

勤工助学对毕业生收入的影响

赵 忠 *

摘 要 本文使用 1979 年美国全国青年纵向面调查(NLSY79)数据集来研究联邦勤工助学项目对毕业生收入的影响,在 Bjorklund 和 Moffitt(1987)框架下对选择性偏差及该项目在不同学生中的不同效果进行分析。本文模型可以估计不同类型的项目效果。研究发现,该项目的全体学生平均效果为负,但黑人学生可以从项目中受益;全体学生和黑人学生的边际效果为负,因此该项目的覆盖面过大。

关键词 勤工助学,高等教育,项目效果

一、引 言

美国联邦勤工助学项目是一项旨在援助贫困学生的项目,它为符合资格的大学本科生以及研究生提供受补助的就业岗位,由每所大学独自管理。联邦勤工助学项目由 1964 年《就业机会法案》所创立,并在 1965 年《高等教育法案》下得到扩展。该项目的预算一直稳定在 6 亿美元左右,但在 1997 年经历了一次激增,克林顿政府将联邦勤工助学项目的数额提高了 35%,且该项目覆盖面增加到大约 3,000 所院校,总预算超过 8 亿美元。

本文研究联邦勤工助学项目对毕业生收入的影响。毋庸置疑,该项目会对学生生活的许多方面产生影响,如学生继续念大学的可能性、进入大学以后继续读下去的比率、读大学期间在校园里找到一份工作的可能性以及工资水平和所获得工作的类型等。所有这些因素都或多或少影响到学生获取收入的能力。本文将考察重点放在大学毕业这一群体,因此忽略联邦勤工助学项目对念大学的可能性以及入学后继续读下去的比率两个方面的影响。该项目是通过提供额外的就业机会和不同类型的工作对大学毕业生的收入产生影响的。

如图 1 和图 2 所示,公立大学本科教育的平均支出,包括学费、住宿费以及伙食费,从 1975 年的 \$4,713 增加到 1995 年的 \$6,349。而私立大学的则从 1975 年的 \$10,363 增加到 1995 年的 \$17,474(均按 1996 年不变价格计算)。公立大学教育支出占中等家庭收入的百分比从 1975 年的 11.8% 增加到 1995 年

* 北京大学中国经济研究中心。通信地址:北京市北京大学中国经济研究中心,100871;电话:(010) 62758915;Email: zzhao@ccer.pku.edu.cn。我要感谢我的导师 Robert Moffitt 和 Geert Ridder,感谢他们极富价值的建议和讨论;我还要感谢 Carl Christ、Bruce Hamilton、Jeff Smith、Edward Vytalil,以及参加约翰·霍普金斯大学应用微观经济学午餐会和德国 Halle/Saale 经济研究所的一个讨论会的有关人员对本文的评论。当然,作者文责自负。

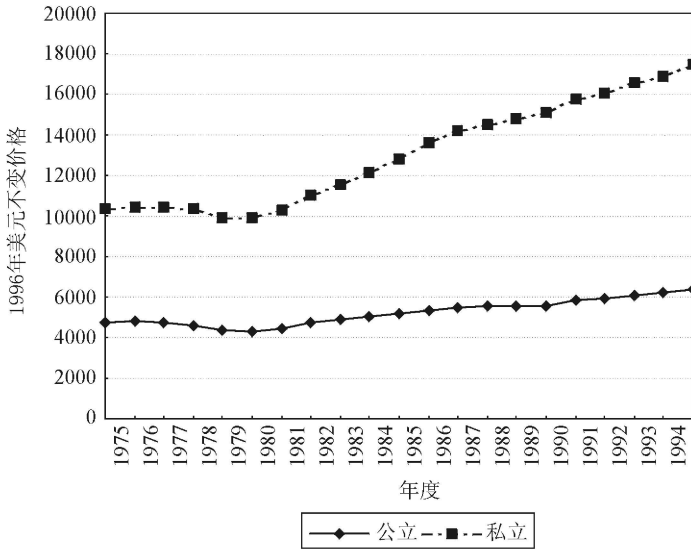


图1 1975年至1996年本科教育成本(学费、住宿费和伙食费)

资料来源:美国教育部: The Condition of Education 1997, Supplement and Error Tables.

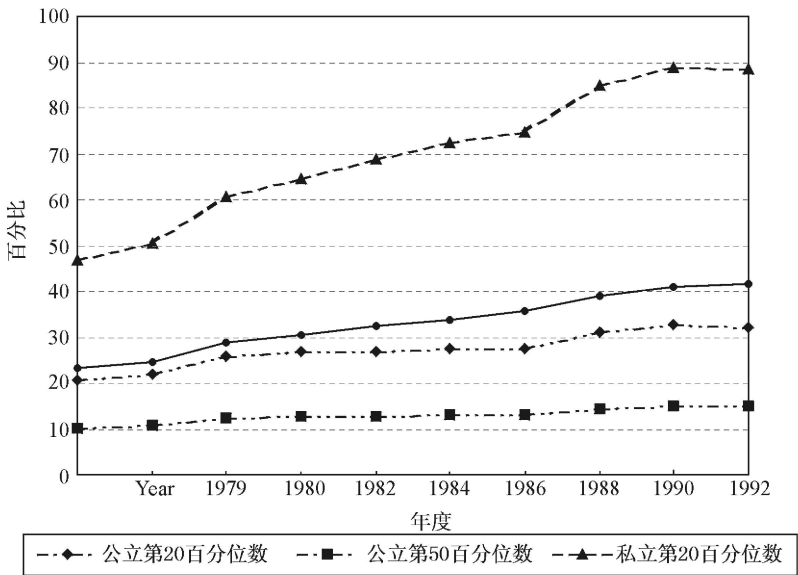


图2 1975—1995年本科教育成本(学费、住宿费和伙食费)占家庭收入的百分比

资料来源:美国教育部: The Condition of Education 1997, Supplement and Error Tables.

的 15.2%；而私立大学则从 1975 年的 25.9% 增加到 1995 年的 41.7%。对于低收入家庭来说，情况更加糟糕。随着教育成本的不断增加，助学金在大学本科教育的融资方面扮演着越来越重要的角色。更多的家庭不得不依赖家庭以外的融资渠道来供其子女完成本科教育。了解不同的助学金项目对学生的长期影响，不仅对政府，而且对学生本人来说，都是非常重要的问题。这个问题对于构建最优的助学金一揽子计划（一个包括无需偿还的助学金、助学贷款以及勤工助学项目的组合）以及有效利用有限的教育资源，都是至关重要的。

另一方面，在美国，兼职工作在高中生以及大学生中间极为普遍。而大学生兼职的很大一部分是以联邦勤工助学项目的形式出现的。¹ 1995 年，有 33.4% 的高中生和 47.2% 的全职大学生有工作，并且这一数字还在不断上涨（见图 3）。² 尽管在校兼职对未来收入的影响在学术界尚有分歧，但政府的各种措施，如 1994 年的《学生就业机会法案》以及联邦勤工助学项目，再加上迅速增长的教育成本，都对学生加入到劳动力市场中起到了推波助澜的作用。研究在校兼职对他们毕业后的收入的影响不仅有学术上的价值，它还具有重要的政策含义。了解联邦勤工助学项目的效果可以给出这个问题的部分答案，而且将该项目的就业形势与其他就业形式的效果相进行比较也是非常有益的。

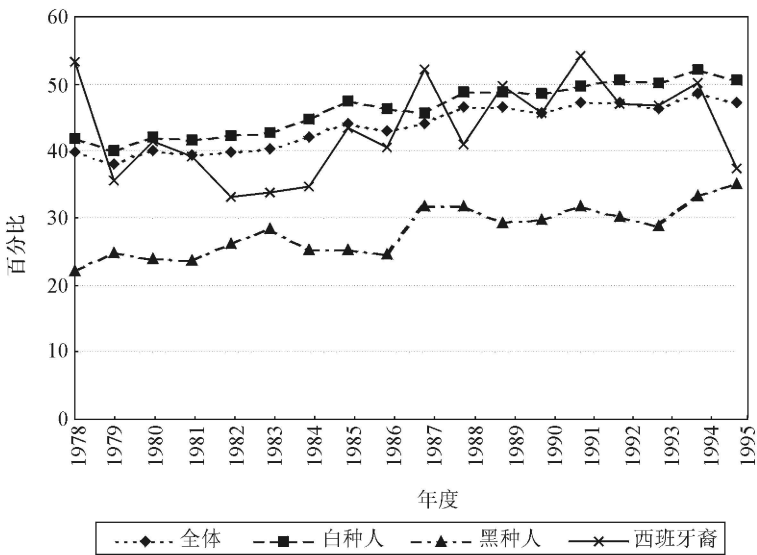


图 3 1978 年至 1995 年全日制学生兼职的百分比（按种族分）

¹ 根据美国教育部官方网站的资料，1997 至 1998 学年，共有 942,000 名学生参加了联邦勤工助学项目。

² 在不同的收入群体和男女人群中也有相同的趋势。

本文所使用的数据集是1979年美国全国青年纵向面调查(NLSY79)数据集。众所周知,当使用调查数据来估计“项目效果”的时候,不可避免会出现著名的(或臭名昭著的)选择性偏差问题。有大量文献讨论如何矫正这种偏差,其中包括 Heckman(1974和1978)、Lee(1979)以及 Barnow, Cain 和 Goldberger(1980)等人的文章。

