

就业合同能促进受助群体再就业行为及收入吗?

——基于异质企业的度量、探索与诠释

王增文¹, 邓大松²

(1. 南京财经大学公共管理学院, 江苏 南京 210023; 2. 武汉大学社会保障研究中心, 湖北 武汉 430072)

摘 要: 本文利用博弈理论分析签订正规就业合同对社会救助再就业人员收入的影响效应, 并经验验证签订就业合同能显著提高受助群体的收入。实证研究结果显示, 签订就业合同需受助群体自身具备更高的技能。总的来看, 签订就业合同的正规就业在很大程度上提高了受助群体的再就业收入。就业合同的签订及合同长期可持续发挥效力的前提是对受助群体再就业人员进行专业化的技能培训, 政府可根据用人单位的属性采取购买服务的形式给予“订单式”培训。

关键词: 就业合同; 正规就业; 再就业

中图分类号: C97

文献标识码: A

文章编号: 1004-4892(2015)06-0011-07

一、引 言

目前, 中国正面临“就业难”与“用工荒”并存的格局, 这一局面同时伴随着低工资的现状, 折射了中国当下结构性失业的危机。而社会救助家庭作为弱势群体, 其再就业问题比非受助群体更加困难。鉴于此, 本文把社会救助家庭的再就业分为正规再就业和非正规再就业两种形式, 而作为两者划分的标志——再就业合同起到的作用是要求用人单位对签订就业合同采取相对积极态度来履行这一法律职责。

国内外学者就有关就业合同问题从不同的视角作了研究。在就业合同签订率方面, 2004年抽样调查结果表明(总报告组, 2006), 边缘群体(包括农民工和贫困群体等)就业合同签订率仅为12.5%^[1]。Dominique et al(2001)采用1988-1992年1000家法国公司的数据进行了检验, 这一系列面板数据展示了在不同的就业合同下雇佣和离职的员工数量, 发现不定期就业合同下单位解聘职工的成本远远高于雇佣成本^[2]。而中国的用人单位解聘受助群体再就业人员的成本趋近于零。另一个影响就业合同签订的重要组织就是工会。在中国, 工会的力量和权责远远小于欧美等发达国家。Ayala et al(2002)采用经济合作与发展组织的数据, 研究发现集体谈判降低了工作替代率和失业率^[3]。Tribó(2005)对西班牙的就业市场做了实证研究, 发现集体谈判覆盖该国就业人员的68%^[4]。工会的作用既降低了失业率, 又常常为保持与企业的博弈能力而签订集体短期合约, 但中国的情况恰恰相反。刘辉等(2007)对杭州市进城务工人员进行的专项调查显示, 近60%的进城务工人员未签订就业合同^[5]。学界在就业合同对就业人员收入影响的显著性方面存在很大的分歧。孙丽君等(2008)以实地调查资料为基础, 探讨了劳动关系和谐性与企业绩效的互动问题, 认为企业与员工签订

收稿日期: 2014-11-12

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71003045)

作者简介: 王增文(1980-), 男, 山东临沂人, 南京财经大学公共管理学院副教授, 博士; 邓大松(1950-), 男, 广西全州人, 武汉大学社会保障研究中心教授, 博士。

就业合同会达到双赢的效果,既能提高企业业绩,也能增加员工收入^[6]。刘林平等(2007)通过对珠江三角洲进城务工人员问卷调查资料的研究发现,就业合同对该群体收入的影响并不显著^[7]。陈伟和刘阳阳(2010)认为《劳动合同法》的颁布对进城务工人员收入有影响,但这仅仅是合同法本身,而不是签订就业合同这一行为,因为在中国仍存在不少有法不依的情况^[8]。上述学者只关注到问题的一个方面,有的仅限于理论分析,即使有实证数据检验,也由于样本所限只侧重一个方面。鉴于此,本文将从受助群体再就业人员就业合同的签订及就业合同对其再就业收入的影响这两方面来分析。

