

财政援助性支出与农村贫困家庭的民生

林 昕 刘穷志 李 宇 温逸露*

摘要: 本文研究的是政府援助农村贫困家庭的民生效果。通过构建二重差分法,并运用家庭调查数据进行分析,结果表明:短期的收入增长大部分被储蓄起来,长期只有适度的消费增长;教育程度较高的贫困人口受政府援助的负面影响较小而正面影响大,民生状态较好;贫困人口的产业援助效果参差不齐。纠正选择偏差后,主要结论是稳健的。文章的政策建议是,纠正扶贫过程中加大援助力度就能改善民生的幼稚想法,确定援助的最优规模;改善援助结构,加大教育投入,重点援助家庭饲养业,提高援助的长远与当前效果。

关键词: 贫困 政府援助 民生 效应评估

一、引言

贫困与民生是政府援助的重点,效果如何更是研究者的研究热点(刘穷志,2007)。这里有两个焦点之争:一是政府援助有效吗?即援助是否激励了贫困人口脱离了贫困,民生是否得到了改善?二是政府援助对于民生来说是长期有效还是短期有效?两类争论分别涉及政府援助的纵向与横向民生效果评估。

在纵向效果研究方面,Ravallion和Chen(2005)考察了中国西南减贫项目对贫困人口民生的长短期影响,他们发现,项目引起当地贫困人口增加储蓄,并且对家庭收入的影响超过了对消费的影响,但长期影响不够稳健。Chen、Mu和Ravallion(2006)进一步分析了政府援助对中国贫困人口的影响,他们认为,虽然短期与主要的影响是储蓄,但适度的长期消费和增收也是存在的。由此可见,研究结论是不一致的,甚至是相互矛盾的。

在横向效果研究方面,Skoufias和Maro(2006)认为,政府援助的民生效果依赖于政府援助是否激励了人们工作及工作程度;运用墨西哥PROGRESA项目经验数据,他们发现,政府援助对贫困人口的劳动没有产生激励,因而也就没有产生较好的民生效果。但是,Ardington、Case和Hosegood(2007)利用南非的面板数据研究发现,政府援助激励了家庭成员增加工作。Rawlings和Rubio(2003)运用实验和准实验方法,研究了拉丁美洲和加勒比国家政府援助对贫困的影响,他们发现,不同条件下政府援助的民生激励效应不同,难以得出一致性结论。

在国内,都阳和Park(2007)研究了政府援助对城市贫困人口的救助及其效应,他们认为,中国目前的救助体系具有较好的救助效率。但是,刘穷志(2011)认为,政府援助减少了贫困家庭的劳动和投资,家庭总收入也相应减少,从而出现越扶越贫的状态。由此看来,国内研究结论也并不一致。

我们认为,结论的不一致甚至矛盾的原因在于研究方法设计上。上述文献运用的研究方法是方差分析,无论是单差分(D估计)或者是双差分(DD估计)都存在两类样本选择偏差方面的问题:其一,实验组(treatment group)与对照组(comparison group)互相影响,表现出溢出效应(spillover effect),也就是外部资金

* 林昕,武汉大学社会保障研究中心,邮政编码:430072,电子信箱:sunlin74@163.com;刘穷志,武汉大学经济与管理学院,邮政编码:430072,电子信箱:qzliu@whu.edu.cn;李宇,深圳大学中国经济特区研究中心,邮编:518060,电子信箱:limao88888@163.com;温逸露,武汉大学经济与管理学院,邮政编码:430072,电子信箱:iris0508@yahoo.com。

本文得到国家自然科学基金项目“居民收入不平等与财政归宿效应:评估技术及应用”(70973091)的资助。感谢匿名审稿专家的意见,文责自负。

的注入将改变当地政府的援助选择,从而影响对照组住户的收入;其二,由于住户的异质性,初始条件不同,将影响到后续收入的增长变化。本文拟从这两方面突破:在使用差分法的同时,评估溢出效应的影响程度;为了减少初始相关性造成的估计偏误,加入倾向得分匹配(propensity - score matching),以去除偏误。

本文剩余内容的安排是:第二部分是关于中国农村贫困与民生的政府援助体系考察与变量数据选定,第三部分是研究方法设计,第四部分是实证分析,第五部分是溢出效应评估,最后是结论与政策建议。

二、民生援助制度与关注的变量

(一) 中国农村贫困与民生援助体系

现行农村援助体系由最低生活保障制度、五保户供养制度、特困户救济制度、灾害救助制度、临时救济制度和扶贫政策等部分组成。其一为最低生活保障制度。农村最低生活保障制度是用以解决农村困难群众生活问题的制度。其二为五保供养制度。中国农村长期实施的一项基本的社会援助政策就是对农村“三无”人员实行五保供养。2003年农村税费改革以来,五保供养由政府开支,各级财政在对乡、村的转移支付资金中提取。其三为特困户定期定量救济制度。它是用以解决农村贫困人口生活问题的制度。最初普遍推行的是农村低保制度,但是,在国情国力的限制下,仅依靠地方财政财力在全国范围内推行该制度并不现实。2003年初,民政部出台了对生活极度困难、自救能力极差的农村特困户的救济措施。主要做法是对不救不活的农村特困户发放农村特困户救助证,实行定期定量救济。该救济制度基本保障了农村最困难的特困群体的基本生活。其四为灾害救助制度。灾害救助对象是遭受灾害侵袭的农户,救灾资金每年由中央财政安排特大自然灾害补助费,地方予以配合投入,保障灾民灾后基本生活需要。其五为临时救济制度。临时救济的对象是生活水平略高于特困户的一般贫困户,但是,其生活水平处于最低生活标准,如果遇到疾病、饥荒和意外伤害,他们将陷入贫困。对此,地方政府一般采取临时救济的方式。临时救济一般为不定期的、形式多样的扶贫帮困措施,比如,年节来临时给予生活补助,不定期地给予生活物品救助等。这些救济经费除辅之以社会互助以外,一般由当地政府财政列支。其六为扶贫政策。扶贫注重的是给予贫困人口最低生活保障和提高贫困人口生产自救能力。但是,扶贫不能替代救济政策,对于农村五保户、鳏寡孤独、因病因残丧失劳动力、因灾害等造成家庭生活常年困难的特困人口,一般采取救济政策。其七为其他救助性政策。以上各项政策制度在不同领域和不同程度上发挥着各自的援助功用。

