

城市贫困群体就业 扶持政策的劳动供给效应

—— 一个基于自然实验的研究

张世伟 周 闯*

摘要: 本文将城市贫困群体就业扶持政策的实施作为一个自然实验,应用微观经济计量方法分析了城市贫困群体中女性和男性的劳动供给反应。研究结果表明,贫困群体中女性劳动供给和男性劳动供给的净工资弹性分别为 3.22 和 1.94; 就业扶持政策使贫困群体中女性劳动供给和男性劳动供给分别增加了 106.47% 和 57.33%; 贫困群体劳动供给的增加主要是由就业率上升而非工作时间增加引起的。因此,通过就业扶持政策可以有效地增加贫困人口劳动供给,提高贫困人口收入,达到有效削减贫困的目的。

关键词: 就业扶持政策 劳动供给 贫困群体 自然实验

一、引言

近年来,随着我国经济体制改革的不断深化,城市居民收入水平持续增长,但城市贫困问题日渐突出。政府实施相应的贫困救助政策能够有效地削减贫困,但贫困救助政策通常会对微观个体的劳动供给行为产生影响。国外大量的研究表明,单纯的收入维持政策(如最低生活保障制度和失业保险制度等)会对福利享受者的工作动机产生负面激励效应(Danziger, Haveman and Plotnick, 1981; Moffitt, 1992); 而积极的劳动力市场政策(如税收减免政策、提供公共岗位政策和有工作时间限制的福利计划等)却能够通过促进就业解决部分贫困问题(Heckman, Lalonde and Smith, 1999; Grubb and Martin, 2001; Grogger, 2001)。

公共政策劳动供给效应的传统经验研究途径主要是基于 Hausman (1985) 提出的截面数据微观经济计量方法。Blundell 和 MaCurdy (1999) 通过对相关研究结果分析指出,女性劳动供给的净工资弹性大于男性劳动供给的净工资弹性,公共政策对劳动参与的影响远大于对工作时间的影响。然而, Meyer (1995) 指出,使用截面数据进行经验研究不可避免地带来估计结果的内部和外部有效性问题,如重要变量被忽略、宏观经济运行趋势干扰和微观个体间相互作用等。为了得到准确的劳动供给效应估计结果,需要尽可能地将阻碍分析的因素从分析框架中剔除掉,应用自然实验方法基于公共政策变动对个体收入产生的外生变化来分析劳动供给反应可能是解决问题的有效途径。

Eissa (1995) 以美国 1986 年税改法案为自然实验,应用差中差(difference in differences)方法估算出已婚女性高收入群体劳动供给的净工资弹性约为 0.8。Eissa 和 Liebman (1996) 应用自然实验方法研究了美国所得税减免法(ETC)对单身母亲劳动供给行为的影响,发现单亲母亲劳动参与率增加 2.8 个百分点,但工作时间基本没有变化。后来, Meyer 和 Rosenbaum (2001) 与 Meyer (2002) 相关的研究证实了 Eissa 和 Liebman (1996) 的研究结论。虽然自然实验方法具有明显的理论优势,但由于公共政策实施前后的微观面板数据不易获取,自然实验方法不如截面数据分析方法应用广泛。

由于微观数据的匮乏,关于我国城市居民劳动供给行为的研究起步较晚。目前,大多数有代表性的研究

* 张世伟,吉林大学数量经济研究中心,邮政编码:130012,电子信箱:shiwei-zhang@email.jlu.edu.cn; 周闯,吉林大学数量经济研究中心,邮政编码:130012,电子信箱:zhouchuang-020507@yahoo.com.cn。

本研究为国家社会科学基金项目(05BJJ026)、教育部新世纪优秀人才支持计划(NCET-05-0318)和教育部人文社会科学重点研究基地重大项目(05JJD790079)的阶段性成果。

均集中于应用二元选择模型研究劳动供给的影响因素方面(余显才, 2006; 杜凤莲, 2008), 但应用二元选择模型无法得到劳动供给弹性的估计值, 自然也无法定量估计公共政策变动对劳动供给的影响。尽管姚先国和谭岚(2005)应用线性概率模型分析了已婚妇女劳动参与的影响因素, 并进而估算了女性劳动参与对于丈夫收入的交叉弹性, 但该模型仍然无法估算出劳动供给的净工资弹性。此外, 上述研究均采用基于截面数据(或重复截面数据)分析模式, 必然存在估计结果的内部和外部有效性问题。

2006年初, 我国许多地方政府陆续实施了一系列针对贫困家庭的就业扶持政策, 如“零就业家庭就业扶持计划”和“4050人员就业扶持计划”等, 希望通过增加贫困人口就业达到有效削减贫困的目的。借鉴 Eissa (1995)研究工作的有益思想, 本文以城市贫困群体就业扶持政策的实施作为自然实验, 将2005年和2006年的微观调查数据作为政策实验的结果, 应用差中差方法和微观经济计量方法分析城市贫困群体对就业扶持政策的劳动供给反应。本文的第二部分将介绍差中差方法, 第三部分对数据进行描述性统计, 第四部分论述回归模型的设计, 第五部分对估计结果进行分析, 最后给出研究结论。

