

农民工教育与工作匹配状态及收入效应

叶尔肯拜·苏琴¹, 伍山林²

(1. 上海财经大学 财经研究所, 上海 200433; 2. 上海财经大学 经济学院, 上海 200433)

摘要:文章基于教育与工作是否适配及其收入效应的视角,根据 2013 年的 CGSS 数据,在运用实际匹配法评估农民工教育与工作匹配状态的基础上,进一步采用 D-H 模型和 V-V 模型估算了农民工教育的收入效应,并且据此讨论了教育获益与教育惩罚的问题。研究表明:(1)在教育适配状态下,农民工的教育收益率最高。(2)就农民工群体而言,教育不足发生率比较高,但并非不存在教育过度情形。(3)男性农民工具有教育过度工资溢价和教育不足工资折价并存的特征,女性农民工不具有这样的特征。(4)在短期内,企业主不仅愿意为教育过度农民工支付工资溢价,同时也会对教育不足农民工实施工资折价。

关键词:教育过度;教育不足;教育适配;教育获益;教育惩罚

中图分类号:F062.6 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2016)11-0032-13

DOI:10.16538/j.cnki.jfe.2016.11.003

一、背景及进展

本文研究中国农民工教育与工作失配状态及这种状态对农民工教育收益率的影响。按照传统理论分析,教育与工作失配情形主要是基于劳动力个体教育程度与工作所需教育水平之间的比较来判定的。当个体教育程度与工作所需教育水平一致时,称为教育适配;否则,就处于失配状态。教育与工作失配状态又包括教育过度和教育不足两种情形。当个体教育水平高于工作所需要教育水平时,称为教育过度;反之,称为教育不足。

对教育与工作失配问题的研究始于 20 世纪 70 年代的美国。随着欧美发达国家不断扩大学教育规模和不断增加教育投入,教育与工作失配问题(特别是教育过度问题)的研究越来越受重视。根据现有国外文献,我们可以总结出以下几点具有规律性的结论:(1)如果在明瑟教育收入方程中考虑教育与工作的匹配状况,那么适配时的教育收益率高于基本明瑟收入方程中的教育收益率(Verdugo 和 Verdugo, 1989; Bender 和 Heywood, 2011; Bender 和 Roche K, 2013; Shevchuk 等, 2015)。(2)以从事同一工作且教育适配者为参照,以及以同样教育背景且教育适配者为参照,教育过度者的教育回报通常高于这两个群体,教育不足者的教育回报通常低于这两个参照群体(Duncan 和 Hoffman, 1981; Leuven 和 Oosterbeek, 2011)。(3)对企业来说,通常愿意对高于所需教育水平的劳动力支付更高的工资,对低于所

收稿日期:2016-06-20

基金项目:国家自然科学基金项目(71473159);上海财经大学创新团队支持计划(2014110309);上海财经大学研究生创新基金项目(CXJJ-2012-306)

作者简介:叶尔肯拜·苏琴(1985—),女,新疆伊犁人,上海财经大学财经研究所博士研究生;

伍山林(1963—),男,湖南新邵人,上海财经大学经济学院和数理经济学教育部重点实验室教授、博士生导师。

需教育水平的劳动力支付更低的工资,但这可能是短期行为(Murillo 等,2012)。考虑到农民工是中国社会经济环境下一个庞大而又特殊的劳动力群体,针对这个群体进行研究时,有可能引出特别的结论。不过,正是有其特别之处,才更具有学术意义和现实意义。

国内现有关于农民工教育收益率的文献具有两个特点。一是教育收益率估计结果不稳定。刘泽云和萧今(2004)的结论是从 20 世纪 80 年代到 90 年代,收益率在 2% 到 6% 之间。后来的估计结果大多在这个区间之内或附近。例如,在陆慧(2014)那里为 4.1%;在国务院发展研究中心农村经济研究部和《公共财政支持农村义务教育问题研究》课题组(2007)那里为 7.5%;在宁光杰(2012)那里为 1.5%;在易莹莹(2012)那里为 4.9%;在刘泽云和邱牧远(2011)那里介于 3% 到 4%;在黄斌等(2014)那里为 5.5%。造成估计结果差异较大的原因很多。这里,对其他原因不作一一列举,仅从本文这个特定的角度进行深度挖掘。二是几乎都忽视了教育与工作匹配状态的多样性对教育收益率的影响,而修正性文献只是到了近年才偶有出现。例如,王广慧和徐桂珍(2014)研究了新生代农民工教育匹配状况对教育收益率的影响。该文发现新生代农民工教育与工作适配时的教育收益率,高于其实际教育收益率;过度教育对新生代农民工的收入尽管有正向影响,但并不具有统计显著性。事实上,国内针对教育与工作匹配问题的文献,研究对象大多集中于高校毕业劳动力群体和城镇劳动力,例如,范皑皑(2012)与罗润东和彭明明(2010)研究了大学毕业生教育过度情况,武向荣(2007)和黄志岭等(2010)等针对城镇劳动力做了教育失配研究,而很少见到针对农民工的研究。

中国农民工教育收益问题是一个活跃的研究领域,但现有文献对教育与工作匹配情形很少进行考虑,更遑论对不同匹配情形的影响做出完备的处理。现有文献几乎总是假设农民工教育与工作的匹配状况是单一的,从而可能存在重大的缺陷,即一旦探明农民工教育与工作的匹配状况并不是单一的,而是教育适配、教育不足和教育过度三种状况同时并存,并且教育收益在人群之间具有不可忽视的非对称性,那么其估计结果的可信度将受到质疑。另一方面,中国农民工在劳动力市场上长期处于教育失配状态,这必然在教育收益的主观判断上表现出来。由此也许可以部分地解释在某些农村地区为什么出现了“教育无用论”等观点,而根据现有文献这样的观点并不能得到较好的解释。所以本文认为,对农民工教育匹配状态和收入效应的研究既有理论意义,也有现实意义。

本文基于 2013 年 CGSS 数据对如下三方面问题进行实证考察:一是给出农民工群体教育与工作失配发生率,进而揭示农民工群体在教育与工作匹配问题上并不具有人群同质的特征;二是给出教育适配和教育失配情形下农民工教育的收入效应,以便观察教育对收入是否具有(针对人群的)非对称性影响;三是从教育获益与教育惩罚角度,进一步揭示这种影响的非对称性。据我们所知,这是针对农民工讨论教育获益和教育惩罚的首篇论文。

