

中国教育—工作匹配现状及其影响效应

彭树宏*

内容提要 本文结合主观的自我评价法和客观的众数法构建了一个众数自评法新指标,并采用工具变量法纠正测量误差引致的内生性问题,对中国教育—工作匹配现状及其影响效应进行了研究。基于众数自评法的测度结果表明,中国过度教育、适度教育和教育不足的发生率分别为48.15%、30.28%和21.57%。工具变量估计结果显示,与受教育水平相同的处于教育—工作匹配状态的劳动力相比,过度教育者的收入和工作满意度分别低10.7%和45.7%,教育不足者的收入和工作满意度分别高18.1%和30.6%;与相同工作岗位上处于教育—工作匹配状态的劳动力相比,过度教育者的收入高24.7%,而教育不足者的收入以及教育—工作不匹配者的工作满意度则无显著差异。本文的研究表明,中国劳动力市场的配置效率较低,过度教育问题相当突出;工作岗位是中国劳动力市场中决定劳动者收入和工作满意度的主导性因素,加大产业结构转型和升级是解决结构性就业问题的根本出路。

关键词 教育—工作匹配 过度教育 教育不足 工作满意度 测量误差

一 引言

劳动力市场是一个信息不对称的市场,求职者和雇主都需要一定时间的搜索才能达到技能和工作岗位的匹配。工作和人才搜寻都是有成本的,只有将人才放在工作岗

* 彭树宏,江西财经大学财税与公共管理学院,电子邮箱:shuhong.peng@gmail.com。作者感谢国家自然科学基金项目(批准号:71763007)、江西省教育厅科学技术研究项目(编号:GJJ170339)对本研究的资助。本文在中国劳动经济学者论坛第九次季会和第九期香樟经济学Seminar(广州)进行了交流,感谢所有参会者的有益评论,文责自负。

位上真正历练过，劳资双方才能真正知晓劳动者的技能和工作岗位是否匹配。现实中经常会出现劳动者的技能和工作岗位不匹配的情形，尤其在一个人职业生涯的早期阶段更是如此。现有关于劳动力市场的研究文献往往将关注点放在就业和失业这两种情形，而忽视了工作不匹配这种情形。由于技能往往很难度量，文献中一般使用受教育程度作为技能的代表（Flisi et al., 2017）。进而，工作不匹配状态可以分为两种：一种是劳动者实际受教育程度高于工作所需教育程度，称之为过度教育；另一种是实际受教育程度低于工作所需教育程度，称之为教育不足。相应地，将实际受教育程度等于工作所需教育程度称之为适度教育。

中国高等教育自1999年开启了史无前例的大扩招，有学者形象地将其称之为“扩招大跃进”（邢春冰、李实，2011）。高校扩招引发了社会各界对大学生就业问题的关注，教育部因此要求各高校统计报送大学毕业生就业率，并将其作为高校办学质量的重要指标之一。在此情形下，“骑驴找马”“先就业再择业”的求职观被社会、政府、高校乃至毕业生个人所推崇。由此，大学生干高中生的工作、高中生干初中生的工作等过度教育现象凸显。从宏观角度，过度教育带来的教育—工作不匹配使得大学生的人力资本没有得到充分发挥，是资源配置效率的损失。从微观角度，教育—工作不匹配会对劳动者的工作态度和行为造成影响，进而影响工作绩效。准确测度中国劳动力市场中的教育—工作匹配状况并考察其影响效应，对制定教育政策和就业政策有重要意义。

对教育—工作匹配状况的度量是开展相关研究的基础，这不仅影响对其现状的正确认识，而且关系对其影响效应的准确评估。现有关于教育—工作匹配的度量指标有多种，不同研究采用不同指标测度的同一劳动力市场中的教育—工作匹配结果往往不同（Quintini, 2011; Verhaest & Omey, 2010）。不同指标对同一个概念测量得到的结果存在差异，表明这些指标在测度教育—工作匹配时存在着测量误差。进一步，在回归分析中，如果核心解释变量存在测量误差，那么计量模型就存在内生性问题，通常的普通最小二乘（OLS）估计得到的系数就会有偏（伍德里奇，2015）。在对教育—工作匹配影响效应的研究中，只有极少数文献注意并采取相应方法克服这种测量误差引致的内生性问题。

本文结合主观的自我评价法和客观的众数法构建了一个众数自评法新指标，并采用工具变量（IV）法纠正测量误差引致的内生性问题，对中国教育—工作匹配现状及其影响效应进行了研究。本文的贡献体现在三个方面：第一，提出了众数自评法这一新指标测度中国教育—工作匹配状况；第二，采用工具变量法克服测量误差

产生的内生性问题，考察了教育—工作匹配的影响效应；第三，除了考察通常的收入效应外，本文还分析了中国劳动力市场中教育—工作匹配对工作满意度的影响效应。

接下来的第二部分是文献综述，第三部分介绍方法和数据，第四部分是中国教育—工作匹配状况的测度结果，第五、六部分讨论教育—工作匹配对收入和工作满意度的影响，最后部分是结论。

二 文献综述

美、英等西方发达国家和中国分别在 20 世纪 70 年代和 21 世纪初经历了高等教育规模扩展，使得劳动力市场中受过大学教育的劳动力供给在短时间内大幅增加，从而引发了学界对教育—工作匹配问题，尤其是过度教育问题的关注（孙志军，2001；武向荣，2005；Duncan & Hoffman，1981；Freeman，1976）。现有对教育—工作匹配问题的研究主要从测度、成因和影响三个方面展开（郝明松，2016；罗润东、彭明明，2011；Hartog，2000；Leuven & Oosterbeek，2011；McGuinness，2006）。接下来，我们将对与本文密切相关的教育—工作匹配的测度和影响两方面的国内外文献进行综述。

（一）教育—工作匹配的测度

教育—工作匹配是劳动者实际受教育程度与工作所需教育程度的比较。关于个体实际受教育程度的数据比较好获得，而工作所需教育程度的数据则较难获取。目前文献中通常有三种方法度量工作所需教育程度：自我评估法、工作分析法、实际匹配法（郝明松，2016；盛世明，2004；Leuven & Oosterbeek，2011；Rubb，2003）。其中，自我评估法是主观评价方法，工作分析法和实际匹配法是客观评价方法。

自我评估法是指被访者自己对当前从事工作所需教育程度进行评估，可以通过在问卷中设置相应问题搜集数据。现有文献采用自我评估法对美国（Duncan & Hoffman，1981；Sicherman，1991）、英国（Chevalier，2003；Dolton & Silles，2003）、德国（Boll et al.，2016；Buchel，2002）、日本（Kucel et al.，2016）、中国（范皑皑，2013；王广慧、徐桂珍，2014）等国家的教育—工作匹配问题开展了广泛研究。自我评估法是一种主观评价方法，其优点是充分利用了劳动力对其所从事工作的认知信息，缺点在于：

第一，结果依赖于问卷中问题的问法^①；第二，劳动力的主观认知可能存在偏差，甚至存在故意高估或低估的可能，不同劳动力对同一工作所需教育程度可能会得出不同的评估结果。

工作分析法先由职业分析专家根据每个职业的特性分析其所需要的知识和技能等级，进而评定该职业所需教育水平，并最终形成一份职业分类目录，典型的如美国的职业名称词典（Dictionary of Occupational Titles, DOT）（郝明松，2016；Leuven & Oosterbeek, 2011）。工作分析法是一种外部的客观评价方法，它基于不同职业的技术特性评定工作所需教育水平，优点是评价标准具有客观性和确定性，这与自我评估法形成鲜明对照。这种方法的缺点在于：第一，工作分析法的成本较高，职业分类目录更新较慢，难以及时反映职业的新要求；第二，工作分析法基于职业分类确定工作所需教育水平，但同一职位所需教育水平也可能存在差异，如一个大公司的秘书职位和一个小公司的秘书职位所需的教育水平并不一样（Hartog, 2000；Tsai, 2010）。

