0.62076	0.89972
对数标准差	0.63045	0.88704	0.63250	0.91746
基尼系数	0.29250	0.38769	0.31050	0.40579
Mehran 指数	0.40594	0.52683	0.42756	0.54285
Piesch 指数	0.23578	0.31812	0.25197	0.33726
Kakwani 指数	0.07927	0.13281	0.08724	0.14409
泰尔指数 (GE(a), a = 1)	0.14970	0.26366	0.16393	0.29316
平均对数离差 (GE(a), a = 0)	0.16499	0.30658	0.17552	0.33498
熵指数 (GE(a), a = -1)	0.36644	1.00527	0.33657	1.11643

注:所有收入指标都以当年价格衡量。之所以没有进行价格调整,主要是因为这一时期价格变动幅度并不大,而且本文主要进行的是不同年份内部不同人群的比较。

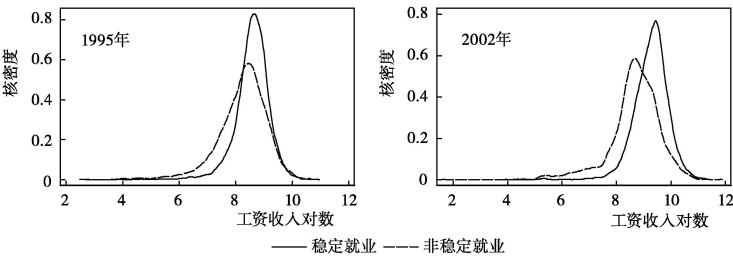


图 1 稳定就业者与非稳定就业者的收入分布

本文中受教育程度以一组虚拟变量来表示,省略组为小学及以下,其余变量分别为初中、高中、中专、大专、大学及以上。尽管在 2002 年数据中,大学及以上受教育程度有更为细致的分类,但这种分类并不存在于 1995 年数据中。

表 3 倾向性得分估计结果(Probit 模型)

	1995 年		2002 年	
	不含就业特征	含就业特征	不含就业特征	含就业特征
其他稳定就业家庭成员人数	0. 2100 ***	0. 2608 ***	0. 4357 ***	0. 3692 ***
政府安排	0. 5121 ***	0. 3627 ***	0. 9848 ***	0. 6664 ***
自己找	- 0. 4719 ***	- 0. 3140 ***	- 0. 9264 ***	- 0. 7800 ***
男性	0. 0700 *	0. 0179	0. 1666 ***	0. 1248 ***
年龄	0. 1217 ***	0. 1065 ***	0. 1065 ***	0. 1102 ***
年龄平方	- 0. 0014 ***	- 0. 0013 ***	- 0. 0013 ***	- 0. 0014 ***
党员	0. 1450 **	0. 0866	0. 1917 ***	0. 0788
初中	0. 3824 ***	0. 2430 ***	0. 0714	0. 0200
高中	0. 6000 ***	0. 3745 ***	0. 1563	- 0. 0274
中专	0. 6373 ***	0. 2297 **	0. 1908 *	- 0. 0993
大专	0. 7389 ***	0. 3468 ***	0. 4680 ***	0. 0362
大学及以上	0. 4948 ***	0. 0392	0. 5234 ***	0. 0368
国有		1. 2815 ***		0. 7415 ***
城镇集体所有		0. 8617 ***		0. 4016 ***
私营个体		- 1. 0003 ***		- 0. 8696 ***
外资		0. 1060		0. 1651
私营业主、经理、个体户主		- 0. 0272		- 0. 8106 ***
专业技术人员		0. 6947 ***		0. 7580 ***
单位负责人		0. 4438 ***		1. 0583 ***
办事人员		0. 4518 ***		0. 4097 ***
技术工人		0. 3715 ***		0. 6275 ***
盈利企业		0. 6802 ***		0. 3369 ***
亏损企业		0. 6162 ***		0. 1213 **
机关单位		0. 5468 ***		- 0. 0695
事业单位				0. 0292
省份变量		是		是
常数项	- 1. 6236 ***	- 2. 9496 ***	- 1. 9519 ***	- 2. 7218 ***
样本数	11827	11827	9651	9651
LR 统计量	826. 95	1710. 79	3405. 16	4977. 76

注:被解释变量为是否从事稳定就业,0 表示从事非稳定就业,1 表示从事稳定就业。

***、**、* 分别表示在 1 %、5 %和 10 %的水平显著。

无论是盈利企业还是亏损企业,从事稳定性就业的机会都相对较高,但这种优势地位在 2002 年则受到极大冲击。

匹配采用了局部线性回归和核密度估计两种类型。图 2 给出了非稳定就业与稳定就业人群倾向性得分的核密度估计。

重要的变化是关于教育程度的变量。1995 年受教育程度对于获取稳定就业机会总是具有非常显著的影响,2002 年这种影响在下降,当控制就业单位特征后均不显著。也就是说,2002 年受教育程度对于就业稳定性的影响有较大幅度的下降。工作单位的所有制类型与就业稳定性之间的联系也在削弱,特别是国有部门与城镇集体部门中稳定就业的机会有了非常明显的下降。职业类型中,专业技术人员、单位负责人及技术工人从事稳定性就业的概率有了明显的上升,而办事人员中则有所下降。1995 年,

