

中国城镇居民不同收入群体的劳动参与行为*

——基于参数模型和半参数模型的经验分析

□张世伟 周 闯

摘要 本文建立了劳动参与方程的参数模型和半参数模型,用于分析中国城镇居民不同收入群体的劳动参与行为。研究结果表明,在所有收入群体中,劳动参与的工资弹性远大于收入弹性,女性劳动参与的工资弹性和收入弹性均大于男性劳动参与的工资弹性和收入弹性;随着家庭收入的提高,女性和男性劳动参与的工资弹性和收入弹性均呈现递减趋势,且低收入群体劳动参与的工资弹性和收入弹性要明显大于其他收入群体的工资弹性和收入弹性。因此,设计和实施针对低收入群体而非高收入群体的积极劳动力市场政策,不仅能够有效地缓解城镇居民失业问题,而且有助于抑制城镇居民收入差距的持续扩大。

关键词 劳动力市场 劳动供给 劳动参与 收入 半参数模型

一、引言

中国改革开放以来,随着市场机制在资源配置过程中发挥的作用越来越大,劳动力市场绩效不断提高,但城镇居民失业却一直是近年来中国经济发展过程中的一个突出问题。理论上政府通过设计和实施相应的积极劳动力市场政策能够在一定程度上缓解失业问题,但公共政策的就业效应取决于城镇居民的劳动参与行为反应(Heckman et al., 1999)^①。由于不同的公共政策通常作用于不同的收入群体,因而分析不同收入群体的劳动参与行为就显得尤为必要。

研究不同收入群体劳动参与行为势必需要首先将总样本按收入划分成若干子样本,然后应用劳动参与方程对每个子样本进行回归分析,最后比较不同收入群体劳动参与行为的差异。然而,劳动参与行为经验研究的经典方法——结构法,通常假设支配参与决策的解释变量在统计上服从某种形式的分布,进而将劳动参与方程直接设定为 Probit 模型或 Logit 模型,并应用截面数据对劳动参与方程进行参数估计(Blundell and MaCurdy, 1999)。当所使用的样本是所分析对象总体的一个随机抽样时,将劳动参与方程设定为参数模型通常是合理的。但如果将样本分成若干子样本,则某些子样本很可能不满足参数模型设定的假设,应用参数模型势必会导致有偏和不一致的估计量,进而形成不恰当甚至是错误的统计推断^②。

20 世纪 90 年代中期, Eissa(1995) 提出分析特定群体劳动参与行为的经验研究方法——自然实验法,以公共政策作为自然实验,应用参数模型控制个体异质性,通过比较政策实施前后个体的劳动参与状态来分析特定群体劳动参与行为。但自然实验法并不适合分析不同收入群体的劳动参与行为,主要源于:首先,政策变动本身是一个非常特殊的事件,政策变动前后的微观数据不易获取,故自然实验法适用的场合非常有限(Cahuc and Zylberger, 2004);其次,自然实验法仅可以用于分析受政策变动影响群体的劳动参与行为,而无法分析其他群体的劳动参与行为;最后,自然实验法中控制个体异质性的参数模型同样可能存在模型误设问

* 本文为教育部人文社会科学重点研究基地重大项目(05JJD790079)研究成果。

题。

中国城镇居民劳动参与行为研究起步较晚,主要源于中国劳动力市场的微观调查数据相对匮乏。目前,主要研究集中于应用结构法分析居民整体劳动参与行为方面(于洪,2004;姚先国、谭岚,2005;余显才,2006;杜凤莲,2008;张世伟、周闯,2009)。尽管张世伟等(2008a,2008b)应用自然实验法分别分析了城镇居民中纳税群体和贫困群体的劳动参与行为,且通过对他们的研究结果比较可以发现,贫困群体劳动参与的工资弹性明显大于纳税群体劳动参与的工资弹性,但其他收入群体劳动参与的工资弹性却是未知的。

本文认为半参数模型可能是分析不同收入群体劳动参与行为的一个有效途径。目前,国外学者已成功地将半参数模型应用于劳动参与行为分析(Martins,2001;Goodwin and Holt,2002),但这些研究的对象均为劳动力总体,且仅将简化式劳动参与方程设定为半参数模型^③。本文拟进一步,建立简化式和结构式劳动参与方程的参数模型和半参数模型,根据数据特征选择合适的模型分析不同收入群体的劳动参与行为。本文第二部分将论述分析方法,包括工资方程的估计方法和劳动参与方程的参数与半参数估计方法以及参数估计的设定检验;第三部分对本文分析所使用的数据进行统计描述;第四部分对工资方程和劳动参与方程的估计结果进行分析;最后给出本文的研究结论。

二、分析方法

劳动供给理论认为个体的劳动参与决策取决于其所面对的市场工资水平和自身的保留工资水平,因而市场工资是劳动参与方程中的重要影响因素。然而,由于非参与个体的市场工资的不可观测性,必须通过对工资方程估计来预测非参与个体的工资水平。

(一)工资方程的参数估计方法

在工资方程的估计中,需要解决样本选择偏差问题。解决样本选择偏差问题的传统参数估计方法是 Heckman(1979)两阶段估计方法,Heckman 两阶段估计方法的第一阶段通过估计简化式劳动参与方程(选择方程)得到逆米尔斯比(inverse mills ratio),第二阶段通过将逆米尔斯比作为工资方程的

一个解释变量修正工资方程的样本选择偏差。

假设简化式劳动参与方程可以表示为:

$$p_i^* = \alpha_1 Y_i + Z_i' \alpha_2 + u_i$$

$$P_i = \begin{cases} 1 & \text{if } p_i^* > 0 \\ 0 & \text{if } p_i^* \leq 0 \end{cases} \quad (1)$$

其中, p_i^* 表示不可观测的决定个体是否劳动参与的潜在变量, p_i 表示个体是否劳动参与(1表示参与,0表示未参与), Y_i 表示个体*i*的非劳动收入, Z_i 表示其他影响个体*i*是否劳动参与的解释变量(不包括市场工资), α_1 和 α_2 表示系数, u_i 为随机扰动项。

在假设 $u_i \sim N(0,1)$ 情况下,简化式劳动参与方程即为一个 Probit 模型,可以应用极大似然估计法进行估计。根据简化式劳动参与方程可以得到逆米尔斯比:

$$\lambda_i = \frac{\phi(\alpha_1 Y_i + Z_i' \alpha_2)}{\Phi(\alpha_1 Y_i + Z_i' \alpha_2)} \quad (2)$$