实际匹配法是根据某一职业就业人员实际受教育水平的分布确定该职业所需教育水平，具体又可分为标准差法和众数法两种（郝明松，2016；Leuven & Oosterbeek, 2011）。标准差法首先计算某一职业所有从业人员实际受教育水平的平均值，然后将实际受教育水平在平均值上下一个标准差范围内的情况视为适度教育，高于平均受教育水平一个标准差的情况视为过度教育，低于平均受教育水平一个标准差的情况视为教育不足（Verdugo & Verdugo, 1989）。众数法则首先计算某一职业所有从业人员实际受教育水平的众数值并将其作为该职业所需教育水平，然后将实际受教育水平等于该众数值的情况视为适度教育，在众数值之上的情况视为过度教育，在众数值之下的情况视为教育不足（Kiker et al., 1997；Santos, 1995）。实际匹配法的优点在于对数据的要求低，计算方便，缺点在于实际匹配状况是劳动力市场供给和需求共同作用的结果，并不单纯由工作岗位的要求决定，具有内生性（盛世明，2004；Leuven & Oosterbeek, 2011）。

以上三种方法是测度教育—工作匹配的常用方法。现有文献已使用这些方法对世

① 有的问卷中询问被访者从事当前工作所需教育程度（Alba-Ramirez, 1993；Hartog & Oosterbeek, 1988），有的问卷中询问被访者获得当前工作所需教育程度（Duncan & Hoffman, 1981；Galasi, 2008），还有的问卷中则直接询问受访者的受教育程度是否与当前工作相匹配（Chevalier, 2003；Verhaest & Omey, 2006）。

界各国的教育—工作匹配状况进行了广泛的测度（郝明松，2016；McGuinness，2006）。这三种方法各有优缺点，对同一数据集，不同方法的测度结果不尽相同，甚至还差异很大。这表明，现有的测度方法并没有反映教育—工作匹配的真实情况，而是存在着测量误差。

（二）教育—工作匹配的影响

现有关于教育—工作匹配影响的研究主要考察教育—工作匹配对收入的影响，主要的实证方法是DH模型和VV模型（Leuven & Oosterbeek，2011；McGuinness，2006）^①。DH模型将标准明瑟（Mincer）收入方程中的实际受教育年限分解为工作所需教育年限、过度教育年限和教育不足年限三部分，通过计量模型回归并比较这三部分的教育收益率考察教育—工作匹配对收入的影响效应（Duncan & Hoffman，1981）。VV模型则保留标准Mincer收入方程中的实际受教育年限变量，通过加入过度教育和教育不足的虚拟变量考察教育—工作匹配对收入的影响效应（Verdugo & Verdugo，1989）。自20世纪90年代以来，有大量国外研究基于DH模型和VV模型考察了教育—工作匹配对收入的影响（Leuven & Oosterbeek，2011；McGuinness，2006）。近年来，随着中国高校扩招带来的大学生就业问题日益凸显，基于DH模型和VV模型研究中国教育—工作匹配的收入效应的文献开始出现（王广慧、徐桂珍，2014；叶尔肯拜·苏琴、伍山林，2016）。

在采用DH模型和VV模型研究教育—工作匹配的收入效应时，会遇到遗漏能力变量和测量误差所引起的估计偏差问题（Hartog，2000；Leuven & Oosterbeek，2011；Verhaest & Omey，2012）。不少研究发现，一个教育水平高于工作所需的劳动者很可能是以更高的受教育程度弥补其在能力或工作经验上的不足，而一个教育水平低于工作所需的劳动者则很可能在能力或工作经验上有过人之处（Chevalier，2003；Green & McIntosh，2007）。能力与教育—工作匹配状况相关且对收入有影响，而能力又不可观测，如果采用OLS方法对截面数据进行估计，就会产生内生性问题，使得估计结果产生偏误。现有研究一般在回归方程中加入能力的代理变量（McGuinness，2003；Sohn，2010），或者采用面板数据固定效应方法，通过对同一个体不同时期数据进行差分消除不随时间变化的能力因素的影响（Bauer，2002；Dolton & Silles，2008；Lindley &

^① Duncan & Hoffman（1981）开创的模型在文献中一般被称为ORU模型，O、R、U分别指代over-education、required-education和under-education。为了与Verdugo & Verdugo（1989）的模型相区分，我们将前者称之为DH模型，后者称之为VV模型。

McIntosh, 2009; Tsai, 2010)。如前所述,教育—工作匹配有多种测度方法,每种方法都不完美,都在某种程度上存在着测量误差。现有研究表明,这些不同方法的测度结果之间的相关性往往并不是很强,这表明测量误差相当严重(Battu et al., 2000; Verhaest & Omeij, 2006)。解释变量的测量误差会使得OLS估计结果产生偏误(伍德里奇, 2015; Hausman, 2001)。但在当前有关教育—工作匹配的研究中,只有极少数文献采用工具变量方法对测量误差问题进行了处理(Dolton & Silles, 2008; Robst, 1994; Verhaest & Omeij, 2012)。虽然研究中国教育—工作匹配的收入效应的文献已有不少,但却普遍忽视了其中的内生性问题,尤其是教育—工作匹配的测量误差所引致的内生性问题。

除了对收入产生影响外,教育—工作匹配还会对劳动者的生产率、工作满意度等产生影响(Kampelmann & Rycx, 2012; Verhaest & Verhofstadt, 2016)。这方面的文献有限,尚未取得一致结论。以教育—工作匹配状况对工作满意度的影响为例,如果将基准组设为相同的受教育水平者,则现有研究的结论较为一致:一般认为过度教育者的工作满意度更低,更少接受在职培训,更可能离职(Battu et al., 2000; Vieira, 2005)。但如果将基准组设为相同工作岗位上的适度教育者,现有研究则尚未取得一致结论:一些研究认为,过度教育者和教育不足者的工作满意度更低;另一些研究则发现,教育—工作匹配状况与工作满意度之间没有显著的相关关系(Badillo-Amador & Vila, 2013; Kampelmann & Rycx, 2012)。关于中国教育—工作匹配影响效应的研究主要集中在收入效应上,对工作满意度等非货币效用的影响仅有个别文献有所涉及(王广慧、耿菊徽, 2016)。

综上所述,现有教育—工作匹配的测度方法各有优劣,测度结果没有完全反映教育—工作匹配的真实情况,而是存在着测量误差。现有关于中国教育—工作匹配影响的研究忽视了测量误差所引致的估计偏差问题,且研究主要集中在对劳动者收入的影响上,而对劳动者的非货币效用(如工作满意度)影响的研究则十分欠缺。

三 方法与数据

(一) 方法

1. 众数自评法——主客观相结合的测度

在三种常用的测度教育—工作匹配状况的方法中,工作分析法虽然有较强的客观性和确定性,但它是建立在职业分析专家对各种职业的性质、所需教育层次和类型进

行系统分析评估的基础上的。中国目前尚没有如美国的职业名称词典（DOT）这样的职业-教育对照标准，所以难以采用工作分析法测度中国教育-工作匹配状况^①。自我评价法是一种主观测度方法，每个被调查的劳动力对自己从事工作所需教育水平都有一个主观评估。该方法充分利用了劳动力对自身工作的认知信息，但主观认知可能存在偏差，不同劳动力对同一工作所需教育可能会做出不同的评估。众数法是一种客观测度方法，虽然具有职业的唯一性和代表性，但它是以特定职业多数从业人员的实际受教育水平作为该职业所需教育水平的替代，是工作岗位供需双方共同作用的结果，而非单方面的需求反映，在供需失衡的情况下将会存在较大的测量误差。鉴于此，本文结合自我评价法和众数法各自的优点，对特定职业的所有被调查劳动力的工作所需教育的自我评价取众数，以此作为该职业所需教育水平^②。我们将此方法称之为众数自评法。众数自评法是一种主客观相结合的方法，它综合利用了劳动力对自身工作的认知信息，避免了自评法中同一职位可能出现多个工作所需教育水平的问题，有效地提高了测量精度。

2. 工具变量法——纠正测量误差

我们采用以下回归模型考察教育-工作匹配状况的影响效应：

$$Y = \beta_0 + \beta_1 edu + \beta_2 overedu + \beta_3 underedu + \sum_{i=1}^k \lambda_i X_i + \varepsilon \quad (1)$$

式（1）中的核心解释变量 *overedu* 和 *underedu* 分别是用众数自评法测得的过度教育和教育不足虚拟变量，基准组为适度教育。*edu* 为实际受教育年限或工作所需教育年限^③：当 *edu* 为实际受教育年限时， β_2 、 β_3 分别表示相对于相同教育水平的劳动者，过度教育和教育不足对个体收入（工作满意度）的影响；当 *edu* 为工作所需教育年限时，

