

培训对农民工人力资本收益贡献的净效应^{*}

——基于平均处理效应的估计

屈小博

内容提要：农民工人力资本积累及收益的提高是中国进入中等收入发展阶段实现产业升级、转变经济发展方式的客观需要。本文使用国家统计局2011年农民工监测调查的微观数据，度和描述了农民工人力资本的结构特征，采用倾向性得分匹配（PSM）估计方法，估计了剥离受教育程度影响后技能培训对农民工人力资本收益的平均净效应。研究发现，接受过非农技能培训的农民工比未接受过技能培训的农民工月工资高136.8元，培训使农民工人力资本净收益提高了近8.24%，明显高于教育回报率；与此同时，受教育程度对培训也具有显著的正向交互效应。因此，通过培训提高农民工的专业化人力资本积累，是相关政策应当关注的重点和优先序所在。

关键词：农民工 培训 人力资本收益 倾向性得分匹配 平均处理效应

一、引言

以人民币对美元汇率计算，2011年，中国人均GDP为5444美元，由此中国已经进入中等收入国家的行列。进入中等收入阶段后国家发展面临许多变化，劳动力市场变化是其中的重要方面。这既是国家进入中等收入阶段的重要标志，也是未来发展所面临的诸多不确定性的根源之一。对中国而言，这种变化主要源自农民工供求形势的变化。面对这种变化，迫切需要用劳动力的质量替代劳动力的数量，提升普通劳动者的人力资本，以适应产业结构升级的需要（蔡昉，2010；Zhang et al., 2010）。因此，农民工人力资本的积累与提升，对未来中国产业升级即全要素生产率的提高将起着至关重要的作用。

中国农民工不仅总量规模巨大，而且人力资本积累水平相对较低。2010年，农民工平均受教育年限为9.46，初中及以下受教育程度的比例为74.5%^①。对已经转移到城镇就业的农民工来说，他们很难通过提高受教育程度来增加人力资本积累。一方面，由于劳动力从无限供给到短缺的转折性变化（蔡昉，2007），导致普通劳动力工资上涨，接受教育的机会成本增加（Cai and Du, 2011）；另一方面，一般农民工的人力资本积累，即他们所接受的基础教育，在他们进入劳动力市场之前就已经完成。进入劳动力市场后，农民工人力资本的积累就主要依靠就业岗位的技能培训，通过“干中学”的方式增加专业化人力资本的积累（卢卡斯，1985）^②。

^{*}笔者感谢中国社会科学院青年基金项目“非正规就业对城镇收入差距的影响（编号：2011-139）”，加拿大国际发展研究中心（IDRC）、世界银行等研究项目的资助；感谢国家统计局住户调查办公室提供的农民工监测调查样本数据。

^①数据来源：国家统计局：《2011年农民工监测调查报告》，2012-04-27，国家统计局网站（<http://www.stats.gov.cn>）。

^②按照小罗伯特·E·卢卡斯（2003）在1985年提出的“干中学”第二人力资本增长模型，专业化的人力资本来自生产过程中的技能学习和实践。

尽管国内不乏对农民工人力资本状况、人力资本回报等问题的研究(例如刘春林、张春泥, 2007; 张泓骏、施晓霞, 2006; 任远、陈春林, 2010), 但这些研究主要集中于教育和经验对农民工人力资本回报的贡献, 按不同行业、职业以及收入水平来估算人力资本收益率; 并且多数研究使用的数据、研究内容不够全面, 不仅难以反映农民工整体的人力资本积累水平与结构特征, 更大的问题是没有估算培训对农民工专业化人力资本回报的净贡献。国内已有的研究文献, 多采用将总样本分为“接受过培训”和“未接受过培训”两个子样本回归或加入虚拟变量的处理方式(例如武向荣, 2011)。在这类回归估计的工资方程中, 培训的估计系数不能反映出培训对工资收益的净效应。原因有两点: 一是估计培训的数据是非实验设计的抽样调查, 即不能保证接受过培训的样本是随机分布的, 而基于非实验数据的估计存在样本选择偏差(Heckman et al., 1998^a; Heckman et al., 1999); 二是存在偶然性干扰因素(causal inference)的作用, 即不能观察到工资收益的增加是接受培训的影响还是研究对象本身受教育程度的贡献(Rosenbaum and Rubin, 1983; Heckman et al., 1997; Rajeev and Sadek, 2002)。因此, 无论是从制定中等收入发展阶段提升农民工人力资本的政策方面, 还是从改进国内相关经验研究方面, 估计剔除受教育程度影响后培训对农民工工资收益贡献的净效应, 以及比较教育与培训的交互效应, 都有重要意义。