二、研究假说

讨论中国农民工教育与工作匹配问题时,工作匹配理论、劳动力市场分割理论、教育质量差异论和教育收益率估算理论等具有直接借鉴意义。

经济学家认为即使是发达经济体的劳动力市场,存在摩擦也是其典型特征之一。其结果是教育与工作的匹配状态具有多样性。对发展中经济体劳动力市场而言,这种多样性更值得注意。中国现在仍然处于发展中状态,其中农民工劳动力市场存在的摩擦尤其显著。中国农民工不仅受二元结构大环境的深刻影响,而且因户籍制度等的影响,劳动力市场内部

也处于二元分割的状态,结果使农民工主要在非正规部门工作。在非正规部门,制度和政策的不完善和执行的不彻底,使得农民工劳动力市场的摩擦类型更加多样,摩擦程度更加严重。就此角度而言,无论是与城镇户籍劳动力相比,还是与发达经济体的劳动力相比,中国农民工教育与工作失配的程度可能更高一些。另外,中国农民工的显著特征是平均教育程度低且教育质量参差不齐;在1999年高校扩招之后,一部分受过高等教育的来自农村的劳动力,无意或无力改变户籍身份。藉此,我们提出假说1:农民工不仅教育失配程度较高,而且教育失配具有非对称性(即教育不足的比例较高而教育过度的比例较低)。

估算教育收益率的文献大多隐含地假设劳动者教育与工作的匹配状态是单一的(即处于适配状态)。由此带来的问题是:在学术实践中,就劳动力教育与工作匹配状态而言,在理论前提与实际表现之间存在不一致性;这种不一致性引起了如下担忧:现有文献对教育收益率可能并没有做出客观的评估,根据有偏估算结果可能给出了并不恰当的政策建议。因此与第一个假说相伴随,估算农民工教育收益率时,有必要对教育与工作匹配状态的多样性加以考虑。对此,现有分析范式可供参考。这就是D-H模型(Duncan和Hoffman,1981)和V-V模型(Verdugo和Verdugo,1989)。这两个模型都是基于对经典明瑟教育收入方程的创新性改造,两者的差异在于将教育与工作的匹配状态以各自方式引入教育收入方程,进而探测其对教育收益率的影响。与其他文献相比,这样的考察着实前进了一步,主要是由于将教育收益率放到了一个更现实的经济环境中加以估算,从而引出或许具有显著人群差异的结果。在我们看来,这样的估算结果不仅更科学、客观,而且其政策含义也更具有针对性。因此,根据相关理论进展和实证研究的学术实践,针对农民工群体我们提出假说2:教育与工作适配情形下的教育收益率,高于不考虑教育与工作匹配状态时的教育收益率;过度教育收益率尽管相对来说比较低,但仍为正。

另一个相关问题是:在教育失配状态下,教育收益率对适配情形下的偏离究竟具有怎样的特征。其实,针对教育与工作的匹配状态,可以从两个不同的角度加以观察。一是针对工作进行观察。看一看对某个特定的工作来说,在从事该工作的所有劳动力当中,哪些是适配的,哪些是失配的;二是针对劳动力进行观察。看一看对某个具体劳动力(其教育程度业已确定)来说,在所有工作中,哪些工作对其是适配的,哪些工作对其是失配的。为了回答上面提出的问题,可以借用Sattinger和Hartog(2013)的框架来考察教育获益和教育惩罚。简单而言,教育获益是指农民工实际的教育收益率,高于统计上的教育收益率;教育惩罚是指劳动力由于处于教育过度和教育不足的失配情形,结果产生了多大的工资损失。这种考察对于揭示教育失配群体的教育收益特征,具有更直接的指示性,它是通过对相对收益的观察来做出判定的。因此,我们提出假说3:在农民工劳动力市场上,具有教育过度工资溢价和教育不足工资折价并存的特征。

在本文研究中,性别异质性是一个值得关注的因素。Shevchuk等(2015)认为劳动力会遭受教育与工作失配带来的工资损失,但它随劳动力个体特征不同而不同,其中性别是重要的切入角度。更早的研究比如说Bender和Roche(2013)、Bender和Heywood(2011)、Leuven和Oosterbeek(2011)指出,在教育与工作失配发生率和收入效应中存在明显的性别差异。Nordin等(2010)的研究表明教育与工作失配对男性工资的影响是女性的两倍,处于教育与工作适配状态的女性获益较多。这与Robst(2007)中教育失配和收入效应的性别差异一致。鉴于农民工来自农村,传统观念等导致的性别异质性对打工生涯的诸多方面及其收益可能产生重大影响,而对这种影响通过设置哑变量可能并不能做出很好处理,因此在检验

假说时,我们不仅有必要针对全样本进行分析,而且有必要按性别区分样本进行分析。

三、数据说明

(一)数据来源。本文使用中国综合社会调查(CGSS)2013年数据进行分析。根据具有农业户口并且进行非农生产行为标准,筛选出1 857个有效的16岁到60岁之间的农民工样本。在教育与工作失配问题研究中,职业的准确分类非常重要。CGSS数据的一个重要特点是被调查者的职业信息采录得非常仔细,职业变量中包含300多个职业设置,由此可以对被访者的具体职业做出详细且准确的分类。再以中华人民共和国职业分类大辞典中的职业标准为参考,本文将职业分为六大类别,分别为职业1:国家机关、党群组织、企事业单位负责人;职业2:专业技术人员;职业3:非技术职位(其他办事人员和服务业人员);职业4:一般技术职位;职业5:农、林、牧、渔、水利业生产人员;职业6:生产、运输设备人员和有关人员。本文中农民工教育变量的赋值是:大学本科以上的教育年数为19年;本科的教育年数为16年;大专为15年;中专、高中和技校为12年;初中9年;小学6年;未上过学为0年。

(二)测算方法。有三种测算工作所需教育程度的方法。其一为工作分析法。这是基于职业分析师的专家意见的测量方法,其结果具有职业特点而非个人特点。其二为主观评价法,由Duncan和Hoffman在1981年提出。主观评价法直接询问应答者其教育与工作是否匹配,因而对原始数据要求高,需要在数据调查阶段就设计好相关内容。其三为实际匹配法。这是基于某种职业中劳动者受教育年限分布的测算方法,由Clogg和Shockey(1984)提出。实际匹配法通常分为众数实际匹配法和标准差实际匹配法。后者先计算一种职业的平均受教育年限,再在平均受教育年限基础上加减一个标准差,形成一个区间。劳动者实际教育年限越出该区间并靠右,为教育过度情形;越出该区间并靠左,属于教育不足情形。在研究中究竟使用哪一种方法,很大程度上受限于数据特征。其中,实际匹配法能够直接处理现有数据,成为常用方法。本文采取标准差实际匹配法。