(二) 变量数据

依据现行农村家庭援助制度,我们可以使用中国健康与营养调查数据库(CHNS),该数据库是由美国北卡罗莱纳大学卡罗莱纳人口中心、国家营养与食品安全局及中国疾病控制与预防中心联合建立的,数据调查到目前为止分别于1989年、1991年、1993年、1997年、2000年、2004年、2006年和2009年一共进行了八次,涉及辽宁、黑龙江、江苏、山东、河南、湖北、湖南、广西和贵州八省(自治区),基本分别代表了中国中部、东部和西部。尽管其主要目的不是调查贫困、民生及政府财政援助情况,但它包含有一个家庭住户调查数据包,完全可以满足本文研究使用。CHNS数据库中的住户调查数据包不仅包含有住户的收入状况及社会经济环境特征,还包含农村和城市住户辨识、工作、消费以及援助情况等。适应本文采用的研究方法,并考虑到21世纪中国贫困与不平等恶化的现状,我们采用2004年、2006年和2009年三年数据作为样本数据,跨时五年。基于中国农村减贫制度,并考虑是否与贫困减少、民生以及政府援助相关,我们筛选变量。与我们的研究主题相对应,我们选取农村住户数据,删除了城市住户数据;对于农村住户数据,我们还删除了不明确(比如该数据库填写的是-9、-99、-999或-9999等)和住户拒绝回答(无任何数据)的住户数据。所谓民生,主要是指民众的基本生存和生活状态,以及民众的基本发展机会、基本发展能力和基本权益保护的状况,等等。依据现行中国农村救助体系特征,在该数据库中,我们选取“J6a”(困难补助、残疾补助或福利金)作为中国农村贫困与民生救助指标,选取收入、消费等作为民生指标。因为变量较多,恕不赘述。

三、研究方法设计

推进都阳和 Park(2007)的一阶差分法,本文设计二阶差分法。二重差分(double - difference)法评估的是一个项目的效果,它是以项目非参与者的结果来揭示项目参与者的反事实变化。其假定是选择偏差恒定不变。在本文,我们指出选择偏差随时间变化的两个根源:第一,结果与参与者和非参与者之间的最初差别相关;第二,溢出效应,项目因该效应而随后改变非参与者的结果。

(一) 目标盯住偏差

假定 Y_{it} 为家庭 i 在 t 期的产出值, 每个家庭要么是项目的参与者 ($T_{it} = 1$), 要么是非参与者 ($T_{it} = 0$)。于是, 产出值为:

$$Y_{it} = Y_{it}^C + T_{it}G_{it} \quad (t=0, 1; i=1, \dots, N) \quad (1)$$

这里 $G_{it} = Y_{it}^T - Y_{it}^C$ 为项目效果, Y_{it}^T 为试验组产出, Y_{it}^C 为比较组(也称控制组)产出即反事实产出。 G_{it} 不能直接观测, 因为 $Y_{it}^T (T_{it} = 0)$ 和 $Y_{it}^C (T_{it} = 1)$ 未知。选择偏差为反事实结果的平均差分:

$$B_t = E(Y_{it}^C | T_{it} = 1) - E(Y_{it}^C | T_{it} = 0) \quad (2)$$

我们称其为无条件偏差。考虑到中国政府援助目标, 我们假定 $B_t \neq 0$ 。

标准二重差分估计假定 $B_1 = B_0$, 意味着参与者在时期 1 的平均效果变化获得一致估计:

$$DD = E[(Y_{it}^T - Y_{it}^C) | T_{it} = 1] - E[(Y_{it}^C - Y_{it}^C) | T_{it} = 0] = E[G_{it} - G_{it} | T_{it} = 1] \quad (3)$$

我们以时期 0 为基准 $T_{0i} = 0$ (对于所有 i 来说) 那么 $Y_{0i} = Y_{0i}^C$ (对于所有 i 来说) 因此 $DD = E(G_{it} | T_{it} = 1)$ 即试验组家庭的平均效果。

可是, 非时变的条件偏差 ($B_1 = B_0$) 对于贫困家庭的援助项目来说是不可信的, 目标贫困家庭缺乏基础设施和初始条件, 它们可能影响随后的增长率。于是, DD 将是有偏估计, 因为随后的产出是初始条件的函数, 这些初始条件影响两组样本的分布。也就是说, 选择偏差并非总是恒定不变的 (Rosenbaum and Rubin, 1983; Heckman et al., 1998)。

DD 偏差的方向依赖于潜在增长进程是收敛还是发散。对于政府给予贫困家庭的援助项目, Jalan 和 Ravallion (1998) 发现, 与增长发散相一致, 对项目参与者与非参与者之间的最初异质性的差异失去控制产生了 DD 估计向下的偏差, 效应被低估。但是, 尚不清楚在同一贫困地区内的贫困家庭之间是否也是这样。因为 Jalan 和 Ravallion (2002) 发现, 贫困地区之间发散的同时, 地区内部却收敛。

我们解决这个问题的途径是, 依据影响项目安排的最初条件, 平衡试验单位和比较单位。以向量 X 代表这些变量, 识别假定是: 选择偏差是 X 的非时变条件, 即:

$$E(Y_{it}^C | T_{it} = 1, X) - E(Y_{it}^C | T_{it} = 0, X) = E(Y_{0i}^C | T_{it} = 1, X) - E(Y_{0i}^C | T_{it} = 0, X) \quad (4)$$

遵循 Rosenbaum 和 Rubin (1983) 在给定 X 的情况下, 如果结果变化独立于项目参与, 那么, 在倾向得分 $P(X_i) = \Pr(T_{it} = 1 | X_i)$ ($0 < P(X_i) < 1$) 的情况下, 它们也独立于项目参与。这就证实了, $P(X)$ 上的平衡消除了基于 X 的选择偏差。我们注意到, 这只是处理了可观测变量的时变选择偏差, 如果一些潜在因素与反事实产出变化相关, 偏差将仍然存在。稍后的讨论表明, 不可观测变量的遗留偏差更多地住户选择中出现。

借鉴 Hirano、Imbens 和 Ridder (2003), 我们使用加权回归方法, 采用下面的回归方程估计 DD :

$$Y_{it} = \alpha + DD \times T_{it} + \beta T_{it} + \delta_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

试验组的权重是被考察单位, 比较组的权重是 $\hat{P}(X)/(1 - \hat{P}(X))$ 。 $\hat{P}(X)$ 为 $P(X)$ 的一致估计, 并且 $0 < \hat{P}(X) < 1$ 。Hirano 和 Imbens (2002) 的研究显示, 赋予权重可以获得充分有效的估计^①。我们用合并样本 (pooled sample) 估计 (5) 式 ($t = 0, 1$)。