本文结构安排如下: 第一部分是引言; 第二部分是样本数据来源与说明, 对农民工的人力资本积累水平与结构特征做出度量和统计描述; 第三部分是基于倾向性得分匹配平均处理效应的研究框架与模型估计方法; 第四部分是估计剥离初始受教育程度影响后技能培训对农民工工资收益贡献的净效应; 第五部分是结论与政策含义。

二、数据来源与农民工人力资本结构统计描述

本文使用国家统计局农民工监测调查 2011 年微观数据。农民工监测调查开始于 2009 年春节, 原始样本框为国家统计局农村住户调查的 6.8 万户样本户, 每年有 20% 的样本轮换。农民工监测调查数据由住户成员基本状况、劳动力从业状况、外出从业人员情况以及外出从业返乡人员情况等部分组成。从 2009 年开始, 该项调查每年春节调查上一年度农民工的相关统计信息, 以期准确反映农民工数量、流向、结构、就业、收支、生活、社会保障及创业等情况。该数据是目前样本量最大、代表性较强的农民工专项抽样调查数据^①。本文使用 2011 年农民工监测调查微观样本数据, 数据的实际年份为 2010 年。本文定义农民工为外出到户籍所在地乡(镇)以外且当年外出从业时间 6 个月以上的农村劳动力。

(一) 农民工人力资本整体状况

从农民工的整体受教育程度情况来看(见表 1), 其平均受教育年限为 9.36 年。其中, 小学及以下文化程度的占 13.6%, 初中文化程度的 62.1%, 高中文化程度的占 13.5%, 中专、大专及以上文化程度的仅占 10.8%, 农民工整体受教育程度以初中及以下为主。东部地区农民工平均受教育年限为 9.6 年。其中, 高中文化程度的占 13.7%, 中专、大专及以上文化程度的占 11.7%。东部地区农民工的平均受教育年限高于中部地区的 9.56 年和西部地区的 8.98 年。中部地区农民工中, 高中文化程度的占 14.9%, 中专、大专及以上文化程度的占 10.7%; 而西部地区农民工中, 高中文化程度的占 12.2%, 中专、大专及以上文化程度的仅占 8.02%。另一方面, 跨省农民工的整体受教育程度稍高于省内农民工。跨省农民工中, 高中文化程度的占 14.3%, 高于省内农民工的 12.7%; 中专、大专及

^①关于农民工监测调查数据的详细情况, 可查询国家统计局网站(<http://www.stats.gov.cn>)。该调查数据已成为每年推算农民工总量与流向的权威数据, 例如, 2012 年全国外出 6 个月以上农民工总量 1.63 亿就是依据该数据推算所得。

以上文化程度的占 12.8%，高于省内农民工的 8.6%。

表 1 2010 年农民工人力资本状况

地区	受教育年限 (年)	各受教育程度农民工比例 (%)				
		小学及以下	初中	高中	中专	大专及以上
跨省迁移	9.56	14.4	58.5	14.3	6.8	6.0
省内迁移	9.36	12.6	66.1	12.7	5.0	3.7
东部地区	9.60	10.5	64.2	13.7	6.4	5.2
中部地区	9.56	11.7	62.7	14.9	5.9	4.8
西部地区	8.98	24.5	55.3	12.2	4.4	3.7
全国平均	9.46	13.6	62.1	13.5	5.9	4.9
观察值数	48291	6556	30003	6538	2847	2347

培训是提高劳动力专业化技能水平和专业化人力资本积累水平的有效途径之一。从表 2 可以看出，相对于未接受非农技能培训的规模，农民工总体上接受过非农技能培训的比重还是比较低的。从全国来看，接受过非农技能培训的农民工总计占 37.9%；分地区看，东部地区占 26.1%，中部地区占 5.5%，西部地区占 6.3%。因此，通过非农技能培训的方式提高农民工的人力资本积累水平是非常必要的。

表 2 2010 年农民工培训状况 单位：%

	未接受非农技能培训		非农技能培训	
	东部地区	中部地区	西部地区	全国
东部地区	38.1	26.1	14.5	6.3
中部地区	9.5	5.5	62.1	37.9

