

◆李小瑛陈广汉¹

Xiao-ying Li Guang-han Chen

大学生非正规就业 ——无奈之举还是主动选择？

Informal Employment of College graduates in China: Last Resort or New Orientation?

摘 要：本文基于大学生非正规就业异质性的视角，采用 2008、2009 和 2010 的微观调查数据，考察影响大学生非正规就业和正规就业的决定因素及其收入差距。在考虑非正规就业内部的异质性之后，我们发现非正规就业中的自我雇佣者的收入较高，选择非正规自我雇佣是符合收入最大化的主动选择；而非正规就业的被雇佣者收入水平比类似的正规就业被雇佣者要低，选择非正规就业被雇佣更多是一种无奈之举。进一步通过对追踪样本进行分析发现，非正规就业被雇佣群体流向正规雇佣的概率较高，非正规就业自我雇佣除了接近一半维持非正规就业自我雇佣外，其余大部分也将流向正规就业，但非正规就业向正规就业的转移并不会对收入有显著提升效应，而向非正规自我雇佣的转化有提升月收入的效应。由此我们认为，大学生非正规就业与正规就业之间不存在显著的劳动力市场分割现象，大学生非正规自我雇佣体现了大学生收入最大化的主动选择。

关键词：大学生非正规就业收入差距

1作者简介：李小瑛，教育部人文社科重点研究基地、中山大学港澳珠江三角研究中心，港澳与内地合作发展协同创新中心，讲师。通讯地址：广州市新港西路 135 号中山大学文科楼 6 楼，邮编：510221。Email:li.xiaoyingcq@gmail.com。陈广汉，教育部人文社科重点研究基地、中山大学港澳珠江三角研究中心，港澳与内地合作发展协同创新中心，主任，教授。

基金项目：本文感谢国家自然科学基金青年科学基金项目（项目批准号：71303266）、国家社科基金“珠三角劳动力市场研究”（项目编号：12BJY044）、教育部人文社会科学重点研究基地、中山大学港澳珠江三角洲研究中心基地自设项目、中山大学港澳台研究中心、港澳与内地合作发展协同创新中心，以及中山大学青年教师培育项目的资助。

本文所使用的数据是中国农村-城市移民调查(RUMiC)。RUMiC 数据由德国劳动研究所(IZA)、澳大利亚 ARC/AusAid 和福特基金会共同资助，由 IZA 提供给作者使用。上述单位的帮助使本文得以完成。文责自负。

中图分类号: F063.1 文献标识码: A

Abstract: In this paper, based on the perspective of non-formal employment of college students, using the micro survey data in 2008,2009,2010,we study the desicion factors that influent College Students' informal employment and informal employment and their income gap. After considering the heterogeneity of informal employment, we find that the income of non formal employment is higher, the choice of informal self employment is the initiative choice to meet the maximum income, while the informal employment income level is lower than similar formal employment. Through the analysis of the tracking sample, the rate of the informal employment is employed in the formal employment is higher, and the majority of the informal employment is regular employment, but the transfer of informal employment is not significant. From this we believe that there is no significant labor market segmentation phenomenon between College Students' informal employment and informal employment. The university students' informal self employment reflects the initiative choice of College Students' income maximization.

Key words: College graduates; Informal Employment; Income gap

一、前言

2007 年世界银行公布的《世界发展报告》中指出,青年已占全世界失业大军的一半,大学毕业生就业难、青年失业已成为全球性问题(World Bank, 2007)。在全球仍处于金融危机艰难复苏的背景下,从发达国家到发展中国家,失业在年轻人中蔓延的现象仍十分普遍²。英国《经济学家》杂志用“这是失业的一代”,表达了对当前青年就业的担忧³。国际劳工组织 2013《全球青年失业趋势》报告称全球 12 亿青年人中,失业人数高达 7500 万人,失业率为 12.6%,接近金融危机时期的最高失业率(ILO, 2013)⁴。