① 仅有的几篇采用工作分析法测度中国教育-工作匹配的文献基本都是结合国际职业标准分类（International Standard Classification of Occupations, ISCO）和国际教育标准分类（International Standard Classification of Education, ISCED）计算各职业所需教育水平（罗润东、彭明明，2011；张冰冰、沈红，2016）。李建民和陈洁（2017）则直接用美国的职业名称词典作为中国的职业-教育对照标准，进而采用工作分析法测度中国的过度教育状况。不同国家的国情和发展阶段不同，职业分类体系也存在较大差异，使用美国等国外的标准作为中国的职业-教育对照标准是不合适的。

② 我们之所以选用实际匹配法中的众数法，而没有采用标准差法，其主要原因是标准差法容易受极值影响，代表性不如众数法强。

③ *edu* 为实际受教育年限时，式（1）为 VV 模型；*edu* 为工作所需教育年限时，式（1）是 DH 模型的一个变形。

β_2 、 β_3 分别表示相对于相同工作岗位的劳动者，过度教育和教育不足对个体收入（工作满意度）的影响。因变量 Y 为年收入的对数或工作满意度。 X 是代表个人和工作特征的控制变量。

在研究教育—工作匹配的影响效应时，会遇到遗漏能力变量和测量误差所引起的内生性问题。现有研究一般通过在回归方程中加入能力相关的代理变量 (McGuinness, 2003; Sohn, 2010)，或者采用面板数据固定效应方法克服遗漏能力变量偏差 (颜敏、王维国, 2018; Bauer, 2002; Tsai, 2010)。但是，一方面，符合本文研究设计的面板数据难以获得；另一方面，即使有了面板数据，面板固定效应估计在减轻遗漏变量偏误的同时，可能会引入更大的度量误差 (Dolton & Silles, 2008; Tsai, 2010)。所以，我们采用代理变量的方法，以母亲受教育年限作为个体能力的代理变量放入回归模型。

式 (1) 中的核心解释变量 *overedu* 和 *underedu* 的度量是一个难题，即使我们结合众数法和自评法之长，采用众数自评法来度量，也仍然存在度量误差。核心解释变量的度量误差会导致内生性问题，使得 OLS 估计产生偏误。对于方向和规模未知的测量误差，我们可以假定其满足经典变量误差假定 (classical errors-in-variables, CEV)^①。进一步，如果存在测量误差的变量有两种度量，且这两种度量的测量误差不相关，那么就可以使用其中的一种度量作为另一种度量的工具变量进行估计，以此纠正测量误差带来的估计偏差 (伍德里奇, 2015; Hausman, 2001)。本文中，我们以众数法测得的教育—工作匹配状况作为众数自评法测得的教育—工作匹配状况的工具变量进行估计^②。

(二) 数据

本文使用的数据来源于 2014 年中国家庭追踪调查 (China Family Panel Studies, CFPS)。中国家庭追踪调查由北京大学中国社会科学调查中心实施，旨在通过跟踪搜集个体、家庭、社区三个层次的数据，反映中国社会、经济、人口、教育和健康的变迁状况。CFPS 在 2008 年和 2009 年实施预调查的基础上，于 2010 年在全国范围内开展基线调查，2012 年实施全样本追踪调查，2014 年实施第三轮全样本调查。

① 在经典变量误差假定下，OLS 估计有向零的偏误，IV 估计系数的绝对值往往比 OLS 估计大。本文后面的实证结果正是如此，这可以反过来说明经典变量误差假定在本文中的合理性。

② 由于这两种方法是对同一概念的不同测度方式，显然两者相关。然而，众数法和众数自评法分别以个体实际受教育水平和个体自评的工作所需教育水平为数据基础取众数，是两种独立的测量，假定其满足 CEV 且测量误差之间互不相关不失合理之处。

CFPS 三轮调查的问卷结构基本一致,但在具体模块和具体问题上存在细微差别。CFPS 的样本覆盖中国除香港、澳门、台湾、新疆、西藏、青海、内蒙古、宁夏和海南之外的 25 个省(自治区、直辖市)的人口。这 25 个省(自治区、直辖市)的人口约占全国总人口(不含港、澳、台)的 95%,因此 CFPS 的样本是一个有全国代表性样本。CFPS 采用了内隐分层、多阶段、多层次、与人口规模成比例的概率抽样方式,每个子样本框的样本都通过三个阶段抽取得到。CFPS 2014 共包括成人、少儿、家庭关系、家庭经济 and 村居五个数据库。本文使用了其中的成人和家庭关系两个数据库。根据研究需要,我们只保留了处于劳动年龄、有工资收入的受雇者样本^①,最终得到 10497 个观测。

本文的核心解释变量是教育—工作匹配状况,包含过度教育和教育不足两个虚拟变量,基准组为适度教育。教育—工作匹配状况是劳动者实际完成教育与工作所需教育的比较。CFPS 2014 的问卷中有一个问题是:“从知识和技能的角度上讲,您认为胜任这份工作实际需要多高的教育程度?”我们将受访者对此问题的回答作为受访者自评的工作所需教育程度。将答案选项中的学历按对应的学制转换为相应的教育年限即为回归模型中的工作所需教育年限变量。同样,将 CFPS 2014 中劳动者最高学历转换为相应的教育年限可得回归模型中实际完成教育年限变量^②。本文主要采用众数自评法测度教育—工作匹配状况,为了对比和进行工具变量估计的需要,也同时采用自评法和众数法测度了教育—工作匹配状况^③。

除了实际完成教育年限(或工作所需教育年限)外,其他控制变量包括个人特征变量、工作特征变量和个人能力的代理变量。个人特征有关的变量包括工作经验^④、性

① 根据中国目前的退休制度,我们将年龄 16~55 岁之间的女性、16~60 岁之间的男性定义为劳动年龄人口。

② 本文根据中国的学制,按照小学 6 年、初中 9 年、高中(中专、技校、职高)12 年、大专 15 年、本科 16 年、硕士 19 年、博士 22 年的标准将相应学历转换为受教育年限,同时将问卷选项中的“不必念书”和“文盲/半文盲”所对应的受教育年限设定为 0。

③ CFPS 2014 的职业分类根据国家标准职业分类标准,采用 5 位数字层次码编码,第 1 位代码表示大类,第 2、3 位代码表示中类,第 4、5 位代码表示小类。在使用众数法或众数自评法取众数时,需要基于一定层级的职业进行,职业层级太粗则结果不精确,职业层级太细则同一层级内的样本量太少。兼顾两者,本文在三代码中类职业上取众数。三代码职业层级上少于 30 个观测值的职业样本仅占本文总样本量的 1.36%,删除这部分样本进行分析对研究结论没有影响。

④ 在考察教育—工作匹配状况对收入的影响时,根据一般 Mincer 方程的设定,控制变量中还包含工作经验的平方。

别、婚姻状况和户籍。工作特征有关的变量包括地区、单位规模、单位类型、产业类型和就业类型。个人能力的代理变量为母亲受教育年限。根据文献中的通用做法，工作经验以年龄减受教育年限再减6得到。性别、婚姻状况和户籍均为虚拟变量，分别取女性、在婚和城市户籍为1。全国分为东部、中部、东北和西部四个地区，以西部为基准组，设置东部、中部和东北三个地区虚拟变量^①。单位规模以个体所在单位就业人数的对数表示。单位类型分为公共部门和私人部门两类，以虚拟变量表示，公共部门取值为1，其中公共部门包括在政府、事业单位和国有企业就业者，私人部门包括在私营企业、外商投资企业就业及个体就业者。产业类型包括第二产业和第三产业两类，以虚拟变量表示，第二产业取值为1。就业类型分为正规就业和非正规就业两类，以虚拟变量表示，正规就业者取值为1，以签订劳动合同代表正规就业，未签订劳动合同代表非正规就业。母亲受教育年限根据母亲学历按对应的学制转换而得。本文考察教育—工作匹配状况对劳动者收入和工作满意度的影响，回归模型中的被解释变量相应地分别设置为对数收入和工作满意度。本文的收入是指把所有工资、奖金、现金福利、实物补贴都计算在内并扣除个人所得税和“五险一金”后的年工作收入。CFPS 2014中有关工作满意度的问题选项有非常不满意、不太满意、一般、比较满意和非常满意五个，我们将前三种归并为不满意，后两种归并为满意，设置工作满意度为虚拟变量，取工作满意为1。