对于平衡面板数据, 我们可以用更加常见的固定效应等价形式来替代 (5) 式:

$$Y_{it} = \alpha^* + DD \times T_{it} + \delta_i + \eta_i + v_{it} \quad (6)$$

固定效应是 $\eta_i = \eta_i^T T_{it} + \eta_i^C (1 - T_{it}) = \beta T_{it} + \bar{\eta}^C + \mu_i (E(\eta_i | T_{it} \neq 0))$, 在这里, $\beta = \bar{\eta}^T - \bar{\eta}^C$, $\mu_i = (\eta_i^T - \bar{\eta}^T) T_{it} + (\eta_i^C - \bar{\eta}^C) (1 - T_{it})$, $E(\mu_i) = 0$, $\varepsilon_{it} = v_{it} + \mu_i$, 并且 $\alpha = \alpha^* + \bar{\eta}^C$ 。因此 (5) 式中的 βT_{it} 为潜在个人效应平均值的差分, 其值随着最初对项目的选择而上升。(5) 式的特点是, 它不需要平衡面板, 因而可以稳健地应对选择损耗。

作为稳健性检验, 我们通过匹配倾向得分来比较这些估计。首先, 平均效应的样本估计可以写作:

$$\left(\sum_{i=1}^{N_T} (Y_{it}^T - Y_{it}^C) - \sum_{j=1}^{N_C} W_{ij} (Y_{jt}^C - Y_{jt}^C) \right) / N_T$$

①如果估计人口的平均效应, 那么试验组的权重为 $1/\hat{P}(X)$, 控制组的权重为 $1/(1 - \hat{P}(X))$ 。

这里 N_T 为援助接收者数目, N_C 为控制组观察者数目, W_{ij} 为与第 i 个援助接受者相比较的第 j 个非援助接受者的以倾向得分为基础的权重。多少个非援助接受者包括在控制组中以及如何在非援助接受者中间分配权重是 PSM 方法的实践问题, 可供选择之一是使用流行的最近相邻匹配法, 但是, 由于最近相邻匹配是非平滑的, 传统 bootstrap 法不适合估计标准差 (Abadie and Imbens, 2006)。为了确保 bootstrap 标准误差的有效性, 我们使用非参数的核匹配, 这样, 所有非援助接受者都作为控制对象, 权重依据核函数分配 (Heckman, et al., 1998) 权重可以写为: $W_{ij} = K_{ij} / \sum_k K_{ik}$, 这里 $K_{ij} = K((\hat{P}_j(X) - \hat{P}_i(X)) / a_n)$, $K(\cdot)$ 为核函数, a_n 为带宽参数。我们使用标准密度函数作为核和 OR (odds ratio) 值 (Heckman and Todd, 1995)。

条件独立假定引起援助接受者与非接受者在 $P(X)$ 条件下经过匹配或者权重再分配 (re-weighting) 后是否存在差别的检验。遵循 Rosenbaum 和 Rubin (1985) 以及 Abadie 和 Imbens (2006), 我们使用接受援助家庭与匹配的或者权重再分配的非接受援助家庭之间的均值差分来检验协变量平衡。为了获取协变量较好的平衡, 并考虑倾向得分的更加灵活的估计, 我们引入最初收入水平的多项式 (Smith and Todd, 2005)。我们将报告匹配和权重再分配程序产生的、接受援助家庭与比较组的非接受援助家庭观察变量之间的合意的平衡。

(二) 溢出效应产生的偏差

以上估计方法在溢出效应存在时是难以成立的, 溢出效应改变了非援助家庭的产出结果, 这就是非随机安排产生偏差的根源。

溢出效应产生的原因: 一是人口流动。在中国, 土地由村级管理, 流动的家庭在目的地难以得到土地, 并且可能失去原所在地的土地。二是家庭之间的交易。援助影响收入和价格, 交易引致的一般均衡效应将对推断反事实结果的非援助家庭产生溢出效应。三是政府其他支出与援助之间存在替代效应, 也可能存在补充关系。

我们将检验溢出效应, 使用的方法仍然是上面描述的估计方法, 只是结果为非援助家庭的情形。

四、实证结果

表 1 描述的是 2004 年、2006 年和 2009 年的平均收入和平均消费, 借鉴 Ravallion 和 Chen (2005), 我们使用三种贫困线 (600 元、800 元和 1 000 元)。我们发现, 获得援助的家庭在 2004 - 2006 年期间的收入增加额大于没有获得援助家庭的收入增加额, 但是 2006 - 2009 年与之相反, 援助并没有让受援家庭的收入超越没有受援的家庭。表 1 表明, 援助对收入和消费产生的影响极小。

表 1 产出指标的描述统计

指标	2004 年		2006 年		2009 年	
	受援家庭	非受援家庭	受援家庭	非受援家庭	受援家庭	非受援家庭
平均收入(元)	997.64 (724.01)	1 159.21 (605.14)	1 266.41 (891.18)	1 225.12 (868.86)	1 394.54 (904.76)	1 517.16 (925.15)
平均消费(元)	847.21 (470.24)	947.32 (446.27)	945.75 (572.84)	1 019.67 (687.86)	1 132.54 (793.45)	1 120.78 (795.07)
收入贫困率						
贫困线 = 600 元	0.223 (0.420)	0.129 (0.337)	0.139 (0.351)	0.115 (0.321)	0.127 (0.334)	0.102 (0.301)
贫困线 = 800 元	0.455 (0.501)	0.308 (0.463)	0.293 (0.456)	0.264 (0.441)	0.245 (0.431)	0.187 (0.391)
贫困线 = 1 000 元	0.618 (0.491)	0.457 (0.501)	0.450 (0.500)	0.417 (0.494)	0.369 (0.481)	0.294 (0.457)
消费贫困率						
贫困线 = 600 元	0.293 (0.456)	0.185 (0.388)	0.276 (0.445)	0.220 (0.416)	0.180 (0.386)	0.137 (0.348)
贫困线 = 800 元	0.579 (0.495)	0.458 (0.501)	0.511 (0.502)	0.445 (0.500)	0.387 (0.490)	0.319 (0.466)
贫困线 = 1 000 元	0.759 (0.431)	0.651 (0.480)	0.679 (0.470)	0.628 (0.486)	0.539 (0.501)	0.471 (0.500)

注: 括号内为标准差。收入、消费和贫困指标以家庭规模加权。收入和消费平均值是以 2003 年的价格计算的年人均值。样本中有 110 个受援家庭和 90 个比较家庭。