“大学及以上”人群获取稳定就业机会的优势并没有下降,反而略有增强。但这种影响在控制了就业单位特征的估计中并不显著,这意味着此类人群的就业稳定性主要通过单位特征来实现的。

工资差距的相关估计结果如表 4 所示,被解释变量或试验效应的结果变量为工资收入的对数。从 OLS 估计量中可以看出,如果不控制就业单位特征,1995 年稳定就业者比非稳定就业者的收入大约要高出 13 %,2002 年则上升至 41 %;如果控

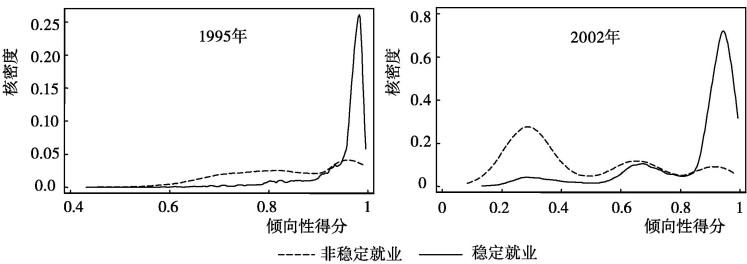


图 2 倾向性得分的匹配

制就业单位特征,这两个比例分别为 14 %和 27 %。是否控制就业单位对于 $\hat{\alpha}$ 在不同年份中具有不同的影响。1995 年中,不控制就业单位特征时所得到的 $\hat{\alpha}$ 值甚至要略低于控制就业单位时的情形,这意味着就业单位特征对于 $\hat{\alpha}$ 值的影响较小。但在 2002 年中,情形则有了很大的不同。是否控制就业单位特征对于 $\hat{\alpha}$ 值具有较大的影响,估计系数的差异在 2002 年上升到 14 个百分点左右。因此,就业单位特征对于 $\hat{\alpha}$ 值的影响作用越来越大,这意味着,对于稳定就业者与非稳定就业者而言,就业单位特征所表现出的市场分割效应越来越明显。

表 4 给出了基于倾向性得分所得到的 3 种试验效应估计值,分别对应着不同的反事实假定。ATT 指的是如果稳定就业者从事的是非稳定就业工作,则其工资收入将会有多大幅度的下降;ATU 表示如果非稳定就业者获得稳定就业工作,则其工资收入将会有多大幅度的上升;ATE 表示在具有相同特征个人之间的工资收入差距。在没有控制就业单位特征的情形下,使用局部线性回归模型与核密度估计对倾向性得分匹配得到 1995 年稳定就业者比非稳定就业者的工资收入平均(ATE)高出 14 %~18 %,而 2002 年的估计结果则上升了 11 个百分点左右。在控制了就业单位特征后,1995 年的 ATE 估计结果并没有明显的改变,但 2002 年的估计结果则有明显下降,这也表明劳动力市场上不同就业单位之间所存在的分割性在增强。ATT 与 ATU 在不同年份的动态比较结果与 ATE 也基本类似。

表 4 工资差距的估计结果

倾向性得分估计量	不含有就业单位特征				含有就业单位特征			
	1995 年		2002 年		1995 年		2002 年	
	局部线性	核密度	局部线性	核密度	局部线性	核密度	局部线性	核密度
ATT	0.1463	0.1851	0.2487	0.3031	0.1200	0.1860	0.2542	0.2676
ATU	0.1220	0.1514	0.4132	0.4177	0.1524	0.0960	0.4179	0.3914
ATE	0.1449	0.1831	0.2907	0.3324	0.1219	0.1807	0.1960	0.2992
OLS	0.1318 ***		0.4105 ***		0.1418 ***		0.2668 ***	

注:***表示该估计系数在 1 %的水平下显著。ATT、ATU、ATE 的显著性通过 Bootstrap 检验,相应估计值均处在 95 %的置信区间内。

四、就业稳定性与工资决定机制的差异性

表 4 中所给出的结果表明的是就业具有不同稳定性人群的工资收入差距,下面从均值意

这里只根据本文的特定问题给出这些试验效应估计值的直观解释,而不是 ATT、ATU 和 ATE 的严格定义形式。
本文中以倾向性得分,通过局部线性回归或核密度估计来匹配。