二、差中差方法

根据 Heckman 和 Smith (1995)的观点, 如果能够对政策实施前后微观个体特征进行观测, 则通过比较政策实施前后微观个体特征的变化量即可以解决政策评价问题。借鉴自然科学的对照实验方法, 为了分析就业扶持政策对贫困群体劳动供给行为的影响, 需要在人口总体中抽取两个子群体: 贫困群体(目标组或实验组)和非贫困群体(对照组), 其中就业扶持政策仅对目标组的劳动供给行为施加影响, 通过观察和比较就业扶持政策实施前后目标组状态变化和对照组状态变化的差异来分析贫困群体对就业扶持政策实施的行为反应。

根据 Heckman (1993)的观点, 劳动供给的变化涉及到广度和深度的变化, 广度是指劳动参与(或就业)的变化, 而深度是指就业条件下(人均)工作时间的变化^①。首先, 就业扶持政策可能会对目标组的就业率产生影响。假设 P_{tb} 和 P_{tb} 分别表示目标组在政策实施前后的就业率, 则 $(P_{ta} - P_{tb})$ 表示目标组就业率的绝对变化量, 而 $(P_{ta} - P_{tb}) / P_{tb}$ 表示目标组就业率的变化率。假设 P_{ca} 和 P_{cb} 分别表示对照组在政策实施前后的就业率, 则 $(P_{ca} - P_{cb})$ 表示对照组就业率的绝对变化量, 而 $(P_{ca} - P_{cb}) / P_{cb}$ 表示对照组就业率的变化率。在现实经济中, 不存在自然科学研究所要求的严格控制的实验室环境, 经济状态的变化是多种因素联合作用的结果。就业率变化的一部分是由政策因素引起的, 而另一部分则是由非政策因素变化引起的, 如劳动需求变动或社会规范变化等。如果非政策因素对目标组和对照组就业率的影响是相同的, 则就业扶持政策导致目标组就业率的相对变化量为 $((P_{ta} - P_{tb}) - (P_{ca} - P_{cb}))$, 而目标组就业率的相对变化率为 $((P_{ta} - P_{tb}) / P_{tb} - (P_{ca} - P_{cb}) / P_{cb})$ 。其次, 就业扶持政策可能会对目标组的工作时间产生影响。假设 H_{ta} 和 H_{tb} 分别表示目标组就业扶持政策在实施前后的(人均)工作时间, 则 $(H_{ta} - H_{tb})$ 表示目标组工作时间的绝对变化量, 而 $(H_{ta} - H_{tb}) / H_{tb}$ 表示目标组工作时间的变化率。假设 H_{ca} 和 H_{cb} 分别表示对照组就业扶持政策实施前后的(人均)工作时间, 则 $(H_{ca} - H_{cb})$ 表示对照组工作时间的绝对变化量, 而 $(H_{ca} - H_{cb}) / H_{cb}$ 表示对照组工作时间的变化率。同样, 工作时间变化的一部分是由就业扶持政策引起的, 而另一部分则是由非政策因素变化引起的。如果非政策因素对目标组和对照组工作时间的的影响是相同的, 则就业扶持政策导致目标组工作时间的相对变化量为 $((H_{ta} - H_{tb}) - (H_{ca} - H_{cb}))$, 目标组工作时间的相对变化率为 $((H_{ta} - H_{tb}) / H_{tb} - (H_{ca} - H_{cb}) / H_{cb})$ 。

由于目标组和对照组的分类并不是随机的, 非政策因素对目标组和对照组工作时间和就业率的影响通常是不同的, 需要消除作用于目标组和对照组不同的外在和内在因素影响。首先, 外在的宏观经济冲击包括在就业扶持政策实施的同时其他公共政策的变动, 需要在样本选择时剔除掉受其他公共政策(如税收政策)变动影响的数据, 保证目标组和对照组中个体不受其他公共政策变动的干扰。其次, 目标组和对照组可观测的个体属性存在差别, 如受教育程度、经验和工作单位类型等, 需要通过在回归模型中尽可能多地引入个体属性变量加以控制以消除个体属性差异导致的劳动供给差异。

三、数据的描述性统计

本文使用的基础数据来自于吉林省2005年人口调查数据和2006年劳动力调查数据, 利用精确匹配技

① 劳动供给的广度变化通常指劳动参与率的变化, 但由于我国城市劳动力市场中存在大量的“沮丧”劳动力(隐性失业者), 导致调查的劳动参与率存在明显低估。Eissa (1995)将在一年中工作一小时以上定义为劳动参与(与就业的概念比较接近)。本文应用就业率替代劳动参与率作为劳动供给广度的度量, 这种替代不影响劳动供给时间(和弹性)的计算。

