

公共部门与非公共部门就业选择的福利效应

——基于幸福经济学的视角

周 闯 曲佳霖*

内容提要 本文基于中国劳动力动态调查 (CLDS) 2012 年的数据, 将主观幸福感作为福利的测度, 分析了公共部门与非公共部门就业选择的福利效应。研究表明: 无论是在公共部门还是非公共部门, 受教育程度、家庭规模和已婚对就业者的幸福感均具有正向影响, 且男性的幸福感均低于女性; 就业者在公共部门和非公共部门间的就业选择是基于比较优势的正向选择, 公共部门就业者与其处于非公共部门相比, 主观幸福的概率提升了 0.3268, 非公共部门就业者与其处于公共部门相比, 主观幸福的概率提升了 0.1433; 就业者在部门间的自主选择使社会整体福利提升了 3.12 个百分点, 其大小相当于失业导致福利损失的 83.65%。本文的研究为劳动力市场效率的测算提供了一种新的思路。

关键词 公共部门 幸福感 福利

一 引言及文献综述

劳动力资源的配置效率决定了国民财富的多少。一个有效率的劳动力市场会使劳动者与工作岗位的匹配程度达到理想状态。在这种状态下, 无论是劳动者还是工作岗位的提供者都实现了福利的最大化。传统劳动经济学的分析中主要以工资作为劳动者

* 周闯, 东北财经大学经济学院、经济计量分析与预测研究中心, 电子邮箱: zc020507@163.com; 曲佳霖, 东北财经大学经济学院, 电子邮箱: 18304030749@163.com。本文得到国家社会科学基金项目 (16CRK016)、中国博士后科学基金项目 (2014M551103) 以及辽宁省教育厅科学研究平台项目 (LN2016JD018) 的资助。

就业选择的影响因素，例如在劳动供给与需求的分析中，达到供给与需求均衡前边际劳动者的工资确定了市场的均衡工资水平，而其他劳动者则获得了工资溢价。补偿性工资差异理论表明，劳动者在做出就业选择决策时，工资仅是考虑的因素之一，其他诸如工作稳定性、工作环境、个人偏好等因素也会影响劳动者的就业选择。因此，在分析劳动者的就业选择行为时，不仅要考虑工作岗位能够提供多少工资，还要考虑该岗位所提供的一揽子收益。如何综合考虑包含工资在内的一揽子收益对劳动者就业选择的影响？幸福经济学为这一问题的分析提供了思路。幸福经济学直接从个体的主观幸福感出发，将主观幸福感看作个体对某一状态的综合评价。基于幸福经济学的思想，如果每个劳动者通过工作岗位的选择实现了幸福感的提升，那么整个社会必然实现了经济福利的总体改进。

早期关于幸福的研究主要集中于伦理学和心理学领域。从经济学的角度探讨幸福影响因素的时间并不长，但却产生了丰富的成果。收入对幸福的影响在幸福经济学的研究成果中占据了较高的比重，主要原因在于“幸福悖论”的提出（Easterlin, 1974, 1995, 2001）。此后，很多研究开始对“幸福悖论”进行验证，并解释其成因，普遍接受的解释是，与绝对收入相比，相对收入对幸福的影响更为明显。就业对幸福的影响是幸福经济学研究中另一个受到较多关注的领域，得到的主要结论是失业对幸福具有显著的负向影响（Clark & Oswald, 1994；Winkelmann & Winkelmann, 1998；Di Tella et al., 2001）。除收入和就业外，研究者们还对收入不平等、通货膨胀、失业率等因素对幸福的影响进行了分析。中国学者结合中国的实际情况分析了一些特定因素对幸福感的影响，比如住房（李涛等，2011）、价值观（张学志、才国伟，2011）等。Frey & Stutzer（2002）认为幸福是人类奋斗的终极目标，能够综合评判个人对生活的整体满足感，适合作为经济福利的度量。Luechinger et al.（2006）以政府和私人部门员工主观幸福感的差异，测算了政府垄断创造的租金规模。Welsch（2008）以居民主观幸福感测算了腐败的社会福利成本。陈刚（2013）以中国居民的主观幸福感作为福利的度量测算了通货膨胀的福利成本。

本文重点关注劳动者在公共部门和非公共部门工作岗位上的选择行为，并以主观幸福感作为福利指标，分析就业部门选择所产生的福利效应。以公共部门和非公共部门作为分析对象，主要是因为公共部门与非公共部门的差异一直是社会学、经济学等领域的研究热点。关于公共部门与非公共部门差异的研究已经得到了一些典型化的事实：公共部门内部的激励机制不强、工资结构更加扁平、晋升多以年资为基础（Dixit, 2002）；公共部门的产出具有非市场性，其岗位主要以提供公共物品为主（Besley & Ghatak, 2005）；公共部门的岗位安全性高，不会受到破产的威胁（Hartog et al.,