义上讨论稳定就业与非稳定就业人群工资收入差距的形成原因,基本方式是对两类人群的收入函数进行 Oaxaca-Blinder 分解。

表 5 分别给出了控制和未控制就业单位特征时,稳定就业与非稳定就业者的工资函数。这种工资函数的差异性也体现了两类人群的工资决定机制差异性。无论是否包含工作单位特征,性别、年龄、党员身份及受教育程度等变量,通常对稳定就业者与非稳定就业者的工资收入都具有显著的影响。表 6 在表 5 中控制就业特征的收入函数的基础上,对各类变量分别对于稳定就业者与非稳定就业者内部工资收入差距的解释程度进行了 G·Fields 分解。

表 5 工资函数差异

	1995 年				2002 年			
	稳定就业		非稳定就业		稳定就业		非稳定就业	
男性	0.1335 ***	0.1229 ***	0.2656 ***	0.1196 **	0.1173 ***	0.0983 ***	0.2167 ***	0.2336 ***
年龄	0.1018 ***	0.0991 ***	0.0955 ***	0.1079 ***	0.0671 ***	0.0829 ***	0.0768 ***	0.1137 ***
年龄平方	-0.0011 ***	-0.0011 ***	-0.0012 ***	-0.0013 ***	-0.0006 ***	-0.0009 ***	-0.0009 ***	-0.0014 ***
党员	0.1046 ***	0.0653 ***	-0.0070	0.0868	0.0772 ***	0.0438 ***	0.2612 ***	0.2284 ***
初中	0.1364 ***	0.1214 ***	0.2683 **	0.3563 ***	0.0514	0.0229	0.1517 *	0.0885
高中	0.2459 ***	0.1768 ***	0.4993 ***	0.5440 ***	0.2397 ***	0.1262 ***	0.4505 ***	0.2871 ***
中专	0.3688 ***	0.2390 ***	0.5644 ***	0.5498 ***	0.3925 ***	0.1936 ***	0.5568 ***	0.3771 ***
大专	0.4162 ***	0.2619 ***	0.7948 ***	0.7357 ***	0.5029 ***	0.2777 ***	0.7591 ***	0.4999 ***
大学及以上	0.5079 ***	0.3382 ***	0.8277 ***	0.8274 ***	0.6818 ***	0.3963 ***	1.0172 ***	0.7550 ***
所有制	否	是	否	是	否	是	否	是
职业类型	否	是	否	是	否	是	否	是
机关、事业、企业	否	是	否	是	否	是	否	是
地区(省份)	否	是	否	是	否	是	否	是
常数项	5.9672 ***	6.3210 ***	5.9432 ***	5.8836 ***	7.1979 ***	6.5795 ***	6.5638 ***	5.7529 ***
样本数	11126	11126	701	701	7186	7186	2465	2465
F 统计量	288.21	203.33	10.48	12.54	155.26	128.21	37.85	33.68
调整 R ²	0.1885	0.3605	0.1086	0.3382	0.1619	0.3688	0.1186	0.3044

注:本表只给出了估计系数与相应的显著性水平。***、**、* 分别表示估计系数在 1%、5% 和 10% 的水平显著。

无论是稳定就业还是非稳定就业人群中,男性工资收入都显著高于女性,但这种差异在稳定与非稳定就业中具有明显不同的表现形式。非稳定就业人群中,男性就业者的收入优势通常更加明显。这意味着稳定就业中的收入决定机制更为强调分配结果上的性别均等;而在非稳定就业中,则更为强调其生产性结果,而缺少了这种收入分配性别均等化的额外约束。在不控制就业单位特征的情形下,1995 年非稳定就业中男性比女性工资收入要高出 26.56%,而稳定就业中这一比例只有 13.35%;控制就业单位特征后,稳定就业人群工资收入决定中的性别作用虽然也有所下降,但下降幅度远不如非稳定就业者中那么明显。在非稳定就业人群中,控制就业单位特征使得男性的收入优势下降至 11.96%,这种性别差异性甚至略低于稳定就业人群。这意味着在非稳定就业者中的性别差异主要来自于工作单位特征。在 2002 年的估计结果中,非稳定就业者中的性别差异仍要高于稳定就业者,控制就业特征后,稳定就业者中男性的收入优势有所下降,男性的收入优势从 11.73% 下降到 9.8%;但非稳定就业者中略有上升,男性的收入优势从 21.67% 上升到 23.36%。因此相对于 1995 年,非稳定就业者中工作单

位特征对于性别差异的影响在下降。

在控制教育程度的条件下,年龄与收入之间的关联性在一定程度上度量了工作经验与资历在收入决定中的效应。估计结果并没有直接给出两个人群年龄—工资收入关系的直观解释。图 3 根据各年龄样本本人群的平均工资收入水平描绘了工资收入与年龄的关系,从图 3 的结果看,无论是在 1995 年还是 2002 年,稳定就业者的工资收入与年龄之间大体上表现出单调递增的关系,即一般说来,年龄越大,工资收入水平越高;但这种关系在非稳定就业者中却并不存在。从图 3 的图形上看,非稳定就业者中,工资收入与年龄之间并不存在明显的关系。但在 1995 年与 2002 年的工资收入—年龄关系图中也存在着比较明显的变化。1995 年时,比较年轻的非稳定就业者其平均收入水平可能高于同年龄组的稳定就业人群,但 2002 年中,几乎任意年龄组都表现出稳定就业者的工资收入水平高于非稳定就业者。