但是,我们必须分析援助家庭选择的非随机性导致的选择偏差。表2为家庭是否接受援助的probit回归分析结果,它是用来估计倾向得分的,变量是用来反映选择标准的。

表2 家庭接受援助的Probit回归分析

指标	系数	Z 值	指标	系数	Z 值
户主是否在家			子女汇款	-0.548	-4.15
在家	0.578	4.21	吃水方式		
参军	0.213	0.56	自来水	-0.247	-1.98
外出打工	0.027	0.04	井水	0.534	4.15
出国	-0.001	-0.01	做饭燃料		
户主文化程度			木柴	0.467	5.17
小学	1.754	3.42	煤气等	0.124	0.248
小学以上	-0.594	-0.62	住房地面建筑材料		
户主是否是干部			土	0.534	4.15
是	-0.254	-0.85	水泥等	0.241	0.15
否	0.648	4.54	交通工具		
家庭种地面积	0.047	2.42	摩托	0.341	0.45
有无独生子女补助			其他	0.178	2.14
有	-0.457	0.35	通讯工具		
无	0.543	2.94	电话	-0.245	-1.48
有无煤气燃料补贴			无电话	0.478	2.14
有	-0.247	0.24	信息渠道		
无	0.427	3.42	计算机	-0.248	-1.98
有无煤贴			无计算机	0.247	1.87
有	0.247	0.45	医疗保险		
无	0.378	3.24	有	0.438	0.24
有无用电补贴			无	0.261	2.48
有	0.245	0.35	到达诊所的时间	0.574	1.97
无	0.301	2.79			

Pseudo R² = 0.37

注:观察单位200个。

观察表2,我们发现,受援家庭的特征是耕种田地多、没有外出工作、受教育少、子女多、住土砖房、没有电话、距诊所较远(2004年)。与表1一致,表2显示,受援家庭生活状况比非受援家庭更差。

使用表2中的倾向得分,对数据重新分配权重,我们可以得到两样本特征的平衡(包括最初的产出变量)。表3报告的是平衡检验,显然,平衡检验获得通过。

表3 家庭特征与产出的平衡试验(2004年)

指标	平均值差分												
	标准平均		未加权		总样本的 PS 加权		总样本的 PS 核匹配		调整样本的 PS 加权		调整样本的 PS 核匹配		
	受援	非受援	平均值	标准差	平均值	标准差	平均值	标准差	平均值	标准差	平均值	标准差	
家庭特征	种地面积	0.008	-0.011	0.021	0.140	0.014	0.138	0.170	0.131	0.072	0.171	0.105	0.172
	井水饮水	0.135	-0.172	0.306	0.140	0.237	0.134	0.250	0.121	0.297	0.148	-0.157	0.143
	木柴燃料	0.052	-0.068	0.121	0.142	0.108	0.140	0.371	0.135	0.154	0.166	0.071	0.169
	土料住房	0.043	-0.057	0.101	0.142	0.078	0.0141	0.240	0.125	0.273	0.158	0.199	0.175
	摩托交通	-0.149	0.186	-0.345	0.142	-0.231	0.143	-0.027	0.155	0.107	0.174	-0.271	0.181
	电话通讯	-0.085	0.110	-0.189	0.145	-0.129	0.138	0.055	0.150	0.114	0.057	-0.132	0.158
	计算机网络	-0.008	0.010	-0.02	0.144	-0.029	0.140	-0.110	0.135	-0.078	0.191	-0.004	0.178
	到诊所时间	0.022	-0.031	0.050	0.144	0.055	0.147	0.261	0.135	0.044	0.178	0.074	0.175
医疗保险	0.007	-0.009	0.019	0.138	0.011	0.112	0.151	0.124	0.064	0.159	0.104	0.168	
家庭产出	人均消费	-0.169	0.258	-0.41	0.152	-0.227	0.231	-0.214	0.242	-0.078	0.197	-0.009	0.201
	人均收入	-0.179	0.297	-0.51	0.152	-0.249	0.345	-0.311	0.145	-0.189	0.197	-0.164	0.211

续表 3

家庭特征与产出的平衡试验(2004 年)

指标	平均值差分												
	标准平均		未加权		总样本的 PS 加权		总样本的 PS 核匹配		调整样本的 PS 加权		调整样本的 PS 核匹配		
	受援	非受援	平均值	标准差	平均值	标准差	平均值	标准差	平均值	标准差	平均值	标准差	
贫困指数	收入												
	600 元	0.176	-0.251	0.403	0.143	0.387	0.171	0.451	0.190	0.251	0.221	0.255	0.244
	800 元	0.198	-0.264	0.453	0.140	0.348	0.176	0.381	0.200	0.203	0.199	0.114	0.211
	1 000 元	0.241	-0.287	0.497	0.139	0.412	0.206	0.464	0.264	0.174	0.221	0.072	0.224
	消费												
	600 元	0.168	-0.231	0.375	0.142	0.464	0.191	0.551	0.190	0.261	0.199	0.334	0.221
	800 元	0.204	-0.229	0.359	0.142	0.251	0.201	0.254	0.224	0.09	0.197	0.009	0.220
	1 000 元	0.274	-0.264	0.398	0.142	0.324	0.278	0.302	0.317	0.008	0.188	-0.141	0.217

注:家庭收入、消费和贫困为家庭规模加权数据。总样本中,受援家庭 110 个,比较家庭 90 个。调整样本中,受援家庭 70 个,比较家庭 60 个。

(一) 平均效应的二重差分估计

表 4 为收入和消费的平均效应(由简单 DD 估计而得)。我们给出 2006 年和 2009 年绝对水平和对数形式上的估计,后者对于穷人家庭所得给予了更高的权重。2004 年为基准线。我们看到,政府援助对于平均收入有相当大的显著影响,但对消费没有影响;2006 年,大量收入被储蓄起来。