2002)。工资差异是公共部门和非公共部门差异化研究中受到较多关注的领域。对于发达国家两部门工资差异的研究,多得到了公共部门工资高于非公共部门工资的结论(Smith, 1976; Krueger, 1988)。由于发展中国家的经济体制多处于转型过程中,因此关于发展中国家部门工资差异的研究结论并不一致(Lindauer & Sabot, 1983; Psacharopoulos, 1985)。近年来,研究者开始从工资的分位数以及工资的变动趋势上探讨两部门的工资差异,揭示了工资差异的新特征(Melly, 2005; Cho et al., 2010; Imbert, 2011)。公共部门与非公共部门的差异也受到了国内学者的关注。一些学者从工资收入的角度探讨了公共部门与非公共部门的差异,得到的主要结论是2000年以前非公共部门存在着工资溢价,而在2000年以后公共部门存在着较强的工资优势,并且这种优势主要体现在中低收入群体中(邢春冰, 2007; 尹志超、甘犁, 2009; 张义博, 2012)。

个体选择在公共部门或非公共部门就业是因为这种选择为他带去了幸福溢价,如何去测算部门选择所带来的福利效应,现有研究尚无法给出确切的答案。基于以上分析,本文的工作主要包括三方面:一是分析公共部门和非公共部门工资收入所体现出的新趋势,从工资收入的角度分析个体的部门选择行为;二是以幸福感作为主观福利指标,分析公共部门和非公共部门的福利差异,从幸福感的角度分析个体的部门选择行为;三是测算公共部门和非公共部门就业选择所产生的福利效应,为劳动力市场运行效率的测算提供借鉴。

二 公共部门与非公共部门就业者主观幸福感的比较

本文分析的数据来自中国劳动力动态调查(CLDS)2012年的数据。CLDS聚焦于中国劳动力的现状与变迁,内容涵盖教育、工作、迁移、健康、社会参与、经济活动、基层组织等众多主题,是一项跨学科的大型追踪调查^①。首先,本文将样本的范围界定为所在社区类型为城市的个体;其次,将样本限制在调查时点有工作的个体;最后,考虑到雇主和自雇者与雇员在行为机制上的差异,分析中只包括就业身份为雇员的个体。已有的研究中,对公共部门的界定有两种方式:一种是将“党、政、军机关”和“事业单位”界定为公共部门,而将其他单位界定为非公共部门(尹志超、甘犁, 2009; 姜励卿、钱文荣, 2012);另外一种是将国有企业也包含在公共部门之中(张义博, 2012)。考虑到国有企业参与市场竞争程度的不断加强,国有企业的工作岗位特征

^① 如需了解有关此数据的更多信息,请登录 <http://css.sysu.edu.cn>。

与政府部门和事业单位的工作岗位特征有了明显的差异。因此，本文采用前一种界定公共部门的方式，最终得到的样本数量为 2450 个，其中公共部门和非公共部门的样本数量分别为 639 个和 1811 个，加权后公共部门样本占比为 26.08%。

CLDS 中将幸福感由低至高分分为 6 类，其中 1 为很不幸福，6 为非常幸福。表 1 给出了公共部门与非公共部门就业者主观幸福感的统计。全部样本幸福感的均值为 4.39，公共部门幸福感的均值为 4.60，比非公共部门高 0.28。如果将 6 种不同的幸福取值划分为 3 类：不幸福（取值为 1 和 2）、一般（取值为 3 和 4）、幸福（取值为 5 和 6），那么公共部门中幸福的比例为 57.23%，而非公共部门中这一比例为 47.63%。因此，无论是从均值还是分布来看，公共部门就业者的幸福感都要高于非公共部门就业者。表 1 的最后一列给出了公共部门与非公共部门的工资情况。公共部门的年工资收入为 3.7919 万元，比非公共部门高 0.3649 万元，二者比值为 1.11。尹志超和甘犁（2009）采用中国健康与营养调查（CHNS）数据得到 2006 年公共部门与非公共部门的工资收入比值为 1.43。因此，与 2006 年相比，公共部门相对于非公共部门的工资溢价呈现下降趋势。公共部门就业者的工资收入和幸福感都高于非公共部门就业者，那么公共部门就业者之所以选择公共部门岗位是否因为其所具备的特征能够在公共部门获得更高的收入和幸福感呢？为回答这一问题还需要通过回归模型来确定。

表 1 公共部门与非公共部门的主观幸福感和工资

部门	样本数量	幸福感分布(%)						幸福感均值	年工资收入 (万元)
		1	2	3	4	5	6		
公共部门	639	1.36	1.13	13.66	26.62	34.27	22.96	4.60	3.7919
非公共部门	1811	1.75	5.56	18.56	26.50	28.14	19.49	4.32	3.4270
全 部	2450	1.65	4.46	17.33	26.53	29.67	20.36	4.39	3.5181

注：CLDS 采用了分层抽样设计，因此在样本的统计描述与回归中都采用加权处理。

资料来源：根据 CLDS2012 计算得到。

三 就业选择福利分析模型的设定和变量的选取

（一）模型的设定

主观幸福感方程设定为 $y_i^* = f(s_i, x_i)$ ，其中， y_i^* 表示主观幸福感； s_i 表示就业者所处的部门，为虚拟变量，就业者在公共部门就业时取值为 1，在非公共部门就业时取