党员身份对于工资函数的影响系数在两个年份中也发生了重要变化。1995 年稳定就业者中党员身份比非党员身份工资收入高 10.46 % 或 6.53 % (见表 5),但在非稳定就业者中,这

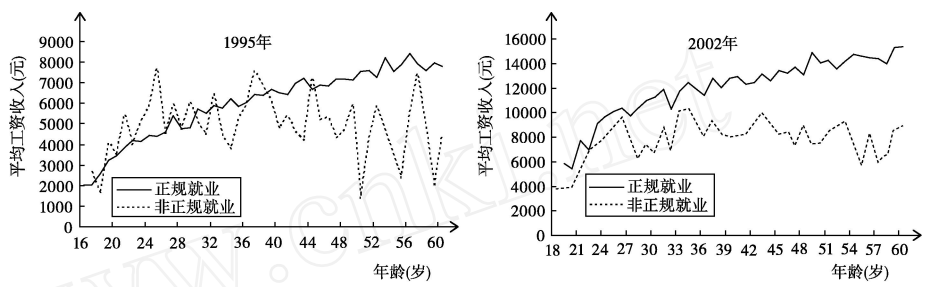


图 3 工资收入与年龄关系

注:1995 和 2002 年对年龄的限定条件均为 16~60 岁的就业人群,但 2002 年的数据中没有 16 和 17 岁样本,1995 年的数据中有 2 个 16 岁和 7 个 17 岁样本。

一因素不显著。2002 年情形则有很大的不同,稳定就业者中的党员身份估计系数要远远低于非稳定就业人群,或许非稳定就业人群中的收入回报更为强调党员身份所可能代表的能力差异。但这并不意味着党员身份在非稳定就业者内部工资收入差距中具有比稳定就业者更为重要的作用。从表 6 的 G·Fields 分解结果来看,稳定就业者中党员身份对总体收入差距的解释作用从 1995 年的 1.3 % 上升到 2002 年的 3.36 %;而非稳定就业者中的解释份额则从 1995 年的 0.98 % 略有下降,2002 年降为 0.64 %。因此总体上说,党员身份对稳定就业者的工资收入差距具有更为重要的影响,并且这种影响是在上升的。

无论是否控制就业单位特征,两个年份中的估计结果都显示出,非稳定就业者中的教育回报要远远高于稳定就业人群。不难理解,非稳定就业人群中的收入回报更为强调人力资本的生产性贡献,因而具有相对较高的收益率。但

表 6 不同就业类型内部工资收入(对数)差距的 G·Fields 分解

	1995 年		2002 年	
	稳定就业	非稳定就业	稳定就业	非稳定就业
性别	1.55	1.59	2.39	1.00
年龄	6.85	9.25	2.06	3.57
党员身份	1.30	0.98	3.36	0.64
受教育程度	5.85	2.57	8.72	5.08
所有制	1.61	2.08	3.25	3.08
职业类型	3.07	2.90	7.18	4.49
机关事业、企业性质	2.00	3.08	-0.63	5.33
地区(省份)	15.97	12.87	9.37	7.80
其他因素	61.81	64.67	64.32	68.98

注:本表根据表 5 中控制就业单位特征的工资函数分解得到。

在 G·Fields 分解中,教育对于稳定就业内部收入差异的解释程度要高于非稳定就业者,并且两类人群中教育对工资收入差距的解释份额都在上升,稳定就业人群中从 1995 年的 5.85 % 上升到 2002 年的 8.72 %,非稳定就业人群中这一份额也从 1995 年的 2.57 % 上升到 2002 年的 5.08 %。

根据表 6,由于性别、年龄、党员身份及受教育程度这些变量所造成的工资收入差距,在 1995 年的稳定就业人群中占 15.55 %,2002 年上升到 16.53 %;而在非稳定就业人群中,相应年份的解释份额从 14.39 % 下降到 10.29 %。而对于工作单位的所有制类型、职业类型和机关企事业单位性质等变量,对于稳定就业者内部工资收入差距的解释作用从 1995 年的 22.65 % 下降至 2002 年的 19.17 %,而在非稳定就业者中,两个年份的解释份额没有明显变化,分别为 20.93 % 和 20.7 %。就业单位特征对于稳定就业者内部工资收入差距解释份额的下降在一定程度上表明,市场竞争机制在稳定就业者收入决定机制中的作用在逐渐增强。