术获得微观个体 2005 年和 2006 年的人口特征和经济活动特征面板数据,包括受教育程度、年龄、婚姻状况、学龄前子女数、健康状况、就业状况、工资和周工作时间等。本文进一步对基础数据进行抽样,首先,根据政策实施对象,将样本限定在吉林省 9 个城市市区中劳动力人口范围内(去除掉丧失劳动能力人口);其次,根据自然实验方法,将 2005 年家庭人均收入低于当地最低生活保障标准家庭(贫困群体)中的微观个体归入目标组,将家庭人均收入高于当地最低生活保障标准家庭中的微观个体归入对照组;最后,为了避免在此期间个人所得税制度改革对劳动供给行为分析的干扰,也为了使目标组和对照组的劳动供给影响因素尽量接近,将可能受到 2006 年初所得税制度改革影响的较高收入家庭群体从样本中去除掉。

表 1 给出了女性劳动供给的变动情况,可以发现与 2005 年相比,2006 年对照组的就业率减少了 6.79%,而目标组的就业率增长了 94.43%;对照组就业条件下周平均工作时间增长了 9.88%,而目标组就业条件下周平均工作时间增长了 6.69%。就业率和工作时间的变化导致劳动供给的变化,对照组劳动供给增长了 2.40%,而目标组劳动供给增长了 107.46%。通过差中差方法计算可知,与对照组相比,目标组的就业率增长率相对增加 101.22%、工作时间增长率相对减少 3.18%、劳动供给增长率相对增加 105.06%,说明如果目标组和对照组在个人属性等方面不存在明显差异,则就业扶持政策将导致女性目标组的劳动供给明显增长,并且这种增长完全是由就业率的增长引起的。

表 1 女性劳动供给变动情况

	就业率		周平均工作时间		劳动供给	
	对照组	目标组	对照组	目标组	对照组	目标组
2005 年	0.3769	0.1364	47.54	49.89	17.92	6.80
2006 年	0.3513	0.2652	52.23	53.23	18.35	14.11
绝对变化量	-0.0256	0.1288	4.70	3.34	0.43	7.31
绝对变化率	-6.79%	94.43%	9.88%	6.69%	2.40%	107.46%
相对变化量		15.44		-1.36		6.88
相对变化率		101.22%		-3.18%		105.06%
样本量	390	132	390	132	390	132

表 2 给出了男性劳动供给的变动情况,可以发现与 2005 年相比,2006 年对照组的就业率下降了 3.49%,而目标组就业率增长了 52.64%;对照组就业条件下周平均工作时间增长了 8.69%,而目标组就业条件下周平均工作时间增长了 3.94%。因而导致对照组劳动供给增长了 4.90%,而目标组劳动供给增长了 58.65%。通过差中差方法计算可知,与对照组相比,目标组的就业率增长率相对增加 56.13%、工作时间增长率相对减少 4.75%、劳动供给增长率相对增加了 53.75%,说明如果目标组和对照组在个人属性等方面不存在明显差异,则就业扶持政策导致男性目标组劳动供给明显增长,并且这种增长也完全是由就业率的增长引起的。

表 2 男性劳动供给变动情况

	就业率		周平均工作时间		劳动供给	
	对照组	目标组	对照组	目标组	对照组	目标组
2005 年	0.67	0.38	48.54	51.72	32.70	19.39
2006 年	0.65	0.57	52.75	53.76	34.30	30.77
绝对变化量	-0.24	0.20	4.22	2.04	1.60	11.38
绝对变化率	-3.49%	52.64%	8.69%	3.94%	4.90%	58.65%
相对变化量		22.09		-2.18		9.77
相对变化率		56.13%		-4.75%		53.75%
样本量	426	152	426	152	426	152

此外,通过比较表 1 和表 2 可以发现,女性(对照组和目标组)和男性(对照组和目标组)的就业率、工作时间和劳动供给均表现出基本相同的运动趋势,但女性劳动供给的变化幅度明显高于男性劳动供给的变化幅度。

表 3 给出了可能影响目标组和对照组劳动供给的个人属性均值,可以发现对照组的年龄和受教育年限略高于目标组。对照组健康比例和学龄前孩子比例与目标组基本相同。女性中对照组和目标组技术职称比例相同,但男性中对照组的职称比例是目标组的两倍。在就业的单位类型分布方面,目标组和对照组并不存在明显差异,但对照组在绝大多数不同类型单位的就业比率均明显高于目标组。此外,无论是 2005 年还是 2006 年目标组的月工资水平和其他家庭成员收入均要低于对照组,然而,2006 年目标组与对照组收入的差距要远小于 2005 年收入的差距,这说明与 2005 年相比,2006 年目标组的收入水平得到改善。由于目标组