(二) 农民工人力资本水平与工资的结构分布

劳动力人力资本水平与工资收入的关系体现了劳动力市场机制发生作用的程度。农民工就业的行业分布和小时工资上的差异反映了农民工群体内部本身人力资本水平上的差异(见图 1)。一方面，在农林牧渔、制造、住宿餐饮、居民服务行业就业的农民工，受教育程度较低，而这些行业对从业者人力资本水平的要求较低。另一方面，在电力燃气、交通仓储、金融、科技服务、水利环境以及公共部门等行业或部门就业的农民工，受教育程度相对较高，而这些行业相对于需要体力劳动的行业，要求从业者具备一定的劳动技能和文化程度。

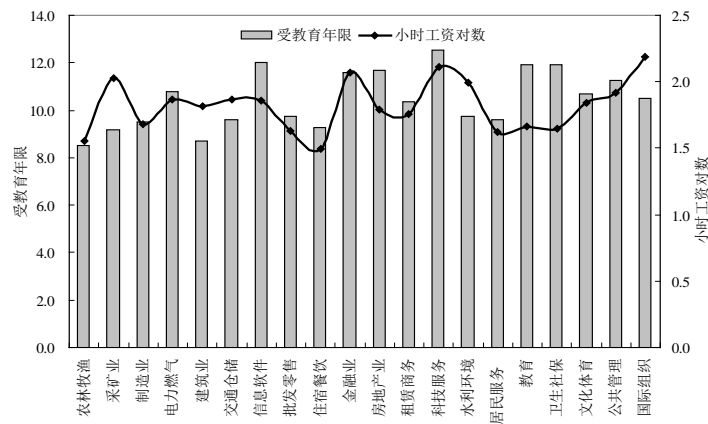


图 1 不同行业农民工受教育年限、工资收入分布情况

图2显示了农民工受教育年限与职业分布和小时工资的关系。私营企业主、生产经营者的小时工资最高，其次是个体经营者、专业技术人员和办事人员，而商业人员、服务业从业人员以及农林生产者的小时工资相对较低；生产运输操作人员可能由于工作强度的原因，其小时工资高于服务业人员。图2基本上反映了农民工在职业分布上受教育程度与小时工资的一致性，即私营企业主、经营管理者、专业技术人员和办事人员等职业人员的受教育程度高于商业、服务业从业人员及体力劳动者（例如生产运输人员），其小时工资也高于后者。体现了人力资本水平积累差异在职业分布和工资收入上的差异。

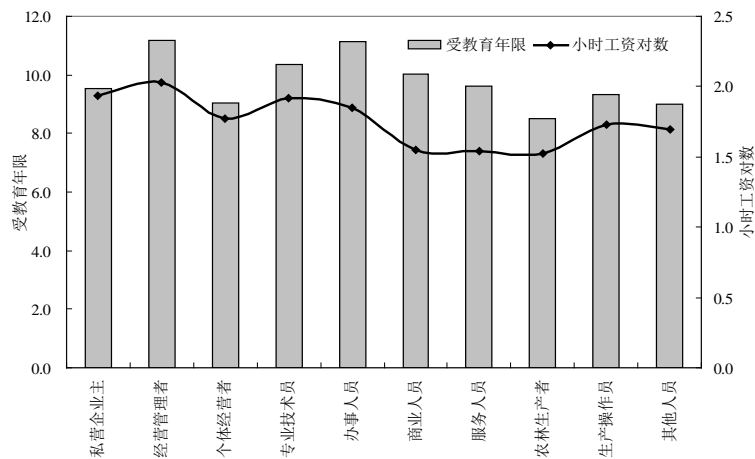


图2 不同职业农民工受教育年限、工资收入分布情况

不同地区农民工的工资分布也呈现出一定的差异（见表3）。东部地区农民工平均月工资和小时工资分别为1683.4元/月和7.39元/小时，高于中部地区的1628.2元/月和7.09元/小时以及西部地区的1612.6元/月和7.27元/小时。东部地区和中部地区农民工月工作小时基本接近，分别为235.6小时/月和237.2小时/月，高于西部地区的229.0小时/月。其中，东部地区就业农民工的月工资和小时工资高于全国平均水平，西部地区就业的农民工的月工资和小时工资则明显低于全国平均水平，月工作小时也低于全国平均水平。

表3 不同地区农民工工资分布差异

	月工资（元）	月工作小时（小时/月）	小时工资（元/小时）
东部地区	1683.4	235.6	7.39
中部地区	1628.2	237.2	7.09
西部地区	1612.6	229.0	7.27
全国	1660.3	234.5	7.32
观察值数	48286	48286	48286