值为0； x_i 表示人力资本、性别、年龄、婚姻状况等其他影响主观幸福感的变量。主观幸福感方程没有包含其他反映部门差异的部门特定属性变量，比如收入、工作环境等，即 s_i 体现了一揽子工作岗位特征对主观福利的影响。将 $f(\cdot)$ 简化成线性形式得到： $y_i^* = \alpha s_i + x_i' \beta + u_i$ 。该设定下的主观幸福感方程的估计会遇到两方面的问题：一是部门选择的内生性问题，即那些具有较强的工作稳定性偏好和社会责任意识的个体更偏好公共部门就业，这个问题可以采用经典的内生转换模型（endogenous switching model）加以解决；另外一个问题是，实际调查中，幸福感并不是连续可观测的变量，而是基于序数选择的排序变量，因此还需要考虑幸福选择的有序性问题。

1. 经典内生转换模型下主观幸福感方程的设定

如果幸福感是可度量的连续变量，经典内生转换模型下幸福感方程的设定形式为：

$$\begin{aligned} y_s^* &= x' \beta_s + u_s \\ s^* &= h' \gamma + \varepsilon \end{aligned} \tag{1}$$

其中， y_s^* 表示幸福感， $s=1$ 表示公共部门， $s=0$ 表示非公共部门， x 表示幸福感的可观测解释变量， β_s 为相应的系数， u_s 表示影响幸福感的不可观测因素； s^* 表示决定个体在公共部门还是非公共部门就业的潜在变量，当 $s^* > 0$ 时，个体在公共部门就业， $s=1$ ；当 $s^* < 0$ 时，个体在非公共部门就业， $s=0$ ； h 表示影响个体部门选择的可观测解释变量， $\varepsilon \sim N(0,1)$ 表示影响个体部门选择的不可观测因素。在经典内生转换模型的设定下，可以得到：

$$\begin{aligned} E(y_1^* | x, s = 1) &= x' \beta_1 + \sigma_{1\varepsilon} \frac{\phi(h' \gamma)}{\Phi(h' \gamma)} \\ E(y_0^* | x, s = 0) &= x' \beta_0 - \sigma_{0\varepsilon} \frac{\phi(-h' \gamma)}{\Phi(-h' \gamma)} \\ E(y_1^* | x, s = 0) &= x' \beta_1 - \sigma_{1\varepsilon} \frac{\phi(-h' \gamma)}{\Phi(-h' \gamma)} \\ E(y_0^* | x, s = 1) &= x' \beta_0 + \sigma_{0\varepsilon} \frac{\phi(h' \gamma)}{\Phi(h' \gamma)} \end{aligned} \tag{2}$$

其中， $\sigma_{1\varepsilon} = \rho_1 \text{se}(u_1)$ ， ρ_1 表示 u_1 和 ε 的相关系数， $\text{se}(u_1)$ 表示 u_1 的标准差； $\sigma_{0\varepsilon} = \rho_0 \text{se}(u_0)$ ， ρ_0 表示 u_0 和 ε 的相关系数， $\text{se}(u_0)$ 表示 u_0 的标准差； $\phi(\cdot)/\Phi(\cdot)$ 为选择修正项，也称为逆米尔斯比（inverse Mills ratio）。当 $\sigma_{1\varepsilon} > 0$ 和 $\sigma_{0\varepsilon} < 0$ 时，公共部门和非公共部门的就业者都获得了高于平均水平的幸福感；当 $\sigma_{1\varepsilon} > \sigma_{0\varepsilon}$ 时，就业者的部门选择存在着基于比较优势的正向选择，即就业者之所以选择公共部门（非公共部

门)，是因为其所具备的不可观测的特征能够在公共部门（非公共部门）获得更高的幸福感。

2. 内生转换有序选择模型下幸福感方程的设定

实际调查中，幸福感是基于序数选择的排序变量，即：

$$y_s = j, \quad \text{当且仅当 } \kappa_{s,j-1} < y_s^* < \kappa_{s,j} \quad (3)$$

其中， $j=1, 2, \dots, m$ ， $\kappa_{s,j}$ 表示门槛值（threshold values）， $\kappa_{s,0} = -\infty$ ， $\kappa_{s,m} = \infty$ ， $\kappa_{s,j} > \kappa_{s,j-1}$ 。这种情形下，无法依据普通内生转换模型进行分析。依据 Luechinger et al.(2006) 的思想，可以直接从联合概率着手，联立估计幸福感方程和部门选择方程。假定式（1）中的 $u_s \sim N(0,1)$ ，可以得到

$$\begin{aligned} P(y_1 = j, s = 1) &= \Phi_2(\kappa_{1,j} - x'\beta_1, h'\gamma, -\rho_1) - \Phi_2(\kappa_{1,j-1} - x'\beta_1, h'\gamma, -\rho_1) \\ P(y_0 = j, s = 0) &= \Phi_2(\kappa_{0,j+1} - x'\beta_0, h'\gamma, -\rho_0) - \Phi_2(\kappa_{0,j} - x'\beta_0, h'\gamma, -\rho_0) \end{aligned} \quad (4)$$