二、签订就业合同产生的效应

(一)用人单位与受助群体再就业人员签订就业合同的经济学分析

受助群体的再就业行为可分为不努力找工作和努力找工作两种,努力程度为 a ,产出为 h ,而不努力的概率为 π , $(1-\pi)$ 概率得到的产出为0。为简化研究,假定一类单位重视再就业群体的利益,设为 δ_1 ;另一类单位是以利润最大化为目标,设为 δ_2 。假设存在信息不对称问题,签订正规就业合同行为记为 γ_1 ,不签订就业合同行为记为 γ_2 。

假定再就业人员关于单位类型的先验概率均为0.5。在单位是否与受助群体再就业人员签订就业合同方面,类型为 δ_1 的单位会选择 γ_1 行动的概率为 $\pi(\gamma_1|\delta_1)=\pi(\gamma_2|\delta_2)=1$ 。单位的这一行为给受助群体发出信息,受助群体觉察到单位的行为后,单位类型的后验概率为 $\pi(\delta_1|\gamma_1)=\pi(\delta_2|\gamma_2)=1$,因此受助群体努力工作的前提条件就是 $I \geq a + I_0 + \frac{a}{\pi} \left(\frac{\alpha}{s} + d \right)$ 。其中, I 表示工资, I_0

代表保留工资, α 为离开就业岗位的概率, d 代表贴现率, s 代表失业率。针对受助群体再就业人员的这一抉择,用人单位的反应是:当采取 γ_1 行动时,受助群体再就业人员努力工作的前提是 $I_1 \geq a + I_0 + \frac{a}{\pi} \left(\frac{\alpha}{s} + d_1 \right)$;当采取 γ_2 行动时,受助群体再就业人员努力工作的前提是 $I_1 \geq a + I_0 + \frac{a}{\pi} \left(\frac{\alpha}{s} + d_1 \right)$ 。通常来说,受助群体了解到用人单位会顾及到自身收益后,自己会更加努力工作,其投入-产出效率将得到极大的提高。因此,用人单位雇佣再就业人员的数目为 N 、选择行为 γ_1 时,其生产函数为 $y_1(N, O)$ 。其中, O 代表受助群体再就业人员的人力资本存量(如知识、技能等)。用人单位选择 γ_2 行动时,其生产函数为 $y_2(N, O)$ 。据上述分析,我们可得 $y_1(N, O) > y_2(N, O)$ 。此时,用人单位与受助群体再就业人员签订就业合同的前提是 $y_1(N, O) - NI_1(O) > y_2(N, O) - NI_2(O)$ 。显然,技能越高的再就业人员的努力与不努力的生产率及产出差别就很大,且

$\frac{\partial [y_1(N, O) - y_2(N, O)]}{\partial O} > 0$ 。随着受助群体再就业人员技能水平的提高,其创造的价值和产出也在增加,但其工资的增长幅度远小于用人单位产出的增长幅度,且 $\frac{\partial [I_1(1, O) - I_2(1, O)]}{\partial O} > 0$ 。假定用人单位的生产对受助群体再就业人员具有规模报酬不变性,则受助群体的再就业人员的自身技能的提升会增强用人单位与其签订就业合同的意愿。

(二)就业合同对受助群体再就业人员收入的影响

契约理论认为,劳动力市场中的雇主和雇员之间的关系可被看作是一种契约关系。受助群体的再就业人员没有与用人单位签订就业合同,那么二者间的博弈过程就会达成隐性合约。假定用人单位给再就业人员的工资为 I ,那么受助群体有两种选择——接受工作和拒绝工作,用人单位也有两种选择——守约和毁约。该博弈是无限次重复的,按照一般经验,用人单位毁约将给自身的声誉带

来累积性的负面效应。假定贴现率为 d ，那么 d 越大，表示用人单位只重视眼前利益而忽视长远收益。因此，二者能达成合约的前提条件是 $\frac{y_2(O) - I}{d} \geq y_2(O)$ ，且 $I_2^M = (1 - d)y_2(O) \geq I > I_0$ 。