(三)描述统计。表1是对变量的描述性统计分析结果。农民工教育水平和工作分布的两个特点是,专业技术人员平均受教育水平最高,国家机关类别平均工资最高。一般地说,在职业类别层面上,较高的教育水平对应于较高的平均收入,较低的教育水平对应于较低的平均收入。这种规律在性别分组数据中也有体现。由此可以初步推测,教育水平和工资收入之间存在一定的正相关性。本文进一步要分析的是农民工教育与工作失配对工资收入的影响。

表1 主要变量的描述性统计

| 变量含义 | 全部农民工 | | 女性农民工 | | 男性农民工 | |
|-----------------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| | 均值 | 标准差 | 均值 | 标准差 | 均值 | 标准差 |
| 每月收入(元) | 2 319.48 | 3 250.62 | 1 715.20 | 1 622.51 | 2 662.96 | 3 841.42 |
| 每月收入的对数 | 9.29 | 0.99 | 7.07 | 0.93 | 7.41 | 0.98 |
| 性别(男=1,女=0) | 0.64 | 0.48 | — | — | — | — |
| 婚姻变量(已婚=1,单身=0) | 0.84 | 0.36 | 0.84 | 0.36 | 0.84 | 0.36 |
| 民族(汉族=1,少数民族=0) | 0.91 | 0.29 | 0.92 | 0.28 | 0.91 | 0.29 |
| 合同变量(有合同=1;无=0) | 0.23 | 0.42 | 0.25 | 0.43 | 0.22 | 0.41 |
| 年龄(年) | 42.95 | 12.38 | 40.28 | 11.31 | 44.46 | 12.71 |
| 父亲的教育程度(年) | 5.29 | 3.99 | 5.89 | 3.90 | 4.95 | 4.02 |
| 母亲的教育程度(年) | 3.20 | 3.69 | 3.68 | 3.73 | 2.92 | 3.64 |

续表1 主要变量的描述性统计

| 变量含义 | 全部农民工 | | 女性农民工 | | 男性农民工 | |
|-------------------|----------|----------|----------|----------|----------|-----------|
| | 均值 | 标准差 | 均值 | 标准差 | 均值 | 标准差 |
| 实际教育程度(年) | 8.94 | 3.26 | 8.88 | 3.50 | 8.98 | 3.12 |
| 工作所需教育程度(年) | 10.53 | 1.32 | 10.74 | 1.32 | 10.41 | 1.29 |
| 教育过度年限(年) | 0.05 | 0.32 | 0.05 | 0.29 | 0.06 | 0.32 |
| 教育不足年限(年) | 0.53 | 1.48 | 0.64 | 1.61 | 0.47 | 1.39 |
| 教育过度虚拟变量 | 0.05 | 0.22 | 0.06 | 0.24 | 0.04 | 0.21 |
| 教育不足虚拟变量 | 0.30 | 0.46 | 0.30 | 0.46 | 0.30 | 0.46 |
| 以职业为基准的平均受教育年限(年) | | | | | | |
| 职业 1 | 10.86 | 3.23 | 10.97 | 3.78 | 10.82 | 3.01 |
| 职业 2 | 12.34 | 3.227 | 12.92 | 2.60 | 11.83 | 3.65 |
| 职业 3 | 9.06 | 3.32 | 9.05 | 3.39 | 9.07 | 3.26 |
| 职业 4 | 8.58 | 3.031 | 7.78 | 3.46 | 9.17 | 2.50 |
| 职业 5 | 6.69 | 3.49 | 6.25 | 3.64 | 7.07 | 3.39 |
| 职业 6 | 8.36 | 2.81 | 7.81 | 2.87 | 8.52 | 2.78 |
| 以职业为基准的平均月收入(元) | | | | | | |
| 职业 1 | 4 523.30 | 7 157.88 | 2 691.67 | 2 422.55 | 5 250.94 | 8 228.08 |
| 职业 2 | 3 432.43 | 7 834.90 | 2 378.01 | 2 830.76 | 4 358.25 | 10 379.88 |
| 职业 3 | 2 265.33 | 2 663.39 | 1 843.86 | 1 566.74 | 2 630.54 | 3 292.44 |
| 职业 4 | 2 060.53 | 1 929.37 | 1 384.73 | 1 250.38 | 2 623.70 | 2 207.50 |
| 职业 5 | 1 129.78 | 1 303.72 | 628.82 | 467.35 | 1 559.17 | 1 615.50 |
| 职业 6 | 2 065.47 | 1 982.82 | 1 327.31 | 1 153.54 | 2 276.38 | 2 116.11 |

四、匹配状况

基于实际匹配法中的标准差法,这里分别计算了农民工教育不足、教育适配和教育过度的发生率。为了对农民工群体教育失配现象做出较好的比较,我们还进一步计算了2013年数据中所有劳动力(包括城镇户籍劳动力和农业户籍劳动力)和城镇户籍劳动力的教育不足、教育适配和教育过度的发生率,结果见表2。