我们的经济计量模型基于 Bjorklund 和 Moffitt(1987)的研究成果,以矫正选择性偏差并且明确把经济行为人的异质性问题考虑在内。由于承认学生之间的异质性,以及不同学生对联邦勤工助学项目的不同反应,所以区分并且估计不同类型的项目效果——即平均项目效果(ATE)、接受处置对象的项目效果(TT)以及边际项目效果(MTE)就显得极为重要。³ 每种项目效果在概念上是有所区别的,从政策角度而言也有不同的含义。

我们的主要发现是联邦勤工助学项目对黑人学生群体有正面的影响。联邦勤工助学项目对整个学生总体以及参加该项目群体的影响都是负的,也就是ATE和TT都为负,尽管相比之下后者的规模要小得多。MTE也是负的,当然给定另外两种项目效果为负,这一结论也就不足为奇了。在正向选择的假设(positive selection)之下,一般而言MTE要小于ATE,而ATE又小于TT。ATE和TT显著不同,以及黑人学生群体和整个学生总体的估计结果迥异,都说明了学生存在异质性。

本文其余部分如下:第2部分是关于学生兼职文献的简要综述。第3部分为联邦勤工助学项目构造了一个简单的二元选择模型。这部分还概括介绍了美国国会对学生参加该项目的资格进行评估所规定的方法。第4部分简要讨论了不同类型的项目效果以及它们之间的关系,并且建立经济计量模型。第5部分对本文所使用的数据集和变量加以描述。这部分还包括描述统计。第6部分是实证结果,第7部分总结全文。

二、学生兼职对毕业后收入的影响

学生兼职对学生毕业后工资水平的影响得到了广泛的研究。绝大多数研究发现,在校期间的工作经历对于学生毕业后在劳动力市场上的表现有很大帮助。有关的解释包括工作经历可以增进学生对真实世界的了解,帮助学生培养责任心以及良好的工作习惯,为学生提供机会,使他们能在实践中运用所学到的知识,诸如此类。使用1966至1971年间美国国家纵向面调查(NLS)面板数据(panel data), Stephenson(1981)发现“相比那些学生时代既没有工作也没有试图寻找工作的年轻人,具有在校期间工作经历的大学生毕业后工资水平明显高出一截。”Stephenson用普通最小二乘法估计他的模型,而没有考

³ ATE, TT和MTE分别是 Average Treatment Effect, Treatment Effect on Treated 和 Marginal Treatment Effect 的缩写。我们将在后面给出它们的定义。

虑到选择性偏差的问题。

和 Stephenson 不同, Ehrenberg 和 Sherman(1987) 在他们的研究中用 Heckman 模型来矫正选择性偏差,发现在校期间的工作经历提高了就业率。他们的研究所使用的数据集是 1972 至 1979 年间的 NLS 面板数据。

最近, Ruhm(1997) 使用 NLSY79 数据集,也发现了这样一个正面影响,并且得出“学生期间的工作经历通过技术、知识、工作习惯以及经验的积累,提高了日后的劳动生产率,这种作用比人力资本投资的作用要大得多”的结论。Ruhm 在他的研究中也矫正了选择性偏差,但他也承认这一矫正只取得了有限的成功。

然而同样是使用 NLSY79 数据集, Hotz, Xu, Tienda 和 Ahituv(2002) 发现,在借助动态选择模型控制选择性偏差之后,以前得到的实证结果并不那么强有力。

三、针对参加联邦勤工助学项目学生的二元选择模型

(一) 经济模型

在劳动经济学文献中,工资通常反映了工人的特征。遵循这一传统的习惯,我们假设毕业后收入采取以下的形式:

$$Y_{it} = X_{it}\beta + \alpha_i T_i + \varepsilon_{it}. \quad (1)$$

这里 T_i 代表联邦勤工助学项目的参与情况。 $T_i = 1$ 意味着学生参加了联邦勤工助学项目, $T_i = 0$ 意味着没有参加该项目。在后文中,我们将联邦勤工助学项目的参加者称为“参加者”,未参加者称为“非参加者”。在工资方程(1)中,我们明确允许项目效果 α_i 在学生中不同,但它不随时间变化。

面对这样的收入方程,学生要决定是否申请联邦勤工助学项目。每个学生所面临的问题是要比较两种状态下——参加联邦勤工助学项目或者不参加——一生的预期效用,然后选择预期效用更高的那种状态。为分析选择过程,我们作以下几点简化的假设:⁴

(a) 关于是否念大学的选择是在选择是否申请联邦勤工助学项目之前做出的;

(b) 学生只需要做出一次选择;

(c) 学生的效用函数是风险中立的;

(d) 闲暇并不会产生任何效用;

(e) 参加联邦勤工助学项目没有直接成本,但存在间接成本,比如放弃了学习或者其他就业机会的机会成本,这用 φ_i 来表示;

⁴ 这些假设对估计结果没有实质性的影响。

(f) 学生的寿命是无限期的。

在这些假设之下, 原问题变为:

$$\begin{aligned} \text{Max} \quad & \left\{ \sum_{t=1}^{\infty} (X_{it}\beta + \alpha_i T_i) (1+r)^{-t} \right\} - \varphi_i T_i \\ & T_i \in \{0, 1\} \end{aligned}$$

这里, r 是利息率。

更直接地说, 学生可以比较两种状态之下未来收入的贴现值之差:

$$\begin{aligned} E \left[\sum_{t=1}^{\infty} \{Y_{it} (1+r)^{-t}\} - \varphi_i T_i \mid T_i = 1 \right] \\ - E \left[\sum_{t=1}^{\infty} \{Y_{it} (1+r)^{-t}\} - \varphi_i T_i \mid T_i = 0 \right] = ((1+r)r)\alpha_i - \varphi_i, \end{aligned}$$

$$\text{令 } T_i^* = ((1+r)/r)\alpha_i - \varphi_i, \quad (2)$$

如果 $T_i^* > 0$, 那么学生将申请该项目; 如果 $T_i^* \leq 0$, 学生将不会申请。

定义:

$$T_i = 1 \quad \text{如果} \quad T_i^* > 0, \quad (3)$$

$$T_i = 0 \quad \text{如果} \quad T_i^* \leq 0. \quad (4)$$

(二) 国会的选择标准

除了学生本人的自我选择之外, 申请联邦勤工助学项目的学生还要面对由学校控制的一个选择过程, 学校所依据的是由美国国会制定的选择标准。要获得申请该项目的资格, 申请者必须证明自己的确有经济方面的需要。是否具备申请资格可以根据下面这个公式来确定(见美国教育部, 1993):

$$\begin{aligned} S_i^* &= \text{助学金需求} \\ &= \text{上学成本(COA)} - \text{家庭预计可负担的费用(EFC)}, \quad (5) \end{aligned}$$

如果 $S_i^* > 0$, 学生就有资格申请该项目; 否则就不具备这一资格。我们将资格指数 S_i^* 定义为如下形式:

$$S_i = 1, \text{ 如果 } S_i^* > 0, \quad (6)$$

$$S_i = 0, \text{ 如果 } S_i^* \leq 0. \quad (7)$$

上学成本指的是进入大学所要负担的所有支出, 它包括学杂费、住宿费和伙食费、书费、学习用品、交通费以及其他合理的支出。

家庭预计可负担的金额的主要决定因素包括家庭收入、家庭财产、家庭规模以及学生的婚姻状况。特别地当计算家庭预计可负担的金额时, 州所得税是可扣除的, 这样我们在估计模型时, 州所得税率可作为一个排除约束条件(或称工具变量)来识别模型。

联邦勤工助学项目的参与情况是由 T_i 和 S_i 共同决定的, 但只有 T_i 和 S_i

的乘积可以被观测到。将等式(1)至(7)合并起来,我们就得到了一个结构式模型:

$$\begin{aligned}
 Y_{it} &= X_{it}\beta + \alpha_i T_i S_i + \varepsilon_{it} \\
 T_i^* &= ((1+r)r)\alpha_i - \varphi_i \\
 T_i &= 1, \text{ 如果 } T_i^* > 0, \\
 T_i &= 0, \text{ 如果 } T_i^* \leq 0. \\
 S_i^* &= \text{COA} - \text{EFC}. \\
 S_i &= 1, \text{ 如果 } S_i^* > 0, \\
 S_i &= 0, \text{ 如果 } S_i^* \leq 0.
 \end{aligned}$$

四、经济计量模型

(一) 异质性和选择性偏差

众所周知,如果申请参加联邦勤工助学项目的决定是内生的,那么使用普通最小二乘法来估计第3部分的等式(1),所得到的参加项目指数的系数是有偏的。矫正这种偏差的技术在参数模型框架之下得到了很大的发展,比如 Heckman 模型。在实证研究中一般都习惯性的假设项目效果在整个总体中是同质的,尽管存在一些强有力的证据表明,对项目的反应在整个群体中并不是同质的。⁵

在讨论经济计量模型之前,区分异质性反应情况下不同类型的项目效果是非常重要的。

让 α_i 表示第 i 个人的项目效果,然后我们得到以下几种不同类型的项目效果:⁶

$$\begin{aligned}
 \text{ATE} &= E[\alpha_i], & \text{平均项目效果 (ATE)}, \\
 \text{TT} &= E[\alpha_i | T_i = 1], & \text{参加者的平均项目效果 (TT)}.
 \end{aligned}$$