其中, $\phi(\cdot)$ 和 $\Phi(\cdot)$ 分别表示标准正态分布的概率密度函数和分布函数。用逆米尔斯比对工资方程进行修正可以解决样本选择偏差问题,修正样本选择偏差的工资方程可以表示为:

$$\ln(w_i) = X_i' \beta_1 + \beta_2 \lambda_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

其中, w_i 表示个体*i*的小时工资, X_i 表示个体*i*小时工资的影响因素, β_1 和 β_2 表示系数, $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$ 。

根据人力资本理论,个人工资水平差异主要决定于人力资本的差异。人力资本主要包括知识和技能,个体的知识水平主要体现于受教育年限,而个体的技能水平主要体现于工作经验;Griliches(1977)指出,传统 Mincer 工资方程忽略了个体能力的异质性,存在个体能力偏差问题,应在工资方程设定中考虑个体能力以对个体能力的异质性加以控制。依据中国的经验事实,个体中学毕业学校、中学成绩和上大学形式可以作为个体能力的体现。根据 Shultz(1988)的观点,家庭教育背景对个体技能和受教育质量具有重要影响,进而会对其工资水平产生影响。此外,地区的经济发展水平也会对个体工资水平产生重要影响。因而,本文将受教育年限、工作经验(工作经验平方)、父亲(和母亲)大学毕业(虚拟变量,以非大学毕业为参照组)、重点中学毕业(虚拟变量,以普通中学为参照组)、中学成绩优

良(虚拟变量,以成绩中下为参照组)、考上大学(虚拟变量,以非通过高考上大学为参照组)和所处地区作为工资方程的解释变量。

(二)工资方程的半参数估计方法

在简化式劳动参与方程中,如果随机扰动项不服从 $N(0,1)$, 则基于 Probit 模型的估计是不恰当的, 因而有必要对 Probit 模型进行设定检验。当 Probit 模型的解释变量中存在离散变量时, 可以将样本按照离散解释变量分割成若干个子集, 应用传统的频数估计法进行模型的设定检验。然而, Hsiao、Li 和 Racine(2007)认为当样本数量有限或者解释变量的数量相对于样本来说较多时, 将样本按离散变量分割的每个子集将没有足够的观测值产生可信的参数估计, 从而会产生有限样本效率损失问题(当方程解释变量中存在离散变量时, 对样本进行分割的频数估计具有较低的势(power))。他们提出对具有离散解释变量参数模型的设定检验方法, 即参数模型正确设定的原假设可以表示为:

$$H_0: \text{对于任一 } \beta \in B, \text{ 有 } P[E(y_i | x_i) = m(x_i, \beta)] = 1$$

其中, $m(\cdot, \cdot)$ 是已知的函数形式, β 是 $p \times 1$ 维未知的参数向量, B 是 R^p 的一个紧子集(compact subset)。原假设 H_0 的备择假设可以表示为:

$$H_1: \text{对于任一 } \beta, \text{ 有 } P[E(y_i | x_i) = m(x_i, \beta)] < 1$$

检验的统计量定义为: $I = E[u_i E(u_i | x_i) f(x_i)]$, 其中 $u_i = y_i - m(x_i, \beta)$, 当且仅当 H_0 为真时, $I = 0$ 。I 的样本形式可以表示为:

$$\begin{aligned} I_n &= n^{-1} \sum_{i=1}^n \hat{u}_i \hat{E}_{-i}(u_i | x_i) \hat{f}_{-i}(x_i) \\ &= n^{-1} \sum_{i=1}^n \hat{u}_i \left\{ n^{-1} \sum_{j=1, j \neq i}^n \hat{u}_j W_{h,ij} L_{\rho,ij} \right\} \\ &= n^{-2} \sum_i \sum_{j \neq i} \hat{u}_i \hat{u}_j K_{\gamma,ij} \end{aligned} \quad (4)$$

其中, $\hat{u}_i = y_i - m(x_i, \hat{\beta})$ 是原假设中参数模型的残差, $\hat{\beta}$ 是在原假设 H_0 下 β 的 \sqrt{n} -一致估计量, $\hat{E}_{-i}(u_i | x_i) \hat{f}_{-i}(x_i)$ 是 $E(y_i | x_i) f(x_i)$ 的 leave-one-out 核估计量, $K_{\gamma, \bar{y}} = W_{h, \bar{y}} L_{\rho, \bar{y}} (\gamma = (h, \rho))$, W 是连续自变量的核函数, L 是离散自变量的核函数, h 是连续自变量的平滑参数向量, ρ 是离散自变量的平滑参数向量。Hsiao、Li 和 Racine 建议使用交叉一鉴定(Cross-Validation)方法选择平滑参数向量 h 和 ρ , 使用 CV 平滑参数 $(\hat{h}_1, \dots, \hat{h}_q, \hat{\rho}_1, \dots, \hat{\rho}_r)$ (假设 x_i 中连续变量的个数为 q , 离散变量的个数为 r) 代替(4)式中的 $(h_1, \dots, h_q, \rho_1,$

$\dots, \rho_r)$ 可以得到基于 CV 的检验统计量 \hat{I}_n 。Hsiao、Li 和 Racine 进一步证明在原假设 H_0 下,

$$\begin{aligned} n(\hat{h}_1, \dots, \hat{h}_q)^{1/2} \hat{I}_n &\rightarrow N(0, \Omega) \\ \Omega &= 2E[\sigma^4(x_i) f(x_i)] \times \left[\int W^2(v) dv \right] \end{aligned} \quad (5)$$

其中, $\sigma(x_i) = E(u_i^2)$, Ω 的一个一致估计量可以表示为:

$$\hat{\Omega} = \frac{2(\hat{h}_1, \dots, \hat{h}_q)}{n^2} \sum_i \sum_{j \neq i} \hat{u}_i^2 \hat{u}_j^2 W_{h,ij}^2 L_{\rho,ij}^2 \quad (6)$$

因而, 在原假设 H_0 下可以得到:

$$\hat{J}_n = n(\hat{h}_1, \dots, \hat{h}_q)^{1/2} \hat{I}_n / \sqrt{\hat{\Omega}} \rightarrow N(0, 1) \quad (7)$$