和对照组个人属性存在一定差别,并进而可能导致劳动需求的明显差别,对个人属性和劳动需求因素加以控制才能较准确地度量就业扶持政策对目标组劳动供给的影响。

表3 目标组和对照组的个人属性

解释变量	女性				男性			
	2005年		2006年		2005年		2006年	
	对照组	目标组	对照组	目标组	对照组	目标组	对照组	目标组
年龄(岁)	40.54	40.12	41.17	40.72	42.73	41.75	43.35	42.32
受教育年限(年)	9.75	9.52	9.75	9.52	10.09	9.77	10.09	9.77
技术职称(比例)	0.02	0.02	0.02	0.02	0.06	0.03	0.06	0.03
月工资(元)	419	322	477	468	507	306	561	501
健康	0.99	0.98	0.99	0.98	0.99	0.98	0.99	0.98
单位类型(比例):								
事业单位	0.026	0	0.021	0.008	0.021	0	0.021	0.013
国有企业	0.044	0.030	0.036	0.030	0.085	0.099	0.063	0.079
集体企业	0.031	0.008	0.023	0.016	0.031	0.013	0.045	0.026
个体工商企业	0.146	0.053	0.174	0.106	0.232	0.145	0.286	0.184
私营企业	0.044	0.023	0.036	0.053	0.082	0.033	0.096	0.066
其他企业	0.095	0.023	0.059	0.053	0.228	0.086	0.122	0.1782
家庭特征:								
其他成员收入(元)	645	317	626	474	585	368	559	404
学龄前孩子	0.17	0.18	0.17	0.18	0.17	0.18	0.17	0.18

四、回归模型

通过运用回归分析的方法对微观个体的人口属性和劳动需求因素差异加以控制,可以较准确地度量就业扶持政策对目标组劳动供给的影响。劳动供给变化涉及就业率变化和就业条件下工作时间变化,因而需要对就业方程和工作时间方程进行估计。设微观个体的就业方程为:

$$p_{it}^* = z_{it}\alpha + u_{it}$$

$$p_{it} = \begin{cases} 1 & \text{如果 } p_{it}^* > 0 \\ 0 & \text{如果 } p_{it}^* \leq 0 \end{cases} \quad (1)$$

其中, p_{it}^* 表示不可观测的决定个体 i 在 t 时刻是否就业的变量, p_{it} 表示个体就业状态(1表示就业,0表示未就业), z_{it} 表示可观测的个体属性特征向量, α 表示个体属性向量系数, $u_{it} \sim N(0, 1)$ 表示随机扰动项。个体 i 在 t 时刻的就业概率可以表示为:

$$\Pr(p_{it} = 1) = \Phi(z_{it}\alpha) \quad (2)$$

其中, $\Phi(\cdot)$ 是服从标准正态分布的分布函数。设微观个体在就业条件下工作时间方程为:

$$h_{it} = x_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, h_{it} 表示个体 i 在 t 时刻的工作时间, x_{it} 是影响个体工作时间的一系列因素, $\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma_\varepsilon)$ 是随机扰动项。如果 u_{it} 和 ε_{it} 相关,则方程(1)和方程(3)构成了二元样本选择模型。假设 $(u_{it}, \varepsilon_{it}) \sim N(0, 0, 1, \sigma_\varepsilon, \rho)$, 则就业个体的工作时间期望为:

$$E(h_{it} | p_{it} = 1) = x_{it}\beta + \rho\sigma_\varepsilon\lambda_{it} \quad (4)$$

其中, β 是系数向量, σ_ε 是正态分布标准差, ρ 为误差项相关系数, λ_{it} 为逆米尔斯比。

$$\lambda_{it} = \frac{\varphi(z_{it}\alpha)}{\Phi(z_{it}\alpha)} \quad (5)$$

进而,劳动供给期望为:

$$E(h_{it}) = \Phi(z_{it}\alpha)(x_{it}\beta + \rho\sigma_\varepsilon\lambda_{it}) \quad (6)$$

如果 u_{it} 和 ε_{it} 不相关,则方程(1)和方程(3)构成了两部分模型(two part model)。由于就业条件下只能观测到正的工作时间,其概率密度为截断正态概率密度,即方程(3)为截断正态模型(truncated normal model),则就业个体的工作时间期望为:

$$E(h_{it} | p_{it} = 1) = x_{it}\beta + \sigma_\varepsilon\lambda_{it} \quad (7)$$

其中,逆米尔斯比为:

$$\lambda_{it} = \frac{\varphi(x_{it}\beta/\sigma_\epsilon)}{\Phi(x_{it}\beta/\sigma_\epsilon)} \quad (8)$$

进而, 劳动供给期望为:

$$E(h_{it}) = \Phi(z_{it}\alpha)(x_{it}\beta + \sigma_\epsilon\lambda_{it}) \quad (9)$$