这里 T_i 是参加与否指数;另外

$$\text{MTE} = G^{-1}(1-p), \quad \text{边际项目效果 (MTE)}^7.$$

其中, $G(\cdot)$ 是 α_i 的累计分布函数(CDF), p 是项目的覆盖率。⁸ 边际项目效果的定义与项目覆盖率有关,相应的假设是 α_i 越高的人越有可能参加到该项

⁵ 若要了解具体的例子,可参见 Bjorklund 和 Moffit(1987)、Heckman, Smith 和 Clements(1997)。

⁶ 要了解更广泛的讨论,请参见 Heckman(1997, 1999)、Heckman 和 Vytalci(1999)、Moffit(1999)以及 Vytalci(2002)。

⁷ 这一概念与 Bjorklund 和 Moffit(1987)文中的边际收益(MTE); Imbens 和 Angris(1994)文中的局部平均项目效果(LATE); Heckman(1997)以及 Heckman 和 Vytalci(1999)文中的极限工具变量项目效果(LIV)以及 Vytalci(2002)文中的边际项目效果(MTE)等概念有非常密切的联系。

⁸ p 也可以被认为是整个学生群体对项目的参与倾向度(propensity score)的期望。

目中来。

ATE 是整个总体的平均项目效果,既包括参加项目的人又包括未参加项目的人。或者等价而言,也可以将其认为是从学生总体中随机抽取出来的任意一个人的项目效果的期望值。只有当该项目覆盖整个学生总体并且参加该项目是强制性的,这方面的讨论才是有意义的。

TT 是项目参与者的平均项目效果。只有当该项目是建立在自愿参加的基础之上,这一概念才是适用的。它可以用来回答这样的问题:某一项目的收益——比如联邦勤工助学项目的收益,是否等于或者大于该项目的成本。当政府面临一个二元选择问题——比如是继续还是中止联邦勤工助学项目——的时候,这是个非常有用的衡量指标。

MTE 定义为项目效果 α_i 的第 $(1-p)$ 个分位数。它是那些对参与或者不参与无所谓的人群的项目效果。如果政府想要评估一个现有项目是否在最优水平上运行,或者要决定是应该扩大还是应该缩小某一项目, MTE 就提供了非常重要的信息。就这些边际上的决策而言, ATE 和 TT 都是不相关的,无法提供有用的信息。无论一个项目是太大,还是太小,或者处于最优的规模, TT 的值都可能为正。经济学的的一个基本原理就是一个经济实体应该在边际收益等于边际成本的情况下经营。对于一个社会项目而言, 边际项目效果就是边际收益。而边际成本(或者边际社会成本)一般可以通过其他渠道获得或者估计出来。对于最适当的项目而言, 它的 MTE 应该为正, 而且应该等于它的边际成本。

在有关标准的项目效果模型的文献中, 通常假设项目效果 α_i 对于所有个体来说都是相同的, 也就是说 $\alpha_i = \alpha$, 因而 ATE、TT 和 MTE 都是相同的, 没有必要区分它们。但经济人的异质性越来越受到了重视, 例如 Heckman (2001)。如果经济人存在异质性, 区分以上三种不同的概念就至关重要了。

为了估计 ATE、TT 和 MTE, 我们采用 Bjorklund and Moffitt(1987) 的分析框架。它是一个标准的 Heckman 模型和随机系数模型的混合体。我们用它来矫正选择性偏差, 与此同时将学生中间对联邦勤工助学项目的不同反应明确地纳入模型。

让我们考虑下面这个结构式模型:⁹

$$Y_i = X_i\beta + \alpha_i T_i S_i + \varepsilon_i, \quad \text{收入方程.}$$

$$T_i^* = Z_i\gamma + \mu_i, \quad \text{第一个选择定则}$$

$$T_i = 1, \text{ 如果 } T_i^* > 0,$$

$$T_i = 0, \text{ 如果 } T_i^* \leq 0.$$

$$S_i^* = M_i\delta + \omega_i, \quad \text{第二个选择定则}$$

⁹ 根据 Mincerian 收入方程的传统习惯, 收入方程中的因变量采用的是工资率的对数形式, 而不是工资率本身。

$$S_i = 1, \text{ 如果 } S_i^* > 0,$$

$$S_i = 0, \text{ 如果 } S_i^* \leq 0.$$

$$\alpha_i = W_i\eta + \nu_i, \quad \text{项目效果.}$$

$$E[\varepsilon_i] = E[\mu_i] = E[\omega_i] = E[\nu_i] = 0,$$

$$\Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_\varepsilon^2 & \sigma_{\varepsilon\mu} & \sigma_{\varepsilon\nu} & \sigma_{\varepsilon\omega} \\ \sigma_{\mu\varepsilon} & \sigma_\mu^2 & \sigma_{\mu\nu} & \sigma_{\mu\omega} \\ \sigma_{\nu\varepsilon} & \sigma_{\nu\mu} & \sigma_\nu^2 & \sigma_{\nu\omega} \\ \sigma_{\omega\varepsilon} & \sigma_{\omega\mu} & \sigma_{\omega\nu} & \sigma_\omega^2 \end{pmatrix}.$$

我们可以将上面的结构式模型转化为下面的半简化式形式——这里借用了 Heckman (1978) 的术语：

$$Y_i = X_i\beta + W_i\eta + \varepsilon_i + \nu_i, \quad \text{如果 } S_i T_i = 1,$$

$$Y_i = X_i\beta + \varepsilon_i, \quad \text{如果 } S_i T_i = 0.$$

$$T_i^* = Z_i\gamma + \mu_i, \quad \text{第一个选择定则}$$

$$T_i = 1, \text{ 如果 } T_i^* > 0,$$

$$T_i = 0, \text{ 如果 } T_i^* \leq 0.$$

$$S_i^* = M_i\delta + \omega_i, \quad \text{第二个选择定则}$$

$$S_i = 1, \text{ 如果 } S_i^* > 0,$$

$$S_i = 0, \text{ 如果 } S_i^* \leq 0.$$

上述模型的识别条件与 Lee (1979)、Tunalı (1986) 以及 Bjorklund 和 Moffitt (1987) 中的条件类似。基本上，我们需要一个排除约束条件：一个变量在 Z_i 中或在 M_i 中，但它不在 X_i 中也不在 W_i 中。同时还要对半简化式模型的协方差矩阵进行一些标准化，它可以写成 Σ 中元素的组合形式。

(二) 估计方法

1. 固定系数项目效果模型

根据主流的有关项目效果的文献，在这个模型中我们假设经济人是同质的，即所有个体的 α_i 都相等。所以 ATE, TT 和 MTE 也都相等。我们分别在二重选择定则 (double selection rule) 以及一重选择定则 (single selection rule) 之下估计这个模型。

在一重选择定则的情况下，识别条件以及估计方法是标准的。

对二重选择定则模型来说，在数据集中只能观测到 S_i 和 T_i 的乘积，也就是 $S_i T_i$ ，而无法观测到 S_i 和 T_i 分开的单独的值。当 $\sigma_{\mu\omega} \neq 0$ 时，这种情况类似于 Poirie (1980) 的部分可观测二元 probit 模型 (bivariate probit model)； $\sigma_{\mu\omega} = 0$ 时，类似于 Abowd and Farber (1982) 的模型。Tunalı (1986) 提出一种两步法

来估计二重选择定则项目效果模型。因为一般来说两步估计法有效性较差,我们将使用完全信息最大似然法(FIML)代替它来估计这个模型。模型的似然函数为:

$$L = \prod_{S_i T_i = 1} \text{Pr}(S_i T_i = 1, \varepsilon_i = Y_i - X_i \beta - \alpha) \prod_{S_i T_i = 0} \text{Pr}(S_i T_i = 0, \varepsilon_i = Y_i - X_i \beta)$$

$$= \prod_{S_i T_i = 1} \text{Pr}(\mu_i > -Z_i \gamma, \omega_i > -M_i \delta, \varepsilon_i = Y_i - X_i \beta - \alpha)$$

$$\cdot \prod_{S_i T_i = 0} \{ \text{Pr}(\varepsilon_i = Y_i - X_i \beta) - \text{Pr}(\mu_i > -Z_i \gamma, \omega_i > -M_i \delta, \varepsilon_i = Y_i - X_i \beta) \},$$

有时假设 $\sigma_{\mu\omega} = 0$ 是合理的,此时似然函数可以进一步简化为¹⁰:

$$L = \prod_{S_i T_i = 1} \frac{\text{Pr}(\mu_i > -Z_i \gamma, \varepsilon_i = Y_i - X_i \beta - \alpha) \text{Pr}(\omega_i > -M_i \delta, \varepsilon_i = Y_i - X_i \beta - \alpha)}{\text{Pr}(\varepsilon_i = Y_i - X_i \beta - \alpha)}$$

$$\cdot \prod_{S_i T_i = 1} \left\{ \text{Pr}(\varepsilon_i = Y_i - X_i \beta) - \frac{\text{Pr}(\mu_i > -Z_i \gamma, \varepsilon_i = Y_i - X_i \beta) \text{Pr}(\omega_i > -M_i \delta, \varepsilon_i = Y_i - X_i \beta)}{\text{Pr}(\varepsilon_i = Y_i - X_i \beta)} \right\}.$$