上述情况仅展示了受助群体再就业人员的工资变动范围。在此区间内的任何值都是由双方在劳动力市场中的相互博弈而得到的均衡值，故在不签订就业合同状况下的博弈工资为 $I_2 = I_0 + v_2(v_2 + 1)^{-1}I_2^M$ 。受助群体再就业人员在劳动力市场中相对博弈能力增强时，其工资也会相应地提高。因此，受助群体的再就业人员一旦签订就业合同后，其博弈能力会进一步提高。如果双方签订了明确的就业合同会使博弈能继续进行，用人单位违约时付出的成本用 m 表示，那么用人单位遵守合同的前提应为 $y_1(O) - m \leq \frac{y_1(O) - I}{d}$ 。由上述模型，我们可知 $y_2(O) < y_1(O)$ 。经讨价还价后，最终双方达成的协议工资为 $I_1 = I_0 + v_1(v_1 + 1)^{-1}I_1^M$ 。因此，签订就业合同的受助群体再就业人员的工资收入会在很大程度上得到提高，同时我们可以得到 $I_1 - I_2 = v_1 \cdot (v_1 + 1)^{-1} \{ (1 - d)[y_1(O) - y_2(O) + dm] + (v_1 - v_2)[(1 + v_1)(1 + v_2)]^{-1} \} I_1^M$ 。

通过上述分析可知，受助群体再就业人员收入的提高可分为以下几个方面：首先，由于受助群体再就业人员签订就业合同后会更加努力地工作来提高收入，这是一种间接效应；其次，由于加大了用人单位的解雇成本，这为受助群体再就业人员提供了更多的经济保障；最后，签订就业合同在一定程度上保证了受助群体再就业人员在博弈过程中处于相对强势的地位，从而使其在工作岗位上获得更多的可支配收入。此外，由于可支配收入变化状况在很大程度上取决于签订就业合同后用人单位解雇成本的变化趋势及双方博弈力量的对比，这种力量对比的结果较为明显，即受助群体再就业人员与用人单位签订就业合同的正规就业对其收入的影响效应远大于其他非社会救助群体。根据上述博弈结果，本文将实证检验如下两个问题：（1）用人单位是否更倾向于跟文化程度更高、受过更多培训的群体签订就业合同；（2）签订正规再就业合同后的再就业人员的工资收入能否得到显著提升。

三、实证检验结果及分析

本文数据来源于 2011 年南京财经大学对中国四省份社会保障制度调查问卷，问卷设计样本 1274 个。调查涉及的受助群体再就业人员来自中国的各个省市，样本较为集中的是江苏、浙江、山东和上海，占比分别为 18.68%、21.67%、29.24% 和 16.35%。本文研究涉及的二分类变量如表 1 所示。

表 1 二分类变量的描述性统计

变量指标	变量解释	所占比重(%)
正规就业	是(签订就业合同) = 1	17.13
	否(未签订就业合同) = 0	83.87
性别	男性 = 1	72.33
	女性 = 0	27.67
婚姻状况	已婚 = 1	68.92
	单身 = 0	31.08
共产党员	是 = 1	7.64
	否 = 0	92.36
单位性质	国有或集体单位 = 1	8.07
	私营及其他单位 = 0	91.93
第二产业	是 = 1	21.80
	否 = 0	79.20
第三产业	是 = 1	69.45
	否 = 0	30.55

表 1 的统计结果显示，受助群体再就业人员签订就业合同的正规就业的比重仅为 17.13%，说明受助群体再就业人员中的就业属性为非正规就业并以中年群体为主，这主要是由受助群体家庭性质所决定的。

表 2 定距变量的描述性统计

解释变量	正规就业(签订就业合同)		非正规就业(未签订就业合同)		总 计	
	均值	方差	均值	方差	均值	方差
年龄(周岁)	41.66	10.23	39.28	13.19	40.47	9.79
收入(月毛收入)	1987.28	244.65	1767.69	781.06	1834.67	951.33
工作时间(周工作时数)	282.00	70.12	285.66	74.19	282.68	67.59
教育状况(受教育程度)	10.71	2.85	8.60	1.80	10.05	3.10
再就业经历(再就业次数)	4.79	4.02	4.79	4.83	4.79	4.67
培训状况(培训次数)	0.97	1.65	0.60	1.27	0.71	1.62
赡养状况(赡养人数)	0.52	0.63	0.49	0.70	0.50	8.44