综上，农民工的人力资本积累的结构呈现以下特点：①整体上，农民工的人力资本水平还较低，初中及以下文化程度者占绝大多数；②农民工接受过非农技能培训的比重较低，接受过非农技能培训的农民工仅占农民工总量的1/3强；③农民工的就业行业分布、职业分布及地区分布上的差异与工资差异反映了农民工群体内部其自身人力资本水平的差异。

三、研究逻辑与估计方法

根据本文的研究目的，农民工在进入城镇劳动力市场后，其初始人力资本积累已经完成，即受教育程度已经确定，要想提升自身的人力资本水平，只有依靠就业提供的培训，通过“干中学”的方式积累专业化人力资本。因此，评估技能培训对农民工人力资本收益的净效应有非常重要的政策含义。对这一问题的研究，由于是对研究对象的事后评估（参见 Heckman et al., 1998^a），所使用的数据样本（即是否接受过非农技能培训的农民工）不是随机分布的，因此，不能简单地将样本分为接受过培训的和未接受过培训的两个子样本分别估计。否则，对平均处理效应（average treatment effects）的估计可能由于影响因素作用的混淆而产生偏差（Heckman et al., 1998^b）。

Rosenbaum and Rubin（1983）提出了倾向性得分匹配方法，用以纠正干预效应估计的偏差，这一方法被广泛应用于医学实验和对经济干预政策的评估。倾向性得分匹配是通过控制影响因素作用的混淆来纠正对干预效应的估计偏差，该方法减小估计偏差的思想是基于干预组和控制组在尽可能相似的条件下来比较其估计结果的差异^①。Rosenbaum and Rubin（1983）定义的倾向性得分是在给定影响因素特征向量的条件下接受干预的条件概率，其表达式为：

$$p(X) = Pr\{D=1|X\} = E\{D|X\} \quad (1)$$

(1) 式中， $D = \{0,1\}$ 表示是否接受过干预， X 是反映研究对象接受干预前其特征的一个多维向量； $p(X)$ 为研究对象在给定接受干预前特征向量条件下接受干预的条件概率。如果在特征向量 X 限定的样本组中干预是随机发生的，那么，在单维变量 $p(X)$ 的值限定的样本中干预也是随机发生的。干预在这里指的是培训，这样，如果倾向性得分 $p(X_i)$ 可以求出，则可以通过下面的计算途径得到培训对农民工人力资本收益的平均处理效应（average effect of treatment on the treated, ATT）：

$$\begin{aligned} \tau &\equiv E\{Y_{1i} - Y_{0i} | D_i = 1\} \\ &= E\{E\{Y_{1i} - Y_{0i} | D_i = 1, p(X_i)\}\} \\ &= E\{E\{Y_{1i} | D_i = 1, p(X_i)\} - E\{Y_{0i} | D_i = 0, p(X_i)\} | D_i = 1\} \end{aligned} \quad (2)$$

(2) 式中， Y_{1i} 和 Y_{0i} 分别是干预组和控制组的两个反设事实情形下的潜在结果，“i”表示个体观测。需要说明的是，(2) 式有两种假设^②。本文使用标准的概率模型估计倾向性得分（propensity score），例如： $Pr\{D_i = 1 | X_i\} = F(h(X_i))$ ，这里， $F(\cdot)$ 是正态分布函数或者 Logistic 累积分布函数， $h(X_i)$ 是实现高阶项的协方差函数。由于 $p(X_i)$ 为连续变量，很难进行精确匹配，因此，要估计培训对农民工人力资本收益的平均处理效应，需要采取其它匹配方法。常用的非精确匹配方法有三种（Becker and Ichino, 2002）：最邻近匹配（nearest neighbor matching）、半径匹配（radius matching）以及核匹配（kernel matching）。

^①需要注意的是，这种处理思想只能减小估计偏差，而不能完全排除偏差，因为估计偏差产生于不可观测的影响因素作用的混淆（Heckman et al., 1998^b）。

^②一种假设是在给定倾向性得分的前提下，干预前的变量是平衡的，如果 $p(X)$ 是倾向性得分，则 $D \perp X | p(X)$ ；另一种假设是在给定倾向性得分不受限制的前提下，干预的过程也是不受限制的，例如： $Y_i, Y_{0i} \perp D | X$ 。