当 J_n 检验被拒绝时, 说明假定随机扰动项服从 $N(0,1)$ 是不恰当的, 简化式劳动参与方程不是一个参数模型, 而是一个半参数模型, 应该使用半参数估计方法进行估计。半参数估计方法放松了参数模型中随机扰动项服从特定分布的假设, 则个体 i 劳动参与的概率可以表示为:

$$Pr(p_i = 1) = F(\alpha_1 Y_i + Z_i' \alpha_2) \quad (8)$$

其中, $F(\cdot)$ 函数形式未知, 模型为一个半参数单指示模型^④(semi-parametric single index model)。对于这类模型的估计有许多方法, 如半参数极大似然估计(Klein and Spady, 1993)、平滑最大计分估计(smooth maximum score estimator)(Horowitz, 1992)和半参数最小二乘估计(Ichimura, 1993)等。本文应用半参数最小二乘估计法进行估计, 系数估计值可以通过最小化下面的式子得到:

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n [y_i - \hat{F}(\alpha_1 Y_i + Z_i' \alpha_2)] \quad (9)$$

其中, $\hat{F}(\alpha_1 Y_i + Z_i' \alpha_2)$ 为 $F(\alpha_1 Y_i + Z_i' \alpha_2)$ 的非参数估计量。

在参数估计方法下, 逆米尔斯比项可以依据(2)式得到。然而, 在半参数估计方法下, 由于函数形式未知, 因而不能准确地得到逆米尔斯比的表达式。Newey(1999)提出可以通过一个多元函数序列得到逆米尔斯比的近似表达式, 主要思想为尽管并不知道逆米尔斯比的准确形式, 但是可以确定的是逆米尔斯比是单指示 $\alpha_1 Y_i + Z_i' \alpha_2$ 的函数, 因而可以通过单指示的一个多元函数序列近似表达逆米尔斯比。逆米尔斯比可以近似表示为:

$$\lambda_i \cong \sum_{j=1}^J \kappa_j \cdot \tau_i^{j-1} \quad (10)$$

其中, κ_i 为未知的系数, τ_i 为已知的基础函数 (basis function), 是 $\alpha_1 Y_i + Z_i' \alpha_2$ 的函数, J 是基础函数的项数, 通过增加 J 可以得到更加灵活的近似函数, 但是却以需要估计更多的参数为代价。 J 的项数可以通过交叉—鉴定方法来确定。Newey 给出基础函数的近似形式:

$$\hat{\tau}_i = \phi(\hat{\eta}_1 + \hat{\eta}_2 \hat{v}_i) / \Phi(\hat{\eta}_1 + \hat{\eta}_2 \hat{v}_i) \quad (11)$$

其中, \hat{v}_i 为半参数单指示模型的拟合值 (即 $F(\hat{\alpha}_1 Y_i + Z_i' \hat{\alpha}_2)$), $(\hat{\eta}_1, \hat{\eta}_2)$ 为 p_i 对 $(1, \hat{v}_i)$ 进行 Probit 回归所得的系数估计值。最后, 用方程(10)中的 λ_i 代替方程(3)中的 λ_i 可以得到简化式劳动参与方程为半参数模型的情况下, 修正样本选择偏差的工资方程。

(三) 结构式劳动参与方程的估计方法

在得到工资方程的估计结果后, 可以对结构式劳动参与方程进行估计从而得到市场工资对劳动参与概率的影响。结构式劳动参与方程可以表示为:

$$p_i^* = \gamma_1 \ln(\hat{w}_i) + \gamma_2 Y_i + Z_i' \gamma_3 + v_i$$

$$p_i = \begin{cases} 1 & \text{if } p_i^* > 0 \\ 0 & \text{if } p_i^* \leq 0 \end{cases} \quad (12)$$

其中, γ_1, γ_2 和 γ_3 表示系数, 从而个体 i 劳动参与的概率可以表示为:

$$Pr(p_i = 1) = F(\gamma_1 \ln(\hat{w}_i) + \gamma_2 Y_i + Z_i' \gamma_3) \quad (13)$$

根据搜寻匹配理论, 个体所面对的市场工资水平越高, 个体参与劳动力市场的概率越大; 根据劳动供给生命周期理论, 个体在整个生命周期内劳动参与形式并不相同; 根据人力资本理论, 个体的人力资本水平会影响个体劳动参与的概率; 根据家庭劳动供给理论, 家庭情况会影响个体的劳动参与概率。根据区域经济理论, 地区经济发展水平越高, 个体参与劳动力市场的概率越大。因此, 本文将工资水平, 表示生命周期劳动参与的年龄, 表示人力资本水平的受教育年限与身体健康情况 (虚拟变量, 以身体差为参照组), 表示家庭情况的户主 (虚拟变量, 以家庭成员为参照组)、学龄前孩子 (虚拟变量, 以没有 6 岁以下孩子为参照组) 与非劳动收入 (非劳动收入仅包括家庭其他人收入和家庭其他收入) 和表示经济环境的东、中、西部地区作为劳动参与方程的解释变量。

$F(\cdot)$ 的函数形式取决于 v_i 的分布形式, 当 $v_i \sim N$

$(0, 1)$ 时, 为 Probit 模型, 可以应用极大似然估计方法进行估计, 根据方程的估计结果可以计算劳动参与的工资弹性和收入弹性分别为:

$$\eta_w = \frac{\partial \hat{\Phi}}{\partial \ln w} \quad \eta_Y = \frac{\bar{Y} \partial \hat{\Phi}}{\partial Y} \quad (14)$$

其中, lfp 表示劳动参与率, \bar{Y} 为非劳动收入的均值。

但当 v_i 的分布形式未知时, $F(\cdot)$ 为半参数单指示模型, 可以应用前文介绍的半参数估计方法进行估计, 根据方程的估计结果可以计算劳动参与的工资弹性和收入弹性分别为:

$$\eta_w = \frac{\partial \hat{F}}{\partial \ln w}, \quad \eta_Y = \frac{\bar{Y} \partial \hat{F}}{\partial Y} \quad (15)$$