考虑到就业扶持政策的影响, 可以将就业方程和工作时间方程设定如下:

$$\Pr(p_{it} = 1) = \Phi(\alpha_0 + \alpha_1 Z_{it} + \alpha_2 Target + \alpha_3 Post + \alpha_4 (Target \times Post)_{it}) \quad (10)$$

$$h_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{it} + \beta_2 Target + \beta_3 Post + \beta_4 (Target \times Post)_{it} + \epsilon_{it} \quad (11)$$

其中, *Target* 为虚拟变量, 当个体属于目标组时, 其值为 1; 当个体属于对照组时, 其值为 0。目标组和对照组就业选择和就业条件下工作时间偏好的任何差异会在该变量系数(α_2 和 β_2)上反映。*Post* 为虚拟变量, 2006 年时值为 1, 2005 年时值为 0。个体就业选择和就业条件下工作时间随时间的改变会在变量系数(α_3 和 β_3)上反映。交叉项 *Target* × *Post* 为 *Target* 和 *Post* 项的乘积, 2006 年的目标组中个体为 1, 其他情况为 0。就业扶持政策对目标组就业选择和就业条件下工作时间的影响将反映在该变量系数(α_4 和 β_4)上, 检验就业扶持政策对目标组就业和就业条件下工作时间产生正效应相当于检验 $\alpha_4 > 0$ 和 $\beta_4 > 0$ 。

为了充分控制个体属性和需求因素对于个体就业选择和就业条件下工作时间影响差异, Z_{it} 和 X_{it} 应该尽可能多地包含代表个体属性和需求因素的变量。根据生命周期理论, 个体在人生的不同阶段其市场生产率和家庭生产率是不同的, 导致其就业倾向和工作时间存在差异。根据人力资本理论, 教育年限和技术职称反映了个体的人力资本积累情况, 具有较高教育程度和专业化技能的个体, 其市场劳动生产率较高, 会对其就业偏好和工作时间产生影响。家庭其他成员收入相当于个体的非劳动收入, 对劳动供给具有纯收入效应。照顾学龄前孩子会增加个体的家庭劳动时间, 减少市场劳动时间, 同时由于学龄前孩子会增加家庭支出, 从而会促进个体增加劳动供给, 因而在理论上学龄前孩子对劳动供给的影响是不确定的, 需要通过经验研究加以确定。综上所述, 本文将年龄(及其平方)、教育年限(及其平方)、技术职称(虚拟变量, 具有技术职称为 1, 不具有技术职称为 0)、健康状况(虚拟变量, 健康为 1, 有病为 0)、其他家庭成员收入和学龄前孩子(虚拟变量, 有学龄前孩子为 1, 否则为 0)作为就业方程和工作时间方程的解释变量。此外, 从劳动需求的角度, 工作单位类型会对工作时间产生影响, 因而在工作时间方程中引入 6 个工作单位类型(虚拟变量, 以事业单位为参照组)加以控制。

由于可能存在一些既影响个体的就业又影响其就业条件下工作时间的因素, 本文将首先采用 Heckman (1979) 两阶段估计方法对由就业方程和工作时间方程构成的二元样本选择模型进行估计。如果逆米尔斯比的系数没有通过显著性检验, 即就业方程和工作时间方程的随机扰动项不相关, 则应用极大似然方法分别对就业方程和工作时间方程构成的两部分模型进行估计。

五、结果分析

依据 2005 年和 2006 年的微观面板数据, 本文首先运用 Heckman 两阶段估计方法对女性群体和男性群体的就业方程和工作时间方程进行了回归分析。从回归估计的结果来看, 无论是女性还是男性, 逆米尔斯比系数均不显著^①, 说明无论是男性还是女性就业方程和工作时间方程的随机扰动项均是不相关的, 因而应用极大似然法分别对就业方程和工作时间方程进行估计较为合适。

表 4 给出女性和男性的就业方程和工作时间方程估计的结果。从就业方程的估计结果来看, 影响男性就业方程和女性就业方程的因素呈现出相同的趋势。年龄对就业概率的影响呈倒 U 趋势; 教育年限和技术职称都没有明显地增加就业概率, 从表 3 可以看出, 无论是目标组还是对照组, 受教育年限的均值都处于 10 年左右, 受教育程度相当于初中毕业, 这样的受教育程度在劳动力市场中对于就业可能尚未产生明显差异; 技术职称项不显著主要是因为样本中具有技术职称的个体只是很小的一部分; 健康在女性和男性就业方程中具有不同程度的显著性, 说明健康是决定是否就业的一个主要因素, 而失业往往又是陷入低收入的原因, 从而健康是导致低收入的一个原因; 家庭其他成员收入对就业概率具有负的影响, 说明收入效应在起主要作用; 学龄前孩子对就业概率不存在显著的影响。*Post* 项不显著说明就业率并没有随时间呈现出递增趋势; *Target* 项为负说明与对照组相比, 目标组具有较低就业偏好, 同时 *Target* 与 *Post* 交叉项为正, 说明就业扶持政策对目标组就业概率起到了激励效应。