最邻近匹配的规则为： $C(i) = \min_j \| p_i - p_j \|$ ，这里， $C(i)$ 表示与农民工 i 成功匹配的农民工 j 的集合，即倾向性得分与农民工 i 最为近似的集合。半径匹配的规则为： $C(i) = \{ p_j \mid \| p_i - p_j \| \leq r \}$ ，这里， r 为预先设定的搜索半径，此时，匹配农民工 j 的集合为倾向性得分与农民工 i 的得分不大于搜索半径的所有农民工样本。匹配完成后，ATT 的估计方法为 (Becker and Ichino, 2002)：

$$ATT^M = \frac{1}{N^T} \sum_{i \in T} Y_i^T - \frac{1}{N^T} \sum_{j \in C} w_j Y_j^C \quad (3)$$

(3) 式中， M 代表匹配方法， Y_i^T 、 Y_j^C 分别代表干预组和控制组的观测结果， T 和 C 分别表示干预组（接受过培训）和控制组（未接受过培训），将与农民工 i 成功匹配且没有参加过培训的农民工数量表示为 N_j^C ，则 (3) 式中的权重 $w_j = \sum_i w_{ij}$ ，ATT 的方差公式为：

$$Var(ATT^M) = \frac{1}{N^T} Var(Y_i^T) + \frac{1}{(N^T)^2} \sum_{j \in C} (w_j)^2 Var(Y_j^C) \quad (4)$$

而核匹配方法与最邻近匹配方法和半径匹配方法有较大差异，为了对农民工 i 进行匹配，需要将其 PS 值 (倾向性得分) 附近的未接受过培训的农民工数量进行加权，权重与农民工 i 和农民工 j 的 PS 值之差相关。因此，实际用来与干预组样本匹配对比的并非真实样本，而是依据特定因素构建的虚拟样本，其所对应的 Y 值为反设事实的结果。本文估计 ATT 所采用的匹配方法为常用的最邻近匹配方法。

四、平均处理效应估计结果与分析

根据第三部分的分析框架和估计方法，本文使用评估干预效应的非实验研究方法，将非农技能培训作为干预把农民工分为干预组（接受过技能培训）和控制组（未接受过技能培训）两组子样本。在干预组和控制组影响农民工工资收益的特征变量匹配的情况下，特征变量选择最外生的控制变量，包括受教育年限、年龄、性别以及地区虚拟变量等，测量接受过培训和未接受过培训的农民工人力资本收益的差异程度，即剔除受教育程度影响后培训对农民工人力资本收益的净效应。表 4 是农民工按照是否接受过非农技能培训分为干预组和控制组的频数分布，接受过技能培训的农民工比例为 37.9%，未接受或参加过非农技能培训的农民工比例为 62.1%。本文以接受过培训的农民工和未接受过培训的农民工月工资收益的差异，来评估培训给劳动力带来的人力资本收益增加的比例。

表 4 控制组与干预组的频数分布

是否接受过非农技能培训	频数 (人)	百分比 (%)	累积百分比 (%)
否	29217	62.1	62.1
是	17879	37.9	100.0
合计	47096	100.0	—

表 5 农民工是否接受过培训的 Probit 模型估计结果

培训对农民工人力资本收益贡献的净效应

变量	系数	标准误	z 值	p 值
受教育年限（年）	0.081	0.0029	27.50	0.000
年龄	0.059	0.0038	15.53	0.000
年龄平方	-0.001	0.0000	-18.32	0.000
性别（男性=1）	0.139	0.0128	10.87	0.000
中部地区（东部地区=1）	-0.073	0.0171	-4.31	0.000
西部地区（东部地区=1）	-0.223	0.0155	-14.42	0.000
常数项	-1.921	0.0727	-26.41	0.000
观察值数（n）		47096		
LR χ^2		2077.06		

根据倾向性得分的研究逻辑和估计方法，本文首先估计农民工是否接受过技能培训的 Probit 概率模型。在是否接受过技能培训的 Probit 概率模型中（见表 5），解释变量与工资方程中需要控制的影响因素相同。这样做的目的，一是根据数据来源选择最外生的控制变量，包括受教育年限、年龄、性别、地区差异等；二是倾向性得分估计方法要求，是否接受过技能培训的 Probit 概率模型中的解释变量与农民工工资方程中的解释变量必须一致。表 5 中的估计结果显示，首先，受教育程度的提高会显著增加农民工接受培训的概率，受教育年限每增加 1 年，农民工接受技能培训的可能性会增加 8.1%。其次，作为工作经验的代理变量，年龄对农民工接受技能培训的可能性有显著的正向影响，但是，这种影响呈现“倒 U 型”，即到达一定水平后，年龄对农民工接受技能培训概率的影响就是负向的。第三，农民工接受技能培训的可能性存在显著的性别差异和地区差异。其中，男性农民工接受非农技能培训的概率显著高于女性，这与女性农民工主要从事住宿、餐饮、零售等行业以及一些劳动密集型制造业有关。与东部地区相比，中部和西部地区农民工参加技能培训的可能性显著降低，并且在农民工就业的地区中，西部地区农民工接受技能培训的可能性更低。因此，表 5 中的估计结果与农民工的现实特征和有关研究成果（例如王德文等，2010）也比较一致。