其中， Φ_2 表示二元标准正态分布的累积分布函数， ρ_1 表示 u_1 和 ε 的相关系数， ρ_0 表示 u_0 和 ε 的相关系数。在观测值独立的情况下，可以采用极大似然估计得到 $\theta = (\beta_1, \beta_0, \gamma, \kappa_{1j}, \kappa_{0j}, \rho_1, \rho_0)$ 的估计量。当 $\rho_1 > \rho_0$ 时，就业者的部门选择存在着基于比较优势的正向选择。依据式（4），可以得到公共部门就业者和非公共部门就业者不同幸福取值概率的处理效应为：

$$\begin{aligned} TETP_{1j} &= (P(y_1 = j, s = 1) - P(y_0 = j, s = 1))/P(s = 1) \\ TETP_{0j} &= (P(y_1 = j, s = 0) - P(y_0 = j, s = 0))/P(s = 0) \end{aligned} \quad (5)$$

（二）变量的选取

表2给出了工资方程、幸福感方程和部门选择方程所采用解释变量的统计描述。部门选择方程包含了选取的全部变量，年龄和性别体现了部门选择的生命周期差异和性别差异，教育水平反映了人力资本对部门选择的影响，家庭人口数和婚姻反映了家庭状况对部门选择的影响，本地户籍（定义为户籍在本市或本县）反映了流动人口与本地居民部门选择的差异，东中西三个地区变量反映了部门选择的区域差异。为了使工资方程和幸福感方程能够恰当识别，部门选择方程中的变量不能全部包含在工资方程和幸福感方程中。根据明瑟（Mincer）方程的设定，工资方程中包含了表示经验的年龄、表示教育的学历代理变量、体现工资性别差异的性别变量、体现户籍差异的本地户籍变量以及体现地区差异的区域变量。从已有的关于幸福感影响因素的经验研究来看，幸福感的影响因素众多，并无准确的理论支撑哪些因素对幸福感有影响，而哪些因素对幸福感没有影响。因此，幸福感方程中解释变量的确定采用如下方法：首先

将所有变量都包含在幸福感方程中，并通过普通最小二乘（OLS）回归或普通有序选择模型确定对幸福感具有显著影响的变量，然后将不显著的变量作为部门选择的工具变量，而不再出现在幸福感方程中。

从变量的统计描述来看，样本中就业者的平均年龄为37岁，公共部门就业者的平均年龄高于非公共部门就业者；公共部门就业者的教育水平比非公共部门就业者要更高一些；公共部门中男性与女性的比例相当，而非公共部门中男性的比例要更高，即相对于非公共部门，女性更愿意在公共部门就业；公共部门就业者中已婚比例和家庭人口数都要高于非公共部门就业者；公共部门中具有本地户籍的比例要明显高于非公共部门；公共部门就业者中东部地区所占的比例低于全部样本中东部地区所占的比例，但在非公共部门就业者中东部所占的比例却高于全部样本中东部所占的比例，中部地区的三个比例值较接近，西部地区所呈现的趋势与东部相反，因此相较于中部和西部地区，东部地区劳动力在非公共部门就业的比例要更高一些。

表2 变量的统计描述

变量	公共部门		非公共部门		全部	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
年龄	39.81	5.69	35.87	6.49	36.85	5.30
小学及以下	0.0735	0.0087	0.1264	0.0139	0.1132	0.0118
初中	0.1129	0.0060	0.3207	0.0126	0.2688	0.0146
高中	0.2791	0.0152	0.2900	0.0099	0.2873	0.0096
大专	0.2605	0.0109	0.1576	0.0077	0.1833	0.0075
本科及以上	0.2732	0.0204	0.1045	0.0082	0.1467	0.0131
性别	0.5452	0.0107	0.6112	0.0094	0.5947	0.0087
家庭人口数	3.1610	0.0955	3.0772	0.2487	3.0981	0.1934
已婚	0.8711	0.0068	0.7638	0.0100	0.7906	0.0086
本地户籍	0.8927	0.0095	0.5904	0.0679	0.6660	0.0617
东部	0.3464	0.1232	0.5106	0.0964	0.4696	0.1115
中部	0.3253	0.1999	0.3109	0.1485	0.3145	0.1805
西部	0.3283	0.1857	0.1786	0.0925	0.2160	0.1488

资料来源：根据 CLDS2012 计算得到。

四 实证结果分析

(一) 公共部门与非公共部门工资差异的分析

已有的关于公共部门与非公共部门工资差异的研究都是采用 2010 年之前的数据。为与已有的研究成果相比较，本文首先给出公共部门和非公共部门工资差异的分析结果。由于工资是连续变量，因此采用经典内生转换模型加以分析是适当的。表 3 给出了工资方程的回归结果。在 OLS 回归中，如果工资方程只包含公共部门代理变量，其系数估计值是显著的，但当包含其他解释变量后，公共部门代理变量的系数估计值不再显著。OLS 的回归结果并没有考虑部门选择的内生性问题。