注:收入涵盖了显性和隐性收入,如工资、奖金、津贴、加班费和节假日福利等;不同类型就业的年份距离2008年的时间,精确到月。

由表 2 可知，签订就业合同的正规再就业人员获得的收入总体上高于未签订就业合同的人员。从月工资收入来看，前者均高于后者。从工作强度来看，未签订就业合同的非正规就业人员的工作时间远远长于签订就业合同的人员。签订就业合同的再就业人员多数是自身条件较好，受教育年限和培训次数远比未签订就业合同再就业人员要少。从家庭赡养状况来看，未签订就业合同的再就业人员远大于签订就业合同的人员。就业合同能显著地提升受助群体的再就业收入。此外，在年龄方面，受助群体再就业人员平均年龄为 40.47 岁，表明该群体多数为“上有老、下有小”的“夹层”群体。在接下来的实证检验模型中，本文将验证上述模型提出的假设(结果如表 3 所示)。

表 3 影响再就业合同签订因素的实证结果(样本 N=1274)

变 量	Logistic 模型		Probit 模型	
常数项	-0.8950 ** (- 2.9550)	-0.6441 ** (- 1.7530)	-1.3812 *** (- 3.1001)	-0.9548 ** (- 1.8736)
教育状况	0.0811 *** (2.694)	0.0809 *** (1.968)	0.0370 *** (2.487)	0.0318 *** (1.963)
性别	0.1850 *** (1.6852)	0.0681 *** (0.6830)	0.3856 *** (1.6982)	0.1584 *** (0.6830)
婚姻状况	-0.3574 (- 0.9853)	-1.1953 (- 1.5461)	-0.1689 (- 0.9543)	-0.3641 (- 1.8852)
政治身份	0.2056 (0.6530)	0.2573 (0.5673)	0.2609 (0.5501)	0.2900 (0.6307)
技能培训	0.0864 ** (3.1250)	0.0792 *** (2.6413)	0.1681 ** (3.0020)	0.1556 *** (2.5178)
赡养状况	-0.0157 (- 0.1742)	0.0072 (0.1641)	-0.0184 (- 0.1652)	0.0354 (0.1637)
国有企业	—	0.0568 *** (2.9650)	—	0.9682 ** (3.6833)
私营企业	—	0.2561 (1.7620)	—	0.4511 (1.6003)
第二产业	—	-0.2350 (- 1.3402)	—	-0.3629 (- 1.2500)
第三产业	—	-0.3827 *** (- 2.8510)	—	-0.7826 ** (- 2.004)
R ²	0.03670	0.06823	0.03670	0.06823

注:“*”、“**”和“***”分别表示在10%、5%和1%的水平下显著;括号内 t 值所列标准差均是怀特稳健的。下表同此。

从受助群体再就业人员的个体特征的 Logistic 二元回归结果来看，受教育状况变量对其有显著性的影响，受教育程度越高的受助群体，其与用人单位签订就业合同的概率越大，这符合舒尔茨的人力资本投资理论中的教育带来的复合型效应：一是提高了从事正规再就业人员的就业概率；二是增加了收入。另一个显著性的变量是性别，男性从事正规就业的比率远高于女性，收入亦是如此，而其他变量均未通过检验，表明虽然工作经验在很大程度上可以提升受助群体再就业人员的工资收入，但对其从事正规再就业并无显著性影响。培训次数变量在 5% 的水平下是显著的，说明受助群体再就业人员接受的培训次数对其从事正规再就业的行为并无显著性影响。

在引入工作特征变量后，我们可以看到国有（事业）单位对再就业人员从事正规就业有显著性影响，受助群体的再就业人员与私营企业签订就业合同的概率变小，这可能与所有制企业的用工制度有关。在私营单位就业的受助群体中，仅有 39.28% 的人员成为正规再就业人员，而国有（事业）单位的这个比率高达 73.12%，其他类型的单位（如外资、合资企业）仅占 20.1%。第三产业对其从事正规再就业的影响效应是负向的，表明第三产业中再就业人员与用人单位签订就业合同的人员比率显著低于从事第二产业的再就业人员，这主要是由第三产业人员的流动性决定的。本文将通过如下模型（1）检验签订就业合同对受助群体再就业人员工资收入的影响状况：

$$Ln(I) = \beta_0 + \gamma_1 Edu + \gamma_2 Exper + \gamma_3 Exper \times Exper + \delta H + \eta$$

(1)