根据前述研究框架，图 3 反映的是农民工在干预组与控制组倾向性得分匹配的分布图。从图 3 可以看出，干预组和控制组按照倾向性得分匹配的有 13 个集合（block of propensity score），并且每一个集合不是一个得分点，而是一个小的临域区间，即在图 3 中显示的是一个柱状而不是一条直线。图 3 同时也显示，农民工样本中干预组与控制组倾向性得分匹配的效果比较好，分布整体显示出明显的正态特征，干预组与控制组根据倾向性得分匹配的样本主要集中在以 0.5 为中心的分值区域，而得分较高和较低的区域子样本匹配的样本量很少，这样能保证通过匹配方法估计的平均处理效应与通过随机样本得到的估计结果之间偏差最小。

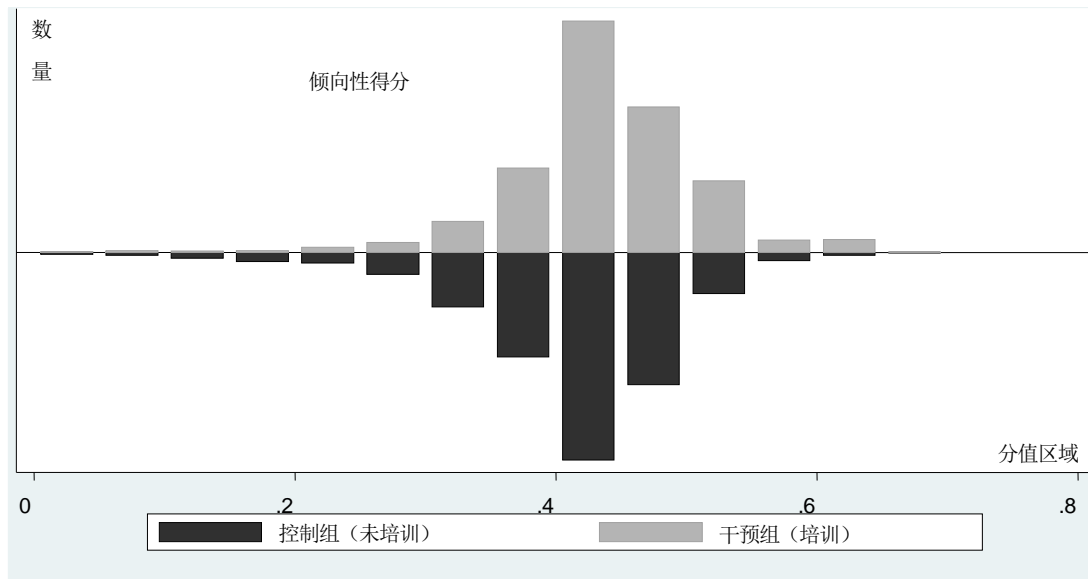


图3 原始样本中干预组与控制组倾向性得分匹配分布

在干预组与控制组较好地完成匹配之后（见图3），根据 Becker and Ichino（2002）估计 ATT 的方法，本文估计了培训对农民工人力资本收益的平均处理效应（见表6）。在干预组和控制组影响农民工工资收益的特征变量匹配的情况下，以月收入衡量，接受过非农技能培训和未接受过非农技能培训的农村转移劳动力，两者人力资本收益相差 136.8 元，即剔除受教育程度的影响后，技能培训能使农民工工资收益净增加 136.8 元/月。根据农民工月工资全国平均水平（见表3），非农技能培训能使农民工月工资净增加 8.24%，相当于能使农民工人力资本收益提高 8.24%。

表6 以月工资收入衡量的平均处理效应估计结果

	观察值数 (N)		平均处理效应 (ATT)	标准误	t 值
	干预组	控制组			
分析型标准误 (analytical standard errors)	17879	29217	136.8	23.463	5.546
自抽样标准误 (bootstrapped standard errors)	17879	29217	136.8	20.075	6.482