如同 probit 模型,我们需要标准化,令 $\sigma_{\mu} = \sigma_{\omega} = 1$ 。标准化后如何估计是显而易见的。

我们发现从二重选择定则模型和一重选择定则模型中得到的估计结果非常近似,所以在后文中,我们将重点考察一元选择定则模型。

2. 随机系数项目效果模型

Bjorklund 和 Moffitt(1987)明确允许项目效果 α_i 根据 i 的不同而变化。这也是我们在这里所采用的方法。本文模型识别条件与上述两位作者文章中的论述相类似。惟一的区别在于我们没有明确地将参与成本模型化,所以无法将收入方程和参与成本方程之间的协方差标准化为 0,相反,我们将第一个选择方程的方差标准化为 1,即 $\sigma_{\mu} = 1$ 。估计方法与“转换回归模型”(switching regression)的情况相同。该模型的基本假设在于误差项呈联合正态分布,因而条件于控制变量,项目效果在总体中呈正态分布。由于我们能够确定这个模型中项目效果的分布形式,所以我们就能计算 ATE、TT 和 MTE。

检验是否存在异质性也就是检验除了常数项以外 η 是否为 0,以及 σ_v 是否为 0。要了解这方面更多的讨论,请参见 Bjorklund 和 Moffitt(1987)。

五、数据集和描述统计

(一) NLSY79 数据集

本文使用的是 NLSY79 数据集,是由美国劳工部的劳动统计局资助收集的面板数据。该调查从 1979 年开始,目前还在进行。建立这个数据集是为了描

¹⁰ 这个似然函数在联合正态分布假设之下可以进一步分解为一元正态条件累积分布函数和边际概率密度函数,参见 Bjorklund 和 Moffitt(1987)。

述出生于20世纪五十年代末、六十年代初这一代美国青年的状况。NLSY79数据集包括三个子样本：含6,111个样本点的横截面样本、含5,295个样本点的补充样本（取样来自西班牙人、黑人以及低收入的白人）以及含1,280个样本点的军队样本。前两个样本中的被观测者出生于1957年1月1日至1964年12月31日。军队样本中的被观测者出生于1957年1月1日至1961年12月31日。NLSY79数据集的流失率（attrition rate）很低，“从1979年至1998年，该调查进行了18次，不包括不再需要调查的样本点，平均每位被调查者参加了16.6次调查”（美国劳动部，1999）。

（二）描述统计

我们按照以下标准从NLSY79数据集中选取样本。

- （a）仅使用横截面样本和补充样本；
- （b）只包括那些从1979年到1984年之间在大学里学习的被观测者；
- （c）除去那些每小时工资超过或者等于\$500的被观测者数据；
- （d）去掉那些相关变量存在缺失值的被观测者数据。

因为从1984年的调查开始，军队样本的1,079名被观测者的信息不再收集，而我们的目标是评估联邦勤工助学项目的长期影响，这个子样本的时间区段不够长，无法满足我们的需要，所以我们不得不去掉军队样本。此外，是否参与联邦勤工助学项目的信息仅在1979年至1984年之间是可以获得的，所以我们的数据集就只包括在这个时间区间内在大学读书的被观测者。总共有4,365名被观测者满足这两个标准，其中873人参加了该项目，另外3,492人没有参加。在他们中间，有31个被观测者每小时工资超过或者等于\$500。去掉这些极端值，再去掉相关变量存在缺失值的被观测者数据，我们的最终数据集包括2,376个观测值，其中498个是项目参加者，1,878人是非参加者。

就统计描述来说，我们使用标准a)—c)来删截数据集，得到的样本包含4,334个被观测对象。在估计时，我们又加上标准d)，这时样本包含2,376个被观测对象。

如表1至表3所示，女性和黑人更倾向于参加联邦勤工助学项目，在参加该项目的群体中有54%的女性和18%的黑人，而在未参加该项目的群体中，女性和黑人分别只占50%和11%。参加者的父母受教育程度较低。参加者的父亲平均教育水平为12.94年，而未参加者的父亲平均教育水平为13.40年。相对应的母亲的教育水平分别为12.53年和12.7年。在每一种种族群体和每一性别群体内统计结果也是如此。

参加者及未参加者的平均州所得税率分别为4.01%和3.75%。来自所得税率更高的州的学生更有可能参加联邦勤工助学项目。我们要指出的是，尽管对于整个学生总体、每种性别群体以及非黑人群体来说结果都是如此，但对于黑人群体来说，情况有所不同。

表1 联邦勤工助学项目的参加者与未参加者的特征

变量		所有人	未参加者	参加项目者
FWS	联邦勤工助学项目	0.1734	0.0000	1.0000
FLC	在家讲外语	0.1386	0.1391	0.1362
NON_US14	14岁时不是美国公民	0.0162	0.0168	0.0132
URBAN14	14岁时住城里	0.8149	0.8247	0.7686
SOUTH14	14岁时在南方	0.3050	0.3063	0.2990
FEMALE79	女性	0.5039	0.4958	0.5423
BLACK	黑人	0.1176	0.1052	0.1766
HISPANIC	西班牙人	0.0495	0.0494	0.0502
HGCF79	父亲的教育水平	13.3171	13.3953	12.9449
HGCM79	母亲的教育水平	12.6745	12.7047	12.5322
AFQT81	考试分数	63.8626	63.1252	67.2923
TAXRATE	州所得税率	3.7966	3.7505	4.0142
AGE79	1979年时的年龄	17.7272	17.7090	17.8137

表2 联邦勤工助学项目的参加者与未参加者的特征(按种族)

变量		未参加者		参加项目者	
		非黑人	黑人	非黑人	黑人
FWS	联邦勤工助学项目	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
FLC	在家讲外语	0.1498	0.0480	0.1522	0.0616
NON_US14	14岁时不是美国公民	0.0171	0.0141	0.0117	0.0203
URBAN14	14岁时住城里	0.8208	0.8573	0.7547	0.8335
SOUTH14	14岁时在南方	0.2831	0.5015	0.2276	0.6347
FEMALE79	女性	0.4878	0.5638	0.5262	0.6175
BLACK	黑人	0.0000	1.0000	0.0000	1.0000
HISPANIC	西班牙人	0.0552	0.0000	0.0610	0.0000
HGCF79	父亲的教育水平	13.6123	11.2198	13.1899	11.6043
HGCM79	母亲的教育水平	12.8085	11.8006	12.6507	11.9653
AFQT81	考试分数	66.7707	32.2897	73.0400	40.6009
TAXRATE	州所得税率	3.7403	3.8357	4.1072	3.5772
AGE79	1979年时的年龄	17.7352	17.4865	17.7900	17.9242

表3 联邦勤工助学项目的参加者与未参加者的特征(按性别)

变量		未参加者		参加项目者	
		男性	女性	男性	女性
FWS	联邦勤工助学项目	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
FLC	在家讲外语	0.1456	0.1325	0.1340	0.1381
NON_US14	14岁时不是美国公民	0.0223	0.0112	0.0132	0.0133
URBAN14	14岁时住城里	0.8403	0.8088	0.7563	0.7789
SOUTH14	14岁时在南方	0.2820	0.3308	0.2865	0.3096
FEMALE79	女性	0.0000	1.0000	0.0000	1.0000
BLACK	黑人	0.0910	0.1196	0.1476	0.2011
HISPANIC	西班牙人	0.0491	0.0497	0.0496	0.0508
HGCF79	父亲的教育水平	13.5751	13.2113	13.0484	12.8571
HGCM79	母亲的教育水平	12.7808	12.6274	12.5798	12.4923
AFQT81	考试分数	66.0185	60.1926	68.6414	66.1456
TAXRATE	州所得税率	3.8687	3.6315	3.9954	4.0300
AGE79	1979年时的年龄	17.7971	17.6195	17.8655	17.7700

描述统计中一个有趣的现象是参加项目的学生陆海空三军资格考试(AFQT)的成绩高于未参加者的成绩,对于整个学生总体,每一种种族群体以及每一性别群体来说,情况都是如此。

从表4至表6中,我们还发现参加项目者更有可能来自农村地区,并且更有可能来自未婚学生群体。对黑人学生群体以及对男女学生来说,参加项目者更有可能来自较大的家庭。

表4 联邦勤工助学项目的参加者与未参加者的劳动力市场变量

变量		所有人	未参加者	参加项目者
对整个样本时间区段的度量				
HWAGEM	每小时工资	10.2689	10.3298	9.9806
INCPYM	个人收入	24936.7300	24481.4300	26984.9300
HWLIM	工作小时数	1854.6600	1852.5400	1864.1500
FINCPYM	家庭收入	43957.1200	43653.1400	45100.9300
URBANM	在城市地区	0.8277	0.8329	0.8037
MARM	婚姻状况	0.4170	0.4195	0.4057
FAMSZM	家庭规模	3.0480	3.0329	3.1172
WORKIDM	工作经验	6.9076	6.8634	7.1177
对上大学之前情况的度量				
HWAGE	每小时工资	2.6673	2.7036	2.4945
INCPY	个人收入	3233.0900	3433.2500	2285.4300
HWLI	工作小时数	884.9392	907.5163	776.7154
FINCPY	家庭收入	26791.1800	27896.6300	21698.2600
URBAN	在城市地区	0.8321	0.8458	0.7671
Mar	婚姻状况	0.0454	0.0519	0.0143
FAMSZ	家庭规模	3.7594	3.7263	3.9186
WORKBM	工作经验	1.2906	1.3155	1.1756
对大学毕业之后情况的度量				
HWAGEPM	每小时工资	12.3313	12.3471	12.2574
INCPYPM	个人收入	27682.6000	27877.4200	26764.3800
HWLIPM	工作小时数	2337.7900	2329.3800	2377.5500
FINCPYPM	家庭收入	49508.2900	50041.0900	46998.1400
URBANPM	在城市地区	0.8394	0.8421	0.8266
MARPM	婚姻状况	0.5479	0.5467	0.5538
FAMSZPM	家庭规模	2.6837	2.6873	2.6664
WORKPM	工作经验	5.2896	5.3028	5.2274