四 中国教育—工作匹配状况——基于众数自评法的测度

（一）总体测度结果

表1是基于众数自评法测度的教育—工作匹配状况。总体上看，中国过度教育、适度教育和教育不足的发生率分别为48.15%、30.28%、21.57%。适度教育者不足1/3，而过度教育者几乎近半，这表明中国劳动力市场的配置效率较低，过度教育问题相当突出。进一步分学历看，中国较高的过度教育发生率主要出现在高中及以上学历的人群中，这是高等教育规模扩展效应的体现。1999年开始的高校扩招，起始于大学本专

① 东部10省（直辖市）包括北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南；中部6省包括山西、安徽、江西、河南、湖北和湖南；西部12省（自治区、直辖市）包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆；东北3省包括辽宁、吉林和黑龙江。来自国家统计局网站，http://www.stats.gov.cn/tjsz/cjwjtj/201308/t20130829_74318.html。

科生扩招,这一方面会直接导致劳动力市场上受过大学教育的劳动力供给增加,引发大学生就业难和大学学历劳动力的过度教育问题,另一方面会间接推动研究生规模扩展和提升高中入学率,从而进一步引发高中学历和研究生学历劳动力的过度教育问题。从表 1 的结果看,研究生学历劳动力的过度教育发生率出奇得高,这固然与样本中的研究生人数较少有关系,但也反映了中国产业升级未能及时跟上研究生教育扩招步伐的现实。高中学历劳动力是一个特别值得关注的群体,从表 1 的结果看,高中学历劳动力的适度教育比例非常低,不足 10%,而过度教育的比例非常高,甚至比大学学历劳动力还要高,这折射出中国现行高中教育的窘境。中国学生在完成 9 年义务教育之后开始分流,除去直接进入劳动力市场的一部分学生外,其余学生一部分升入普通高中,另一部分则进入职业高中(包括中专、职高、技校等)。一方面,中国目前的优质教育资源主要投在了普通高中,但是普通高中却以升大学为主要目的,学生接受的是应试教育,得到训练的是考试技能,而非将来就业所需的工作技能;另一方面,以职业技能培训为主要目的的职业高中获得的教育资源少,不仅生源差,而且难以获得社会认同,教育质量普遍低下^①。这导致了目前中国高中阶段较高的过度教育比例。

表 1 基于众数自评法测度的教育—工作匹配状况

单位: %

分组		过度教育	适度教育	教育不足
总体		48.15	30.28	21.57
教育	高中以下	28.63	42.16	29.21
	高中	62.65	9.05	28.30
	大学	60.73	34.09	5.19
	研究生	97.98	1.81	0.21
性别	男	48.00	30.28	21.72
	女	48.37	30.28	21.34
地区	东部	48.50	29.19	22.30
	中部	46.77	32.21	21.03
	东北	49.05	31.23	19.72
	西部	48.54	29.36	22.11

^① Li et al. (2012) 使用双胞胎数据分学历估计教育回报率发现,中国普通高中教育的回报率几乎为零。

续表

分组		过度教育	适度教育	教育不足
产业类型	第二产业	49.45	30.11	20.44
	第三产业	43.85	31.52	24.63
职业	单位负责人	31.36	32.78	35.86
	专业技术人员	26.14	27.39	46.47
	办事人员	32.43	32.84	34.73
	生产和生活服务人员	56.59	29.70	13.71
	农林牧渔业生产人员	80.77	8.17	11.06
	生产制造人员	52.99	30.52	16.49
单位类型	私人部门	47.93	31.22	20.85
	公共部门	48.16	28.37	23.47
就业类型	非正规就业	49.24	29.95	20.81
	正规就业	46.81	30.54	22.65
单位规模	大型单位	52.60	28.40	19.00
	中型单位	43.30	33.59	23.11
	小型单位	46.65	30.74	22.62

资料来源：根据 CFPS 2014 年数据计算得到。

教育—工作匹配状况在不同性别之间没有明显差异，无论是过度教育、适度教育还是教育不足，男性和女性劳动力都十分接近。从地区比较看，东北的过度教育发生率最高，而教育不足发生率最低。这与近些年东北人才流失、人力资本存量下降的现实一致。从产业比较看，相对于第二产业，第三产业的过度教育发生率较低，而教育不足发生率较高。这与近些年服务业取得较快发展，产业结构加快转型的现实一致。分职业看，单位负责人、专业技术人员和办事人员的过度教育发生率低而教育不足发生率高，生产和生活服务人员、农林牧渔业生产人员和生产制造人员的过度教育发生率高而教育不足发生率低，尤其是专业技术人员和农林牧渔业生产人员之间形成了鲜明对照。这反映了当前加快产业转型升级的必要性和紧迫性。分单位类型看，公共部门从业人员的教育—工作匹配状况更差，无论是过度教育发生率还是教育不足发生率，都比私人部门高，这是公共部门劳动力市场缺乏竞争和流动性的体现。分就业类型看，非正规就业人员的过度教育发生率更高而教育不足发生率更低，这是因为非正规就业人员多从事简单的生产和服务劳动，工作所需技能要求低，加之他们没有签订劳动合同，经常处于就业和失业的边缘，就业竞争十分激烈。分单位规模看，相对于中小型单位，大型单位的过度教育发生率较高而教育不足发生率较低，这是由于大型单位员工数量多，管理监督成本更

高,企业更需要教育的信号功能(李锋亮等,2009;Chatterji et al.,2003)^①。

(二) 不同方法测度结果的比较

表2的最底行和最右列分别给出了使用众数法、自评法和众数自评法测度的中国教育—工作匹配状况。众数法测得的过度教育发生率为36%、适度教育发生率为37%、教育不足发生率为27%;自评法测得的过度教育发生率为28%、适度教育发生率为32%、教育不足发生率为40%;众数自评法测得的过度教育发生率为48%、适度教育发生率为30%、教育不足发生率为22%。可以看到,不同方法的测度结果有较大差异,众数法测得的过度教育发生率比教育不足发生率高9个百分点,而自评法测得的过度教育发生率却比教育不足发生率低12个百分点。自评法测得的三种匹配状况的发生率由大到小依次是教育不足、适度教育和过度教育,而众数自评法的测度结果排序则正好相反。

进一步,我们将样本按不同方法测度结果的匹配性进行分类并列在表2中。由于众数法基于个体实际受教育水平数据进行测度,而自评法和众数自评法都是基于个体自评的工作所需教育水平数据进行测度,所以我们将自评法和众数自评法分别与众数法的测度结果进行比较。从表2可以看到,只有44%的个体在自评法和众数法下保持了一致的分类(对角线上的部分),有8%的个体在自评法下是教育不足而在众数法下是过度教育,有4%的个体在自评法下是过度教育而在众数法下是教育不足;有71%的个体在众数自评法和众数法下保持了一致的分类,有2%的个体在众数自评法下是教育不足而在众数法下是过度教育,有3%的个体在众数自评法下是过度教育而在众数法下是教育不足。

从不同测度方法的测度结果的比较可以看到,不同方法的测度结果存在较大差异。一方面,主观的自评法和客观的众数法之间存在较大差异,这说明现有教育—工作匹配的测度方法存在着很大的测量误差,寻找更好的新测度方法和采取措施克服回归中教育—工作匹配变量测量误差带来的估计偏差显得尤为必要;另一方面,自评法和众数自评法的结果之间也存在较大差异,这说明不同劳动者对相同工作岗位的工作所需教育水平的主观评价存在较大差异,综合了不同个体评价的众数自评法具有合理性。

^① 本文根据国家统计局对工业行业企业规模大小的划分标准,将就业人数大于等于1000人的单位划分为大型单位,就业人数处于300~1000人的单位划分为中型单位,就业人数低于300人的单位划分为小型单位。

表 2 不同指标度量的教育—工作匹配状况的相关性

自评法(众数自评法) \ 众数法	过度教育	适度教育	教育不足	总计
过度教育	1618(3303) 15%(32%)	952(1379) 9%(13%)	385(364) 4%(3%)	2955(5046) 28%(48%)
适度教育	1220(200) 12%(2%)	1401(2301) 13%(22%)	751(672) 7%(6%)	3372(3173) 32%(30%)
教育不足	877(212) 8%(2%)	1581(254) 15%(2%)	1694(1794) 16%(17%)	4152(2260) 40%(22%)
总计	3715 36%	3934 37%	2830 27%	10479 100%