三、数据的统计描述

本文使用的数据来自中国社会科学院经济研究所“中国城乡居民收入分配”课题组 2002 年住户抽样调查数据, 该调查在国家统计局大样本二次抽样的基础上得到, 覆盖了中国东、中、西三大地区 12 个省和直辖市^⑤的 60 多个城市近万个家庭, 调查内容涉及个人 (和家庭) 基本人口信息、收入与财产信息和劳动力市场状态信息。由于调查中的已婚个体占据了劳动年龄人口的绝大多数, 并且考虑到结合成家庭的个体劳动参与行为与单个体劳动参与行为的影响因素存在较大差异, 本文将样本范围限制为结合成家庭并且夫妻双方均小于 60 岁的劳动年龄人口。进一步, 本文从样本中删除了丈夫或妻子为离休、退休、提前退休或丧失劳动能力的家庭, 最后得到 4029 个家庭样本。本文将在 2002 年有过就业经历界定为劳动参与, 包括 2002 年底就业 (2002 年部分时间就业或全年就业) 和 2002 年底失业但 2002 年部分时间失业^⑥。表 1 给出样本中男性和女性劳动力处于各种劳动力市场状态的人数分布, 可以发现男性和女性劳动参与率分别为 94.81% 和 83.35%, 男性劳动参与率明显大于女性劳动参与率; 男性和女性全年失业率分别为 4.91% 和 10.67%, 男性失业率明显低于女性失业率。

为了分析不同收入群体的劳动参与行为,

表 1 劳动力市场状态人数分布

劳动力	全年就业	部分时间就业	部分时间失业	全年失业	退出劳动力市场
女性	3147	138	73	430	241
男性	3654	122	44	198	11

本文将所有家庭按收入由低到高平分成4个子群体。表2给出了样本中女性和男性不同收入群体劳动参与个体工资影响因素的描述统计量,可以发现无论女性还是男性,个体小时工资与家庭收入明显呈正相关关系。随着家庭收入的增加,受教育年限、工作经验、重点中学毕业比例、学习成绩良好比例和通过高考上大学比例均呈现出不断上升趋势;高收入群体中父亲和母亲大学毕业比例均高于其他3个收入群体,而低收入群体父亲和母亲大学毕业比例均低于其他3个收入群体,这些统计结果均与理论预期一致。

表3给出了女性和男性不同收入群体劳动参与影响因素的描述统计量,可以发现由低收入群体至高收入群体,工资水平和劳动参与率均呈现不断上升趋势;在反映生命周期劳动参与的年龄变量中,高收入群体平均年龄要大于前3个收

入群体,而前3个收入群体平均年龄无较大差异;反映人力资本情况的受教育年限均呈现出上升趋势;反映家庭情况的学龄前孩子比例呈递减趋势,非劳动收入(年收入,下同)呈增加趋势,女性户主比例呈增加趋势,而男性户主比例呈递减趋势。

四、估计结果

(一)工资方程的估计结果

表4给出了应用参数方法对女性和男性工资方程估计的结果,可以发现女性和男性选择方程参数模型设定检验 J_n 统计量的估计值分别为0.9797和0.2167,都没有拒绝原假设,说明参数模型估计的结果是恰当的。女性和男性工资方程中的选择修正项都是显著的,说明修正样本选择偏差是必要的。从女性和男性简化式劳动参与方程(选择方程)的估计结果中可以发现,随着年龄的增长,个体劳动参与概率逐渐下降,与生命周期理论的预期相符;健康的身体和较高的受教育年限均会增加个体劳动参与的概率,与人力资本理论的预期相符;户主身份对个体劳动参与概率具有正向影响,说明户主需要承担更多的家庭收入责任;具有学龄前孩子对女性劳动参与的概率具有负向影响,说明女性需要花费一定的时间照看年幼的孩子;非劳动收入的增加对女性劳动参与的概率具有负向影响,说明收入效应在发挥作用;相反,学龄前孩子和非劳动收入对男性劳动参与概率没有显著影响,说明男性的劳动参与受到家庭情况的影响较小,与劳动供给理论的预期和相关经验研究结果相符;与东部地区相比,中部与西部地区的女性和中部地区的男性劳动参与概率明显降低,主要源于东部地区工资水平明显高于中部和西部,较高的工资水平导致了较高的劳动参与概率。

从女性和男性工资方程的估计结果中可以发现,受教育年限对个体工资具有正向影响,经验对个体工资的影响呈倒U型趋势,与人力资本理论的预期相符;在表示家庭教育背景变量中的父亲大学毕业对个体工资具有正向影响,但母亲是否大学毕业对个体工资的影响并不显著;代表个体能力的重点中学毕业、中学成绩优良和通过高考上大学对个体工资均具有正向影响,与工资理论预期相符;中部和西部地区个体的工资水平明显低于东部地区个体的工资水平,既与区域经济发展水平一致,也暗示着中国劳动力市场

表2 参与个体工资影响因素的描述统计量

影响因素	女性				男性			
	低	中低	中高	高	低	中低	中高	高
小时工资对数	0.65 (0.67)	1.13 (0.58)	1.53 (0.56)	2.01 (0.59)	0.99 (0.60)	1.47 (0.50)	1.76 (0.42)	2.23 (0.50)
受教育年限	9.77 (2.63)	10.72 (2.67)	11.68 (2.76)	12.16 (2.78)	9.93 (2.78)	11.18 (2.76)	11.9 (3.04)	12.61 (3.05)
经验	17.9 (7.46)	18.86 (7.22)	20.35 (7.25)	22.37 (7.87)	21.54 (7.59)	22.12 (7.50)	22.6 (7.44)	24.48 (8.21)
重点中学	0.17 (0.37)	0.2 (0.40)	0.28 (0.45)	0.3 (0.46)	0.17 (0.38)	0.25 (0.43)	0.31 (0.46)	0.35 (0.48)
中学成绩	0.23 (0.42)	0.34 (0.47)	0.49 (0.50)	0.56 (0.50)	0.28 (0.45)	0.4 (0.49)	0.5 (0.50)	0.6 (0.49)
大学录取	0.03 (0.18)	0.08 (0.27)	0.1 (0.30)	0.15 (0.36)	0.04 (0.20)	0.12 (0.32)	0.17 (0.37)	0.26 (0.44)
父亲大学毕业	0.01 (0.09)	0.02 (0.15)	0.04 (0.20)	0.05 (0.22)	0.02 (0.15)	0.05 (0.21)	0.04 (0.20)	0.07 (0.25)
母亲大学毕业	0.01 (0.11)	0.02 (0.14)	0.02 (0.13)	0.04 (0.19)	0.01 (0.09)	0.02 (0.13)	0.02 (0.12)	0.03 (0.18)