对于每小时工资率以及年收入的描述,情况有些复杂。一般说来,对全体学生而言,无论上大学之前还是大学毕业以后,参加项目者的每小时工资率以及全年个人收入都较低。但对于黑人学生群体和女学生群体来说,情况稍有不同。大学毕业之后,这两个群体中参加助学项目的学生一般比未参加项目的人工作更长时间,并且全年个人收入以及每小时工资率都要更高一些,尽管上大学以前情况刚好相反。

表5 联邦勤工助学项目的参加者与未参加者的劳动力市场变量(按种族)

变量	未参加者		参加项目者		
	非黑人	黑人	非黑人	黑人	
对整个样本时间区段的度量					
HWAGEM	每小时工资	10.5480	8.4766	10.1530	9.1792
INCPYM	个人收入	25312.3000	16206.9700	27189.9100	26037.5200
HWLIM	工作小时数	1874.6300	1661.3800	1865.6900	1857.4000
FINCPYM	家庭收入	43895.5800	38325.4800	46131.5900	32643.2200
URBANM	在城市地区	0.8225	0.9161	0.7870	0.8808
MARM	婚姻状况	0.4286	0.3427	0.4235	0.3314
FAMSZM	家庭规模	2.9699	3.5747	3.0618	3.3803
WORKIDM	工作经验	6.9278	6.3117	7.1731	6.8598
对上大学之前情况的度量					
HWAGE	每小时工资	2.7733	2.1109	2.5833	2.0804
INCPY	个人收入	3564.6300	2302.1800	2389.3500	1800.1800
HWLI	工作小时数	930.8553	709.0643	799.6783	669.1827
FINCPY	家庭收入	28828.6600	19609.9300	22882.5400	15939.5400
URBAN	在城市地区	0.8391	0.9040	0.7521	0.8370
Mar	婚姻状况	0.0521	0.0505	0.0167	0.0030
FAMSZ	家庭规模	3.6544	4.3374	3.8312	4.3251
WORKBM	工作经验	1.3173	1.2946	1.1891	1.0863
对大学毕业之后情况的度量					
HWAGEPM	每小时工资	12.6822	9.5178	12.5584	10.8599
INCPYPM	个人收入	29049.4100	18025.1100	27200.8100	24742.4100
HWLIPM	工作小时数	2350.4000	2152.0300	2416.3000	2197.6200
FINCPYPM	家庭收入	52299.0800	30990.3800	49242.8700	36521.7100
URBANPM	在城市地区	0.8339	0.9113	0.8108	0.8993
MARPM	婚姻状况	0.5568	0.4617	0.5732	0.4640
FAMSZPM	家庭规模	2.6302	3.1698	2.6266	2.8509
WORKPM	工作经验	5.3216	5.1427	5.2117	5.3005

表6 联邦勤工助学项目的参加者与未参加者的劳动力市场变量(按性别)

变量	未参加者		参加项目者		
	男性	女性	男性	女性	
对整个样本时间区段的度量					
HWAGEM	每小时工资	11.5906	9.0493	11.2520	8.9019
INCPYM	个人收入	33611.0200	15756.2600	38632.7100	17282.4600
HWLIM	工作小时数	2124.6200	1601.3600	2097.8400	1681.7600
FINCPYM	家庭收入	42942.7200	44464.0700	48001.9200	41367.3500
URBANM	在城市地区	0.8456	0.8216	0.8033	0.8039
MARM	婚姻状况	0.3895	0.4487	0.4012	0.4093
FAMSZM	家庭规模	2.9643	3.0975	3.1018	3.1296
WORKIDM	工作经验	7.1139	6.6078	7.3807	6.8945
对上大学之前情况的度量					
HWAGE	每小时工资	2.9121	2.4917	2.5656	2.4344
INCPY	个人收入	3948.2600	2910.1900	2629.5100	1997.4500
HWLI	工作小时数	965.0429	849.5595	822.7014	738.1270

续表

变量	未参加者		参加项目者	
	男性	女性	男性	女性
FINCPY 家庭收入	28868.9600	26918.6300	23491.5700	20163.3600
URBAN 在城市地区	0.8451	0.8465	0.7514	0.7798
Mar 婚姻状况	0.0306	0.0738	0.0065	0.0208
FAMSZ 家庭规模	3.6772	3.7758	3.8841	3.9476
WORKBM 工作经验	1.3295	1.3007	1.1785	1.1731
对大学毕业之后情况的度量				
HWAGEPM 每小时工资	14.0631	10.6213	14.0173	10.7659
INCPYPM 个人收入	36990.6600	18675.0200	35373.6100	19497.2000
HWLIPM 工作小时数	2642.3500	2011.5600	2729.0300	2080.2900
FINCPYPM 家庭收入	50713.2700	49364.6200	50614.4500	43960.3200
URBANPM 在城市地区	0.8456	0.8385	0.8236	0.8291
MARPM 婚姻状况	0.5071	0.5869	0.5334	0.5711
FAMSZPM 家庭规模	2.6047	2.7711	2.5910	2.7301
WORKPM 工作经验	5.5622	5.0384	5.4867	5.0075

参加项目者和未参加项目者的工资变化趋势由图 4 至图 8 表示出来。对这两部分人来说，工资的变化趋势大致相似，只有黑人学生群体例外。参加项目的黑人工资率比未参加项目的黑人工资率更高，同时工资差距随时间推移而不断增加，而且这一差距也比其他群体的工资差距大得多。因此有理由对这一群体进行更仔细的研究。