注：单元格中上半部分数字为自评法（众数自评法）与众数法度量的教育匹配状况的样本量，下半部分百分比为不同教育匹配状况的样本量与总样本量的比值，括号内为众数自评法的结果。由于百分比为四舍五入而得，所以部分行、列相加与总计会有微小出入。

资料来源：根据 CFPS 2014 年数据计算得到。

五 教育—工作匹配的影响效应

（一）教育—工作匹配对收入的影响

表 3 是教育—工作匹配对收入的影响效应的估计结果。将回归模型（1）中的变量 edu 设为实际受教育年限得到的回归结果如表 3 第（1）、（2）列所示。OLS 估计结果表明，教育收益率为 7.7%^①；与受教育水平相同的处于教育—工作匹配状态的劳动者相比，过度教育者的收入低 9.5% 且在统计上显著，教育不足者的收入高 6.7% 但在统计上不显著。虽然我们采用了主客观结合的众数自评法测度教育—工作匹配状况，但测量误差问题仍然难以避免，这会导致 OLS 估计结果有偏。所以，我们进一步以众数法作为众数自评法的工具变量进行估计。众数法和众数自评法是对同一概念的两种不同测度方式，两者显然是相关的，样本中两者的相关系数高达 0.7。针对过度教育和教育不足的第一阶段回归的 F 统计量分别为 544 和 477，这表明众数法和众数自评法是高度相关的，弱工具变量问题不存在。众数法和众数自评法的数据基础分别是劳动者的实际受教育年限和劳动者自评的工作所需教育年限，没有理由认为众数法的测度结

① 这里是根据表 3 中的回归系数和公式 $\% \Delta \hat{y} = 100 \cdot (e^{\beta} - 1)$ 计算出的精确百分比变化，下同。

果与众数自评法的测量误差之间有内在的相关性，因而众数法可以看作是众数自评法的一个好的工具变量。工具变量估计结果显示，与受教育水平相同的处于教育—工作匹配状态的劳动者相比，过度教育者的收入低 10.7%，教育不足者的收入高 18.1%，两者分别在 10% 和 5% 的统计显著性水平上显著。对比 OLS 估计结果，工具变量估计的教育—工作匹配状态变量系数（绝对值）更大，且教育不足变量由不显著变为显著^①。

从表 3 第（2）列其他解释变量的系数来看，受教育年限、工作经验、性别、地区、单位规模、单位类型、就业类型以及能力都对劳动者收入有显著影响。估计结果表明，教育回报率为 8.3%；收入随工作经验的增加而增加，但增加的速度递减；其他条件相同的情况下，女性收入比男性低 31.1%，东部地区比西部地区高 35.4%，单位人数增加 1% 会导致员工收入增加 2.8%，公共部门收入比私人部门低 8.1%，正规部门收入比非正规部门高 29.8%，母亲受教育年限增加 1 年会使得个体收入增加 1.5%。将第（2）列的 IV 估计结果和第（1）列的 OLS 估计结果进行对比会发现，采用 IV 估计后，除了教育—工作匹配状况变量的系数有较大变化外，其他控制变量的估计系数和标准误几乎没有太大变化。这表明教育—工作匹配状况的测量误差与影响个体收入的其他解释变量不相关，因而只对教育—工作匹配状况变量的估计产生影响。

将回归模型（1）中的变量 *edu* 设为工作所需教育年限得到的回归结果如表 3 第（3）、（4）列所示。OLS 估计结果表明，工作所需教育收益率为 4.8%；与相同工作岗位上处于教育—工作匹配状态的劳动者相比，过度教育者的收入高 15%，教育不足者的收入低 13.1%，两者在统计上均非常显著。我们同样以众数法作为众数自评法的工具变量进行估计。针对工作所需教育、过度教育和教育不足的第一阶段回归的 F 统计量分别为 1181、1154 和 582，这表明弱工具变量问题不存在。工具变量估计结果显示，与相同工作岗位上处于教育—工作匹配状态的劳动者相比，过度教育者的收入高 24.7% 且在统计上显著，教育不足者的收入低 5.4% 但在统计上并不显著。对比 OLS 估计结果，工具变量估计的过度教育变量系数变大，但教育不足变量系数绝对值变小并由显著变为不显著。

对比表 3 第（4）列的 IV 估计结果和第（3）列的 OLS 估计结果发现，除了工作所需教育、过度教育和教育不足三个内生解释变量外，其他控制变量的估计系数和标

① 这一结果是对前述经典变量测量误差假定合理性的一个验证。

准误在采用 IV 估计后并无大的变化。不仅如此，如果将表 3 全部 4 个回归模型进行对比就会进一步发现，无论是以实际完成教育还是以工作所需教育进行回归，无论是 OLS 估计还是 IV 估计，这些除内生解释变量外的控制变量的估计系数和标准误在所有这些回归模型中都几乎没有大的变化。这再次表明教育—工作匹配状况的测量误差与影响个体收入的其他解释变量不相关，从而只对教育—工作匹配状况变量的估计产生影响。

表 3 教育—工作匹配对收入的影响

自变量	实际完成教育		工作所需教育	
	OLS	IV	OLS	IV
	(1)	(2)	(3)	(4)
受教育年限	0.074 *** (0.007)	0.080 *** (0.008)	—	—
工作所需教育年限	—	—	0.047 *** (0.005)	0.054 *** (0.007)
过度教育	-0.100 *** (0.035)	-0.113 * (0.066)	0.140 *** (0.038)	0.221 *** (0.060)
教育不足	0.065 (0.041)	0.166 ** (0.068)	-0.140 *** (0.044)	-0.055 (0.065)
工作经验	0.052 *** (0.007)	0.052 *** (0.007)	0.042 *** (0.007)	0.044 *** (0.007)
工作经验的平方	-0.001 *** (0.000)	-0.001 *** (0.000)	-0.001 *** (0.000)	-0.001 *** (0.000)
女性	-0.373 *** (0.031)	-0.372 *** (0.031)	-0.373 *** (0.031)	-0.379 *** (0.032)
已婚	-0.001 (0.041)	-0.001 (0.041)	0.025 (0.041)	0.011 (0.042)
城市户口	-0.031 (0.038)	-0.035 (0.038)	0.021 (0.037)	0.006 (0.039)
东部	0.306 *** (0.045)	0.303 *** (0.044)	0.311 *** (0.046)	0.319 *** (0.046)
中部	0.056 (0.046)	0.053 (0.046)	0.067 (0.047)	0.065 (0.048)
东北	-0.033 (0.050)	-0.032 (0.050)	-0.012 (0.051)	0.004 (0.052)

续表

自变量	实际完成教育		工作所需教育	
	OLS	IV	OLS	IV
	(1)	(2)	(3)	(4)
单位人数的对数	0.028 *** (0.009)	0.028 *** (0.009)	0.028 *** (0.009)	0.027 *** (0.009)
公共部门	-0.080 ** (0.037)	-0.085 ** (0.037)	-0.078 ** (0.038)	-0.088 ** (0.038)
第二产业	0.021 (0.033)	0.029 (0.034)	0.022 (0.034)	0.034 (0.035)
正规部门	0.267 *** (0.037)	0.261 *** (0.037)	0.297 *** (0.037)	0.281 *** (0.038)
母亲受教育年限	0.016 ** (0.007)	0.015 ** (0.007)	0.018 *** (0.007)	0.020 *** (0.007)
常数项	8.529 *** (0.118)	8.447 *** (0.127)	8.835 *** (0.106)	8.707 *** (0.116)
样本量	2945	2945	2855	2794

注：括号内为异方差稳健标准误。

资料来源：根据 CFPS 2014 年数据计算得到。

(二) 教育—工作匹配对工作满意度的影响

由于工作满意度是一个二值变量，因此我们采用 Probit 模型考察教育—工作匹配状况对工作满意度的影响，相应地采用 IV-Probit 模型进行工具变量估计。表 4 是教育—工作匹配对工作满意度影响效应的估计结果。我们在表中列出了根据 Probit 模型和 IV-Probit 模型回归系数计算得到的平均边际效应和异方差稳健标准误。表 4 第 (1)、(2) 列是控制实际受教育年限得到的回归结果。第 (1) 列的 Probit 模型回归结果表明，与受教育水平相同且处于教育—工作匹配状态的劳动者相比，过度教育者的工作满意度低 8.8%，教育不足者的工作满意度高 11.3%，且两者均在统计上显著。由于教育—工作匹配的度量不可避免地存在着测度误差，这会导致 Probit 模型产生有偏估计，所以我们进一步采用 IV-Probit 模型进行工具变量估计^①。针对过度教育和教育不足的第一阶段回归的 F 统计量分别为 148 和 164，这表明弱工具变量问题不存在。工具变量估计结