表 4 受助群体再就业人员工资收入方程 OLS 估计结果

指标变量	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6	模型7
	Lnmin					Lnhin	
Intercept	7.868 ** (93.15)	7.364 ** (92.36)	7.548 ** (71.69)	7.025 ** (93.66)	72.90 ** (73.34)	0.927 ** (11.38)	1.657 ** (13.57)
Edu	0.0680 ** (8.611)	0.0589 ** (7.368)	0.0581 ** (7.349)	0.0680 ** (9.035)	0.0502 ** (7.383)	0.0516 ** (7.719)	0.0671 ** (8.174)
O-Exp	0.0254 ** (3.984)	0.0081 ** (1.276)	0.0001 ** (0.500)	0.0186 ** (4.287)	0.0049 ** (0.677)	0.0263 ** (4.002)	-0.0081 (-0.251)
Emp-Exp	0.0725 *** (9.821)	0.0689 *** (7.396)	0.0587 *** (6.426)	0.0547 *** (5.748)	0.0348 *** (5.647)	0.0428 *** (5.271)	0.0204 *** (3.046)
Emp-Exp ²	-0.0025 ** (-5.012)	-0.0020 ** (-4.628)	-0.0014 ** (-4.381)	-0.0029 ** (-4.687)	-0.0021 ** (5.087)	0.0413 ** (4.850)	0.0184 ** (2.761)
Gender	0.2457 *** (6.024)	0.2552 *** (5.394)	— —	— —	0.2467 *** (6.846)	— —	0.2843 *** (5.297)
Matrimony	0.1520 *** (4.686)	0.1034 *** (3.154)	— —	— —	0.0941 *** (2.145)	— —	0.0081 *** (3.450)
Training	0.0254 ** (1.937)	0.0254 ** (1.683)	— —	— —	0.0298 *** (2.003)	— —	0.0311 ** (1.923)
Sopp-cond	0.3576 ** (4.068)	— —	— —	— —	0.2546 *** (3.054)	— —	0.2731 ** (2.043)
Secon-prod	-0.0244 (-0.349)	— —	— —	— —	-0.1564 * (-1.653)	— —	-0.2650 (-1.673)
Third-prod	-0.0256 (-0.300)	— —	— —	— —	-0.0892 (-1.640)	— —	-0.2071 ** (-1.5328)
Emp-contract	— —	— —	— —	0.2040 *** (5.127)	0.1223 *** (3.826)	0.3117 *** (6.381)	0.1649 *** (12.983)
Specimen	1189	1189	1189	936	936	904	904
\overline{R}^2	0.206	0.214	0.198	0.167	0.235	0.178	0.134

从中国目前的就业形势及就业人员的个体特征来看，就业经历会影响受助群体再就业方式及收入，因此本文将先前的就业经历变量单独考虑：

$$\ln(MONTNIN) = \beta_0 + \gamma_1 Edu + \gamma_2 OExp + \gamma_3 EMExp + \gamma_4 Manufexp + \eta \tag{2}$$

由表 4 可见，受教育程度和先前的就业经验变量系数是正的^①，先前的就业经验平方项系数均为负，这表明先前就业经验的收益会随着时间的推移而呈现缩减趋势。

接下来，我们将分析个体特征因素对受助群体再就业人员收入的影响。统计结果表明，性别差异对受助群体再就业人员的工资收入具有显著的影响效应，女性的月工资收入比男性群体低近 20%，而婚姻状况对其工资收入的影响效果不显著，一个最有可能的解释是受助群体再就业人员中多属中老年群体，属于已婚群体。然后，我们进一步考察受助群体再就业人员的工作单位性质对其收入的影响。统计结果显示，受助群体再就业人员在国有单位与私营单位的收入明显低于其他属性的单位，主要原因是其在国有单位和私营单位工作，但所处的工作岗位属于非正规就业部门。其他检验变量不具显著性，但先前的就业经验在 5% 的水平下通过了检验。

本文在回归模型中加入就业合同这一虚拟变量，发现先前的回归系数均无显著性的改变，而正规就业对受助群体再就业人员收入的影响是显著的，正规再就业收入将提高 15.41%，而引入个体特征和工作特征变量后对回归结果均无显著性的影响。从检验结果来看，正规就业对受助群体再就业人员的收入有显著性的正向激励效应。