表 4 政府援助对家庭收入和消费的影响:倾向得分加权与匹配估计

指标	受援家庭 2004 年均值	援助带 来的收获	非援助家 庭的收获	简单 DD	t 值	PS 加权 DD	t 值	核匹配 DD	t 值	
调整的样本	2006 年(元)									
	收入(I)	982.14	198.34	67.35	130.99	1.86	181.34	2.67	170.35	2.57
	消费(C)	842.01	68.04	71.58	-3.54	-0.07	-18.59	-0.34	-45.12	-0.85
	储蓄(S)	140.54	130.54	-4.27	134.81	2.21	202.13	2.83	221.32	2.87
	2009 年(元)									
	收入(I)	982.14	433.17	389.45	43.72	0.54	41.58	0.51	41.34	0.57
	消费(C)	842.01	346.24	289.34	56.90	0.85	56.47	0.75	19.35	0.24
	储蓄(S)	140.54	87.36	99.57	-12.21	-0.18	-16.98	-0.20	25.82	0.95
	2006 年									
	lnI	6.75	0.19	0.05	0.14	2.14	0.17	2.46	0.14	2.31
	lnC	6.67	0.07	0.02	0.05	0.79	0.04	0.64	0.01	0.01
	ln(1+S/C)	0.12	0.12	0.03	0.09	1.86	0.14	2.51	0.14	2.76
2009 年										
lnI	6.75	0.35	0.27	0.08	1.20	0.07	0.91	0.04	0.61	
lnC	6.67	0.31	0.22	0.09	1.82	0.07	1.21	0.03	0.52	
ln(1+S/C)	0.12	0.05	0.06	-0.01	-0.02	-0.01	-0.08	0.02	0.31	
总样本	2006 年(元)									
	收入(I)	991.06	275.29	66.54	208.75	3.57	219.65	3.34	195.34	3.21
	消费(C)	844.69	100.33	79.63	20.70	0.61	-148.64	-1.26	-191.36	-1.53
	储蓄(S)	146.27	175.11	-13.16	188.27	3.48	372.01	3.82	394.01	3.82
	2009 年(元)									
	收入(I)	991.06	405.64	364.13	41.51	0.55	-48.64	-0.45	-44.68	-0.36
	消费(C)	844.69	289.21	267.25	21.96	0.39	37.36	0.66	26.37	0.45
	储蓄(S)	146.27	116.26	97.33	18.93	0.34	-85.67	-0.76	-70.69	-0.53
	2006 年									
	lnI	6.79	0.25	0.06	0.19	3.51	0.19	3.58	0.17	3.33
	lnC	6.68	0.09	0.03	0.06	1.46	-0.05	-0.65	-0.09	-0.11
	ln(1+S/C)	0.11	0.14	0.03	0.11	2.89	0.23	3.66	0.26	3.87
2009 年										
lnI	6.79	0.32	0.24	0.08	1.38	-0.01	-0.01	-0.01	-0.12	
lnC	6.68	0.23	0.19	0.04	0.78	0.02	0.41	0.01	0.13	
ln(1+S/C)	0.11	0.09	0.05	0.04	0.11	-0.03	-0.33	-0.00	-0.20	

注:所有计算由家庭规模加权核匹配的 t 值通过 bootstrap 获得(重复 100 次)加权 DD 估计的标准差对于异质性和系列相关来说是稳健的。总样本中,受援家庭 110 个,比较家庭 90 个。调整样本中,受援家庭 70 个,比较家庭 60 个。

在收入因素分解方面(分解为耕作收入、畜牧收入、渔业、种树、非农产业等),表现突出的是家庭畜牧饲

养,它对净收入的影响是 93.37 元(DD 估计; $t=3.11$)。为了纠正选择偏差,我们使用加权与匹配,则其值分别上升至 119.34 元($t=3.53$)和 138.59 元($t=3.64$),见表 5。表 5 仅报告家庭畜牧饲养的结果。

表 5 家庭畜牧饲养对收入的影响

收入或成本	受援家庭 2004 年均值	援助带来 的收益	非援助家 庭的收益	简单 DD	t 值	PS 加权 DD	t 值	核匹配 DD	t 值
2006 年(元)									
总收入	328.12	109.38	35.46	73.71	2.41	102.68	2.86	120.36	2.58
总成本	193.76	-17.58	1.87	-19.45	-0.95	-19.64	-0.87	-19.87	-0.85
净收入	134.36	126.96	33.59	93.37	3.11	119.34	3.53	138.59	3.64
现金收入	140.25	13.67	1.69	11.98	0.74	15.23	0.91	-3.38	-0.77
实物收入	-5.89	113.29	31.90	81.39	2.88	104.11	3.11	141.97	2.96
2009 年(元)									
总收入	328.12	198.65	227.35	-28.70	-0.61	-1.59	-0.05	14.68	0.34
总成本	193.76	84.31	123.58	-39.27	-1.34	-38.97	-1.18	-44.35	-1.55
净收入	134.36	114.34	103.77	10.57	0.33	35.49	0.89	57.31	1.62
现金收入	140.25	104.38	154.24	-49.86	-1.18	-32.54	-0.64	4.12	0.83
实物收入	-5.89	9.96	-50.47	60.43	2.13	68.04	1.93	53.19	1.84

注:所有计算均经过了家庭规模加权,核匹配的 t 值通过 bootstrap 获得(重复 100 次),加权 DD 估计的标准差对于异质性和系列相关来说是稳健的。调整样本中,受援家庭 70 个,比较家庭 60 个。

收入还可以分解为现金和实物两类,如表 5。我们发现,大量短期收入影响来自家庭畜牧饲养的实物收入。这令人困惑不解:相当份额的来自农村家禽饲养的实物收入是直接消费,可是,受政府援助影响的实物收入为非生产性的家禽和生产性家禽的幼崽,它们计为实物收入,却作为消费或者后来的销售。

当我们追踪影响至 2009 年时,结果变化非常大。正如表 4 所显示的那样,经过 5 年的观察期后,政府援助对于平均收入或者消费没有影响。表 4 还报告了使用倾向得分平衡受援家庭和非受援家庭后的平均收入的 DD 估计,这些估计包括加权与匹配、两个时间点以及调整样本与总样本的结果。DD 估计的基本态势仍然是明显的,以核匹配法取代再加权回归方法的结果是稳健的。当估计方法的选择存在一定的敏感性时,该态势仍然是稳健的,即早期收入影响是巨大而显著的,但后期收获极少。当我们纠正人为选择受援家庭的影响后,2006 年的估计收入是较大的,这与家庭间发散的增长过程是一致的。可是,该态势在 2009 年不明显。详细报告从略。我们的主要发现是:

从长期影响来看,总体上 2006 年对实物收入影响的 DD 估计是 131.36 元($t=2.41$),但纠正选择偏差时该估计值下降。如果加权,则 $DD=113.96$ 元($t=1.98$);如果匹配,则 $DD=98.91$ 元($t=1.86$)。从分解来看,种植耕作与家禽饲养几乎可以解释全部长期影响,但只有家禽饲养显著。我们没有在现金收入成分中发现长期而显著的影响。

与 2006 年情况相反,政府援助在 2009 年对消费总量影响不显著,但是,将它们分解为现金与实物后,我们发现了援助对实物消费存在较大影响的迹象,其 DD 估计为 120.43 元($t=3.12$),纠正选择偏差后该估计略有下降,使用 PS 加权时该影响为 76.52 元($t=1.68$)。对实物消费的长期影响可能包括政府援助期间来自家禽实物的消费。