表 3 的后三列给出了经典内生转换模型设定的估计结果。由于 OLS 估计结果表明本地户籍、地区虚拟变量是不显著的，因此在估计内生转换模型中，这些变量不再出现在工资方程中，只出现在部门选择方程中。从部门选择方程的估计结果来看，年龄对于公共部门的选择具有二次效应，呈现先增后减趋势。教育程度越高的个体在公共部门就业的可能性越高，主要是由于公共部门在人员的选择上通常将学历作为硬性要求，使公共部门就业者具有较高的受教育程度。女性在公共部门就业的概率要高于男性，说明相较于男性，女性对公共部门就业岗位所具有的稳定性等特征要更为看重，具有更低的风险偏好。家庭人口数能够增强个体选择公共部门的概率，可能的原因是家庭网络关系有利于公共部门岗位的选择。本地户籍变量的系数显著为正，说明公共部门的工作岗位更倾向于提供给本地居民。东部地区的个体在公共部门就业的概率要低于西部和中部地区。

从两个部门的工资方程回归结果来看，表示经验的年龄对两个部门的工资都具有边际递减的正向影响。教育对两个部门的工资具有正向影响，因此教育收益在两个部门都得到了体现，但从系数估计值的大小来看，教育对非公共部门工资的影响要更明显，即非公共部门的教育收益大于公共部门，教育收益在非公共部门中得到了较好的体现，这一结果与张义博（2012）采用中国健康与营养调查（CHNS）2000 - 2009 年数据以及尹志超和甘犁（2009）采用 CHNS 2000 - 2006 年的数据分析结果是一致的。无论在公共部门还是非公共部门中，男性的工资都要高于女性的工资，说明在两个部门中可能都存在一定的性别工资歧视现象，但公共部门内部的性别工资差异要小于非公共部门内部的性别工资差异，这也对女性更愿意在公共部门就业的现象给出了解释。从逆米尔斯比系数估计的显著性来看，公共部门工资方程的逆米尔斯比的系数估计值

是显著的，而非公共部门工资方程的逆米尔斯比的系数估计值不显著，说明公共部门就业者之所以在公共部门就业是因为其所具备的不可观测特征能够使其在公共部门获得高于平均水平的工资。从逆米尔斯比系数估计值的大小来看，由于0.4013要大于0.2093，因此从工资收入的角度看，公共部门和非公共部门就业者都存在着基于比较优势的正向选择，即公共部门和非公共部门就业者在各自的部门都获得了相对于其在另一部门更高的工资收入。

表3 工资方程的回归结果

变量	OLS		普通内生转换模型		
	无控制变量	加入控制变量	公共部门	非公共部门	选择方程
公共部门	0.1325 **	0.0189			
年龄		0.5907 ***	0.5656 *	0.6919 ***	0.6039 **
年龄平方		-0.0719 ***	-0.0555	-0.0834 ***	-0.0390
初中		0.0170	-0.2395	0.0380	-0.2929
高中		0.1957 **	0.1358	0.2311 ***	0.1839
大专		0.3590 ***	0.4149 **	0.4259 ***	0.6164 ***
本科及以上		0.7150 ***	0.7296 ***	0.9019 ***	0.9088 ***
男性		0.4170 ***	0.2291 ***	0.4411 ***	-0.2569 ***
本地户籍		-0.0589			0.6438 ***
东部		0.1218			-0.5522 ***
中部		-0.0062			-0.3577 *
已婚					0.0442
家庭人口数					0.0976 ***
逆米尔斯比			0.4013 **	-0.2093	
常数项	0.9738 ***	-0.6267 *	-1.0800	-0.7942 **	-2.9722 ***
F值	5.2261	30.9942	7.4774	29.1515	16.0230
观测值	2450	2450	639	1811	2450

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平下显著。

资料来源：根据 CLDS2012 计算得到。

（二）公共部门与非公共部门幸福感差异的分析

表4给出了幸福感作为连续变量时，幸福感方程的估计结果。无论是否加入控制变量，最小二乘回归的结果中，部门虚拟变量的系数估计值都是显著的，说明在考虑了一系列其他因素后，公共部门就业者的幸福感仍然要高于非公共部门就业者的幸福感。年龄对幸福感的影响呈现正U趋势，教育对幸福感具有正向影响，男性的幸福感要低于女性，已婚和家庭规模对幸福感具有正向影响，这些结果与已有关于中国居民幸福感影响因素的研究得到的结果是一致的（罗楚亮，2006；Knight & Gunatilaka，

2010)。

进一步考虑部门选择的内生性问题，表4的后3列给出了经典内生转换模型设定下，幸福感方程的估计结果。OLS估计结果表明本地户籍、地区虚拟变量对幸福感的影响是不显著的，因此在内生转换模型的估计中，这些变量不再出现在幸福方程中，只出现在部门选择方程中。选择方程的结果与工资方程估计中选择方程的估计结果是相同的，这里不再过多解释。在考虑到部门选择的内生性后，估计结果显示公共部门幸福感方程中逆米尔斯比的系数估计值是显著的，而非公共部门幸福感方程中逆米尔斯比的系数是不显著的，说明考虑部门选择的内生性是必要的。公共部门幸福感方程中逆米尔斯比的系数估计值是显著的正值，说明公共部门的就业者获得了高于平均水平的幸福感，是正向选择的，而非公共部门幸福感方程中逆米尔斯比的系数估计值是不显著的。从系数估计值来看，公共部门逆米尔斯比的系数估计值要显著大于非公共部门，说明两个部门的就业者都是基于比较优势的选择，即两个部门的就业者都能够获得与其在另外一个部门就业相比更高的幸福感。如果进一步考虑幸福感测度的离散性，这种基于比较优势的选择是否还存在呢？