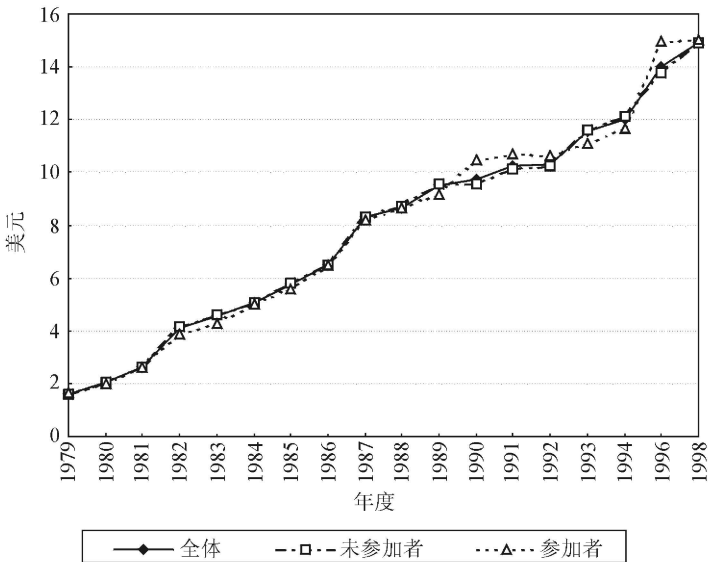


图 4 1979 年至 1998 年联邦勤工助学项目参加者和未参加者的小时工资率

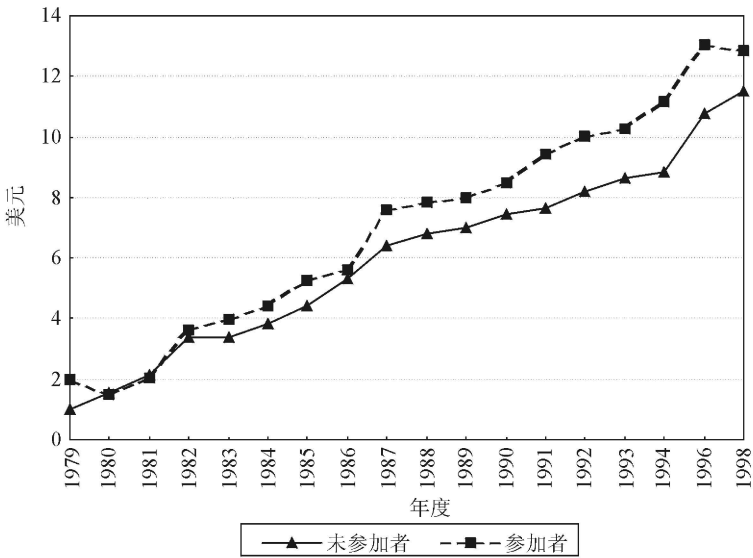


图5 1979年至1998年联邦勤工助学项目黑人学生参加者和未参加者的小时工资率

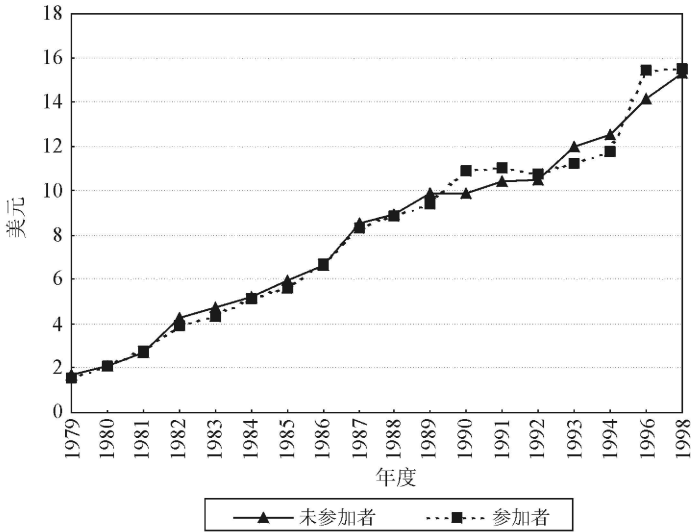


图6 1979年至1998年联邦勤工助学项目非黑人学生参加者和未参加者的小时工资率

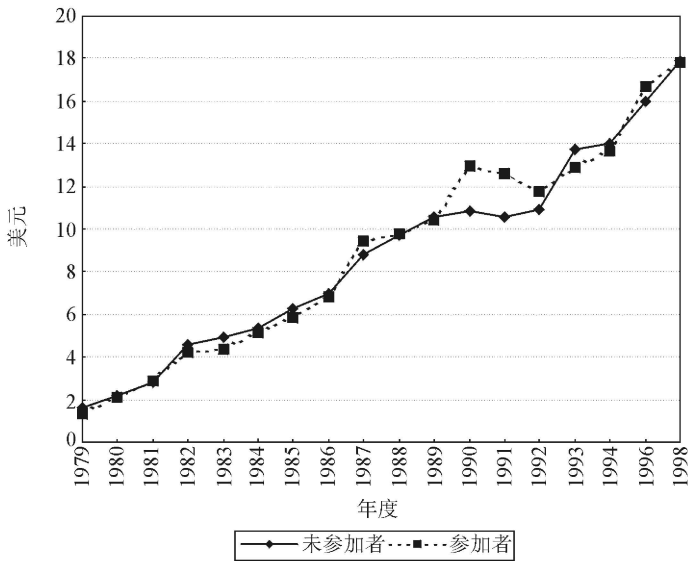


图 7 1979 年至 1998 年联邦勤工助学项目男学生参加者和未参加者的小时工资率

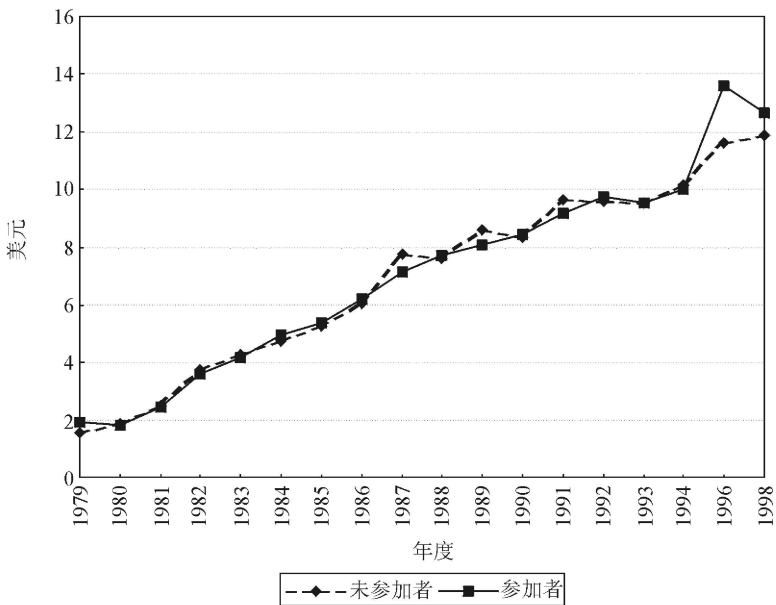


图 8 1979 年至 1998 年联邦勤工助学项目女学生参加者和未参加者的小时工资率

尽管 NLSY79 数据集是一个面板数据,但在本文中我们并没有用到它的“面板特性”。相反我们使用变量的均值来估计。对于收入方程,我们使用的是上大学之前的均值以及大学毕业之后的均值,并且把它们都当作不同的变量。对选择方程来说,我们只使用上大学之前的平均值以及不随时间变化的变量,比如种族和性别。在随机系数模型中,我们在参加项目者的收入方程和未参加项目者的收入方程中放入相同的变量,即 $X = W$,因为没有理由把一些 X 从 W 里排除掉,反之亦然。模型识别的排除约束条件是州所得税率和家庭收入群体的虚拟变量。当计算预期家庭可负担金额的时候,州所得税是可以扣除的。所以假设其他情况一样,来自所得税率越高的州的学生可扣除的数量就越多,也就越有可能通过联邦勤工助学项目的资格审查。与此同时,没有理由认为上大学以前的州所得税率会影响到学生大学毕业以后获得收入的能力。这里我们所要考虑的另一个变量排除限制是家庭收入群体的虚拟变量。如果学生来自收入低于 \$15,000 的家庭,虚拟变量的值为 0,否则为 1。因为根据国会的评估规定,对这两个不同的收入群体来说,用来计算预期家庭可负担金额的参数是不一样的,因而家庭收入对申请资格的影响是非线性的。但我们假设家庭收入对于家庭成员未来收入的影响是线性的。分析发现,只使用州所得税率和同时使用州所得税率以及家庭收入群体虚拟变量作为排除约束条件,得到的结果非常近似。

六、从各种模型中得到的估计结果

就固定系数项目效果模型而言,我们同时估计了一重选择定则模型和二重选择定则模型。从表 7 和表 8 中,我们发现得到的结果非常近似,因此对于其他的经济计量模型我们将只估计一重选择定则模型。

(一)对整个学生总体的估计结果

表 7 和表 8 是使用普通最小二乘法以及具有不同方程设定形式的固定系数项目效果模型(Heckman 模型)得到的估计结果。从普通最小二乘法中得到的参加项目者的系数都为正,尽管二者在 10% 的水平上都不显著。表 7 中,从 Heckman 模型中得到的参加项目者的系数是 -0.2325 ,并且在 1% 的水平上显著,但是当把种族因素以及陆海空三军资格考试得分加入到收入方程之后,系数就变为 -0.0775 ,而且在 15% 的水平上也不显著了(参见表 8)。从表 8 部分 A 的第(2)列中可以看出,其他所有变量的符号都是合理的。女性的工资率一般较低。不断增加的失业率降低了工资率。陆海空三军资格考试得分更高的人倾向于获得较高的报酬。尽管工作经验的系数为正,但工作经验平方的系数为负,这都和理论以及文献中的实证检验结果相一致。尽管文献经常发现结婚有助于收入的提高,但是在我们的研究中大学毕业以后结婚,在

5%的显著水平上对收入有正面影响，而上大学之前结婚对大学毕业后的收入有负的作用，虽然在统计上并不显著。

表7 一重和二重选择定则下的固定系数处置模型

		部分 A. 收入方程					
变量		(1)		(2)		(3)	
		普通最小二乘法		一重选择定则		二重选择定则	
		系数	P 值	系数	P 值	系数	P 值
Constant	常数项	1.9258	0.0000	1.8314	0.0000	1.8329	0.0000
FWS	联邦勤工助学项目的参加状况	0.0363	0.1322	-0.2325	0.0000	-0.2358	0.0000
FEMALE79	女性	-0.2538	0.0000	-0.2523	0.0000	-0.2524	0.0000
BLACK	黑人						
AFQT81	考试分数						
AGE79	1979年时的年龄	0.0167	0.0003	0.0167	0.0003	0.0166	0.0003
FAMSZPM	家庭规模	-0.0685	0.0000	-0.0699	0.0000	-0.0700	0.0000
MARPM	大学毕业后的婚姻状况	0.1242	0.0002	0.1233	0.0001	0.1238	0.0001
UERATPM	失业率	-0.0835	0.0000	-0.0829	0.0000	-0.0830	0.0000
WORKPM	工作经验	0.1803	0.0000	0.1789	0.0000	0.1785	0.0000
WORKPM2	工作经验的平方	-0.0136	0.0000	-0.0134	0.0000	-0.0134	0.0000
FINCPY	上大学之前的家庭收入	0.0457	0.0000	0.0543	0.0000	0.0543	0.0000
FAMSZ	上大学之前的家庭规模	0.0005	0.9316	-0.0023	0.7275	-0.0024	0.7200
MAR	上大学之前的婚姻状况	-0.0900	0.0544	-0.0575	0.2588	-0.0569	0.2648
SIGMA				0.4766	0.0000	0.4774	0.0000
RHO				0.5454	0.0000	0.5508	0.0000
		部分 B. 选择方程					
变量		一重选择定则		二重选择定则			
		(1)		(2)		(3)	
		系数	P 值	系数	P 值	系数	P 值
Constant	常数项	-0.6917	0.0979	-0.8901	0.0802	1.9188	0.3818
FEMALE79	女性	0.0389	0.4938	0.0206	0.7615		
BLACK	黑人						
AFQT81	考试分数						
AGE	上大学前的年龄	-0.0120	0.5439	-0.0059	0.8022		
TAXRATE	州所得税率	0.0246	0.0375	0.0098	0.7213	0.0761	0.2137
FINCPY	上大学之前的家庭收入	-0.1815	0.0000	-0.2128	0.0000	-0.0479	0.7815
FINCPYG	家庭收入虚拟变量	0.0929	0.3028			0.1261	0.7766
FAMSZ	上大学之前的家庭规模	0.0923	0.0000	0.1977	0.0162	-0.2369	0.2491
MAR	上大学之前的婚姻状况	-0.5271	0.0022	6.4177	1.0000	-3.0811	0.0850