表 7 稳定就业者与非稳定就业者工资收入对数差距的 Oaxaca-Blinder 分解

	1995 年		2002 年	
	不含就业特征	含就业特征	不含就业特征	含就业特征
对工资对数均值差的解释数量 (×100)				
禀赋差异: E	20.3	20.15	20.75	30.4
系数差异: C	11.45	-29.7	-24.45	-54.8
可解释的总差异: E + C	31.8	-9.6	-3.7	-24.4
不可解释的常数项差异: U	2.4	43.7	63.4	84.1
总体差异: R = A - B 或 E + C + U	34.2	34.2	59.7	59.7
对工资对数均值差的解释份额 (%)				
禀赋差异: E / R	59.45	59	34.75	50.9
就业差异性: (C + U) / R	40.55	41	65.25	49.1
稳定就业者工资收入对数均值: A	8.580		9.270	
非稳定就业者工资收入对数均值: B	8.238		8.762	

注: Oaxaca-Blinder 分解结果通常会因同度量因素选择的不同而表现出差异。本表给出的是两种不同情形下的平均值。

根据表 4 中所给出的两类人群工资收入函数的估计结果,可以利用 Oaxaca-Blinder 分解 (Oaxaca, 1973; Blinder, 1973) 对两人群组工资差距的形成原因进行进一步分解。如果稳定就业与非稳定就业者的收入函数分别为: $\bar{y}^F = {}^F X^F$ 和 $\bar{y}^{IF} = {}^{IF} X^{IF}$, 则将系数差异和变量(禀赋)差异对两人群组平均工资收入差距的影响分别可记为: 系数差异为 $(X^F + X^{IF})({}^F - {}^{IF})/2$; 禀赋差异为 $(X^F - X^{IF})({}^F + {}^{IF})/2$ 。系数差异表明,如果两类人群具有相同的禀赋特征,而仅仅由于影响系数的差异造成的两类人群的收入差距;而禀赋差异则指的是两类人群各变量特征具有相同的回报系数,但两类人群的禀赋特征是不同的,所造成的两类人群的收入差距。通常系数差异被认为是两类人群组中存在歧视或劳动力市场分割的结果。因为这种差异的现实形式将是两个具有相同特征的劳动力在不同部门所获得的收入回报却是有差异的,而这种差异又是与劳动力的生产性特征无关的,如同工不同酬等。从表 7 看,由于就业差异造成的歧视性因素对稳定就业与非稳定就业者之间工资收入差距的影响比重有较大上升。如果不控制就业单位效应,1995 年歧视或市场分割的因素占两人群组工资收入差距的 40.55 %,2002 年则上升到 65.25 %,上升了将近 25 个百分点。控制就业特征后,情形有所不同。1995 年的市场分割因素对工资差距的解释仍为 41 %,而 2002 年则为 49 %。是否控制就业特征,对于 2002 年的结果具有更为重要的影响。

五、不同收入组工资差异性的分布特征

前面的讨论是以收入均值为对象的,所得到的是稳定就业与非稳定就业的平均工资收入差异状况,但忽略了人群组内部的工资收入分布特征。而在工资收入分布特征的决定中,变量分布与系数分布可能都会有影响。在不同收入组的人群中,稳定与非稳定就业对于工资收入的影响系数可能会有差异;稳定与非稳定就业者的工资收入差距具有不同的特征。为了回答这类问题,(条件)分位回归模型(Koenker等,1978;Buchinsky,1994)和无条件分位回归模型(Firpo等,2007)给出两种基本思路。条件分位回归给出的是给定解释变量不同条件分位点的工资函数,不同条件分位点上解释变量估计系数差异反映了分位点与未观测到变量之间的关系(约翰·奈特、宋丽娜,2008)。但条件分位回归的结果通常不能解释成相关变量对不同收入组(无条件分位点)的影响差异(Firpo等,2007;邢春冰,2007),为了得到相关解释变量对于无条件分位点(不同收入组)的不同影响,Firpo等(2007)给出了无条件分位回归估计量。

图4给出了未控制就业单位特征时,在不同分位点上估计方程(1)所得到的 $\hat{\delta}$,即稳定就业者相对于非稳定就业者所能获得的收入优势。图5与图4的基本含义是相同的,只是图5中所给出的各分位点的估计结果是在控制就业单位特征的情形下得到的。

就基本趋势而言,条件分位回归与无条件分位回归所给出的分位点与估计系数之间的关联形式基本上是相同的。无论是条件分位回归还是无条件分位回归,所得到的基本趋势都表明,稳定就业这一变量的估计系数随着分位点的上升而下降。也就是说,总体而言,低收入组中稳定就业者与非稳定就业者之间的工资收入差距更大,而在高收入组中,这一差距则相对要低得多。不难理解,在控制其他变量的情形下,高收入组人群中所可能包含的不可观测特征(如能力、运气等),将有助于他们克服劳动力市场上的分割性。因此,劳动力市场分割效应在低收入人群的收入决定中更为明显。