注:()内为标准差,下同。

表3 劳动参与影响因素的描述统计量

影响因素	女性				男性			
	低	中低	中高	高	低	中低	中高	高
小时工资对数	0.65 (0.67)	1.13 (0.58)	1.53 (0.56)	2.01 (0.59)	0.99 (0.60)	1.47 (0.50)	1.76 (0.42)	2.23 (0.50)
参与率	0.667 (0.47)	0.8231 (0.38)	0.8987 (0.30)	0.9454 (0.23)	0.8949 (0.31)	0.9437 (0.22)	0.9752 (0.16)	0.9752 (0.16)
年龄	40.27 (6.55)	40.33 (6.53)	40.62 (6.67)	42.4 (7.02)	42.48 (6.81)	42.45 (6.70)	42.45 (6.73)	44.34 (7.21)
健康	0.93 (0.26)	0.96 (0.20)	0.95 (0.21)	0.95 (0.22)	0.94 (0.23)	0.97 (0.17)	0.97 (0.18)	0.97 (0.16)
受教育年限	9.38 (2.68)	10.36 (2.81)	11.45 (2.80)	11.99 (2.85)	9.85 (2.76)	11.09 (2.77)	11.88 (3.04)	12.56 (3.05)
户主	0.24 (0.42)	0.29 (0.45)	0.38 (0.48)	0.39 (0.49)	0.77 (0.42)	0.71 (0.45)	0.62 (0.48)	0.61 (0.49)
学龄前孩子	0.14 (0.34)	0.14 (0.35)	0.12 (0.33)	0.09 (0.28)	0.14 (0.34)	0.14 (0.35)	0.12 (0.33)	0.09 (0.28)
非劳动收入	7682 (3487)	11715 (4597)	15405 (6047)	26797 (14626)	4548 (3231)	8029 (4237)	11996 (5732)	21816 (13322)

存在一定的地域分割性。

对比女性和男性工资方程的估计结果可以发现,受教育年限、经验和表示个人能力的3个解释变量对女性工资的影响要大于对男性工资的影响,说明人力资本和个人能力在决定女性工资水平的过程中发挥了更大的作用。男性工资方程中代表地区经济环境差异的中部和西部变量的系数绝对值要大于女性系数的绝对值,说明男性工资的地区差距要大于女性工资的地区差距。从劳动经济学中比较关注的教育收益率指标来看,女性和男性的教育收益率分别为5.63%和5.48%,说明女性的教育收益率略高于男性的教育收益率,与国内相关的经验研究结果是一致的。

(二)劳动参与方程的估计结果

由于工资方程参数模型设定检验的原假设并没有被拒绝,因而可以采用工资方程的参数估计结果对每个个体的市场工资进行预测,并将预测的市场工资水平作为解释变量引入结构式劳动参与方程。表5给出了女性和男性不同收入群体劳动参与方程参数模型设定检验的统计量,可以发现除女性低收入群体、男性低收入群体和男性高收入群体没有拒绝参数模型的设定形式外,其他收入群体均拒绝了参数模型的设定形式,说明如果仅研究女性低收入群体、男性低收入群体和男性高收入群体的劳动参与行为,则应用参数模型是合适的;但如果需研究所有收入群体的劳动参与行为,则必须应用半参数模型。

表6给出了参数模型下女性低收入群体、男性低收入群体和男性高收入群体劳动参与方程的估计结果,可以发现对这3个群体中的个体来说,小时工资对个体劳动参与的影响是正向的,说明随着工资率的提升,个体倾向于劳动参与;年龄对个体劳动参与的影响是负向的,说明随着年龄的增长,个体倾向于退出劳动力市场;受教育年限对个体劳动参与概率具有负向影响,主要源于受教育水平较高的个体,其保留工资较高,在相同的市场工资水平下,劳动参与概率将会较低;在相同的市场工资水平下,中部和西部地区个体劳动参与概率要大于东部地

区个体劳动参与概率。这些估计结果与经济理论预期和经济现实是相符的。

表7和表8分别给出了半参数模型下女性

表4 参数模型下女性和男性工资方程的估计结果

解释变量	女性		男性	
	工资方程	选择方程	工资方程	选择方程
户主		0.5692***[0.1050]		0.2328***[0.0188]
年龄		-0.0278***[-0.0057]		-0.0477***[-0.0035]
健康		0.2974***[0.0710]		0.7318***[0.1006]
受教育年限	0.0563***	0.1500***[0.0310]	0.0548***	0.0810***[0.0061]
经验	0.0380***		0.0262***	
经验平方	-0.0005***		-0.0002*	
父亲大学毕业	0.1408**		0.1531***	
母亲大学毕业	-0.0027		0.0202	
重点中学	0.1048***		0.0904***	
中学成绩	0.1118***		0.0883***	
大学录取	0.1838***		0.1663***	
学龄前孩子		-0.1551**[-0.0342]		0.1036 [0.0072]
非劳动收入		-0.0370**[-0.0766]		-0.0196 [-0.0015]
中部	-0.2241***	-0.4922***[-0.1098]	-0.3183***	-0.2607***[-0.0209]
西部	-0.1835***	-0.2132***[-0.0465]	-0.2838***	0.0189 [0.0014]
常数项	0.4829***	0.5155**	0.6698***	2.1857***
λ	-0.5046***		-0.3895**	
R^2	0.2046	0.1588	0.2091	0.1218
设定检验	$\hat{J}_n = -0.9797$, $P = 0.1636$		$\hat{J}_n = 0.2167$, $P = 0.4142$	

注:为使非劳动收入系数估计值与其他变量系数估计值在数量级上不存在较大差异,在回归中将非劳动收入除以10000,*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平下显著,[]内为变量对劳动参与概率的边际影响,下同。

表5 不同收入群体结构式劳动参与方程参数设定检验

性别	低收入群体	中低收入群体	中高收入群体	高收入群体
女性	$\hat{J}_n = -0.1305$, $P = 0.448$	$\hat{J}_n = -1.9262$, $P = 0.027$	$\hat{J}_n = -1.6608$, $P = 0.0484$	$\hat{J}_n = 3.3118$, $P = 0.0005$
男性	$\hat{J}_n = 0.2167$, $P = 0.4142$	$\hat{J}_n = 1.8034$, $P = 0.0357$	$\hat{J}_n = 2.0423$, $P = 0.0205$	$\hat{J}_n = -1.4226$, $P = 0.9226$