表2 农民工教育与工作失配发生率(%)及比较

| 样本类型 | 全部农民工 | | | 城镇户籍劳动力 | | | 农民工+城镇户籍劳动力 | | |
|------|-------|------|------|---------|------|------|-------------|------|------|
| | 教育不足 | 教育适配 | 教育过度 | 教育不足 | 教育适配 | 教育过度 | 教育不足 | 教育适配 | 教育过度 |
| 总体样本 | 30.0 | 64.9 | 5.1 | 7.0 | 61.8 | 31.2 | 17.5 | 63.2 | 19.3 |
| 女性 | 30.5 | 63.3 | 6.2 | 7.7 | 60.9 | 31.4 | 17.5 | 61.9 | 20.6 |
| 男性 | 29.7 | 65.8 | 4.5 | 6.5 | 62.5 | 31.0 | 17.5 | 64.1 | 18.4 |
| 单身 | 19.6 | 66.7 | 13.7 | 6.6 | 52.3 | 41.1 | 12.0 | 58.3 | 29.7 |
| 已婚 | 31.9 | 64.6 | 3.5 | 7.1 | 64.0 | 28.9 | 18.7 | 64.3 | 17.1 |
| 少数民族 | 30.7 | 66.9 | 2.4 | 9.0 | 59.7 | 31.3 | 21.0 | 63.7 | 15.3 |
| 汉族 | 29.9 | 64.7 | 5.4 | 6.9 | 62.0 | 31.2 | 17.2 | 63.2 | 19.6 |
| 没有合同 | 34.2 | 63.7 | 2.2 | 12.6 | 66.4 | 21.0 | 25.7 | 64.7 | 9.5 |
| 有合同 | 16.4 | 68.9 | 14.7 | 3.0 | 58.6 | 38.4 | 6.4 | 61.2 | 32.4 |
| 职业分类 | | | | | | | | | |
| 职业 1 | 44.1 | 52.0 | 3.9 | 10.6 | 59.7 | 29.6 | 21.4 | 57.2 | 21.4 |
| 职业 2 | 23.4 | 76.6 | 0.0 | 2.0 | 90.7 | 7.3 | 6.0 | 88.1 | 6.0 |
| 职业 3 | 27.8 | 63.9 | 8.4 | 6.4 | 50.7 | 42.9 | 15.7 | 56.4 | 27.8 |
| 职业 4 | 27.3 | 71.7 | 1.0 | 9.2 | 52.6 | 38.2 | 19.4 | 63.4 | 17.1 |
| 职业 5 | 17.3 | 76.9 | 5.8 | 5.0 | 45.0 | 50.0 | 13.9 | 68.1 | 18.1 |

续表2 农民工教育与工作失配发生率(%)及比较

| 样本类型 教育与工作匹配情形 职业 6 | 全部农民工 | | | 城镇户籍劳动力 | | | 农民工+城镇户籍劳动力 | | |
|---------------------------|-------|------|------|---------|------|------|-------------|------|------|
| | 教育不足 | 教育适配 | 教育过度 | 教育不足 | 教育适配 | 教育过度 | 教育不足 | 教育适配 | 教育过度 |
| 年龄分层 | | | | | | | | | |
| 16岁—25岁 | 3.6 | 85.6 | 10.8 | 1.4 | 68.1 | 30.6 | 2.7 | 78.7 | 18.6 |
| 26岁—35岁 | 12.6 | 75.0 | 12.4 | 0.9 | 48.0 | 51.1 | 6.2 | 60.3 | 33.5 |
| 36岁—45岁 | 30.5 | 66.2 | 3.3 | 5.5 | 61.1 | 33.4 | 16.2 | 63.3 | 20.5 |
| 46岁—55岁 | 33.8 | 64.4 | 1.7 | 7.1 | 71.4 | 21.5 | 19.4 | 68.2 | 12.4 |
| 56岁—60岁 | 60.5 | 39.2 | 0.3 | 22.0 | 69.5 | 8.5 | 40.2 | 55.1 | 4.6 |

从表2可以看出,农民工群体、城镇户口劳动力群体以及全部劳动力的教育与工作适配率大约在60%—65%之间。对照国内外相关研究结果,这是一个比较正常的教育适配发生率范围。但是,我们更感兴趣的是教育不足和教育过度发生率。表2结果表明,农民工群体教育不足发生率远高于教育过度发生率。与之相反,城镇户籍劳动力群体教育过度发生率远远高于教育不足发生率。另外,全部劳动力教育不足和教育过度发生率分别为17.5%和19.3%。由此可见,其一,如果不把研究对象限定为农民工,而是针对全部劳动力进行研究,农民工教育不足问题一定程度上就会被掩盖起来;其二,在教育失配问题研究中,大部分文献倾向于研究教育过度问题。照此也会将农民工教育不足问题排除在外。

另外:(1)从性别分组来看,女性农民工和男性农民工的教育失配和教育适配发生率是相似的,但女性农民工的教育不足发生率略高于男性农民工。但是,与城镇户籍同性别劳动力相比较,女性农民工和男性农民工的教育不足发生率要高得多。(2)已婚农民工教育不足的比例高于单身农民工;相反,单身农民工的教育过度发生率远高于已婚的农民工。这与劳动力年龄有关。(3)少数民族农民工和汉族农民工的教育不足发生率相似,都在30%左右,这是一个较高的数值。另外,汉族农民工的教育过度发生率略高于少数民族农民工。(4)没有合同的农民工的教育不足发生率高于有合同的农民工,且相差比例高达18%左右;相应地,有劳动合同的农民工的教育过度发生率远高于没有合同的农民工。城镇户口劳动力也有这样的匹配规律。这就说明不管是对全部农民工还是对城镇户籍劳动力,需要签订劳动合同的工作岗位,对劳动力都有较高的教育要求。其实,教育水平较低的农民工,通常只能从事没有劳动合同的非正规工作或兼职、零工等。

上述分析说明,前文所说的假说1是成立的。这不仅意味着农民工在教育与工作匹配状态上确实存在着多样性,而且提示评估农民工教育收入效应时,有必要对这种多样性做出考虑。接下来的第五和第六两个部分,将从不同角度回答这个问题。

五、收入效应

(一)基本模型。考察教育收益率时,现有文献大多使用明瑟教育收入方程进行估计,可以表示为:

$$\ln W = \alpha x + \beta s + \mu \quad (1)$$

其中: W 表示劳动者收入, x 是一组(包括个人特征等)控制变量, s 表示劳动者实际受教育年限, α 和 β 是待估参数, β 代表明瑟教育收益率(其含义是每增加一年学校教育,劳动者收入增加百分之几), μ 是误差项。需要指出的是,明瑟教育收入方程没有考虑劳动力市场上教育与工作匹配类型的多样性,先验地假设任何类型劳动力的受教育年限每增加一年,其收入的(相对)增加都是一样的。但是,在劳动力市场中,几乎总是存在劳动力实际受教育水平

与工作所需受教育水平并不一致的情况。

D-H 模型的主要创新之处是根据实际情况,针对教育与工作匹配程度区分了不同的情形,并对不同情形下的明瑟教育收益率赋予了差异化特征。其计量模型是在基本明瑟收入方程式(1)的基础上扩展而来的。

$$\ln W = \alpha x + \alpha_o S_o + \alpha_r S_r + \alpha_u S_u + \mu \quad (2)$$