稳定就业这一虚拟变量在1995年与2002年不同分位点的变动特征也存在着某些差异。无

论是条件分位点还是无条件分位点,如果没有控制就业单位特征,1995年高分位点上 $\hat{\delta}$ 可能是负值。在这种情形下,也就意味着1995年高收入人群中,“稳定就业”这一变量本身的效应并没有导致稳定就业者获得更高的收入,所得到的收入水平反而可能低于非稳定

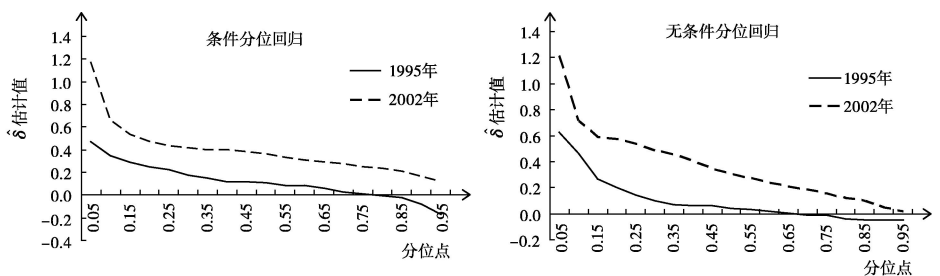


图4 不同分位点未控制就业单位特征时的 $\hat{\delta}$

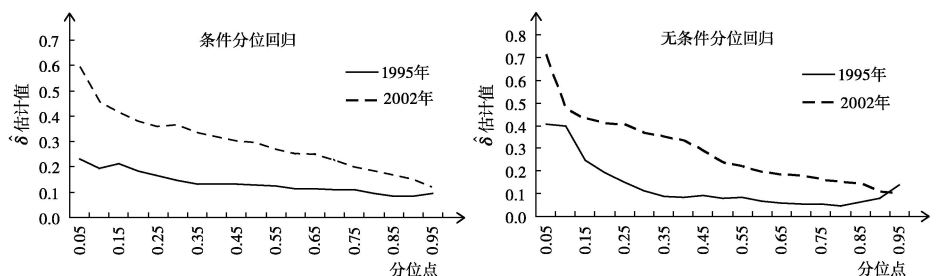


图5 不同分位点控制就业单位特征时的 $\hat{\delta}$

就业者。这也可能意味着,高收入非稳定就业人员离开稳定就业部门可能表现为自主选择的结果,也可能意味着,当时稳定就业部门的收入决定机制对于其高端就业者的回报可能是低于市场机制的作用结果的。如果控制就业单位特征,各条件分位点上的 $\hat{\alpha}$ 差异并不明显,图像上所表现出的条件分位点与估计系数的关系也非常平坦;但在无条件分位点上,收入低端人群中仍存在着明显的下降趋势,但在最高端人群中则又出现了略微上升的倾向。因此,就业单位特征对于稳定就业与非稳定就业的工资收入差距在 1995 年表现得非常强烈。

2002 年各分位点估计的估计结果虽然也表现出 $\hat{\alpha}$ 随着分位点的上升而下降的趋势,但在各分位点上,所得到的 $\hat{\alpha}$ 都要高于 1995 年,也就是说,各个收入组中稳定就业所能获得的额外报酬都在上升,稳定就业与非稳定就业者之间的工资收入差距都在扩大。并且所有的 $\hat{\alpha}$ 都为正,非稳定就业者都在不同程度上遭受了这两类就业形式分割的不利影响,尽管这种不利影响对于高收入人群要小得多。无论是否控制就业单位特征,这种基本的趋势性特征都没有明显的变化。

根据无条件分位点的回归结果,对不同分位点上的工资收入差距进行 Oaxaca-Blinder 分解,并将系数特征差异占工资收入总体差异的比重作为歧视性程度的度量指标。图 6 所给出的是两个年份中控制或不控制就业单位特征时,不同分位点上工资差距的歧视性因素的解份额。1995 年的图形特征表明,在工资收入的中低端(分位点小于 0.7)分布中,是否控制就业单位特征对于稳定与非稳定就业者工资差距决定中的歧视性程度没有明显的影响,而且这种歧视性程度在不同分位点上也没有明显的变动趋势;在工资收入的高端分布中(分位点在 0.7 以上),是否控制就业单位特征对稳定与非稳定就业者工资差距决定中的歧视性程度具有完全不同的影响。如果不控制就业单位特征,歧视性因素的解份程度仍将为负,而控制就业单位特征时,则会发现歧视性因素的解份程度会迅速上升。因此在高端收入人群中,稳定就业与非稳定就业者如果处在相同的工作单位中,则市场分割所导致的歧视性原因在工资收入差距的形成中表现得更为突出。不过是否控制就业单位特征所导致的两条曲线变动趋势的背离也正体现了在收入分布高端人群中,选择与稳定就业者具有不同特征的就业单位是他们克服劳动力市场分割所导致的歧视性因素的重要途径。