我们还检验了其他变量的影响。为了验证对农业生产率的影响,我们使用单位面积的种植产出和总收入,但是没有发现影响的证据。

我们也没有发现更多对生产性财产和财富的持续影响的证据。一个例外是,存在对渔业的显著影响。2006 年人均渔产的 DD 估计是 0.06($t=2.87$),得分加权估计上升到 0.08($t=4.51$),核匹配值没有太大的变化($t=4.97$)。2009 年影响稍有提高并且统计显著,DD 值为 0.07($t=3.79$),得分加权值为 0.10($t=5.15$),核匹配值为 0.11($t=4.12$)。

我们发现了援助对孩子支出的显著影响,PS 加权的 DD 估计是 0.083(t 值为 2.52)^①,即是说,到 2006 年,对孩子支出增长的 8.3% 归因于政府援助。但是,这一数据到 2009 年下降较大,一致的 DD 估计下降为

①未调整的 DD 估计为 0.051 ($t=1.53$);核匹配的 DD 估计为 0.081 ($t=2.51$)。

0.045 ($t = 1.57$)。支出效应的变化可能反映了这样的事实:除政府援助外的其他对孩子的支出减少。即便如此,2009年非受援家庭对孩子的支出稍小于受援家庭的相应支出,这仍然意味着受援家庭的孩子的培养要早于非受援家庭的孩子。

我们还发现了援助对基础设施的正效应,尽管它们一般不是十分显著。另外,援助对家庭家具的购置影响不大,但电视机是个例外,它表现出了长期的显著影响。

我们再来关注政府援助对收入贫困和消费贫困的影响。表6的(A)部分报告的是对各类贫困线下的收入贫困的影响,表6的(B)部分报告的是消费贫困的相应结果。援助对贫困的影响大体与表4的发现相一致。在700元贫困线处,援助对收入贫困影响最大。2009年对消费贫困的影响超过了2006年,消费贫困率在600元贫困线附近下降了10个甚至更多的百分点。

对于以上所有影响的估计,反事实是援助不存在。为了鉴别这个反事实,我们以没有参加援助的家庭作为分析样本。重复以上计算,撇下直接参与项目的家庭,平衡检验获得通过。2006年的影响类似于以上结果,但是,平均收入和消费的长期影响较大。举例来说,2009年对平均收入的影响的DD估计上升至每人127元;当我们使用PS加权纠正选择偏差时,该值下降为96元。该影响不显著区别于0,比如,平均收入的DD估计的 t 值为1.54,PS加权时 t 值下降为1.26。

表6 对贫困的影响:倾向得分加权估计

贫困线 (元)	受援家庭贫困	受援家庭	比较家庭	二重差分	t 值	受援家庭贫困	受援家庭	比较家庭	二重差分	t 值
	归宿(2004年)	的变化(1)	的变化(2)	(1)-(2)		归宿(2004年)	的变化(1)	的变化(2)	(1)-(2)	
	(A) 收入贫困					(B) 消费贫困				
	2006年					2006年				
500	15.34	-6.77	1.06	-7.83	-2.54	19.11	-3.02	6.24	-9.26	-1.84
600	23.57	-7.98	-1.97	-6.01	-1.35	30.12	0.09	5.67	-5.58	-0.97
700	37.98	-13.57	1.53	-15.10	-3.13	42.23	1.34	1.25	0.09	0.01
800	48.65	-16.34	-4.68	-11.66	-1.77	58.15	-5.68	-2.14	-3.54	-0.49
900	56.34	-15.67	-5.10	-10.57	-1.82	68.38	-5.99	-0.87	-5.12	-0.88
1 000	64.37	-13.11	-3.87	-9.24	-1.61	76.59	-6.25	-4.97	-1.28	-0.37
1 100	69.87	-11.02	1.75	-12.77	-2.56	81.34	-5.01	-6.03	1.02	0.20
1 200	73.68	-10.05	2.57	-12.62	-2.93	85.29	-5.27	-3.98	-1.29	-0.41
	2009年					2009年				
500	15.34	-8.27	-5.37	-2.90	-0.91	19.11	-12.01	-3.98	-8.03	-1.64
600	23.57	-13.12	-7.02	-6.10	-0.97	30.12	-17.32	-8.13	-9.19	-1.71
700	37.98	-20.11	-11.97	-8.14	-1.11	42.23	-19.11	-13.54	-5.57	-0.89
800	48.65	-25.38	-20.14	-5.24	-0.71	58.15	-24.03	-18.98	-5.05	-0.63
900	56.34	-27.23	-23.07	-4.16	-0.52	68.38	-25.12	-22.64	-2.48	-0.31
1 000	64.37	-29.17	-24.12	-5.05	-0.63	76.59	-26.75	-23.17	-3.58	-0.58
1 100	69.87	-28.22	-20.44	-7.78	-1.47	81.34	-25.01	-21.65	-3.36	-0.55
1 200	73.68	-29.67	-21.87	-7.80	-1.55	85.29	-23.17	-18.09	-5.08	-0.97

注:所有计算由家庭规模加权,标准差对于异质性和系列相关来说是稳健的。调整样本中,受援家庭70个,比较家庭60个。

(二) 效应中的异质性

我们关注的异质性是家庭成员最初的特征,并依据最初收入和教育来检验该效应的差异,如表7所示。当我们以教育分层时,对于任何产出变量来说,得分加权下的差异并不明显。但是,当我们用最初收入分层时,我们发现一个显著的差异,低收入组的收入是显著的长期增长。当我们考虑收入与教育相互作用时,我们发现,长期收入增长最强劲的是低收入家庭中受教育较好的组。我们还发现了这一组的资产和住房的显著与长期效应,但是没有发现对农业生产力的影响。不过,我们发现了中位收入以上家庭生产力增长的一些迹象。

异质性表明,援助的不同配置将全面地放大效应。相对贫困但受教育较好的家庭组参与率略高一些,项目稍微偏向这些家庭。假如援助选择集中于教育较好的贫困者,那么,援助效应将整体上升。