注：1. FINCPY 是家庭收入除以 10,000。

2. 上大学之前的各个变量是根据考上大学之前的那一年来度量的；而上大学之后的各个变量是根据毕业后几年的情况均值来衡量的。

表8 一重和二重选择定则下的固定系数处置模型

		部分 A. 收入方程					
变量		(1)		(2)		(3)	
		普通最小二乘法		一重选择定则		二重选择定则	
		系数	P 值	系数	P 值	系数	P 值
Constant	常数项	1.7551	0.0000	1.7338	0.0000	1.7338	0.0000
FWS	联邦勤工助学项目的参加状况	0.0018	0.9376	-0.0775	0.1867	-0.0778	0.1853
FEMALE79	女性	-0.2216	0.0000	-0.2211	0.0000	-0.2211	0.0000
BLACK	黑人	0.0482	0.1439	0.0436	0.2260	0.0436	0.2260
AFQT81	考试分数	0.0061	0.0000	0.0059	0.0000	0.0059	0.0000
AGE79	1979 年时的年龄	-0.0026	0.5763	-0.0024	0.6019	-0.0024	0.6017
FAMSZPM	家庭规模	-0.0410	0.0001	-0.0412	0.0001	-0.0412	0.0001
MARPM	大学毕业后的婚姻状况	0.0678	0.0342	0.0669	0.0348	0.0669	0.0348
UERATPM	失业率	-0.0670	0.0000	-0.0668	0.0000	-0.0668	0.0000
WORKPM	工作经验	0.1799	0.0000	0.1795	0.0000	0.1795	0.0000
WORKPM2	工作经验的平方	-0.0128	0.0000	-0.0128	0.0000	-0.0128	0.0000
FINCPY	上大学之前的家庭收入	0.0334	0.0000	0.0363	0.0000	0.0363	0.0000
FAMSZ	上大学之前的家庭规模	0.0060	0.3058	0.0045	0.4851	0.0045	0.4855
MAR	上大学之前的婚姻状况	-0.0295	0.5108	-0.0191	0.6922	-0.0191	0.6930
SIGMA				0.4280	0.0000	0.4281	0.0000
RHO				0.1862	0.1430	0.1868	0.1416

		部分 B. 选择方程					
变量		一重选择定则		二重选择定则			
		(1)		(2)		(3)	
				学生规则		学校规则	
		系数	P 值	系数	P 值	系数	P 值
Constant	常数项	-1.0453	0.0214	-1.2748	0.0100	3.2535	0.1679
FEMALE79	女性	0.0803	0.1991	0.0554	0.3966		
BLACK	黑人	0.3589	0.0008	0.4194	0.0002		
AFQT81	考试分数	0.0091	0.0000	0.0094	0.0000		
AGE	上大学前的年龄	-0.0294	0.1719	-0.0229	0.3111		
TAXRATE	州所得税率	0.0239	0.0604	0.0199	0.1850	0.0455	0.6077
FINCPY	上大学之前的家庭收入	-0.1907	0.0000	-0.2142	0.0000	0.0242	0.9104
FINCPYG	家庭收入虚拟变量						
FAMSZ	上大学之前的家庭规模	0.1215	0.0000	0.1740	0.0003	-0.3499	0.1119
MAR	上大学之前的婚姻状况	-0.5015	0.0118	0.7533	0.7136	-3.4938	0.0803

注：1. FINCPY 是家庭收入除以 10,000。

2. 上大学之前的各个变量是根据考上大学之前的那一年来度量的；而上大学之后的各个变量是根据毕业后几年的情况均值来衡量的。

表9 报告了随机系数项目效果模型的估计结果以及用该模型计算得到的 ATE、TT 和 MTE。第(1)列表述的是参加项目者收入方程的系数，而第(2)列表述的是未参加项目者收入方程的系数。和固定系数模型的情况相同，这里变量的系数也具有合理的符号。

从随机系数模型中得到的 ATE, TT 和 MTE 分别为 -0.2746, -0.2280 和 -0.3792。

表 9 随机系数处置模型

变量		(1)		(2)		(3)	
		参加项目者		未参加者		选择定则	
		系数	P 值	系数	P 值	系数	P 值
Constant	常数项	1.2058	0.0154	1.7018	0.0000	-1.0578	0.0137
FEMALE79	女性	-0.2486	0.0000	-0.2135	0.0000	0.0827	0.1870
BLACK	黑人	0.2415	0.0187	-0.0228	0.5435	0.4101	0.0001
AFQT81	考试分数	0.0083	0.0000	0.0049	0.0000	0.0090	0.0000
AGE79	1979 年时的年龄	-0.0096	0.4041	0.0013	0.7840		
AGE	上大学前的年龄					-0.0289	0.1568
FAMSZPM	家庭规模	-0.0498	0.0622	-0.0384	0.0001		
MARPM	大学毕业后的婚姻状况	0.0891	0.2709	0.0648	0.0315		
UERATPM	失业率	-0.0479	0.2524	-0.0703	0.0000		
WORKPM	工作经验	0.1944	0.0008	0.1756	0.0000		
WORKPM2	工作经验的平方	-0.0141	0.0169	-0.0125	0.0000		
TAXRATE	州所得税率					0.0259	0.0214
FINCPY	上大学之前的家庭收入	0.0235	0.5009	0.0489	0.0000	-0.1881	0.0000
FINCPYG	家庭收入虚拟变量						
FAMSZ	上大学之前的家庭规模	0.0299	0.2315	-0.0095	0.1560	0.1185	0.0000
MAR	上大学之前的婚姻状况	-0.1841	0.4988	0.0257	0.5965	-0.4747	0.0192
SIGMA(0)		0.4387	0.0000				
RHO(0 _{ii})		0.7203	0.0000				
SIGMA(1)		0.4930	0.0000				
RHO(1 _{ii})		0.5416	0.1034				
ATE	总体项目效果			-0.2746			
TT	接受处置对象的项目效果			-0.2280			
MTE	边际项目效果			-0.3792			

(二) 对黑人学生群体的估计结果

正如在第 5 部分看到的那样，黑人学生群体的工资变化趋势不同于其他人群。我们分别估计黑人学生群体的各种项目效果。结果见表 10 至表 11。该群体第一个明显不同之处在于，在不同方程设定形式下用普通最小二乘法得到的参加项目者的系数均为正，并且在 5% 的水平上显著。用 Heckman 模型得到的参加项目者的系数也在 5% 的水平上显著，一个是 0.2132，而另一个为 0.2081。用随机系数项目效果模型计算得出的 TT 为 0.1809，与其他方法得到的估计类似。黑人学生群体的项目效果也随着倾向度的增加而增加。从所有估计结果来看，也都是 TT 最大，而 MTE 最小。与整个总体的情况一样，其他变量的符号也都是合理的。

表 10 黑人学生群体的收入方程*

变量	(1)		(2)		(3)			
	普通最小二乘法		固定系数		参加项目者		未参加者	
	系数	P 值	系数	P 值	系数	P 值	系数	P 值
Constant	2.1821	0.0000	2.2320	0.0000	1.8585	0.0245	1.9834	0.0000
FWS	0.1086	0.0091	0.2081	0.0422				
FEMALE79	-0.2052	0.0000	-0.2030	0.0000	-0.2595	0.0378	-0.1860	0.0006
AFQT81								
AGE79	0.0181	0.0594	0.0187	0.0571	0.0338	0.2407	0.0167	0.1489
FAMSPM	-0.0915	0.0000	-0.0909	0.0000	-0.0669	0.0080	-0.0874	0.0001
MARPM	0.0872	0.1325	0.0872	0.1461	0.1025	0.3371	0.0570	0.3734
UERATPM	-0.1306	0.0000	-0.1282	0.0001	-0.1646	0.0627	-0.1509	0.0000
WORKPM	0.0764	0.0919	0.0762	0.1037	0.2817	0.0117	0.0385	0.4743
WORKPM2	-0.0056	0.2159	-0.0056	0.2555	-0.0268	0.0179	-0.0013	0.8113
FINCPLY	0.0583	0.0000	0.0545	0.0000	0.0181	0.8718	0.1003	0.0000
FAMSZ	0.0123	0.1615	0.0127	0.1865	-0.0154	0.3817	0.0188	0.1381
MAR	-0.0483	0.6478	-0.0858	0.4270	0.8909	1.0000	0.1497	0.4130
SIGMA			0.4116	0.0000				
RHO			-0.3375	0.1943				
SIGMA(0)					0.5034	0.0000		
RHO(0,u)					0.9320	0.0000		
SIGMA(1)					0.3941	0.0000		
RHO(1,u)					-0.0825	0.9697		
ATE					0.3723			
TT					0.3864			
MTE					0.2461			