① 虽然使用极大似然方法估计 IV-Probit 模型会更有效率，但是由于使用此方法对本文数据进行估计时难以收敛，所以我们采用两步法进行估计。

果显示，与受教育水平相同且处于教育—工作匹配状态的劳动者相比，过度教育者的工作满意度低 45.7%，教育不足者的工作满意度高 30.6%，且两者均在 1% 显著性水平上统计显著。与 Probit 模型估计结果对比，IV-Probit 模型估计的过度教育和教育不足变量的边际效应（绝对值）和标准误都更大。从表 4 第（2）列其他解释变量的边际效应来看，教育水平、工作经验、地区、单位类型、产业类型和就业类型都对劳动者的工作满意度有显著影响。估计结果表明，个体工作满意度随着教育水平和工作经验的增加而上升；其他条件相同的情况下，与西部地区相比，中部和东北地区劳动者的工作满意度显著更低；公共部门、第三产业和正规部门从业人员的工作满意度显著更高。

表 4 第（3）、（4）列是控制工作所需教育得到的回归结果。第（3）列的 Probit 模型回归结果表明，与相同工作岗位上处于教育—工作匹配状态的劳动者相比，过度教育者的工作满意度低 1.3% 但统计上并不显著，教育不足者的工作满意度高 6.5% 且在统计上显著。我们同样采用 IV-Probit 模型进行工具变量估计。针对工作所需教育、过度教育和教育不足的第一阶段回归的 F 统计量分别为 248、223 和 303，这表明弱工具变量问题不存在。工具变量估计结果显示，过度教育者和教育不足者的工作满意度与在相同工作岗位上处于教育—工作匹配状态的劳动者之间并无显著差异。从表 4 第（4）列其他解释变量的边际效应来看，工作所需教育水平、工作经验、地区和就业类型都对劳动者的工作满意度有显著影响。估计结果表明，在其他条件相同的情况下，个体工作满意度随着工作所需教育水平和工作经验的增加而上升；与西部地区相比，中部地区劳动者的工作满意度显著更低；相比非正规部门，正规部门从业人员的工作满意度显著更高。

对比表 4 第（2）、（4）列可以发现，在控制实际受教育年限的回归模型中，教育—工作匹配状态对工作满意度的影响十分显著，但在控制工作所需教育年限的回归模型中，教育—工作匹配状态对工作满意度却并无显著影响；控制变量中的单位类型和行业类型的影响效应也由显著变为不显著。这表明，劳动者的工作满意度主要由其工作岗位所决定，在控制了工作所需教育年限后，与工作岗位相关的其他变量对工作满意度的影响不再显著，相同工作岗位上的劳动者无论教育—工作匹配状况如何，其工作满意度也均无显著差异。在市场经济下，随着户籍、所有制等传统身份特征的逐渐瓦解，收入、教育、职业等逐渐成为个体社会地位的重要构成要素。劳动者的工作岗位传递了其个体技能、收入等社会地位方面的信息，从而对个体工作满意度产生影响。

表 4 教育—工作匹配状况对工作满意度的影响

自变量	实际完成教育		工作所需教育	
	Probit	IV-Probit	Probit	IV-Probit
	(1)	(2)	(3)	(4)
受教育年限	0.023 *** (0.004)	0.078 *** (0.012)	—	—
工作所需教育年限	—	—	0.014 *** (0.003)	0.073 *** (0.011)
过度教育	-0.088 *** (0.021)	-0.457 *** (0.103)	-0.013 (0.022)	-0.094 (0.092)
教育不足	0.113 *** (0.024)	0.306 *** (0.110)	0.065 ** (0.026)	0.031 (0.108)
工作经验	0.005 *** (0.001)	0.012 *** (0.003)	0.004 *** (0.001)	0.013 *** (0.003)
女性	0.006 (0.018)	0.009 (0.048)	-0.000 (0.018)	-0.031 (0.050)
已婚	-0.030 (0.022)	-0.070 (0.059)	-0.023 (0.022)	-0.071 (0.060)
城市户口	-0.025 (0.022)	-0.064 (0.058)	-0.010 (0.022)	-0.076 (0.060)
东部	-0.041 (0.026)	-0.109 (0.069)	-0.032 (0.026)	-0.107 (0.071)
中部	-0.058 ** (0.027)	-0.160 ** (0.073)	-0.051 * (0.028)	-0.151 ** (0.075)
东北	-0.056 * (0.029)	-0.142 * (0.078)	-0.047 (0.030)	-0.121 (0.080)
单位人数的对数	-0.000 (0.005)	0.000 (0.013)	-0.000 (0.005)	-0.004 (0.014)
公共部门	0.049 ** (0.021)	0.117 ** (0.056)	0.048 ** (0.021)	0.072 (0.059)
第二产业	-0.046 ** (0.020)	-0.098 ** (0.054)	-0.049 ** (0.020)	-0.081 (0.056)
正规部门	0.066 *** (0.021)	0.159 *** (0.056)	0.074 *** (0.021)	0.162 *** (0.057)
母亲受教育年限	0.005 (0.004)	0.013 (0.010)	0.005 (0.004)	0.017 (0.011)
样本量	3090	3090	2998	2934

注：表中第（1）、（3）列是根据 Probit 模型估计系数计算得到的平均边际效应，括号内为异方差稳健标准误；第（2）、（4）列是根据 IV-Probit 模型估计系数计算得到的平均边际效应，括号内为标准误。

资料来源：根据 CFPS 2014 年数据计算得到。

六 进一步讨论

（一）以众数自评法作为众数法的工具变量所进行的估计

为了考察前文所得结果的稳健性，我们反过来，以众数自评法作为众数法的工具变量重新对模型（1）进行了估计，结果如表5所示。估计结果表明，与受教育水平相同且处于教育—工作匹配状态的劳动者相比，过度教育者的收入低17.4%，教育不足者的收入高16%，两者分别在1%和5%的显著性水平上显著；与相同工作岗位上教育—工作匹配的劳动者相比，过度教育者的收入高14.7%，教育不足者的收入低20.1%，两者分别在5%和1%的显著性水平上显著。将表3的第（2）、（4）列分别与表5的第（1）、（2）列进行比较会发现，除了控制工作所需教育的回归模型中教育不足变量的显著性发生变化外，其他情形中，教育—工作匹配状态的收入效应估计保持了一致的方向和显著性，只是在影响效应大小上有所变化。

与受教育水平相同且处于教育—工作匹配状态的劳动者相比，过度教育者的工作满意度低42.9%，教育不足者的工作满意度高59.2%，两者均在1%的显著性水平上显著；与相同工作岗位上教育—工作匹配的劳动者相比，过度教育者和教育不足者的工作满意度均无显著差异。将表4的第（2）、（4）列分别与表5的第（3）、（4）列进行比较会发现，教育—工作匹配状态的工作满意度效应估计保持了一致的方向和显著性，只是在影响效应大小上有所变化。

可以发现，以众数自评法作为众数法的工具变量的估计结果与前文中以众数法作为众数自评法的工具变量的估计结果基本相同，这一定程度上反映了本文工具变量估计结果的稳健性。

表5 以众数自评法作为众数法的工具变量所进行的估计

自变量	对收入的影响		对工作满意度的影响	
	实际完成教育	工作所需教育	实际完成教育	工作所需教育
	(1)	(2)	(3)	(4)
受教育年限	0.088 *** (0.009)	—	0.101 *** (0.014)	—
工作所需教育年限	—	0.092 *** (0.010)	—	0.095 *** (0.016)
过度教育	-0.191 *** (0.068)	0.137 ** (0.060)	-0.429 *** (0.111)	-0.073 (0.093)