其中: W 代表劳动者收入, S_o 表示教育过度受教育年限, S_r 表示工作所需受教育年限, S_u 表示教育不足受教育年限, α_o 、 α_r 和 α_u 分别为对应的系数, μ 为误差项。其中,教育与工作失配情形下受教育年限的定义是:

$$S_o = \begin{cases} s - s_r, & \text{如果 } s > s_r \\ 0, & \text{其他情形下} \end{cases} \quad S_u = \begin{cases} s - s_r, & \text{如果 } s < s_r \\ 0, & \text{其他情形下} \end{cases}$$

很显然,教育与工作适配时, $S_o = S_u = 0$ 。此时,D-H 方程即(2)式,退化为基本明瑟教育收入方程即(1)式。由此可见:在经典明瑟方程中,其实暗含地假设每个劳动者总是处于教育与工作适配的状态。因此,从本质上可以说,D-H 方程是从教育与工作匹配程度的角度考虑了教育收益的人群分化特征。在上式中,过度教育是以“年”为单位来衡量的,其参照是从事相同工作但教育和工作处于适配状态。由于在同一项工作中,有些劳动力处于教育不足状态,有些处于教育过度状态,有些是教育适配的,所以 D-H 收入模型是以同一工作中教育适配劳动力作为参照的。D-H 方程中 α_o 为正时,表示在同一工作中,相对于教育与工作适配者,该教育过度劳动力的教育收益率中超出的程度; α_o 为负时,表示教育收益率下降的程度。对应地,当 α_u 分别为正和负时,表示在同一工作中,相对于教育与工作适配者,该教育不足劳动力的教育收益率超出和下降的程度。

接下来考察 V-V 收入模型。与 D-H 收入模型不同,V-V 收入模型在考虑劳动力实际教育水平的同时,将教育与工作匹配状态作为虚拟变量加入其中,可以表示为:

$$\ln W = \alpha x + \hat{\alpha}_o S_o + \hat{\alpha}_a S_a + \hat{\alpha}_u S_u + \mu \quad (3)$$

其中: W 、 x 和 μ 的含义与前文一致。 S_o 和 S_u 分别代表教育过度和教育不足虚拟变量:当出现教育过度和教育不足情形时其值为 1,否则为 0,而 S_a 代表劳动力实际受教育年限, α_o 、 $\hat{\alpha}_o$ 和 $\hat{\alpha}_u$ 代表对应的系数。在 V-V 收入模型中,其参照是具有同样教育背景并且教育与工作适配的劳动力。当 $\hat{\alpha}_o$ 为正时,表示相对于具有同样教育背景并且教育适配的劳动力,从事对教育要求比较低的工作时,其收入效益提高了;当 $\hat{\alpha}_o$ 为负时,表示其收入效益降低了。当 $\hat{\alpha}_u$ 为正时,表示从事对教育要求较高的工作的劳动力,其收入效益提高了;当 $\hat{\alpha}_u$ 为负时,表示收入效益降低了。这个方程考虑了劳动力教育和工作的匹配状态,由此估得的收入效应能够更好地体现真实的教育收益率。

(二)基础性结果。表 3、表 4 和表 5 分别是针对全部农民工、女性农民工和男性农民工,使用三种方法估得的教育收入效应。需要指出的是,所有收入方程都通过了残差检验及稳健性检验(检验结果略),并且都不存在明显的多重共线性问题。

1. 全样本结果。基本明瑟教育收入方程测得的教育收益率,掩盖了教育匹配状态多样性及其对农民工收入的非对称影响。由表 3 可知,此时农民工群体教育收益率为 5.3%。当农民工处于教育适配状态时,D-H 模型估算的教育收益率为 5.6%。在同一工作中,控制了教育过度年限和教育不足年限之后,相对于教育适配的同事,教育过度的农民工的教育收益

率高约 14.4%，教育不足农民工的教育收益率低约 5.1%。这个结果表明，企业愿意为高于工作所需教育水平的农民工多支付工资，同时也会减少教育不足农民工的工资。如果控制教育失配状态，V-V 模型显示农民工实际教育收益率只有 4.1%，相对于具备同样教育背景的农民工，就教育收益率而言，教育过度者比适配者高 6.2%，教育不足者比适配者低 8.3%。虽然过度教育者比同一工作中适配者的收入高，但 4.1% 的教育收益率却低于该劳动力处于适配状态时的收益率(5.6%)。因此农民工处于教育与工作适配状态时，可以获得更高的教育收益率。

表 3 不同模型下的教育回报(全部农民工)

| 方程式样 | 基本明瑟模型式(1) | D-H 模型式(2) | V-V 模型式(3) |
|-------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| 常量 | 7.077 *** (0.150) | 5.589 *** (0.241) | 7.232 *** (0.230) |
| 男性 | 0.460 *** (0.044) | 0.484 *** (0.044) | 0.461 *** (0.044) |
| 婚姻 | 0.247 *** (0.059) | 0.244 *** (0.060) | 0.248 *** (0.059) |
| 汉族 | 0.376 *** (0.070) | 0.388 *** (0.071) | 0.376 *** (0.070) |
| 合同 | 0.302 *** (0.050) | 0.342 *** (0.050) | 0.302 *** (0.050) |
| 年龄 | -0.020 *** (0.002) | -0.022 *** (0.002) | -0.020 *** (0.002) |
| 父亲的教育程度 | -0.002(0.006) | 0.001(0.006) | -0.002(0.006) |
| 母亲的教育程度 | 0.018 *** (0.007) | 0.022 *** (0.007) | 0.018 *** (0.007) |
| 实际教育水平 | 0.053 *** (0.008) | — | 0.041 *** (0.013) |
| 工作所需教育水平 | — | 0.056 *** (0.021) | — |
| 教育过度年限 | — | 0.144 ** (0.067) | — |
| 教育不足年限 | — | -0.051 *** (0.015) | — |
| 教育过度虚拟变量 | — | — | 0.062(0.115) |
| 教育不足虚拟变量 | — | — | -0.083(0.074) |
| 职业 1 | — | 0.408 *** (0.109) | — |
| 职业 2 | -0.403 *** (0.131) | — | -0.400 *** (0.131) |
| 职业 3 | -0.342 *** (0.092) | 0.070(0.049) | -0.379 *** (0.097) |
| 职业 4 | -0.353 *** (0.123) | 0.076(0.094) | -0.391 *** (0.128) |
| 职业 5 | -0.786 *** (0.149) | -0.287 ** (0.134) | -0.857 *** (0.162) |
| 职业 6 | -0.444 *** (0.093) | -0.124(0.113) | -0.482 *** (0.099) |
| N | 1 857 | 1 857 | 1 857 |
| F 统计值 | 47.737 | 41.269 | 41.439 |
| 调整 R ² | 0.247 | 0.233 | 0.246 |
| Sig | 0.000 | 0.000 | 0.000 |