* 选择方程的估计结果从略,需要者可向作者索取。

表 11 黑人学生群体的收入方程*

变量	(1)		(2)		(3)			
	普通最小二乘法		固定系数		参加项目者		未参加者	
	系数	P 值	系数	P 值	系数	P 值	系数	P 值
Constant	2.1472	0.0000	2.2158	0.0000	1.8374	0.0155	2.0191	0.0000
FWS	0.0846	0.0316	0.2132	0.0061				
FEMALE79	-0.1830	0.0000	-0.1842	0.0000	-0.2546	0.0020	-0.1706	0.0009
AFQT81	0.0064	0.0000	0.0065	0.0000	0.0099	0.0013	0.0030	0.0085
AGE79	-0.0005	0.9569	0.0005	0.9603	0.0033	0.8901	0.0041	0.7363
FAMSZPM	-0.0631	0.0001	-0.0653	0.0002	-0.0547	0.0416	-0.0714	0.0014
MARPM	0.0529	0.3347	0.0579	0.3217	0.1045	0.3000	0.0350	0.5852
UERA1PM	-0.1097	0.0002	-0.1077	0.0007	-0.1666	0.0372	-0.1239	0.0002
WORKPM	0.0712	0.0958	0.0694	0.1216	0.2487	0.0106	0.0346	0.5289
WORKPM2	-0.0049	0.2528	-0.0047	0.3118	-0.0233	0.0178	-0.0007	0.8963
FINCPY	0.0405	0.0006	0.0352	0.0023	-0.0228	0.7933	0.0886	0.0000
FAMSZ	0.0201	0.0159	0.0216	0.0140	0.0066	0.6990	0.0203	0.0852
MAR	0.0118	0.9059	-0.0358	0.7411	0.6340	1.0000	0.1652	0.3448
SIGMA			0.3983	0.0000				
RHO			-0.4657	0.0149				
SIGMA(0)					0.4704	0.0000		
RHO(0,u)					0.8901	0.0000		
SIGMA(1)					0.3512	0.0249		
RHO(1,u)					0.3323	0.8401		
ATE					0.1244			
TT					0.1809			
MTE					-0.0272			

* 选择方程的估计结果从略,需要者可向作者索取。

(三) 一种解释

本文实证分析的主要发现在于联邦勤工助学项目对整个学生总体的毕业后收入有负面影响。但对于黑人学生群体来说,该项目对那些参加者有正面影响。

对黑人学生群体有正面影响的一个解释是,联邦勤工助学项目是一个对贫困者的援助项目,它的参加者都是低收入的学生。低收入的黑人学生更有可能集中居住在城市贫民区,那里的就业机会相对较少。而与此同时,交通工具的缺乏又使他们获得工作的可能性受到限制。联邦勤工助学项目为这些黑人学生创造了校园里或者社区内的工作机会。如果将表1和图3进行比较,那么该项目在为黑人学生提供就业机会方面的重要性就显而易见了。表1显示,整个学生群体参加该项目的比例为17.34%,但黑人学生参加的比例高达26.04%;¹¹从图3可以看出只有大约25%的黑人学生可以找到工作,而对整个学生总体来说,这个数字超过40%。与贫民区里其他工作(比如餐馆里的工作)相比,勤工助学项目所提供的职位是更加技术密集型的(比如图书馆或者计算机实验室里的工作)。所以参加该项目的黑人学生可以从中获益,并且项目参加者比未参加者更容易找到一份更满意的工作。

七、结 论

本文的主要发现在于联邦勤工助学项目对参加该项目大学生群体的毕业后收入有(不太显著的)负面影响,对于整个学生总体来说情况也是如此。但就黑人学生群体而言,该项目对参加者有正面影响。对黑人学生群体影响为正,而对整个学生总体影响为负,一个可能的解释就是黑人学生比起那些同龄的非黑人青年,资源相对更贫乏。联邦勤工助学项目所提供的就业机会对黑人学生是一个有吸引力的选择,但对其他同龄人来说却并非那么必要。

然而基于实证结果,即学生全体和黑人学生的MTE都为负,我们的初步结论是勤工助学项目的覆盖率过高,最好将该项目的一部分资源转移到其他助学金项目中去。当然,在这么做之前,同样有必要对其他助学金项目进行评估。

我们还发现了自选择问题以及项目的效果存在异质性的一些证据。参加该项目的学生是那些可以从项目中得到更多收获的学生。在不同的参数设定下,这些实证结果相对稳定。

然而,除了对大学毕业后的收入有作用之外,联邦勤工助学项目还会对学生生活的其他方面产生影响,比如念大学的可能性、进入大学以后继续读下去的比率、读大学期间在校内找到一份兼职工作的机会以及工资水平和

¹¹ 26.04%由 $(0.1734 \times 0.1766) \div 0.1176$ 得到,其中0.1734是学生中参加勤工助学的比例,0.1766是勤工助学参加者中黑人学生的比例,0.1176是学生中黑人学生的比例。

所获得工作的类型等。本文重点仅限于这些问题的一部分，特别是忽略了对该项目对念大学的可能性以及入学以后继续读下去的比率的研究。比较研究该项目的工作与该项目以外的其他不同类型的工作对毕业后收入的不同影响也是有意义的课题。

参 考 文 献

- [1] Abowd, J., and H. Farber, "Job Queues and the Union Status of Workers." *Industrial and Labor Relation Review*, 1982, 35, 354—367.
- [2] Bamow, B., G. Cain, and A. Golderger, "Issues in the Analysis of Selection Bias." *Evaluation Studies Review Annual*, 1980, 5, ed. Stromsdorfer, E., and Farkas, G.
- [3] Bjorklund, A., and R. Moffitt, "The Estimation of Wage Gains and Welfare Gains in Self-Selection Models." *The Review of Economics and Statistics*, 1987, LXIX, 42—49.
- [4] Ehrenberg, R., and D. Sherman, "Employment While in College Academic Achievement, and Postcollege Outcomes." *The Journal of Human Resources*, Winter 1987, XXII, 1, 1—23.
- [5] Heckman, J., "Shadow Prices, Market Wages, and Labor Supply." *Econometrica*, July 1974, 42, 679—694.
- [6] Heckman, J., "Dummy endogenous variables in a simultaneous equation system." *Econometrica*, July 1978, 46, 931—959.
- [7] Heckman, J., "Instrumental Variables: A Study of Implicit Behavioral Assumptions Used in Making Program Evaluations." *The Journal of Human Resources*, 1997, XXXII, 441—462.
- [8] Heckman, J., "Accounting for Heterogeneity, Diversity, and General Equilibrium in Evaluating Social Programs." National Bureau of Economic Research, Working Paper 7230, 1999.
- [9] Heckman, J., "Micro Data, Heterogeneity, and the Evaluation of Public Policy: Nobel Lecture." *Journal of Political Economy*, 2001, 109, 673—748.
- [10] Heckman, J., J. Smith, "Making the Most Out of Programme Evaluations and Social Experiments: Accounting for Heterogeneity in Programme Impacts." *Review of Economic Studies*, 1997, 64, 487—535.
- [11] Heckman, J., and E. Vytlacil, "Local Instrumental Variables and Latent Variables Models for Identifying and Bounding Treatment Effects." *Proceedings of the National Academy of Sciences of USA*, February 1999, 96, 4730—4734.
- [12] Hotz, J. L., Xu, M., Tienda, and A. Ahituv, "Are There Returns to the Wages of Young Men from Working While in School?" *The Review of Economics and Statistics*, March 2002, LXXXIV, 221—236.
- [13] Imbens, G. W., and D. A. Angrist, "Identification and Estimation of Local Average Treatment Effects." *Econometrica*, 1994, 62, 467—475.
- [14] Lee, L. F., "Identification and Estimation in Binary Choice Models with Limited (Censored) Dependent Variables." *Econometrica*, July 1979, 47, 977—996.
- [15] Moffitt, R., "Choosing Among Alternative Nonexperimental Methods for Estimating the Impact of Social Programs: The Case of Manpower Training: Comment." *Journal of the American Statistical Association*, December 1989, 84, 877—878.
- [16] Moffitt, R., "Models of Treatment Effects When Responses Are Heterogeneous." *Proceedings of the National Academy of Sciences of USA*, June 1999, 96, 6575—6576.
- [17] Poirier, D., "Partial Observability in Bivariate Probit Models." *Journal of Econometrics*, 1980, 12, 209—217.

- [18] Ruhm , C. , “ Is High School Employment Consumption or Investment. ” *Journal of Labor Economics* , October 1997 , 15(4) , 735—776.
- [19] Stephenson , S. , “ In-school Labour Force Status and Post-school Wage Rates of Young Men. ” *Applied Economics* , September 1981 , 13(3) , 279—302.
- [20] Tunali , I. , “ A General Structure for Models of Double-Selection and an Application to a Joint Migration/ Earnings Process with Remigration. ” *Research in Labor Economics* , 1986 , 8(B) , ed. Ehrenberg , R. , JAI Press INC.
- [21] U.S. Department of Education , “ Congressional Methodology : 1992—1993 Family Contribution(FC)Formula. ” 1993.
- [22] U.S. Department of Education , “ The Student Guide , Financial Aid(1997—1998). ” 1997.
- [23] U.S. Department of Education , “ Expanding Federal Work-Study and Community Service Opportunities. ” 1997.
- [24] U.S. Department of Education , “ The Condition of Education 1997 , Supplement and Error Tables. ” 1997.
- [25] U.S. Department of Labor , “ NLSY79 User 's Guide 1999. ” 1999.
- [26] U.S. Department of Labor , “ The National Longitudinal Surveys Handbook 2000. ” 2000.
- [27] Vytlacil , E. , “ Independence , Monotonicity , and Latent Index Models : An Equivalent Result. ” *Econometrica* , March 2002 , 70 , 331—341.

Evaluation of the Return of the Federal Work-Study Program on the Post-College Earning

ZHONG ZHAO

(*Peking University*)

Abstract In this paper , we use the National Longitudinal Survey of Youth 1979 Cohort data set to study the return of Federal Work-Study program on the post-college earnings. We estimate different types of treatment effects of the program , namely average treatment effect , treatment effect on the treated and marginal treatment effect. Each of them is conceptually different and has different implication from the policy point of view.

JEL Classification I28 , I22 , C33