表4 经典内生转换模型设定下幸福感方程的估计结果

变量	OLS		普通内生转换模型		
	无控制变量	加入控制变量	公共部门	非公共部门	选择方程
公共部门	0.2799 ***	0.1734 *			
年龄		-0.6378 **	-0.5353	-0.5152	0.6039 **
年龄平方		0.0787 **	0.0828	0.0636 *	-0.0390
初中		0.2244 **	0.0918	0.2373 **	-0.2929
高中		0.3236 ***	0.3025	0.3727 ***	0.1839
大专		0.4052 ***	0.6336 **	0.4199 **	0.6164 ***
本科及以上		0.4207 ***	0.7320 **	0.4510 **	0.9088 ***
男性		-0.1176 *	-0.2677 *	-0.0904	-0.2569 ***
家庭人口数		0.0862 **	0.1340 ***	0.0766 **	0.0976 ***
已婚		0.4224 ***	0.5105 **	0.3999 ***	0.0442
本地户籍		0.0683			0.6438 ***
东部		0.0803			-0.5522 ***
中部		0.1622			-0.3577 *
逆米尔斯比			0.6003 *	0.0760	
常数项	4.3220 ***	4.6018 ***	3.5471 **	4.4817 ***	-2.9722 ***
F值	10.2786	5.9993	2.0910	4.3288	16.0230

注：*、**、***分别表示在10%、5%和1%的水平下显著。

资料来源：根据 CLDS2012 计算得到。

表5给出了将幸福感作为有序选择变量后的回归结果。幸福感影响因素普通有序选择模型的回归结果与表4中普通最小二乘的估计所得趋势基本一致。内生转换有序选择模型中部门选择方程的估计结果与表4中部门选择方程的估计结果所得趋势也是一致的。 ρ_1 的估计值为-0.0717, 但是不显著, ρ_0 的估计值为-0.4118, 并且是统计显著的, $\rho_1 > \rho_0$, 说明在考虑了幸福取值的有序性和部门选择的内生性后, 公共部门和非公共部门就业者的部门选择行为仍然是基于比较优势的选择。

表5 内生转换有序选择模型设定下幸福感方程的估计结果

变量	普通有序选择模型		内生转换有序选择模型		
	无控制变量	加入控制变量	公共部门	非公共部门	选择方程
公共部门	0.3022 ***	0.2188 ***			
年龄		-0.2782	-0.9423 **	-0.2446	0.5141 *
年龄平方		0.0295	0.1041 **	0.0190	-0.0289
初中		0.2521 ***	0.3928 *	0.2099 **	-0.0341
高中		0.2997 ***	0.2878	0.1965 **	0.3971 ***
大专		0.3824 ***	0.3863 *	0.1705	0.8450 ***
本科及以上		0.3674 ***	0.3174	0.1002	1.1855 ***
男性		-0.0821 *	-0.1164	-0.0299	-0.2335 ***
家庭人口数		0.0532 ***	0.0536	0.0407 **	0.0757 ***
已婚		0.4147 ***	0.5108 ***	0.3678 ***	0.0871
本地户籍		0.1363 **			0.6994 ***
东部		-0.0439			-0.4693 ***
中部		0.0429			-0.3679 ***
常数项					-3.1179 ***
ρ			-0.0717	-0.4118 ***	

注: *、**、***分别表示在10%、5%和1%的水平下显著。

资料来源: 根据 CLDS2012 计算得到。

内生转换有序选择模型设定中幸福感方程的估计结果与普通内生转换模型的估计结果在系数的符号上所体现出的趋势是一致的, 但在某些变量系数的显著性水平上存在差异, 主要原因在于内生转换有序选择模型对部门选择方程和幸福感方程进行联立估计, 估计系数的增多使个别变量的系数变得不再显著。结合表4中普通内生转换模型和表5中有序内生转换模型的估计结果可以发现, 就业者的部门选择不仅体现出了基于不可观测因素的比较优势选择, 而且还体现出了基于可观测解释变量比较优势的选择, 比如教育对公共部门选择具有影响, 是因为教育水平对公共部门就业者幸福感

的影响要高于非公共部门。同样，那些家庭人口数较多以及已婚的就业者选择公共部门是因为其能够在公共部门中获得更高的幸福感，而男性更多地选择非公共部门是因为其在非公共部门的幸福感要更高一些。

表 6 给出了依据内生转换有序选择模型的回归结果得到的处理效应 $TETP_1$ 和 $TETP_0$ 。平均来看，公共部门的就业者与其处于非公共部门相比，幸福感增加明显，幸福取值为 5 和 6 的概率要增加 0.3268。非公共部门的就业者如果处于公共部门，幸福感会出现下降，幸福取值为 5 和 6 的概率下降 0.1433。因此，平均来看，无论是公共部门的就业者还是非公共部门的就业者，其部门选择都是基于比较优势的选择。