① 由于篇幅的限制, 本文没有给出 Heckman 两阶段估计的结果, 感兴趣的读者可以与作者联系。

表4

就业方程和工作时间方程的估计结果

解释变量	女性		男性	
	就业方程	工作时间方程	就业方程	工作时间方程
年龄	0.3618 ***	-3.2291 ***	0.1179 **	-0.4407
年龄平方	-0.0050 ***	0.0425 ***	-0.0020 ***	0.0054
教育年限	0.0914	4.8734 **	-0.0555	0.6490
教育年限平方	-0.0018	-0.2376 **	-0.0028	-0.0353
技术职称	0.9654	-1.5521	0.1948	-1.8559
健康	0.2328 *	10.4164	1.5022 ***	11.2365
其他成员收入	-0.00039 ***	0.0021	-0.00058 ***	-0.00003
学龄前孩子	-0.1066	-2.3696	0.0732	-1.4499
事业单位		1.6355		1.0064
国有企业		1.4238		-1.0679
集体企业		5.4982 **		3.9231 **
个体工商企业		3.2867 **		6.9564 ***
私营企业		1.5274 **		3.8994 **
其他类型企业		68.4065		39.9585 ***
常数项	-7.768 ***	2.5790	-1.1471	3.5633
<i>Target</i>	-1.0577 ***	4.2368 ***	-1.1795 ***	4.2910 ***
<i>Post</i>	-0.0712	-0.2084	-0.0937	-2.3986
<i>Target</i> × <i>Post</i>	0.6768 ***	11.9554	0.7197 ***	12.4929
σ				
LR chi2	169.16		263.52	
Wald chi2		44.96		42.73

注：*、**和***分别表示在10%、5%和1%水平下显著，下同。

从工作时间方程的估计结果中可以发现，男性个人属性变量均没有通过显著性检验，说明男性一旦就业，其工作时间不受这些重要的人力资本因素影响，而主要受劳动需求因素的影响；工作单位类型是影响劳动需求的重要因素，估计结果大多数是显著的且对工作时间影响较大，具体来看处于个体工商企业、私营企业和其他类型企业的男性要比处于事业单位、国有企业和集体企业的男性工作时间长；*Target*项显著为正说明目标组与对照组相比就业条件下的工作时间更长，*Post*项显著为正说明目标组和对照组工作时间均呈现出递增趋势，*Target*与*Post*交叉项未通过显著性检验，说明就业扶持政策对男性目标组工作时间没有显著影响。随着年龄的增加，女性的工作时间呈现先减少后增加的正U趋势，而随着受教育年限的增加，已婚女性的工作时间呈现先增加后减少的倒U趋势，其他个人特征对女性工作时间均没有影响；同样劳动需求是影响女性工作时间的因素，处于个体工商企业、私营企业和其他类型企业的女性要比处于事业单位、国有企业和集体企业的女性工作时间长。*Post*为正说明目标组和对照组工作时间均呈现出递增趋势；*Target*与*Post*交叉项未通过显著性检验，说明就业扶持政策对女性目标组工作时间没有显著影响。

忽略女性就业方程和工作时间方程中不显著的影响因素，重新估计就业方程和工作时间方程，把目标组和对照组2005年和2006年的平均个人属性代入就业方程和工作时间方程，可以模拟出就业率和就业条件下工作时间，进而可以得出平均劳动供给时间。表5给出了2005年和2006年女性劳动供给变化的模拟结果，可以发现在控制了目标组和对照组个体属性和需求因素差异的情况下，对照组就业率减少了0.03%，而目标组就业率增长了96.12%，导致目标组就业率相对增长了96.15%；对照组工作时间增长了9.49%，而目标组工作时间增长了10.10%，导致目标组工作时间相对增加0.61%。由于目标组就业率和工作时间都相对增加，从而导致目标组劳动供给时间相对增长106.47%。对照组2006年净工资率比2005年增长了3.63%，而目标组2006年净工资率比2005年增长了36.64%，导致目标组净工资率相对增长了33.01%。用目标组劳动供给相对变化率除以目标组净工资率相对变化率可得出目标组劳动供给净工资弹性，即女性贫困群体劳动供给的净工资弹性约为3.22。

同样，忽略男性就业方程和工作时间方程中不显著的影响因素，重新估计就业方程和工作时间方程，把目标组和对照组2005年和2006年的平均个人属性代入就业方程和工作时间方程，可以模拟出就业率和就业条件下工作时间，进而得出平均劳动供给时间。表6给出了2005年和2006年男性劳动供给变化的模拟结果，可以发现在控制了目标组和对照组个体属性和需求因素差异的情况下，对照组就业率增长了0.33%，而目标组就业率增长了51.43%，导致目标组就业率相对增长了51.10%；对照组工作时间增长了7.67%，而目标组工作时间增长了9.20%，导致目标组工作时间相对增加了1.53%。由于目标组就业率和工作时间都相对增加，从而导致目标组劳动供给时间相对增长57.33%。同样计算可知，男性贫困群体劳动供给的净工资