表6 参数模型下若干收入群体劳动参与方程的估计结果

解释变量	女性低收入群体	男性低收入群体	男性高收入群体
户主	-0.1837 [-0.0663]	0.0450 [0.0055]	0.0241 [0.0005]
小时工资对数	2.8990***[1.0245]	2.5425***[0.3065]	3.9660***[0.0828]
年龄	-0.0345***[-0.0122]	-0.0629***[-0.0076]	-0.0778***[-0.0016]
健康	0.1379 [0.0522]	0.5011**[0.0837]	-0.1296 [-0.0023]
受教育年限	-0.2318***[-0.0819]	-0.1819***[-0.0219]	-0.2058***[-0.0043]
学龄前孩子	0.5464***[0.1705]	0.9102***[0.0675]	-0.2307 [-0.0061]
非劳动收入	-1.0449***[-0.3692]	-1.0096***[-0.1217]	-0.1176**[-0.0025]
中部	0.6041***[0.2097]	0.3990***[0.0479]	0.5911***[0.0085]
西部	0.5716***[0.1880]	0.0728 [0.0086]	0.2218***[0.0040]
常数项	1.2527***	1.9827***	1.5852
R^2	0.2848	0.2268	0.2619

表7 半参数模型下不同收入群体女性劳动参与方程的估计结果

解释变量	低收入群体	中低收入群体	中高收入群体	高收入群体
户主	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
小时工资对数	0.8152***[0.7270]	0.6267***[0.5003]	0.5598***[0.3862]	0.4862***[0.2313]
年龄	-0.0086***[-0.0077]	-0.0166***[-0.0133]	-0.0113***[-0.0078]	-0.0052***[-0.0025]
健康	0.0273 [0.0244]	-0.0433 [-0.0346]	-0.0104 [-0.0072]	0.1713***[0.0815]
受教育年限	-0.0691***[-0.0616]	-0.0538***[-0.0429]	-0.0358***[-0.0247]	-0.0329***[-0.0157]
学龄前孩子	0.1506***[0.1343]	0.0409* [0.0327]	0.0331 [0.0228]	0.0132 [0.0063]
非劳动收入	-0.2783***[-0.2482]	-0.1997***[-0.1595]	-0.1119***[-0.0773]	-0.0044** [-0.0021]
中部	0.1715***[0.1530]	0.1484***[0.1185]	0.1176***[0.0811]	0.0633***[0.0301]
西部	0.1610***[0.1436]	0.1166***[0.0931]	0.0898***[0.0619]	0.0836***[0.0398]
R^2	0.3341	0.4337	0.3191	0.3711

中国城镇居民不同收入群体的劳动参与行为

中国收入·分配论坛

和男性不同收入群体劳动参与方程的估计结果^⑦,通过与表6中相应群体劳动参与方程的估计结果对比可以发现,解释变量对个体劳动参与影响的方向是一致的,说明半参数模型估计的结果是稳健的。从表7中估计结果可以发现,小时工资对各收入

群体女性劳动参与概率均具有正向影响,并且边际效应呈递减趋势,小时工资对低收入群体女性劳动参与概率的边际效应最大(0.7270),而对高收入群体女性劳动参与概率的边际效应最小(0.2313),主要源于低收入群体保留工资水平较低;年龄对每个收入群体女性劳动参与概率都具有负向影响;身体健康对高收入群体女性劳动参与概率具有正向影响,而对其他收入群体劳动参与概率没有显著影响;受教育年限对各收入群体女性劳动参与概率均具有负向影响,且边际效应呈递减趋势,说明在相同的市场工资水平下,受教育年限对收入较低家庭女性劳动参与概率影响较大,主要源于受教育年限与保留工资水平正相关;学龄前孩子对低收入群体和中低收入群体女性劳动参与概率具有显著正向影响,而对其他收入群体女性劳动参与概率并没有显著影响,说明较低收入家庭更需要通过劳动参与增加家庭收入以抚养幼儿;非劳动收入对各收入群体女性劳动参与概率均具有负向影响,并且边际效应呈递减趋势,对低收入群体边际效应最大(-0.2482),而对高收入群体边际效应最小(-0.0021);代表地区经济环境差异的中部和西部代理变量在各收入群体女性的劳动参与方程中均显著为正,说明在各地区市场工资水平相同的情况下,中部和西部地区各收入群体女性劳动参与概率均要大于东部地区相应收入群体女性劳动参与的概率。

根据方程(15)可以计算每个收入群体女性的劳动参与弹性。由低收入群体至高收入群体,女性劳动参与的工资弹性分别为1.0899、0.6078、0.4297和0.3583,而女性劳动参与的收入弹性分别为-0.2858、-0.2270、-0.1324和-0.0087,说明女性劳动参与的工资弹性和收入弹性均随家庭平均收入的增加而递减,家庭收入越低的女性对工资和收入变动的劳动参与行为反应越敏感。由于每个收入群体

表8 半参数模型下男性不同收入群体劳动参与方程的估计结果

解释变量	低收入群体	中低收入群体	中高收入群体	高收入群体
户主	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
小时工资对数	0.4787***[0.3942]	0.2084***[0.1437]	0.1643***[0.0640]	0.2788***[0.0891]
年龄	-0.0104***[-0.0086]	-0.0075***[-0.0052]	-0.0082***[-0.0032]	-0.0019***[-0.0006]
健康	0.1453***[0.1198]	0.0221 [0.0153]	0.0163 [0.0063]	0.0609***[0.0194]
受教育年限	-0.0316***[-0.0261]	-0.0107**[-0.0073]	-0.0134***[-0.0052]	-0.0132***[-0.0042]
学龄前孩子	0.0513** [0.0423]	-0.0077 [-0.0053]	-0.0193* [-0.0075]	0.0064 [0.0021]
非劳动收入	-0.1336***[-0.2110]	-0.1154***[-0.0796]	-0.1685***[-0.0457]	-0.0185***[-0.0059]
中部	0.1386***[0.1142]	0.0711***[0.0491]	0.0458***[0.0084]	0.0386***[0.0123]
西部	0.1550***[0.1277]	0.0332***[0.0229]	0.0802***[0.0412]	0.0508***[0.0163]
R ²	0.2498	0.1932	0.3043	0.2197