说明:括号中数值为对应的标准差;***、** 和*表示显著性水平分别为 1%、5% 和 10%(后表同此)。

在 D-H 模型中，教育过度和教育不足对收入的影响是显著的，从而有必要做这样的处理。但是在 V-V 模型中，教育过度与教育不足两个虚拟变量的作用，并没有达到设定的显著性水平。不过，不能因此否定这个模型的意义——且看分性别估计结果。

2. 分性别结果。由表 4 可知，在基本明瑟收入方程中，女性农民工教育收益率为 7.4%，工作实际需要的教育水平的教育收益率为 6.1%，低于不考虑匹配状态多样性时的教育收益率。与教育适配状态的同事相比，教育过度的女性农民工的教育收益率高约 18.8%，教育不足的女性农民工的教育收益率低约 8.9%。控制了教育匹配情形之后，女性农民工的实际教育收益率下降为 5.5%，相对于具备相同教育背景的其他劳动力，教育过度的女性农民工的教育收益率低 9.7%，教育不足的女性农民工的教育收益率低 21.5%。这个结果说明教育不足对女性农民工收入的负面效应更大。这也意味着如果女性农民工没有找到匹配的工作岗

位,处于教育过度或教育不足状态,都会使教育的作用大打折扣,教育过度和教育不足的女性劳动力的教育收益率都受损失。另外,针对女性农民工,V-V模型中教育不足虚拟变量的影响是显著的。这就提示:其一,考虑V-V模型是必要的;其二,按性别区分样本进行分析也是必要的。

表4 不同模型下的教育回报(女性农民工)

| 方程式样 | 基本明瑟模型式(1) | D-H 模型式(2) | V-V 模型式(3) |
|------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| 常量 | 6.298*** (0.310) | 6.043*** (0.376) | 6.468*** (0.301) |
| 婚姻 | 0.011(0.093) | -0.031(0.095) | 0.008(0.093) |
| 汉族 | 0.285** (0.116) | 0.301** (0.118) | 0.280*** (0.116) |
| 合同 | 0.311*** (0.079) | 0.374*** (0.080) | 0.432*** (0.081) |
| 年龄 | -0.003(0.004) | -0.006(0.004) | -0.003(0.004) |
| 父亲的教育程度 | 0.008(0.010) | 0.011(0.010) | 0.007(0.010) |
| 母亲的教育程度 | 0.012(0.011) | 0.017(0.011) | 0.010(0.011) |
| 实际教育水平 | 0.074*** (0.012) | — | 0.055*** (0.020) |
| 工作所需教育水平 | — | 0.061** (0.031) | — |
| 教育过度年限 | — | 0.188* (0.113) | — |
| 教育不足年限 | — | -0.089*** (0.022) | — |
| 教育过度虚拟变量 | — | — | -0.097(0.172) |
| 教育不足虚拟变量 | — | — | -0.215* (0.118) |
| 职业1 | — | 0.380** (0.184) | — |
| 职业2 | -0.410** (0.207) | — | -0.278* (0.165) |
| 职业3 | -0.082(0.161) | 0.272*** (0.077) | -0.124(0.125) |
| 职业4 | -0.179(0.200) | 0.191*(0.141) | -0.112(0.132) |
| 职业5 | -0.794*** (0.233) | -0.390* (0.200) | -0.790*** (0.182) |
| 职业6 | -0.364** (0.172) | -0.121(0.124) | -0.298*** (0.080) |
| N | 673 | 673 | 673 |
| F统计值 | 16.564 | 13.173 | 14.638 |
| 调整R ² | 0.217 | 0.191 | 0.221 |
| Sig | 0.000 | 0.000 | 0.000 |

表5 不同模型下的教育回报(男性农民工)

| 方程式样 | 基本明瑟模型式(1) | D-H 模型式(2) | V-V 模型式(3) |
|----------|-------------------|-------------------|-------------------|
| 常量 | 7.932*** (0.225) | 7.147*** (0.309) | 7.986*** (0.288) |
| 婚姻 | 0.410*** (0.075) | 0.424*** (0.077) | 0.421*** (0.075) |
| 汉族 | 0.396*** (0.087) | 0.404*** (0.088) | 0.392*** (0.088) |
| 合同 | 0.311*** (0.063) | 0.338*** (0.063) | 0.304*** (0.064) |
| 年龄 | -0.027*** (0.003) | -0.029*** (0.003) | -0.028*** (0.003) |
| 父亲的教育程度 | -0.007(0.008) | -0.005(0.008) | -0.007(0.008) |
| 母亲的教育程度 | 0.024*** (0.009) | 0.026*** (0.009) | 0.023*** (0.009) |
| 实际教育水平 | 0.039*** (0.010) | — | 0.034** (0.017) |
| 工作所需教育水平 | — | 0.070** (0.028) | — |
| 教育过度年限 | — | 0.124(0.082) | — |
| 教育不足年限 | — | -0.028(0.020) | — |
| 教育过度虚拟变量 | — | — | 0.160(0.152) |
| 教育不足虚拟变量 | — | — | 0.003(0.094) |
| 职业1 | — | 0.364*** (0.137) | — |

续表5 不同模型下的教育回报(男性农民工)

| 方程式样 | 基本明瑟模型式(1) | D-H 模型式(2) | V-V 模型式(3) |
|-------------------|-------------------|---------------|-------------------|
| 职业 2 | -0.301* (0.170) | - | -0.291* (0.170) |
| 职业 3 | -0.475*** (0.111) | -0.055(0.064) | -0.492*** (0.119) |
| 职业 4 | -0.487*** (0.159) | -0.026(0.126) | -0.491*** (0.163) |
| 职业 5 | -0.688*** (0.196) | -0.095(0.180) | -0.712*** (0.212) |
| 职业 6 | -0.492*** (0.110) | -0.052(0.126) | -0.506*** (0.118) |
| N | 1 184 | 1 184 | 1 184 |
| F 统计值 | 34.363 | 30.519 | 29.531 |
| 调整 R ² | 0.253 | 0.245 | 0.252 |
| Sig | 0.000 | 0.000 | 0.000 |