注：analytical standard errors 和 bootstrapped standard errors 分别是对标准误的两种不同处理方式，前者表示分析型标准误，后者表示自抽样标准误；t 值反映的是平均处理效应（ATT）估计结果的显著性检验结果。

同时，本文利用农民工监测数据大样本的优势，分别利用 OLS 回归方法和 Heckman 纠正选择性偏差的“两阶段”估计方法（参见 Heckman, 1979），估计了农民工的教育回报率以及教育和培训的交互效应（结果见表7）。从表7中的结果可以看出，在未加入培训虚拟控制变量的工资方程（1）和工资方程（3）中，农民工教育回报率的 OLS 方法估计结果为 4.61%，Heckman 方法估计结果为 4.42%。这一结果与国内有代表性的基于微观数据的估计结果（例如李实，2009）比较相近。在加入培训虚拟控制变量以及培训与受教育年限交互项的工资方程（2）和工资方程（4）中，农民工教育回报率的 OLS 方法估计结果为 4.21%，Heckman 方法估计结果为 4.07%；培训虚拟变量的估计系数分别为 3.97%和 3.51%，利用 OLS 和 Heckman 两种方法估计的培训与受教育年限交互项的边际效

应分别为 1.24% 和 1.04%。这说明，受教育程度对培训有显著的促进作用，受教育年限每增加 1 年，会使培训对农民工工资收益的贡献增加约 1.24%。这一结果表明，学校正规教育对培训的附加正效应也是相关政策需要重视的重要方面。

表 7 未剔除随机干扰影响的农民工人力资本回报（修正选择偏误）

解释变量	OLS				Heckman			
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	系数	p 值	系数	p 值	系数	p 值	系数	p 值
受教育年限	0.0461	0.000	0.0421	0.000	0.0442	0.000	0.0407	0.000
年龄	0.0258	0.000	0.0211	0.000	0.0234	0.000	0.0209	0.000
年龄平方项	-0.0004	0.000	-0.0004	0.000	-0.0005	0.000	-0.0004	0.000
性别（男性=1）	0.1521	0.000	0.1561	0.000	0.1452	0.000	0.1660	0.000
培训	—	—	0.0397	0.003	—	—	0.0351	0.005
培训×受教育年限	—	—	0.0124	0.013	—	—	0.0104	0.026
一组地区虚拟变量	控制		控制		控制		控制	
常数项	1.301	0.000	1.0367	0.000	1.274	0.000	0.0978	0.000
选择方程	—	—	—	—	有		有	
λ	—	—	—	—	0.0483	0.020	0.0174	0.087
观察值数	48059				46870			

注：被解释变量为“小时工资的对数”；p 值代表显著性概率；地区虚拟变量分别为东部地区、中部地区、西部地区。选择方程中，以家中有 6 岁以下小孩和 60 岁以上老人数量为纠正选择性偏差的工具变量。

因此，培训对农民工人力资本收益的净效应明显高于农民工的教育回报率。关于这一点，从基于不同来源微观数据的实证分析结果中也可得到一些例证。例如 Meng and Zhang（2001）估计农村迁移劳动力的教育回报率为 4.84%；Xing（2010）估计城镇男性农民工的教育回报率为 5.9%，女性为 7.7%；Qu and Zhao（2011）估计农民工的教育回报率在 2002 年为 2.9%，在 2007 年为 3.6%。由此可见，技能培训对农民工人力资本收益贡献的净效应显著高于教育回报率。这对于在中等收入阶段提高以农民工为主的普通劳动者人力资本积累有着重要的政策含义。

五、结论与政策讨论

一个国家在中等收入阶段的发展面临许多不确定性风险，劳动力市场变化是其中的重要方面。对中国而言，由于农民工供求形势的转变，以往凭借劳动力成本比较优势保持经济持续增长的方式越来越不适用。如何用劳动力的质量替代劳动力的数量，提升普通劳动者尤其是农民工的人力资本水平，是转变经济发展方式的关键。本文基于有代表性的农民工监测数据研究发现，非农技能培训能使农民工人力资本收益净增加 8.24%；同时，教育对培训有显著的正向交互效应，即受教育程度越高，培训对农民工工资收益的促增效应越强。面对农民工一般人力资本积累水平较低，并且，其基础教育在进入劳动力市场之前就已经完成的现状，这一发现表明，通过培训提高农民工的专业化人力资本积累水平，是相关政策应当关注的重点和优先所在。