表 7

最初收入和教育分层的影响估计

指标	接受教育较少的家庭组				接受教育较多的家庭组				
	受援家庭 2004 年均值	加权 DD 估计 (1)	<i>t</i> 值	受援家庭 2004 年均值	加权 DD 估计 (2)	<i>t</i> 值	加权三重差分 (1) - (2)	<i>t</i> 值	
	最初收入在中位以下								
2006 年 (元)	收入	644.27	82.34	1.21	648.67	209.64	2.64	-127.30	-1.53
	消费	667.28	-44.34	-0.68	678.35	57.26	0.69	-101.60	-1.35
	储蓄	-23.01	126.38	2.34	-29.68	152.38	1.55	-26.00	-0.33
	生产性资产	415.47	-59.65	-0.85	312.57	88.26	1.53	-147.91	-1.86
	住房价值	504.31	-39.36	-0.22	613.68	175.19	0.11	-214.55	-1.12
2009 年 (元)	收入	644.27	44.65	0.41	648.67	199.11	2.16	-154.46	-1.18
	消费	667.28	98.36	1.25	678.35	220.15	2.57	-121.79	-1.26
	储蓄	-23.01	-53.71	-0.68	-29.68	-20.04	-0.36	-33.67	-0.33
	生产性资产	415.47	82.14	0.88	312.57	136.17	2.16	-54.03	-0.58
	住房价值	504.31	218.25	0.93	613.68	817.59	2.62	-599.34	-2.24
最初收入在中位以上									
2006 年 (元)	收入	1 466.24	304.15	1.56	1 479.65	175.69	1.28	128.46	0.64
	消费	1 062.68	-234.12	-1.31	1 171.13	-9.16	-0.09	-224.96	-0.12
	储蓄	403.56	538.27	1.74	308.52	184.85	1.46	353.42	1.52
	生产性资产	603.45	-161.78	-1.89	610.27	-35.68	-0.44	-126.10	-1.47
	住房价值	851.12	351.23	1.78	1 112.67	62.17	0.37	289.06	1.23
2009 年 (元)	收入	1 466.24	-27.86	-0.21	1 479.65	-56.58	-0.42	28.72	0.22
	消费	1 062.68	-25.36	-0.26	1 171.13	-138.67	-1.04	113.31	0.78
	储蓄	403.56	-2.50	-0.04	308.52	82.09	0.59	-84.59	-0.45
	生产性资产	603.45	121.98	1.34	610.27	-203.47	-1.35	325.45	1.97
	住房价值	851.12	435.97	0.98	1 112.67	-701.23	-1.14	1 137.20	1.56

注: 低教育为家长在小学水平以下。加权 DD 估计的标准差对于异质性和序列相关是稳健的。

五、溢出效应的影响

正如上文所述, 长期效应估计的偏差可能源于溢出效应的冲击。我们的结果对贸易引致溢出效应的观点没有提供更多的支持。对家庭之间贸易溢出观点的否定的一个事实是: 我们没有发现对现金收入的显著影响。短期收入所得是实物, 并且主要来源于畜牧饲养。既然家庭贸易涉及到现金, 那么就得到一个推论: 因援助而产生的贸易影响甚微。

表 8 给出了各种非援助项目活动的结果, 流动效应是明显的。受援家庭占一半以上, 非受援家庭的为小部分, 这意味着非援助项目的 40% 或者更高的份额配置给受援家庭, 然后遭到削减, 并配置给非受援家庭。如此大的流动效应意味着援助的利益可能溢出到比较组家庭, 使我们低估了援助的影响。

表 8

受援家庭非援助项目的流动替代效应检验

指标	受援家庭均值	非受援家庭均值	差分	<i>t</i> 值	PS 加权差分	<i>t</i> 值	核匹配差分	<i>t</i> 值
耕作	0.81	2.40	-1.59	2.56	-1.86	-2.11	-2.06	-2.03
家庭饲养	1.49	4.32	-2.83	-2.15	-3.17	-2.23	-3.27	-1.97
菜园	0.55	1.53	-0.98	-2.64	-1.53	-1.97	-2.36	-1.78
山林	0.35	0.79	-0.44	-2.31	-0.58	-2.18	-0.89	-2.61
儿童教育	0.82	2.38	-1.56	-3.12	-1.81	-2.86	-1.85	-3.01
住房	0.19	0.39	-0.20	-1.93	-0.26	-1.53	-0.28	-1.62
医疗	0.16	0.31	-0.14	-2.15	-0.13	-1.38	-0.06	-0.79
总计	4.37	12.12	7.74	-3.37	-9.34	-2.51	-10.77	-2.11

注: 核匹配的 *t* 值通过 bootstrap 获得(重复 100 次) 标准差对于异质性和序列相关是稳健的。调整样本中, 受援家庭 70 个, 比较家庭 60 个。

我们的收入效应估计因溢出效应而存在多大的偏差呢? 令 $DD^* = DD + SPILL$ 为真实效应, 这里的 $SPILL$ 为比较组因溢出效应而获得的收入。令 I_{SW} 和 I_{NSW} 分别为受援家庭和非受援家庭的人均投资水平,

$I_{NSW} = \omega I_{NSW}^T + (1 - \omega) I_{NSW}^C$ 这里的 ω 为受援家庭的人口份额, I_{NSW}^T 和 I_{NSW}^C 分别为受援家庭和非受援家庭对非援助项目的平均投资。令 $k \equiv I_{NSW}^T / I_{NSW}^C$, 并且令 r_{SW} 和 r_{NSW} 分别为援助和非援助项目的投资利润率, 我们假定反事实下 $I_{NSW}^T = I_{NSW}^C$, 于是 $SPILL = r_{NSW} (I_{NSW}^C - I_{NSW})$ 。我们可以得到比例偏差:

$$\frac{DD^*}{DD} = 1 + \delta \frac{r_{NSW} I_{NSW}}{r_{SW} I_{SW}} \text{ 这里 } \delta = \frac{\omega(1-k)}{1-\omega(1-k)} \quad (7)$$

非援助项目的投资收益率可能略低于援助项目的投资收益率, 至少在援助期间是这样, 但是 $r_{NSW} = r_{SW}$ 的假定应该是合理的; 贫困国家的 1/4 的家庭参与了援助项目, 于是 $\omega = 0.25$; 基于表 8, 我们认为 $k = 1/3$ 为合理的(注意: DD^*/DD 是 k 的严格减函数); 非援助项目下的人均投资水平表现为援助项目的一半。将这些数据放入(7)式中, 我们得到 $DD^*/DD = 1.20$, 即仅有 20% 的过高估计。

受援家庭的一些非援助行为数据有可能被归类到援助行动里, 为了检验该错误分类的敏感性, 我们作了一个极端的假定即 $I_{NSW}^T = 0$ ($k = 0$), 然后计算了 DD^*/DD 的一个上限, 我们容易从(7)式中得到 $DD^*/DD = 1.33$ 。可见, 即使在此上限处, 由溢出效应导致的偏差也是适度的。

表 8 中的流动效应检验没有覆盖援助早期。可以想象, 一旦外部援助停止, 试验组与比较组之间的地方平衡性支出将得以恢复。但是, 当援助的流动效应较大时, 也不能挤出援助。如果存在于援助项目的长期所得, 并且为地方所熟知, 那么, 积极的流动将得以发生, 从而对这些所得的鉴别增加了难度。

尽管表 8 中使用的数据对于 2009 年是不适用的, 我们仍然可以对源于非援助项目的长期效应进行检验, 以检测援助是否取代其他资源。通过这些计算, 我们发现 2009 年的非援助项目没有受到明显影响, 这意味着其他资源不存在长期流动。