表 6 不同幸福选择下的处理效应

处理效应	$j=1$	$j=2$	$j=3$	$j=4$	$j=5$	$j=6$
$TETP_{1j}$	-0.0554	-0.1090	-0.1626	0.0003	0.1408	0.1860
$TETP_{0j}$	0.0113	0.0407	0.0745	0.0168	-0.0438	-0.0995

资料来源：根据 CLDS2012 计算得到。

（三）就业部门选择福利效应的模拟分析

幸福感方程的估计结果表明，就业者部门选择是基于比较优势的选择，说明部门选择实现了社会整体福利的改进。那么现实经济中已经发生的部门匹配究竟在多大程度上改善了社会的整体福利呢？为回答这一问题，本文进一步进行模拟分析。将样本中的每个个体以 0.2608 的概率分配到公共部门，0.7392 的概率分配到非公共部门，在这种情形下根据内生转换有序选择模型的结果计算出每个个体不同幸福取值的概率，再对所有个体不同幸福取值的概率计算均值，得到随机匹配下幸福概率的分布，并将这种分布与实际样本数据幸福取值的分布加以对比。表 7 给出了对比结果，可以发现，实际样本数据中幸福取值为 5 和 6 的比例高于随机匹配时的情形，合计高出 3.12 个百分点。仅仅从这个数值，得不到太多的现实含义，已有文献证实了失业会显著降低个体的幸福感（Becchetti & Pelloni, 2013），因此可以将这个数值与失业降低幸福感的程度加以对比。表 7 的最后一行给出了样本中失业个体的幸福分布。可以发现，失业者中幸福取值为 5 和 6 的比例为 46.3%，这一比例比就业者的比例低 3.73 个百分点，因此实际的部门匹配所增加的经济福利大体相当于失业导致福利损失的 83.65%。

表7 随机分配和选择匹配下幸福感分布的比较

单位: %

幸福取值	1	2	3	4	5	6
随机匹配	1.83	5.17	19.75	26.34	28.28	18.63
选择匹配	1.65	4.46	17.33	26.53	29.67	20.36
失业者	2.72	5.67	24.01	21.31	25.22	21.08

资料来源: 根据 CLDS2012 计算得到。

五 结论与启示

有效率的劳动力市场能够使劳动者与工作岗位之间的匹配逐渐达到最优, 这种向最优匹配的转变过程将会带来社会整体福利的提升。本文将主观幸福感作为福利指标, 分析了中国劳动力市场上公共部门和非公共部门就业选择的福利效应。从工资的角度看, 公共部门就业者所具备的不可观测特征使其获得了高于平均水平的收入, 并且公共部门与非公共部门的就业者的部门选择行为都是基于比较优势的选择。当把分析的视角转向福利概念更广泛的主观幸福感时, 公共部门和非公共部门就业者的部门选择仍然是基于比较优势的选择, 公共部门就业者与其处于非公共部门相比, 幸福概率提升了0.3268, 非公共部门就业者与其处于公共部门相比, 幸福概率提升了0.1433。由于就业者的部门选择是基于比较优势的选择, 部门选择实现了社会整体福利的提升, 其程度相当于失业导致福利损失的83.65%。

本文的分析结果表明, 随着经济体制的转型和劳动力市场制度的不断完善, 劳动力市场对资源的配置效率不断提升, 劳动者能够基于自身的比较优势做出就业部门的选择。劳动力市场中各项制度的设计和实施除关注工资收入这种显性因素外, 还应该兼顾工作环境、工作岗位的安全性、工作收入的保障等一系列因素, 更为重要的是应为劳动者自主择业提供充足的空间。应继续破除户籍、社会保险等制度中不利于劳动力自由流动的因素, 最大程度地降低劳动者向最优工作岗位转换的成本。应不断完善公共职业介绍机构的职能, 构建全国性的信息服务平台, 降低工作岗位和劳动者之间的信息不对称性。通过各种措施降低由于匹配失效所带来的劳动力市场摩擦, 促进劳动者与工作岗位间的最优匹配, 从而能够最大化就业者的幸福感, 实现社会整体福利的提升。