中女性劳动参与的工资弹性均大于劳动参与的收入弹性,说明女性劳动参与的替代效应远大于收入效应,工资率的提升将会促进女性的劳动参与。

从半参数模型下不同收入群体男性劳动参与方程的估计结果中可以发现,与女性类似,小时工资对各收入群体男性劳动参与概率均具有正向影响,对劳动参与概率的边际影响由低收入群体至高收入群体呈递减趋势,小时工资对低收入群体男性劳动参与概率的边际效应最大(0.3942),而对高收入群体男性劳动参与概率的边际效应最小(0.0891);年龄对各收入群体男性劳动参与概率都具有负向影响;身体健康对低收入群体男性和高收入群体男性劳动参与概率的影响显著为正,而对其他收入群体男性劳动参与概率的影响并不显著;受教育年限对各收入群体男性劳动参与概率的影响为负,且边际效应呈递减趋势;学龄前孩子对低收入群体男性劳动参与概率具有显著正向影响,而对其他收入群体男性劳动参与概率的影响并不显著,说明低收入群体男性需要为培育孩子付出更多的劳动;非劳动收入对各收入群体男性劳动参与概率均具有负向影响,且边际效应呈递减趋势,对低收入群体男性劳动参与边际效应最大(-0.2110),对高收入群体男性劳动参与边际效应最小(-0.0059);代表地区经济环境差异的中部代理变量和西部代理变量在各收入群体男性劳动参与方程中均显著为正,说明在各地区市场工资水平相同的情况下,中部和西部地区各收入群体男性劳动参与概率要大于东部地区相应群体男性劳动参与的概率。

同样,根据方程(15)可以计算各收入群体男性的劳动参与弹性。由低收入群体至高收入群体,男性劳动参与的工资弹性分别为0.4405、0.1554、0.0656和0.0913,劳动参与的收入弹性分别为-0.1068、-0.0678、-0.0562和-0.0133,说明男性劳动

参与的工资弹性由低收入群体至中高收入群体基本呈递减趋势,虽然高收入群体男性劳动参与的工资弹性要大于中高收入群体,但明显小于前两个收入群体男性劳动参与的工资弹性;每个收入群体男性劳动参与的收入弹性都很小,并且劳动参与的收入弹性由低收入群体至高收入群体呈递减趋势,说明收入较低的家庭对工资和收入变动的劳动参与反应较敏感。每个收入群体中男性劳动参与的工资弹性都远大于劳动参与的收入弹性,说明男性劳动参与的替代效应远大于收入效应,工资率的提升将会促进男性的劳动参与。

工资和收入对城镇居民劳动参与的边际影响远大于其他因素对劳动参与的边际影响,说明工资和收入是城镇居民劳动参与的最主要影响因素。低收入群体劳动参与的工资和收入弹性较大,而高收入群体劳动参与弹性较小,主要源于低收入群体家庭收入较低,人力资本水平和个人能力较低,工资和收入的变动对其家庭效用影响较大,故保留工资水平较低。因此,提升工资和收入将会为低收入群体带来较大效用,更易于使得市场工资高于其保留工资,能够明显促进其劳动参与。

五、结论

为了加深对城镇居民劳动参与行为的理解,为了使得劳动力市场政策的设计更具针对性,本文提出将城镇居民总样本按照家庭收入由低到高分成若干子样本,并通过劳动参与方程的参数模型或半参数模型分析每个子样本劳动参与行为的研究思路。这种研究思路可能不仅可以用于劳动参与行为的分析,而且可以应用于其他经济学问题的分析,如不同收入群体的消费行为等。由于劳动参与方程参数模型设定检验的统计量拒绝了大部分收入群体参数模型估计的结果,说明半参数模型所得的结果是比较稳健的,且对参数模型进行设定检验是必要的。

本文的研究结果表明:在每个收入群体中,女性劳动参与的工资弹性和收入弹性均大于男性劳动参与的工资弹性和收入弹性,说明女性劳动参与行为更易受到工资和收入变动的影响,这与发达国家的经验研究结果是一致的(Blundell and MaCurdy, 1999);女性和男性劳动参与的工资弹性均远大

于收入弹性,即替代效应大于收入效应,说明中国城镇居民劳动参与处于倒C型曲线的前半段,工资水平的提升将会促进城镇居民(尤其是女性)的劳动参与,有助于城镇居民就业率的上升。

随着家庭收入的提高,女性和男性劳动参与的工资弹性和收入弹性均呈现递减趋势,且低收入群体劳动参与的工资弹性和收入弹性要明显大于其他收入群体的工资弹性和收入弹性,说明低收入群体劳动参与行为对工资和收入的变动比较敏感,主要源于低收入群体保留工资水平较低。由于低收入群体的劳动参与率明显低于其他收入群体,而失业率却高于其他收入群体,因此设计和实施针对低收入群体工资提升的劳动力市场政策,如适当地提高最低工资标准,将能够有效地促进低收入群体的劳动参与,进而在较大程度上缓解城镇居民失业的问题^①。相反,由于高收入群体劳动参与的工资弹性和收入弹性较低,对工资和收入变动反应不太敏感,设计和实施针对高收入群体工资提升的劳动力市场政策,如工薪所得税减除费用标准提升,对促进就业的作用效果将不明显。

由于中国正处于计划经济向市场经济转型过程中,不可避免地会出现城镇贫困和收入差距问题,城镇贫困的一个重要成因是家庭成员失业。由于城镇居民劳动参与的收入弹性为负值,那么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)只能在短期内缓解城镇贫困问题,无法促进低收入群体的劳动参与,因而无法从根本上使其摆脱贫困的处境。由于低收入群体劳动参与具有较大的工资弹性,因而设计和实施积极的劳动力市场政策(如提供公共岗位和就业补贴等),改善就业环境,促进低收入群体的劳动参与和就业,不仅能够有效地削减城镇贫困,而且有助于抑制城镇居民收入差距的持续扩大。

(作者单位:吉林大学数量经济研究中心,责任编辑:蒋东生)

注释

^①按照 Heckman(1993)的观点,积极的劳动力市场政策不仅影响居民劳动参与(广度变化),而且影响居民工作时间(深度变化)。但 Blundell 和 MaCurdy(1999)通过对大量经验研究成果总结后提出,劳动参与变化远比工作时间变化重要。由于就业问题主要关注劳动参与而非工作时间,故本文将研究对象锁定为劳动参与行为分析。