由表 5 可知,在基本明瑟收入方程中男性农民工教育收益率为 3.9%,工作实际所需教育水平的教育收益率为 7%,远高于不考虑匹配状态多样性时的结果。这说明男性农民工处于教育适配状态时其教育收益率更高。与处于教育适配状态的同事相比,教育过度的男性农民工的教育收益率高 12.4%,教育不足的男性农民工的教育收益率低 2.8%。控制教育是否适配之后,男性农民工的教育收益率为 3.4%,相对于同等教育背景的其他劳动力,教育过度的男性农民工的教育收益率高 16%,教育不足的男性农民工的教育收益率高 0.3%。

上述结果(特别是按性别区分样本的结果)支持了假说 2。这也揭示:农民工教育收益率具有依教育与工作匹配状态而定的特性;针对农民工样本测算教育收益率时,有必要对传统研究范式(隐含地假设教育与工作是适配的)做出改进;就政策含义而言,减少教育与工作失配现象是提高农民工教育收益率的途径之一。

六、获益与惩罚

现在假设存在两类农民工和两类工作。第一类农民工的教育水平满足第一类工作的要求,第二类农民工的教育水平满足第二类工作的要求;同时,第二类工作所需的教育水平比第一类工作的高,第二类农民工的实际教育水平高于第一类农民工的实际教育水平。于是,第一类农民工从事第二类工作时,属于教育不足情形;第二类农民工从事第一类工作时,属于教育过度情形。Michael 和 Joop(2013)根据各个组合情形下的相对工资对教育获益和教育惩罚进行了判定。参照这种方法并且借用 D-H 收入方程和 V-V 收入方程的结果,可以得到表 6。在该表中,当系数大于 1 时,即可判定劳动力属于教育获益或教育惩罚情形。

表 6 农民工教育获益与教育惩罚

| D-H 模型 | 全部农民工 | 女性农民工 | 男性农民工 | V-V 模型 | 全部农民工 | 女性农民工 | 男性农民工 |
|------------|--------|--------|--------|------------------|--------|--------|-------|
| α_o | 0.144 | 0.188 | 0.124 | $\hat{\alpha}_o$ | 0.062 | -0.097 | 0.160 |
| α_r | 0.056 | 0.061 | 0.070 | $\hat{\alpha}_a$ | 0.041 | -0.215 | 0.034 |
| α_u | -0.051 | -0.089 | -0.028 | $\hat{\alpha}_u$ | -0.083 | 0.055 | 0.003 |
| 教育不足获利 | 1.005 | 0.972 | 1.043 | 教育不足获利 | 0.920 | 1.057 | 1.003 |
| 教育过度惩罚 | 0.916 | 0.881 | 0.947 | 教育过度惩罚 | 0.940 | 1.102 | 0.852 |
| 教育过度工资溢价 | 1.155 | 1.207 | 1.132 | 教育过度工资溢价 | 1.108 | 0.732 | 1.214 |
| 教育不足工资折价 | 1.052 | 1.093 | 1.028 | 教育不足工资折价 | 1.132 | 0.763 | 1.031 |

由此可以发现:对全部农民工来说,在 D-H 模型和 V-V 模型中,都存在比较明显的教育过度工资溢价和教育不足工资折价的情形。这意味着在控制教育匹配状态的前提下,企业会根据劳动力的平均教育水平和某个劳动力的实际教育水平决定其工资数量。企业愿意为具有较高教育水平的劳动力支付工资溢价,同时也会扣除教育不足劳动力的收入。另外,

企业对教育过度的员工多支付工资,也符合企业经营行为。比如说,企业保留一些教育过度的劳动力,可以提高企业平均受教育水平,在劳动力市场上发送特定的信息。

对女性农民工,D-H 模型和 V-V 模型并未给出一致的结果——这与现有文献的结论并不矛盾。在同一工作中,教育过度的女性农民工可以获得收入补偿,教育不足的女性农民工会产生收入损失。但是,如果参照标准是具有同样的教育程度并且处于适配状态的其他女性农民工,那么从事平均教育水平较低工作的女性农民工的收入效益比较高,从事平均教育水平较高的工作的女性农民工的收入效应下降了。对男性农民工,教育过度工资溢价和教育不足工资折价都大于 1,并且工资溢价大于工资折价,这就说明教育对男性农民工的正面作用大于教育对女性农民工的正面作用。虽然研究结果表明在一定前提下,比如在同一工作中,过度教育的劳动力相对于适配劳动力的教育收益率要更高一些,但是这并不能说明教育过度情形对收入并没有损失。另外,教育过度和教育不足对相对收入的影响通常只是一个短期现象。从长期来说,企业中的平均受教育情况是会发生变化的,企业主对过度教育的员工支付较高工资的意愿,也可能随之发生变化。

上述基于相对工资的分析结果不仅支持了假说 3,同时也说明了农民工教育获益和教育惩罚存在一定的性别差异。这种差异为本文按性别区分样本进行分析提供了新的经验支持。

七、结论性评述

本文采用 2013 年 CGSS 数据进行分析发现,农民工群体存在着比较严重的教育不足现象,同时也并非不存在教育过度现象,因而在教育与工作匹配方式上,农民工内部存在人群的异质性,估算教育收益率时有必要对此做出考虑。进一步分析发现,在教育适配状态下,农民工教育收益率最高;在短期内,企业愿意为教育过度的农民工支付溢价工资,同时会相应减少教育不足农民工的工资收入;女性农民工的实际教育收益率高于教育适配时的教育收益率,教育不足对女性农民工收入的负面效应比较大。

上述发现具有明确的政策含义:(1)对农村劳动力来说,提高教育水平是一个需要引起重视的大问题。它不仅关乎农民工的收入,而且关乎非农产业的发展和提升空间。(2)教育与工作匹配状态的多样性,意味着农民工劳动力市场存在摩擦。为了提升人力资源的流动性,需要提供关于就业与岗位等方面的信息支持。(3)教育回报的性别差异提示,对农村女孩的学校教育,需要从多方面着手予以特别重视。总之,要从教育供给侧与工作需求侧入手,加强政策引导,提升教育与工作适配的发生率,降低失配发生率。