续表

自变量	对收入的影响		对工作满意度的影响	
	实际完成教育	工作所需教育	实际完成教育	工作所需教育
	(1)	(2)	(3)	(4)
教育不足	0.148 ** (0.066)	-0.224 *** (0.062)	0.592 *** (0.104)	0.143 (0.100)
其他解释变量	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量	2945	2794	3090	2934

注：表中第（1）、（2）列是 IV 估计系数，括号内为异方差稳健标准误；第（3）、（4）列是根据 IV-Probit 模型估计系数计算得到的平均边际效应，括号内为标准误；限于篇幅，表中只列出我们感兴趣的过度教育、教育不足、实际受教育年限和工作所需教育年限变量的估计结果。

资料来源：根据 CFPS 2014 年数据计算得到。

（二）教育—工作匹配状况对不同单位类型就业人员的影响效应

由于公共部门和私人部门在就业和工资的决定机制上有很大差异，所以我们将样本按单位类型分为私人部门子样本和公共部门子样本，然后分别针对这两个子样本对模型（1）进行估计，结果如表 6 所示。对比第（1）、（2）列可以看到，在控制实际受教育年限的回归模型中，教育—工作匹配的收入效应在私人部门和公共部门中表现有差别。在私人部门中，与受教育水平相同且处于教育—工作匹配状态的劳动者相比，过度教育者的收入显著更低，教育不足者的收入显著更高；但在公共部门中，教育—工作匹配状况对收入却没有显著影响。对比第（3）、（4）列可以看到，在控制工作所需教育年限的回归模型中，教育—工作匹配的收入效应在私人部门和公共部门中表现相同。无论是私人部门还是公共部门，与相同工作岗位上处于教育—工作匹配状态的劳动者相比，过度教育者的收入均显著更高，而与教育不足者相比收入则无显著差异。

对比第（5）、（6）列可以看到，在控制实际受教育年限的回归模型中，教育—工作匹配的工作满意度效应在私人部门和公共部门中表现出方向相同但大小有差异的特征。与受教育水平相同且处于教育—工作匹配状态的劳动者相比，无论是私人部门还是公共部门，过度教育者的工作满意度均显著更低，教育不足者的工作满意度均显著更高；但是，与私人部门相比，公共部门中的教育—工作匹配状况对工作满意度的影响效应更大。对比第（7）、（8）列可以看到，在控制工作所需教育年限的回归模型中，教育—工作匹配的工作满意度效应在私人部门和公共部门中表现相同。无论是私人部门还是公共部门，与相同工作岗位上处于教育—工作匹配状态的劳动者相比，过度教育者和教育不足者的工作满意度均无显著差异。

表 6 教育—工作匹配状况对不同单位类型就业人员的影响效应

自变量	对收入的影响				对工作满意度的影响			
	实际完成教育		工作所需教育		实际完成教育		工作所需教育	
	私人部门	公共部门	私人部门	公共部门	私人部门	公共部门	私人部门	公共部门
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
受教育年限	0.085 *** (0.011)	0.080 *** (0.013)	—	—	0.042 ***	—	— (0.015)	0.128 *** (0.021)
工作所需教育年限	—	—	0.060 *** (0.010)	0.052 *** (0.010)	—	—	0.058 *** (0.014)	0.087 *** (0.017)
过度教育	-0.169 ** (0.082)	-0.016 (0.108)	0.189 ** (0.077)	0.300 *** (0.094)	-0.275 ** (0.122)	-0.692 *** (0.184)	-0.070 (0.112)	-0.144 (0.161)
教育不足	0.217 *** (0.083)	0.144 (0.118)	-0.057 (0.078)	-0.018 (0.115)	0.230 * (0.132)	0.419 ** (0.206)	0.013 (0.129)	0.122 (0.205)
其他解释变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量	1910	1035	1813	981	2022	1068	1922	1012

注：表中第(1)~(4)列是IV估计系数，括号内为异方差稳健标准误；第(5)~(8)列是根据IV-Probit模型估计系数计算得到的平均边际效应，括号内为标准误；限于篇幅，表中只列出我们感兴趣的过度教育、教育不足、实际受教育年限和工作所需教育年限变量的估计结果。

资料来源：根据CFPS 2014年数据计算得到。

七 结论

本文结合主观的自我评价法和客观的众数法构建了一个众数自评法的新指标，并采用工具变量法纠正测量误差引致的内生性问题，对中国教育—工作匹配现状及其影响效应进行了研究，得出以下研究结论。

第一，现有的几种教育—工作匹配的测度方法各有优劣，不同方法的测度结果之间存在较大差异，测量误差在所难免。本文新提出的众数自评法结合了主观自我评价法和客观众数法两者的优势，能更为准确地反映真实的教育—工作匹配状况。基于众数自评法的测度结果表明，中国过度教育、适度教育和教育不足的发生率分别为48.15%、30.28%和21.57%，中国较高的过度教育发生率主要出现在高中及以上学历的人群中，这是高等教育规模扩展效应的体现。

第二，IV估计结果显示，与受教育水平相同的处于教育—工作匹配状态的劳动者相比，过度教育者的收入低10.7%，教育不足者的收入高18.1%，两者分别在10%和5%的统计显著性水平上显著；与相同工作岗位上处于教育—工作匹配状态的劳动者相

比,过度教育者的收入高24.7%在统计上显著,教育不足者的收入低5.4%但在统计上并不显著。这表明,劳动者收入由其人力资本和工作岗位共同决定,但以工作岗位为主。

第三,IV-Probit模型估计结果显示,与受教育水平相同且处于教育—工作匹配状态的劳动者相比,过度教育者的工作满意度低45.7%,教育不足者的工作满意度高30.6%,且两者均在1%显著性水平上显著。过度教育者和教育不足者的工作满意度与相同工作岗位上处于教育—工作匹配状态的劳动者之间并无显著差异。这表明,劳动者的工作岗位传递了其个体技能、收入等社会地位方面的信息,是决定劳动者工作满意度的主导性因素。

本文的研究表明,中国劳动力市场的配置效率较低,高等教育规模扩展导致的过度教育问题相当突出。工作岗位是决定中国劳动力市场中劳动者收入和工作满意度的主导性因素,加大产业结构转型和升级是解决结构性就业问题的根本出路。

参考文献:

- 范皜皜(2013),《高校毕业生的学历与岗位匹配——基于全国高校抽样调查数据的实证分析》,《教育与经济》第2期,第18-24页。
- 郝明松(2016),《教育匹配问题研究新进展》,《经济学动态》第6期,第120-131页。
- 李锋亮、岳昌君、侯龙龙(2009),《过度教育与教育的信号功能》,《经济学(季刊)》第2期,第569-582页。
- 李建民、陈洁(2017),《中国过度教育的测度——基于美国职业准入的教育标准》,《人口与经济》第5期,第34-44页。
- 罗润东、彭明明(2011),《当代西方过度教育问题研究进展》,《经济社会体制比较》第6期,第195-201页。
- 盛世明(2004),《过度教育测度方法的比较研究》,《比较教育研究》第3期,第22-26页。
- 孙志军(2001),《过度教育:西方的研究与经验》,《比较教育研究》第5期,第38-43页。
- 王广慧、耿菊徽(2016),《教育—工作匹配程度对高校毕业生就业满意度的影响》,

- 《高教探索》第3期，第123-128页。
- 王广慧、徐桂珍（2014），《教育—工作匹配程度对新生代农民工收入的影响》，《中国农村经济》第6期，第66-73页。
- 伍德里奇（2015），《计量经济学导论：现代观点（第5版）》，北京：中国人民大学出版社。
- 武向荣（2005），《过度教育的经验研究——基于对3家企业的调查》，《教育与经济》第2期，第4-8页。
- 邢春冰、李实（2011），《扩招“大跃进”、教育机会与大学毕业生就业》，《经济学（季刊）》第4期，第1187-1208页。
- 颜敏、王维国（2018），《教育错配对工资的惩罚效应——来自中国微观面板数据的证据》，《财经研究》第3期，第84-96页。
- 叶尔肯拜·苏琴、伍山林（2016），《农民工教育与工作匹配状态及收入效应》，《财经研究》第11期，第32-43页。
- 张冰冰、沈红（2016），《过度教育的收入效应》，《复旦教育论坛》第3期，第87-94页。
- Alba-Ramirez, Alfonso (1993). Mismatch in the Spanish Labor Market: Overeducation? *Journal of Human Resources*, 28 (2), 259-278.
- Badillo-Amador, Lourdes & Luis Vila (2013). Education and Skill Mismatches: Wage and Job Satisfaction Consequences. *International Journal of Manpower*, 34 (5), 416-428.
- Battu, Harminder, Clive Belfield & Peter Sloane (2000). How Well Can We Measure Graduate Over-Education and Its Effects? *National Institute Economic Review*, 171 (1), 82-93.
- Bauer, Thomas (2002). Educational Mismatch and Wages: A Panel Analysis. *Economics of Education Review*, 21 (3), 221-229.
- Boll, Christina, Julian Leppin & Klaus Schomann (2016). Who is Overeducated and Why? Probit and Dynamic Mixed Multinomial Logit Analyses of Vertical Mismatch in East and West Germany. *Education Economics*, 24 (6), 639-662.
- Buchel, Felix (2002). The Effects of Overeducation on Productivity in Germany-The Firms' Viewpoint. *Economics of Education Review*, 21 (3), 263-275.
- Chatterji, Monojit, Paul Seaman & Larry Singell Jr. (2003). A Test of the Signalling Hypothesis. *Oxford Economic Papers*, 55 (2), 191-215.