六、结论

本研究的是政府援助农村贫困家庭的民生效果。通过构建二重差分法, 并运用家庭调查数据进行分析, 我们发现, 获得援助的家庭在早期的收入增加额大于没有获得援助家庭的收入增加额, 但在后期, 援助并没有让受援家庭的收入超越没有受援的家庭。虽然政府援助对于平均收入有相当大的显著影响, 但对消费影响不大, 大量收入被储蓄起来, 从长期来看, 只有适度的消费增长。不同类别的家庭对于政府援助的反应是不同的, 教育程度较高的贫困人口受政府援助的负面影响较小, 民生状态较好。在收入因素分解方面, 种植耕作与家禽饲养几乎可以解释全部长期影响, 但只有家禽饲养显著。另外, 援助对农业生产率没有影响; 也没有发现更多对生产性财产和财富的持续影响的证据, 一个例外是, 援助存在对渔业的显著影响; 对孩子支出增长的 8.3% 归因于政府援助; 援助对基础设施具有正效应, 但不是十分显著; 援助对家庭家具的购置影响不大, 但电视机是个例外, 它表现出了长期的显著影响。长期效应估计的偏差可能源于溢出效应的冲击, 但由溢出效应导致的偏差也是适度的, 偏差仅为 20%~33%, 因而主要结论是稳健的。基于此, 我们提出政策建议:

首先, 必须纠正扶贫过程中加大援助力度就能改善民生的幼稚想法, 扶贫之路还很漫长。研究表明, 援助虽然短期内带来增收, 但没有改变农民消费, 增加的收入一般被储蓄起来; 从长期来看, 援助甚至没有增收。

其次, 必须优化援助结构, 加大对农村教育的投入, 提高农村儿童教育水平和援助的整体效率; 重点援助家庭畜牧业, 尽快给贫困人口带来收入增长, 以缓解现时贫困。

最后, 必须改变援助对农业生产力无影响、对生产性财产影响不大、对基础设施影响不显著的局面, 从根本上和从长远上提升援助的效果。

参考文献:

1. 都阳、A. Park. 2007. 《中国的城市贫困: 社会救助及其效应》, 《经济研究》第 12 期。
2. 刘穷志. 2007. 《公共支出归宿: 中国政府公共服务落实到贫困人口手中了吗》, 《管理世界》第 4 期。
3. 刘穷志. 2011. 《收入不平等与再分配职能在中央财政与地方财政之间分解》, 《财贸经济》第 5 期。
4. Abadie, Alberto, and Guido Imbens. 2006. "Large Sample Properties of Matching Estimators for Average Treatment Effects."

5. Ardington C., A. Case and V. Hoesegood. 2007. "Labor Supply Response to Large Social Transfer: Longitudinal Evidence from South African." NBER Working Paper 13442, September.
6. Chen, Shaohua, Ren Mu, and Martin Ravallion. 2006. "Are There Lasting Impacts of Aid to Poor Areas? Evidence from Rural China." World Bank Policy Research Working Paper 4084.
7. Heckman James, and Petra Todd. 1995. "Adapting Propensity Score Matching and Selection Model to Choice – Based Samples." Working Paper. Department of Economics, University of Chicago.
8. Heckman J., H. Ichimura, J. Smith, and P. Todd. 1998. "Characterizing Selection Bias using Experimental Data." *Econometrica*, 66(5) : 1017 – 1099.
9. Hirano Keisuke and Guido Imbens. 2002. "Estimation of Causal Effects using Propensity Score Weighting: An Application to Data on Right Heart Catheterization." *Health Services and Outcomes Research Methodology* 2: 259 – 278.
10. Hirano Keisuke, Guido Imbens, and Geert Ridder. 2003. "Efficient Estimation of Average Treatment Effects Using the Estimated Propensity Score." *Econometrica* 71(4) : 1161 – 1189.
11. Jalan Jyotsna and Martin Ravallion. 1998. "Are There Dynamic Gains from a Poor – Area Development Program." *Journal of Public Economics* 67(1) : 65 – 85.
12. Jalan Jyotsna and Martin Ravallion. 2002. "Geographic Poverty Traps? A Micro Model of Consumption Growth in Rural China." *Journal of Applied Econometrics* 7(4) : 329 – 346.
13. Ravallion, Martin, and Shaohua Chen. 2005. "Hidden Impact: Household Saving in Response to a Poor – Area Development Project." *Journal of Public Economics* 89(11 – 12) : 2183 – 2204.
14. Rawlings, L. B., and G. M. Rubio. 2003. "Evaluating the Impact of Conditional Cash Transfer Programs." World Bank Policy Research Working Paper 3119.
15. Rosenbaum Paul R. and Donald B. Rubin. 1983. "The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects." *Biometrika* 70(1) : 41 – 55.
16. Rosenbaum Paul R. and Donald B. Rubin. 1985. "Constructing a Control Group Using Multivariate Matched Sampling Methods that Incorporate the Propensity Score." *American Statistician* 39(1) : 33 – 38.
17. Skoufias Emmanuel and Vincenzo di Maro. 2006. "Conditional Cash Transfers, Adult Work Incentives, and Poverty." World Bank Policy Research Working Paper 3973, August.
18. Smith A. Jeffrey and Petra E. Todd. 2005. "Does Matching Overcome LaLonde's Critique of Nonexperimental Estimators." *Journal of Econometrics* 125(1 – 2) : 305 – 353.

Government Assistance and People's Livelihood in China's Rural Household

Lin Xin¹, Liu Qiongzhi², Li Yu³ and Wen Yilu²

(1: The Center for Social Security Studies of Wuhan University; 2: School of Economics and Management, Wuhan University; 3: China Center for Special Economic Zone Research, Shenzhen University)

Abstract: This paper evaluates the people's livelihood impact of government assistance on impoverished families. By constructing the double difference method and using the data from the household survey, the results of the analysis show that most of the short-term income growth has been saved up and the consumption only has a modest growth in the long run. Further research also finds that the impoverished families with higher levels of education have better condition of people's livelihood since the negative impact of government assistance on them is less, and the effect of industrial assistance on the impoverished families is different. The main conclusion is robust when the selection bias is corrected. The article's policy proposals are that we should change the point of view that people's livelihood can be improved only through increasing the assistance and then determine the optimal size of assistance. What's more, in order to improve the current and long-term assistance effect, the government should improve the assistance structure, increase the investment in education and focus on the assistance on family husbandry.

Key Words: Poverty; Government Assistance; People's Livelihood; Effects Evaluation

JEL Classification: C14, H23, J38

(责任编辑: 陈永清)