弹性约为 1.94。

表5 女性劳动供给的模拟结果

	就业率		周平均工作时间		劳动供给		净工资率	
	对照组	目标组	对照组	目标组	对照组	目标组	对照组	目标组
2005 年	0.3628	0.1391	48.1821	46.1781	17.4797	6.4236	2.20	1.61
2006 年	0.3627	0.2728	52.7558	50.8423	19.1324	13.8701	2.28	2.20
绝对变化量	-0.0001	0.1337	4.5737	4.6642	1.6527	7.4465	0.08	0.59
绝对变化率	-0.03%	96.12%	9.49%	10.10%	9.45%	115.92%	3.63%	36.64%
相对变化量		0.1338		0.0905		5.7938		0.51
相对变化率		96.15%		0.61%		106.47%		33.01%

表6 男性劳动供给的模拟结果

	就业率		周平均工作时间		劳动供给		净工资率	
	对照组	目标组	对照组	目标组	对照组	目标组	对照组	目标组
2005 年	0.6636	0.3772	47.5609	48.4987	31.5616	18.2919	2.61	1.77
2006 年	0.6658	0.5711	51.2102	52.9599	34.0954	30.2477	2.65	2.32
绝对变化量	0.0022	0.1940	3.6493	4.4612	2.5338	11.9558	0.04	0.55
绝对变化率	0.33%	51.43%	7.67%	9.20%	8.03%	65.36%	1.53%	31.07%
相对变化量		0.1918		0.8119		9.4219		0.51
相对变化率		51.10%		1.53%		57.33%		29.54%

贫困人口性质是反贫困政策设计和评价的基础。本文运用二元 Probit 模型(被解释变量为 1 表示贫困,解释变量选取年龄、教育年限、技术职称、就业和健康等)分析了城市人口贫困的影响因素(参见表 7),可以发现对于女性来说,是否就业是其是否陷入贫困最主要(甚至唯一显著)的决定因素。对于男性来说,随着年龄和教育年限的增加,其陷于贫困的概率逐渐降低,这与人力资本理论是一致的;同时,是否就业也是决定男性是否陷入贫困的主要因素。因此,城市贫困人口(不包括丧失劳动能力人口)主要是由劳动需求不足(就业机会缺失)造成的,通过就业扶持政策可以有效地增加贫困人口的劳动供给,提高贫困人口收入,达到有效削减城市贫困的目的。

表7 城市贫困的影响因素

性别	常数项	年龄	教育年限	技术职称	就业	健康	LR chi2	样本量
女性	0.0932	-0.0108	-0.0124	0.2117	-0.7891***	-0.0019	31.85	522
男性	1.390**	-0.0233***	-0.0756**	-0.2173	-0.8943***	0.2129	58.63	578

六、结论

本文运用自然实验方法研究了城市贫困群体对就业扶持政策的劳动供给反应。研究结果显示贫困群体中女性和男性劳动供给的净工资弹性分别为 3.22 和 1.94,说明贫困群体劳动供给具有充分弹性,且女性劳动供给弹性远大于男性劳动供给弹性;就业扶持政策使贫困群体中女性劳动供给和男性劳动供给分别增加了 106.47%和 57.33%,说明就业扶持政策作用效果显著;贫困群体劳动供给的增加主要是由就业率上升而非工作时间增加引起的,其主要原因在于就业扶持政策通过改善就业环境促进了就业,而个体就业后其工作时间则主要由劳动需求环境决定。

本文的研究结果表明,就业机会的缺失是城市贫困的最主要决定因素,由于贫困群体劳动供给具有充分弹性,就业扶持政策能够明显地促进贫困群体就业,有效地削减城市贫困,减少政府最低生活保障支出。贫困是发展中国家普遍存在的社会现象,政府实施相应的公共政策能够在一定程度上削减贫困。受我国经济发展水平所限,单纯的收入扶持政策(最低生活保障制度和失业保险制度)只能在短期内部分地缓解城市贫困问题,只有通过实施积极的劳动力市场政策(就业扶持政策等)改善就业环境,促进贫困群体就业才是解决贫困问题的根本途径。

参考文献:

1. 杜凤莲:《家庭结构、儿童看护与女性劳动参与:来自中国非农村的证据》,载《世界经济文汇》,2008(2)。
2. 姚先国、谭岚:《家庭收入与中国城镇已婚妇女劳动参与决策分析》,载《经济研究》,2005(7)。
3. 余显才:《所得税劳动供给效应的实证研究》,载《管理世界》,2006(11)。