- Chevalier, Arnaud (2003). Measuring Over-education. *Economica*, 70 (279), 509 – 531.
- Dolton, Peter & Mary Silles (2003). The Determinants and Consequences of Graduate Overeducation. In Felix Büchel, Andries de Grip & Antje Mertens (eds.), *Overeducation in Europe: Current Issues in Theory and Policy*. Cheltenham: Edward Elgar, pp. 189 – 216.
- Dolton, Peter & Mary Silles (2008). The Effects of Over-education on Earnings in the Graduate Labour Market. *Economics of Education Review*, 27 (2), 125 – 139.
- Duncan, Greg & Saul Hoffman (1981). The Incidence and Wage Effects of Overeducation. *Economics of Education Review*, 1 (1), 75 – 86.
- Flisi, Sara, Valentina Goglio, Elena Meroni, Margarida Rodrigues & Esperanza Vera-Toscano (2017). Measuring Occupational Mismatch: Overeducation and Overskill in Europe—Evidence from PIAAC. *Social Indicators Research*, 131 (3), 1211 – 1249.
- Freeman, Richard (1976). *The Overeducated American*. New York: Academic Press.
- Galasi, Peter (2008). The Effect of Educational Mismatch on Wages for 25 Countries. *Budapest Working Papers on the Labour Market BWP*, No. 2008/8.
- Green, Francis & Steven McIntosh (2007). Is There a Genuine Under-utilization of Skills Amongst the Over-qualified? *Applied Economics*, 39 (4), 427 – 439.
- Hartog, Joop (2000). Over-education and Earnings: Where Are We, Where Should We Go? *Economics of Education Review*, 19 (2), 131 – 147.
- Hartog, Joop & Hessel Oosterbeek (1988). Education, Allocation and Earnings in the Netherlands: Overschooling? *Economics of Education Review*, 7 (2), 185 – 194.
- Hausman, Jerry (2001). Mismeasured Variables in Econometric Analysis: Problems from the Right and Problems from the Left. *Journal of Economic Perspectives*, 15 (4), 57 – 67.
- Kampelmann, Stephan & Francois Rycx (2012). The Impact of Educational Mismatch on Firm Productivity: Evidence from Linked Panel Data. *Economics of Education Review*, 31 (6), 918 – 931.
- Kiker, Bill, Maria Santos & M. Mendes de Oliveira (1997). Overeducation and undereducation: Evidence for Portugal. *Economics of Education Review*, 16 (2), 111 – 125.
- Kucel, Aleksander, Ivette Molina & Josep Raya (2016). Over-education and Its Opportunity Cost in Japan. *Asia Pacific Education Review*, 17 (2), 299 – 312.
- Leuven, Edwin & Hessel Oosterbeek (2011). Overeducation and Mismatch in the Labor

- Market. In Eric Hanushek, Stephen Machin & Ludger Woessmann (eds.), *Handbook of The Economics of Education*, Vol. 4. Amsterdam: Elsevier, pp. 283 – 326.
- Li, Hongbin, Pak Wai Liu & Junsen Zhang (2012). Estimating Returns to Education Using Twins in Urban China. *Journal of Development Economics*, 97 (2), 494 – 504.
- Lindley, Joanne & Steven McIntosh (2009). A Panel Data Analysis of the Incidence and Impact of Over-education. *Sheffield Economic Research Paper Series*, No. 2008009.
- McGuinness, Seamus (2003). Graduate Overeducation as a Sheepskin Effect: Evidence from Northern Ireland. *Applied Economics*, 35 (5), 597 – 608.
- McGuinness, Seamus (2006). Overeducation in the Labour Market. *Journal of Economic Surveys*, 20 (3), 387 – 418.
- Quintini, Glenda (2011). Over-Qualified or Under-Skilled. *OECD Social, Employment and Migration Working Papers*, No. 121.
- Robst, John (1994). Measurement Error and the Returns to Excess Schooling. *Applied Economics Letters*, 1 (9), 142 – 144.
- Rubb, Stephen (2003). Overeducation in the Labor Market: A Comment and Re-analysis of a Meta-analysis. *Economics of Education Review*, 22 (6), 621 – 629.
- Santos, Maria (1995). Education and Earnings Differentials in Portugal. Ph. D. diss., Porto University.
- Sicherman, Nachum (1991). “Overeducation” in the Labor Market. *Journal of Labor Economics*, 9 (2), 101 – 122.
- Sohn, Kitae (2010). The Role of Cognitive and Noncognitive Skills in Overeducation. *Journal of Labor Research*, 31 (2), 124 – 145.
- Tsai, Yuping (2010). Returns to Overeducation: A Longitudinal Analysis of the U. S. Labor Market. *Economics of Education Review*, 29 (4), 606 – 617.
- Verdugo, Richard & Naomi Verdugo (1989). The Impact of Surplus Schooling on Earnings: Some Additional Findings. *Journal of Human Resources*, 24 (4), 629 – 643.
- Verhaest, Dieter & Eddy Omeij (2006). Measuring the Incidence of Over-and Undereducation. *Quality & Quantity*, 40 (5), 783 – 803.
- Verhaest, Dieter & Eddy Omeij (2010). The Determinants of Overeducation: Different Measures, Different Outcomes? *International Journal of Manpower*, 31 (6), 608 – 625.
- Verhaest, Dieter & Eddy Omeij (2012). Overeducation, Undereducation and Earnings:

Further Evidence on the Importance of Ability and Measurement Error Bias. *Journal of Labor Research*, 33 (1), 76 – 90.

Verhaest, Dieter & Elsy Verhofstadt (2016). Overeducation and Job Satisfaction: The Role of Job Demands and Control. *International Journal of Manpower*, 37 (3), 456 – 473.

Vieira, Jose (2005). Skill Mismatches and Job Satisfaction. *Economics Letters*, 89 (1), 39 – 47.

Education-Job Matching in China and Its Effect

Peng Shuhong

(School of Public Finance & Public Administration,
Jiangxi University of Finance and Economics)

Abstract: This study creates a new index, the mode of self-assessment method, by combining the subjective self-assessment method and the objective mode method, to examine education-job matching in China. Using the instrumental variable method to correct the endogenous problems caused by measurement error, the study finds that the rates of over-education, required-education and under-education in China are 48.15 percent, 30.28 percent and 21.57 percent respectively. Estimates of instrumental variables show that, compared with workers at the same education level who are in an education-job matched status, the over-educated workers are 10.7 percent and 45.7 percent lower in income and job satisfaction respectively; and the under-educated workers are 18.1 percent and 30.6 percent higher in income and job satisfaction. Compared with workers in the same work position who are in an education-job matched situation, the over-educated workers have 24.7 percent higher income, and there are no significant differences with those under-educated workers in income and with the education-job mismatched workers in job satisfaction. The findings imply that China's labor market allocation efficiency is low, and the issue of over-education is quite noteworthy. As jobs predominantly affect income and satisfaction in China's labor market, facilitating the industrial transformation and upgrading industrial structure are the fundamental approaches to solve the problem of structural employment in China.

Keywords: education-job matching, over-education, under-education, job satisfaction, measurement error

JEL Classification: J24, I21, J31, J28

(责任编辑: 西 贝)