2002 年的估计结果表明,是否控制就业单位特征对于各分位点上的歧视性因素贡献份额具有不同的效应,尤其在对于分位点为 0.15 到 0.65 这一区间所造成的差异更为明显。就总体趋势而言,高收入人群的收入决定中,稳定就业与非稳定就业所造成的劳动力市场分割特征所起的作用都相对较弱。这也再次表明,稳定就业与非稳定就业所造成分割的主要结果表现在低收入人群中两类就业形式者的收入差距;正规部门中的低端收入人群从这种免于劳动力市场竞争的分隔中获得了更大的额外收益。在收入分布的低端(分位点处在 0.05~0.25 之间),

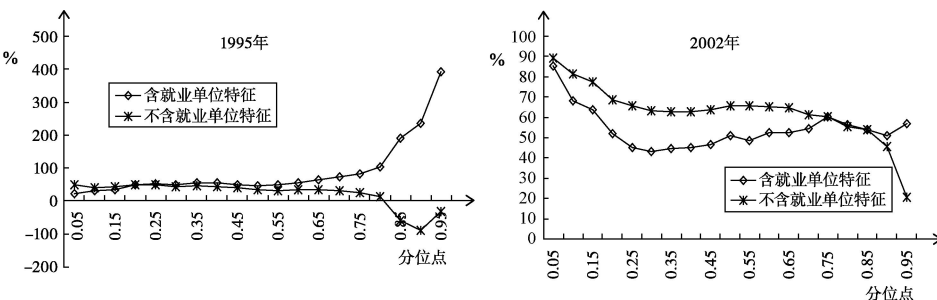


图 6 不同分位点工资差距的歧视性因素

无论是否控制就业单位特征, $\hat{\alpha}$ 都会随着分位点的上升而明显下降;但当分位点处在 0.25 到 0.75 之间时, $\hat{\alpha}$ 基本上没有明显的改

变;高端分布中(分位点在 0.85 以上), $\hat{\alpha}$ 表现出与 1995 年类似的变动特征,控制就业特征的 $\hat{\alpha}$ 将高于不控制就业特征时的估计值,并且不含就业单位特征的 $\hat{\alpha}$ 随着分位点的上升而下降,尽管一直都是正的。不过,控制就业单位特征的 $\hat{\alpha}$ 即便在收入分布的高端也不像 1995 年那样跳跃式上升。就业单位特征对收入高端人群从稳定就业中所获得的额外收益在下降。

六、总 结

就业稳定性的变化是中国劳动力市场变革的一个重要结果,这也将导致分配机制的调整。本文根据劳动者的就业稳定性将就业者区分为稳定就业者与非稳定就业者,前者比后者的就业形式具有更强的稳定性。1995~2002 年间,非稳定就业者的比重大幅上升,但相对于稳定就业者的工资收入水平却明显下降。OLS 及倾向性得分估计量都表明,稳定就业所带来的收入水平都在上升,这种上升在较大程度上是由于劳动力市场分割所造成的歧视性原因导致的。从分位回归结果来看,稳定就业与非稳定就业的劳动力市场分割总是对收入分布低端人群具有更大的不利影响,2002 年的结果更进一步显示,收入分布低端人群中非稳定就业者较低的收入水平在更大程度上表现为市场分割的歧视性因素所导致的结果。而在收入分布的高端人群中,就业单位特征对于非稳定就业者所具有的影响程度在下降。

这些结果表明,就业稳定性正日渐成为劳动力市场分割性的一个重要因素。在城镇居民中,就业稳定性不同的人群之间,工资收入的差异并不完全取决于他们的生产性特征差异,而主要表现为两类人群之间所存在的市场分割的结果;从两个年份的比较来看,分割程度似乎在加深而不是减弱。这种市场分割所产生的保护效应在更大程度上使得稳定就业中收入分布低端人群受益。而在收入分布高端人群中,这种市场分割效应相对较弱,并且工作单位特征所具有的分割性也在降低,这或许是一个较好的信号。

参考文献:

1. 阿齐兹·卡恩、卡尔·李思勤(2008):《中国居民收入增长与分配》,载于李实等主编:《中国居民收入分配研究 III》,北京师范大学出版社。
2. 约翰·奈特、宋丽娜(2008):《1995~2002 年中国工资结构的变化》,载于李实等主编:《中国居民收入分配研究 III》,北京师范大学出版社。
3. 李实(2004):《20 世纪 90 年代末中国城市贫困的恶化及其原因》,载于李实、佐藤·宏主编:《经济转型的代价》,中国财政经济出版社。
4. 李雪松、詹姆斯·赫克曼(2004):《选择性偏差、比较优势与教育的异质性回报》,《经济研究》,第 4 期。
5. 邢春冰(2007):《经济转型与不同所有制部门的工资决定》,《管理世界》,第 6 期。
6. Blinder, A. (1973), Wage Discrimination: Reduced form and Structural Estimates. *Journal of Human Resources*, 8, 436-455.
7. Buchinsky, M. (1994), Changes in US Wage Structure 1963-1987: An Application of Quantile Regression. *Econometrica*, 62, 405-458.
8. Firpo, S., N. Fortin and T. Lemieux(2007), Unconditional Quantiles Regressions. NBER Technical Paper T339.
9. Koenker, R. and G. Bassett(1978), Regression Quantiles. *Econometrica*, 46, 33-50.
10. Oaxaca, R. (1973), Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets. *International Economic Review*, 14, 693-709.
11. Pratapa, S., and E. Quintin(2006), Are Labor Markets Segmented in Developing Countries? A Semiparametric Approach. *European Economic Review*, Vol. 50, 1817-1841.

(责任编辑:朱 犁)

ABSTRACTS

China's Urbanization and Rural Labor Migration

Bai Nansheng · Li Jing · 2 ·

The paper studies the history since 1978, the present situation and the trend of China's urbanization and rural labor migration. In an international perspective, China urbanization rate is still relatively low. The bias in the pre-reform era that the urbanization rate was lower than the industrialization rate has been changing. In terms of the economic structure, the amount of labor in the agricultural sector is still too high, which is the biggest distortion of labor allocation. The most salient character of China's urbanization in the reform period is that it has resulted from breaking urban-rural divide. But due to social exclusion in employment, daily life and other aspects, most rural migrants can't settle down permanently in the state of so-called semi-urbanized. The issue of migrant workers has been imperative in China's urbanization. In the situation of fast economic growth China's urbanization will be accelerated, which calls for balancing urban and rural development for the sake of justice. These changes generate new needs for policies with regard to rural migrants, but it is most important to guarantee a stable policy expectation to them.

Job Stability and Labor Earning Inequality

Luo Chuliang · 11 ·

Based on CHIPs 1995 and 2002, the paper discusses the effects of job stability on inequality in labor earnings in urban China. The findings in this paper show that the gap in labor earnings between stable job and instable job were enlarged, which mainly resulted from the discrimination by labor market segmentation. However, the effects of job stability on labor earnings were various among quantiles. The premium of job stability was higher for the lower quantile of labor earnings distribution. The premiums from discrimination for different quantiles are also examined.

The Effects of Manufacture Product Trade on Employment in China: An Empirical Study Based on 34-Industry Panel Data

Yu Meici · 22 ·

The paper makes an empirical study on the effects of manufacture product trade on employment in China based on 34-industry panel data from 1996-2006. We firstly estimate the whole employment effects of manufacture product trade, and then estimate the sectoral employment effects of manufacture product trade. From the result of the whole industry estimate, we find that export has a positive effect on employment, but import has a negative effect on employment. But from the result of sectoral estimate, we see that there are great industrial differences in the effects of export and import on employment. These findings have great implications for the trade and employment policies. In long run, it's necessary to encourage industrial export to increase employment, but the role of it should not be overemphasized, and instead the employment effect of domestic demand needs to be emphasized. It's unreasonable to limit industrial import because of its negative employment effect. We should expand industry import and optimize the structure of import goods. Different trade and employment policies should be adopted in different sectors in accordance with their comparative advantages.

Expensive Wedding in Transition Rural China

Wei Guoxue · Xiong Qiquan · Xie Linghong · 30 ·

During the transition period, marriages with increasingly high expenses of wedding happen frequently in rural China. Such a phenomenon has posed seriously negative impacts on peasants' life and rural development, giving rise to severe challenges to the construction of the socialist new countryside. We build an econometric model to explain the emergence and extension of marriages with high wedding expenditure in the rural areas with transitional characteristics, compared with the pre-transition rural characteristics.

Biomarker and Healthy Longevity among the Chinese Elderly: The Case of Left-handedness

Gu Danan and Others · 37 ·

Based on data from the four waves of the Chinese Longitudinal Healthy Longevity Survey in 1998, 2000, 2002, and 2005, this paper investigates the factors that associate with a biomarker measured by left-handedness and the association between handedness biomarker and healthy longevity. Our results show that those who are at young age, male, minorities, illiterates, higher birth-orders, infrequently participate in social and leisure activities, not with rice as the staple food, and residing in North are more likely to be left-handed by controlling for various factors. Analyses further show that left-handed elders are in disadvantages in activities of daily living, cognitive function, prevalence of chronic diseases, and overall health conditions, compared with other elders. However, no significant disadvantage in short-term survival was found among the lefthanders.

Urbanization Characterized by Migration Replacement

Liu Chengbin · 44 ·

China is experiencing a double process of accelerating urbanization and demographic transition, in which the cities with high urban-