参考文献：

- 陈刚(2013),《通货膨胀的社会福利成本——以居民幸福感为度量衡的实证研究》,《金融研究》第2期,第60-73页。
- 姜励卿、钱文荣(2012),《公共部门与非公共部门工资差异的分位数回归分析》,《统计研究》第1期,第68-73页。
- 李涛、史宇鹏、陈斌开(2011),《住房与幸福:幸福经济学视角下的中国城镇居民住房问题》,《经济研究》第9期,第69-82页。
- 罗楚亮(2006),《城乡分割、就业状况与主观幸福感差异》,《经济学(季刊)》第2期,第817-840页。
- 邢春冰(2007),《经济转型与不同所有制部门的工资决定——从“下海”到“下岗”》,《管理世界》第6期,第23-37页。
- 尹志超、甘犁(2009),《公共部门和非公共部门工资差异的实证研究》,《经济研究》第4期,第129-140页。
- 张学志、才国伟(2011),《收入、价值观与居民幸福感——来自广东成人调查数据的经验证据》,《管理世界》第9期,第63-73页。
- 张义博(2012),《公共部门与非公共部门收入差异的变迁》,《经济研究》第4期,第77-88页。
- Becchetti, Leonardo & Alessandra Pelloni (2013). What Are We Learning from the Life Satisfaction Literature? *International Review of Economics*, 60(2), 113-155.
- Besley, Timothy & Maitreesh Ghatak (2005). Competition and Incentives with Motivated Agents. *American Economic Review*, 95(3), 616-636.
- Cho, Donghun, Joonmo Cho & Bohwa Song (2010). An Empirical Analysis of the Gender Earnings Gap Between the Public and Private Sectors in Korea: A Comparative Study with the U. S.. *Journal of the Japanese and International Economies*, 24(3), 441-456.
- Clark, Andrew & Andrew Oswald (1994). Unhappiness and Unemployment. *Economic Journal*, 14(424), 648-659.
- Di Tella, Rafael, Robert MacCulloch & Andrew Oswald (2001). Preferences over Inflation and Unemployment: Evidence from Surveys of Happiness. *American Economic Review*, 91

(1), 335 – 341.

- Dixit, Avinash (2002). Incentives and Organizations in the Public Sector: An Interpretative Review. *Journal of Human Resources*, 37(4), 696 – 727.
- Easterlin, Richard (1974). Does Economic Growth Improve the Human Lot? In Paul David & Melvin Reder (eds.), *Nations and Households in Economic Growth*. New York: Academic Press, pp. 89 – 125.
- Easterlin, Richard (1995). Will Raising the Incomes of All Increase the Happiness of All? *Journal of Economic Behavior & Organization*, 27(1), 35 – 47.
- Easterlin, Richard (2001). Income and Happiness: Towards a Unified Theory. *The Economic Journal*, 111(473), 465 – 484.
- Frey, Bruno & Alois Stutzer (2002). What can Economists Learn from Happiness Research? *Journal of Economic Literature*, 40(2), 402 – 435.
- Hartog, Joop, Ada Ferrer-i-Carbonell & Nicole Jonker (2002). Linking Measured Risk Aversion to Individual Characteristics. *Kyklos*, 55(1), 3 – 26.
- Imbert, Clément (2011). Decomposing Wage Inequality: Public and Private Sectors in Vietnam 1993 – 2006. *Paris School of Economics Working Paper*, No. 2011 – 05.
- Knight, John & Ramani Gunatilaka (2010). Great Expectations? The Subjective Well-being of Rural-Urban Migrants in China. *World Development*, 38(1), 113 – 124.
- Krueger, Alan (1988). Are Public Sector Workers Paid More Than Their Alternative Wage? Evidence from Longitudinal Data and Job Queues. *NBER Working Paper*, No. 2500.
- Lindauer, David & Richard Sabot (1983). The Public/Private Wage Differential in a Poor Urban Economy. *Journal of Development Economics*, 12(1), 137 – 152.
- Luechinger, Simon, Alois Stutzer & Rainer Winkelmann (2006). The Happiness Gains from Sorting and Matching in the Labor Market. *Institute for Empirical Research in Economics Working Paper*, No. 275.
- Melly, Blaise (2005). Public-Private Sector Wage Differentials in Germany: Evidence from Quantile Regression. *Empirical Economics*, 30(2), 505 – 520.
- Psacharopoulos, George (1985). Returns to Education: A Further International Update and Implications. *Journal of Human Resources*, 20(4), 583 – 604.
- Smith, Sharon (1976). Pay Differentials Between Federal Government and Private Sector Workers. *Industrial and Labor Relations Review*, 29(2), 179 – 197.

Welsch, Heinz (2008). The Welfare Costs of Corruption. *Applied Economics*, 40 (14), 1839 – 1849.

Winkelmann, Liliana & Rainer Winkelmann (1998). Why Are the Unemployed So Unhappy? Evidence from Panel Data. *Economica*, 65(257), 1 – 15.

The Welfare Effect of Employment Choice Between Public Sector and Private Sector : An Analysis under the Perspective of Happiness Economics

Zhou Chuang^{1,2} & Qu Jialin¹

(School of Economics, Dongbei University of Finance & Economics¹;

Center for Econometric Analysis and Forecasting, Dongbei University of Finance & Economics²)

Abstract: Based on data from CLDS2012, we analyze the welfare effect of employment choice between public sector and private sector under the perspective of happiness economics. We find that in both public and private sectors, more education, larger family size and being married all have positive effects on workers' happiness, and that male workers' happiness is lower than that of female workers. We also find that there exists sectoral self-selection based on comparative advantage. Counterfactual analysis shows that the probability of happiness for public sector workers increases by 0.3268, and the figure for private sector workers is 0.1433. Sectoral choice increases economic welfare by 3.12 percentage points compared to the random choice scenario, and the size is equivalent to 83.65 percent of welfare loss induced by unemployment.

Keywords: public sector, happiness, welfare

JEL Classification: D61, J24, J45

(责任编辑：西 贝)