需要指出的是，由于数据的限制，本文研究尚不能提供更深入的有关提升农民工人力资本水平及收益的经验证据。比如就培训而言，简单培训、短期培训和正规培训等培训方式的差异，会导致

人力资本收益的异质；生产中的技能培训、与就业岗位有关的职业培训、以及以提高文化素质为目的的教育培训等其它不同内容的培训，对农民工人力资本收益的贡献也存在差异。这方面的研究结果对政府选准培训投入和公共服务的侧重点有很强的指导意义。

参考文献

- 1.Zhang, Xiaobo; Yang, Jin and Wang, Shenglin: China has Reached the Lewis Turning Point, *China Economic Review*, 22(4): 542-554, 2011.
- 2.Cai, Fang and Du, Yang: Wage Increases, Wage Convergence and the Lewis Turning Point in China, *China Economic Review*, 22(4): 601-610, 2011.
- 3.Acemoglu, Daron: Technical Change, Inequality and the Labor Market, *Journal of Economic Literature*, 40(1): 7-72, 2002.
- 4.Heckman, J; Hidehiko, I, Smith, J and Petra, T.: Characterizing Selection Bias Using Experimental Data, *Econometrica*, 66(5): 1017-1098, 1998^a.
- 5.Heckman, J; Hidehiko, I and Petra, T.: Matching as an Econometric Evaluation Estimator, *Review of Economic Studies*, 65(2): 261-294, 1998^b.
- 6.Rosenbaum, P. R. and Rubin, D. B.: The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects, *Biometrika*, 70(1): 41-55, 1983.
- 7.Dehejia, R. H. and Wahba, S.: Propensity Score-matching Methods for Nonexperimental Causal Studies, *The Review of Economics and Statistics*, 84(1): 151-161, 2002.
- 8.Heckman, J; Hidehiko, I and Petra, T: Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Program, *Review of Economic Studies*, 64(4): 605-654, 1997.
- 9.Heckman, J; LaLonde, R and Smith, J.: The Economics and Econometrics of Active Labour Market Programme, in Ashenfelter, O. and Card, D. (eds.): *The Handbook of Labor Economics*, Volume III, Elsevier B.V., 1999.
- 10.Becker, S. O. and Ichino, A: Estimation of Average Treatment Effects Based on Propensity Scores, *The Stata Journal*, 2(4): 358-377, 2002.
- 11.Meng, Xin and Zhang, Junsen: The Two-tier Labor Market in Urban China Occupational Segregation and Wage Differentials between Urban Residents and Rural Migrants in Shanghai, *Journal of Comparative Economics*, 29(3): 485-504, 2001.
- 12.Xing, Chunbing: *Migration, Self-selection and Income Distributions: Evidence from Rural and Urban China*, IZA Working Paper, No. 5446, 2010.
- 13.Qu, Zhaopeng and Zhao, Zhong: *Evolution of the Chinese Rural-urban Migrant Labor Market from 2002 to 2007*, IZA Working Paper, No. 5421, 2011.
- 14.Heckman, J.: Sample Selection Bias as a Specification Error, *Econometrica*, 47(1): 153-161, 1979.
- 15.蔡昉：《中国人口与劳动问题报告 2007——刘易斯转折点及其政策挑战》，社会科学文献出版社，2007 年。
- 16.蔡昉：《人口转变、人口红利与刘易斯转折点》，《经济研究》2010 年第 4 期。
- 17.小罗伯特·E·卢卡斯：《论经济发展的机制》，载《经济发展讲义》，罗汉、应洪基译，江苏人民出版社，2003 年。
- 18.刘林平、张春泥：《农民工工资：人力资本、社会资本、企业制度还是社会环境？》，《社会学研究》2007 年第 6 期。
- 19.张泓骏、施晓霞：《教育、经验和农民工的收入》，《世界经济文汇》2006 年第 1 期。
- 20.任远、陈春林：《农民工收入的人力资本回报与加强对农民工的教育培训研究》，《复旦学报（社会科学版）》2010

年第6期。

21.武向荣:《中国农民工人力资本收益率研究》,《青年研究》2011年第4期。

22.王德文、蔡昉、张国庆:《农民工的就业与工资决定:教育与培训的重要性》,《中国社会科学(英文版)》2010年第3期。

23.李实:《中国居民收入分配》,北京师范大学出版社,2009年。

(作者单位:中国社会科学院人口与劳动经济研究所)

(责任编辑:张兴华)