四、结 语

本文研究发现用人单位与受助群体再就业人员签订就业合同的概率与其自身的技能状况具有正相关关系。受教育程度越高及接受的培训次数越多的受助群体再就业人员，其从事正规再就业的概率就越大，收入提高幅度也更大。受教育程度和接受培训的次数能显著影响受助群体再就业人员签订就业合同的概率。签订正规就业合同的受助群体再就业人员比未签订就业合同的再就业人员的工资高出 389.10 元。

理论分析和实证研究均显示，是否签订就业合同对受助群体再就业人员影响更大的是贫困群体中技能和受教育程度相对较高的那一部分成员，原因是用人单位更愿意与其签订就业合同。签订就业合同能增强受助群体再就业人员对职位的忠诚度，这是一种良性互动效应，用人单位和再就业人员同时实现了帕累托改进。对受教育程度低和接受培训次数少的那部分受助群体再就业人员而言，签订就业合同也会提升其再就业收入，但概率相对较低。如果政府通过法律等强制性的手段促使用人单位与该群体签订正规就业合同，用人单位便会采取“逆向选择”行为，特别是部分亏损的中小企业会减少这部分群体的用工数量。从长远来看，这部分弱势群体仍会走上失业的道路。

因此，本文认为就业合同的签订及合同长期可持续性发挥效力的前提是对受助群体再就业人员进行专业化的技能培训。政府可根据用人单位的属性，通过购买服务的形式进行“订单式”培训，既可给用人单位输送合格劳动力，又解决了受助人员的再就业问题，最终形成用人单位、政府和受助群体再就业人员的“三赢”格局。

^① 先前的就业经验系数远大于其他系数，这验证了先前的就业经验也是决定收入的一个重要因素。

参考文献:

- [1] 总报告起草组, 中国农民工问题研究总报告, 国务院研究室课题组. 中国农民工调研报告 [M]. 北京: 中国言实出版社, 2006.
- [2] Dominique G. , E. Maurin and M. Pauchet. Fixed term contracts and the dynamics of labor demand [J]. European Economic Review, 2001, 45(3): 533 – 552.
- [3] Ayala L. R. Martinez and J. Ruiz Huerta. Institutional determinants of the unemployment earnings inequality trade [J]. Applied Economics, 2002, 34(2): 179 – 195.
- [4] Torib J. An analysis of the length of labor and financial contracts: A study for Spain [J]. Applied Economics, 2005, 37(8): 905 – 916.
- [5] 刘辉, 周慧文. 农民工劳动合同低签订率问题的实证研究 [J]. 中国劳动关系学院学报, 2007, (3): 18 – 21.
- [6] 孙丽君, 李季山, 蓝海林. 劳动关系和谐性与企业绩效关系实证分析 [J]. 商业时代, 2008, (21): 34 – 35.
- [7] 刘林平, 张春林. 进城务工人员工资: 人力资本、社会资本、企业制度还是社会环境——珠江三角洲进城务工人员工资的决定模型 [J]. 社会学研究, 2007, (6): 114 – 137.
- [8] 陈伟, 刘阳阳. 劳动合同对于进城务工人员收入影响的有效性分析 [J]. 经济学(季刊), 2010, (1): 687 – 712.

Can Employment Contract Promote the Re-employment Behavior and the Income of Poor Families?
——Based on the Metrics, Exploration and Interpretation of Heterogeneous Enterprises

WANG Zeng-wen¹, DENG Da-song²

(1. School of Public Management, Nanjing University of Finance and Economics, Nanjing 210023, China;

2. Social Security Research Center, Wuhan University, Wuhan 430072, China)

Abstract: This paper uses the game theory to analyze the effect of the signing of formal employment contract on the income of the social relief groups and proves that the signing of formal employment contract can significantly increase the income of the social relief groups. Results from empirical studies show that the signing of formal employment contract requires the recipient groups possess higher skills. The premise for the signing of formal employment contract and for the contract to exert long-term sustainable effects is to offer the recipient groups professional skills training. The paper suggests that the government can adopt the method of buying service to provide “order-type” training according to the property of the employers.

Key words: contract; informal employment; re-employment

(责任编辑: 化 木)