4. Blundell, R. and MaCurdy, T., 1999. "Labor Supply: A Review of Alternative Approaches." in O. Ashenfelter and D. Card eds., *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3. Amsterdam: Elsevier Science, pp. 1559—1695.
5. Danziger, S.; Haveman, R. and Plotnick, R., 1981. "How Income Transfer Programs Affect Work, Savings, and the Income Distribution: A Critical Review." *Journal of Economic Literature*, Vol. 19(3), pp. 975—1028.
6. Eissa N., 1995. "Taxation and Labor Supply of Married Women: The Tax Reform Act of 1986 as a Natural Experiment." NBER No. 4325.
7. Eissa N. and Liebman, J., 1996. "Labor Supply Response to the Earned Income Tax Credit." *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 111 (2), pp. 605—637.
8. Grogger, J., 2001. "The Effects of Time Limits and Other Policy Changes on Welfare Use, Work, and Income among Female-headed Families." NBER No. 8153.
9. Grubb, D. and Martin, J., 2001. "What Works and for Whom: A Review of OECD Countries' Experiences with Active Labour Market Policies." *Swedish Economic Policy Review*, Vol. 8 pp. 9—56.
10. Hausman, J., 1985. "Taxes and Labor Supply," in A. Auerbach and M. Feldstein, eds., *Handbook of Public Economics*. Amsterdam: Elsevier Science, pp. 213—263.
11. Heckman, J., 1979. "Sample Selection Bias as a Specification Error." *Econometrica*, Vol. 47(1), pp. 153—161.
12. Heckman, J., 1993. "What Has Been Learned about Labor Supply in the Past Twenty Years?" *American Economic Review*, Vol. 83(1), pp. 116—121.
13. Heckman, J.; Lalonde, R. and Smith, J., 1999. "The Economics and Econometrics of Active Labor Market Programs." in O. Ashenfelter and D. Card eds., *Handbook of Labor Economics* Vol. 3. Amsterdam: Elsevier Science pp. 1865—2097.
14. Heckman, J. and Smith, J., 1995. "Assessing the Case for Social Experiments." *Journal of Economic Perspectives* Vol. 9(2), pp. 85—110.
15. Meyer, B., 1995. "Natural and Quasi-experiments in Economics." *Journal of Business and Economic Statistics* Vol. 13(2), pp. 151—161.
16. Meyer, B. and Rosenbaum, D., 2001. "Welfare, the Earned Income Tax Credit, and the Labor Supply of Single." *Quarterly Journal of Economics* Vol. 116(3), pp. 1063—1114.
17. Meyer, B., 2002. "Labor Supply at the Extensive and Intensive Margins: The EITC, Welfare, and Hours." *American Economic Review*, Vol. 92(2), pp. 373—379.
18. Moffitt, R., 1992. "Incentive Effects of the U. S. Welfare System: A Review." *Journal of Economic Literature*, Vol. 30(1), pp. 1—61.

(责任编辑:陈永清)

(上接第8页)足和公开失业,而且还存在发展中国家特有的经济结构失衡、庞大的隐性失业和绝对贫困等问题。谭先生最初在一个学术会议上提出这一问题时,立即引起与会者的积极反响和学术界的关注。许多学术刊物相继向谭先生约稿。后来,谭先生在《经济学动态》(2002)、《经济学家》(2003)、《发展经济学研究》(2003)等不同学术刊物上,对中国经济快速增长与“丰裕中贫困”问题展开了分析和研究。长期以来,发展经济学总是致力于发展中国家经济如何在“短缺”中摆脱“贫困”,而对发展中国家在经济发展进程中可能出现的“丰裕中贫困”缺乏足够的思想准备和理论研究。因此,剖析中国在经济发展到一定阶段后出现的“丰裕中贫困”现象,阐述这种新现象的理论蕴涵,研究消除“丰裕中贫困”的发展战略,是谭先生在发展经济学研究中的一个重大的理论创新,对于中国正在实施的全面建设小康社会的伟大工程,对于发展经济学理论的丰富和发展,具有十分重要的理论与现实意义。

以上提到的理论观点只是谭先生对经济发展理论所做贡献的一部分。从这些介述中,我们可以看到,谭先生不仅是把西方发展经济学介绍和传播到中国的第一人,而且他对发展经济学理论自身的发展也做出了重要的贡献。他是中国当之无愧的发展经济学大师。

中国是一个发展中大国,在经济全球化的时代背景下,正在进行全面建设和谐小康社会的伟大实践,其发展过程所提供的经验素材、所面临的问题都具有典型的发展经济学意义。中国需要发展经济学,发展经济学也需要中国。谭先生的学术贡献将激励着一代又一代中国经济学者和发展经济学家不断探索,深入研究新的时代背景下中国经济发展的现实,并反思、创新和建构发展经济学理论,在发展经济学的新发展中注入中国元素,为开创发展经济学研究的中国时代而努力奋斗。

(责任编辑:叶初升、陈永清)