需要着重指出的还有:其一,研究农民工教育收益率时,有必要考虑教育与工作的匹配状态,否则处于隐藏状态的重要事实将被忽略掉。尽管教育过度的农民工不多,但是对这类人群估算其教育收益状况具有重要意义。其二,教育收益率研究只强调了教育在经济方面的作用。但是,在现实社会经济生活中,教育具有培养文化素养、改变精神气质等多方面的作用。从社会性角度来讲,教育不足可能影响农民工的职业发展,甚至还会通过代际传递影响农民工子女的社会化过程。这些应该是未来的研究方向。

主要参考文献:

- [1]范皑皑. 大学生人力资本的过度与不足——基于弥补型过度教育视角的实证分析[J]. 北京大学教育评论, 2012, (4): 100—119.

- [2]国务院发展研究中心农村经济研究部,《公共财政支持农村义务教育问题研究》课题组.中国农村教育收益率的实证研究[J].农业技术经济,2007,(4):4—10.
- [3]黄斌,高蒙蒙,查晨婷.中国农村地区教育收益与收入差异[J].中国农村经济,2014,(11):28—38.
- [4]黄志岭,逯岩,樊小钢.过度教育的收入效应实证研究[J].财经论丛,2010,(6):16—22.
- [5](美)劳伦斯·汉密尔顿.应用STATA做统计分析[M].郭志刚译.重庆:重庆大学出版社,2011.
- [6]陆慧.我国城乡教育收益率的变动趋势研究[J].农业技术经济,2014,(1):57—59.
- [7]刘泽云,萧今.教育投资收益分析[M].北京:北京师范大学出版社,2004.
- [8]刘泽云,邱牧远.中国农村工资性就业教育收益率的估计[J].北京师范大学学报(社会科学版),2011,(6):79—90.
- [9]罗润东,彭明伟.过度教育及其演变趋势分析——基于CGSS受高等教育职员的调查[J].经济社会体制比较,2010,(5):173—179.
- [10]宁光杰.自选择与农村剩余劳动力非农就业的地区收入差异——兼论刘易斯转折点是否到来[J].经济研究,2012,(2):42—55.
- [11]王广慧,徐桂珍.教育——工作匹配程度对新生代农民工收入的影响[J].中国农村经济,2014,(6):66—73.
- [12]武向荣.中国过度教育的收入效应[J].北京大学教育评论,2007,(2):136—146.
- [13]易莹莹.我国农村就业人口的教育收益率测度——基于半参数计量模型的估计[J].安徽农业科学,2012,(15):8728—8730.
- [14]Bender K A, Heywood J S. Educational mismatch and the careers of scientists[J]. Education Economics, 2011, 19(3): 253—274.
- [15]Bender K A, Roche K. Educational mismatch and self-employment[J]. Economics of Education Review, 2013, 34: 85—95.
- [16]Clogg C C, Shockley J W. Mismatch between occupation and schooling: A prevalence measure, recent trends and demographic analysis[J]. Demography, 1984, 21(2): 235—257.
- [17]Duncan G J, Hoffman S D. The incidence and wage effects of overeducation[J]. Economics of Education Review, 1981, 1(1): 75—86.
- [18]Leuven E, Oosterbeek H. Overeducation and mismatch in the labor market[J]. Handbook of the Economics of Education, 2011, 4: 283—326.
- [19]Murillo I P, Rahona-López M, del Mar Salinas-Jiménez M. Effects of educational mismatch on private returns to education: An analysis of the Spanish case (1995—2006)[J]. Journal of Policy Modeling, 2012, 34(5): 646—659.
- [20]Nordin M, Persson I, Rooth D O. Education-occupation mismatch: Is there an income penalty? [J]. Economics of Education Review, 2010, 29(6): 1047—1059.
- [21]Robst J. Education and job match: The relatedness of college major and work[J]. Economics of Education Review, 2007, 26(4): 397—407.
- [22]Sattinger M, Hartog J. Nash bargaining and the wage consequences of educational mismatches[J]. Labour Economics, 2013, 23: 50—56.
- [23]Shevchuk A, Strebkov D, Davis S N. Educational mismatch, gender, and satisfaction in self-employment: The case of Russian-language internet freelancers[J]. Research in Social Stratification and Mobility, 2015, 40: 16—28.
- [24]Verdugo R R, Verdugo N T. The impact of surplus schooling on earnings: Some additional findings[J]. The Journal of Human Resources, 1989, 24(4): 629—643.

(下转第59页)

rises slightly, making the percentage of heavy industry output rise. It provides the following policy implications: firstly, as for the promotion of technological progress, governments should allocate more policy support, human resources, material resources etc to the heavy industry, especially the basic or high-tech industries, rather than the light industry, and promote a higher technological progress rate of the heavy industry than the light industry, thereby powerfully advancing the double upgrading of industrial structure and the manufacturing industry; secondly, governments should establish a unified domestic market, and give tax credit, tax rebates and other policies to support enterprises that invest and produce by using domestic heavy industrial products.

Key words: technological progress; industrial structure; upgrading

(责任编辑 许柏)

(上接第 43 页)

Migrant Workers' Education-occupation Matching and Wage Effect in China

Yeerkenbai Suqin¹, Wu Shanlin²

(1. Institute of Finance and Economics, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China; 2. School of Economics, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China)

Abstract: From the perspective of education-occupation matching and wage effect, this paper uses actual matching method to evaluate the situation of migrant workers' education-occupation matching based on the CGSS data in 2013, and further employs D-H model and V-V model to estimate the wage effect of education accepted by migrant workers. And accordingly, it discusses education benefits and penalties. It reaches the conclusions as follows: firstly, migrant workers obtain the highest education benefits in terms of education-occupation matching; secondly, as for the group of migrant workers, there is higher possibility of under-education, but there is still over-education; thirdly, male migrant workers have wage premiums resulting from over-education and wage discounts resulting from under-education, but female migrant workers do not have such characteristics; fourthly, in the short term, employers not only are willing to pay wage premiums to over-educated migrant workers, but also discount wages for under-educated migrant workers.

Key words: over-education; under-education; education-occupation matching; education benefit; education penalty

(责任编辑 许柏)