^②事实上,即使是来自一个总体的样本有时也不满足参数

中国城镇居民不同收入群体的劳动参与行为

中国收入·分配论坛

模型的假设条件 (Gerfin, 1996; Fernández and Rodríguez-Poo, 1997)。

③解释变量中包含市场工资的劳动参与方程称为结构式劳动参与方程, 而解释变量中不包含市场工资的劳动参与方程称为简化式劳动参与方程, 简化式劳动参与方程无法分析工资对劳动参与的影响(Killingsworth, 1983)。

④单指示模型将因变量 y 和指示形式 $x\theta$ 通过函数联系起来, 一般形式: $y = \varphi(x\theta) + v, E(v|x) = 0, \theta$ 只可规模识别。当 $\varphi(\cdot)$ 函数形式未知时, 除已知 $E(v|x) = 0$ 外, 无法获得具体形式函数分布(Stoker, 1986)。

⑤其中, 东部地区包括北京市、辽宁省、江苏省和广东省, 中部地区包括安徽省、河南省、湖北省和山西省, 西部地区包括重庆市、四川省、云南省和甘肃省。

⑥国外的研究一般将调查时点前的一段时期内有过工作经历界定为劳动参与, 例如 Eissa(1995)将在调查时点的前一年中工作一小时以上界定为劳动参与。

⑦由于半参数单指示模型只能规模识别, 因而需要将某一解释变量的系数固定为 1, 本文将户主的系数固定为 1。尽管半参数单指示模型所得系数估计值与 Probit 模型所得系数估计值的大小存在明显差异(主要源于户主系数固定为 1 所致), 但在两种模型的估计结果中解释变量对劳动参与概率的边际影响并无较大差异。

⑧理论上就业和失业不仅取决于劳动供给, 而且取决于劳动需求。但近年来中国许多地方政府陆续提出针对低收入群体的“4050”就业扶持计划和“零就业家庭”就业扶持计划等, 并相应地提高了最低工资标准, 则城镇居民的就业和失业主要取决于居民的劳动参与(张世伟等, 2008a)。

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》,《世界经济文汇》,2008年第2期。

(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》,《经济研究》,2005年第7期。

(3)于洪:《我国个人所得税税负归宿与劳动力供给的研究》,《财经研究》,2004年第4期。

(4)余显才:《所得税劳动供给效应的实证研究》,《管理世界》,2006年第1期。

(5)张世伟、周闯:《城市贫困群体就业扶持政策的劳动供给效应》,《经济评论》,2008年第6期。

(6)张世伟、周闯、万相昱:《个人所得税制度改革的劳动供给效应》,《吉林大学社会科学学报》,2008年第4期。

(7)张世伟、周闯:《城镇劳动力市场工资方程和劳动参与方程联立估计》,《财经问题研究》,2009年第9期。

(8)Blundell, R. and MaCurdy, T., 1999, “Labor Supply: A Review of Alternative Approaches”, in Ashenfelter, O. and Card, D. (eds.), *Handbook of Labor Economics*, 3, Elsevier Science.

(9)Cahuc, P. and Zylberger, A., 2004, *Labor Economics*, MIT Press.

(10)Eissa, N., 1995, “Taxation and Labor Supply of Married Women: The Tax Reform Act of 1986 as a Natural Experiment”, NBER, 4325.

(11)Fernández, A. and Rodríguez-Poo, J., 1997, “Estimation and Specification Testing in Female Labor Participation Models: Parametric and Semiparametric Methods”, *Econometric Reviews*, Vol. 16, No. 2, pp. 229~247.

(12)Gerfin, M., 1996, “Parametric and Semi-Parametric Estimation of the Binary Response Model of Labour Market Participation”, *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 11, No. 3, pp. 321~339.

(13)Goodwin, B. and Holt, M., 2002, “Parametric and Semi-parametric Modeling of the Off-Farm Labor Supply of Agrarian Households in Transition Bulgaria”, *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 84, No. 1, pp. 184~209.

(14)Griliches, Z., 1977, “Estimating Returns to Schooling: Some Econometric Problems”, *Econometrica*, Vol. 45, No.1, pp. 1~22.

(15)Heckman, J., 1979, “Sample Selection Bias as Specific Error”, *Econometrica*, Vol. 47, No.1, pp. 152~161.

(16)Heckman, J., 1993, “What Has Been Learned about Labor Supply in the Past Twenty Years?”, *American Economic Review*, Vol. 83, No.1, pp. 116~121.

(17)Heckman, J., Lalonde, R. and Smith, V., 1999, “The Economics and Econometrics of Active Labor Market Programs”, in Ashenfelter, O. and Card, D. (eds.), *Handbook of Labor Economics*, 3, Elsevier Science.

(18)Horowitz, J., 1992, “A Smoothed Maximum Score Estimator for the Binary Response Model”, *Econometrica*, Vol. 60, No.3, pp. 505~531.

(19)Hsiao, C., Li, Q. and Racine, J., 2007, “A Consistent Model Specification Test with Mixed Categorical and Continuous Data”, *Journal of Econometrics*, Vol.140, No.2, pp. 802~826.

(20)Ichimura, H., 1993, “Semiparametric Least Squares (SLS) and Weighted SLS Estimation of Single-Index Models”, *Journal of Econometrics*, Vol.58, No.1, pp. 71~120.

(21)Killingsworth, R., 1983, *Labor Supply*, Cambridge: Cambridge University Press.

(22)Klein, R. and Spady, R., 1993, “An Efficient Semi-Parametric Estimator for Binary Response Models”, *Econometrica*, Vol. 61, No. 2, pp. 387~423.

(23)Martins, M., 2001, “Parametric and Semiparametric Estimation of Sample Selection Models: An Empirical Application to the Female Labour Force in Portugal”, *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 16, No.1, pp. 23~39.

(24)Newey, K., 1999, “Two-Step Series Estimation of Sample Selection Models”, Massachusetts Institute of Technology, Department of Economics, Working Paper, 04.

(25)Schultz, T., 1988, “Education Investments and Returns”, in Chenery, H. and Srinivasan, T. (eds.), *Handbook of Development Economics*, 1, Elsevier Science.

(26)Stoker, T., 1986, “Consistent Estimation of Scaled Coefficients”, *Econometrica*, Vol. 54, No.6, pp. 1461~1481.