就我国来看,至 1999 年我国高校扩招政策实施以来,我国高等教育已经从精英阶段跨越到大众化阶段,高校毕业生的数量急剧增加。根据教育部公布的资料,从 2000 年至 2014 年,我国普通高校毕业生的人数从 107 万增到 727 万⁵。与此同时,正规部门新增就业岗位大幅度减少,大学生面临巨大的就业压力。《大学生就业报告 2013》的数据显示,在毕业半年后仍旧失业的大学生比例约占 10%,这一比例在 2008 金融危机发生的时候最高,此后有所下降(如图 1)。

² <http://news.sina.com.cn/w/2013-06-02/033727287608.shtml>

³ <http://www.economist.com/blogs/freeexchange/2013/05/global-youth-unemployment>

⁴ http://ilo.org/wcmsp5/groups/public/---dgreports/---dcomm/documents/publication/wcms_212899.pdf

⁵ 2014 年高校毕业生人数创历史新高, <http://www.eol.cn/html/c/2014gxbys/>。

全国普通高校毕业生将达 699 万人,为历年来最多,就业形势严峻。

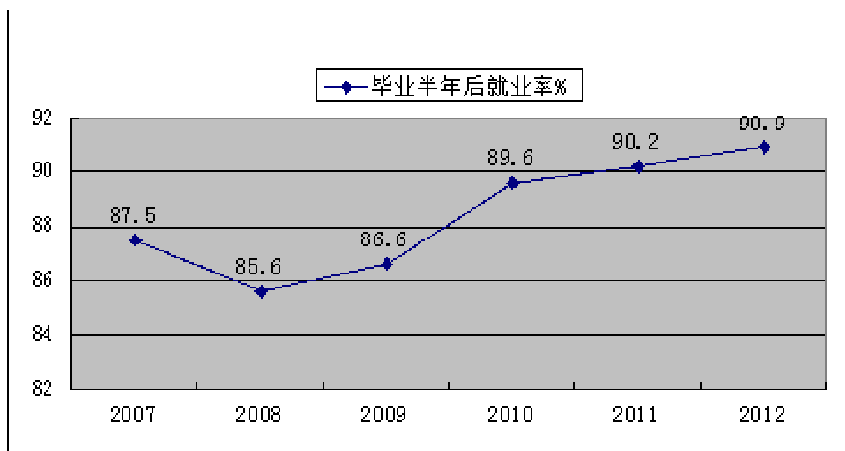


图 1 大学毕业半年后的就业率

数据来源：《大学生就业报告 2013》，麦克斯公司。

与大学生供给增加，失业率上升相伴随的另一现象是我国正规就业渠道的收紧和非正规就业比重的上升（蔡昉，吴要武，2006；樊纲，赵黎，2006；Chen and Hamori, 2011）。

中国劳动力市场非正规就业的出现存在其必然性。劳动力市场的发育一方面带来新的就业机会，另一方面也摧毁了部分传统的就业机会，导致就业安全性下降，灵活性上升，就业不稳定与市场非正规化成为劳动力市场的重要特点。在劳动力供过于求的基本态势下，新兴部门执行低于传统部门的工资水平雇用劳动者，传统部门通常执行高于市场竞争水平的工资。面对新兴部门的竞争，传统部门有按照市场工资水平雇用劳动者的激励，从而在正规部门内部出现了一批没有享受正规部门应有待遇的工人，他们的岗位特征和非正规部门的劳动者相似。在新兴部门就业的劳动者和传统部门内不享有制度性工资与相关福利的劳动者是非正规就业者的主体。⁶其中，国有企业改制被分离出来的大量劳动者，很可能进入非正规就业岗位（蔡昉，王美艳，2004）。此外，大量从农村进入城市的打工者成为非正规就业者的又一重要组成部分（胡凤霞和姚先国，2011；万向东，2008）。

大量的研究尝试考察我国非正规就业的规模。郭悦（2002）根据下岗职工数量及其再就业比例、农民工数量及从事灵活就业的可能性，推测 2001 年的非正规就业规模在 6000 万-7000 万之间。朱玲（2006）利用非正规部门人员与从业人员来源相结合的方法，推算 1997-2004 年的非正规就业规模，认为非正规就业总量从 5000 万上升到 13000 万左右。这些大多是利用汇总数据而不是抽样调查推算出来的，由于缺少微观数据，学者对非正规就业的测量较为不一致。胡鞍钢，赵黎（2006）利用 1990-2004 年的宏观时序数据，发现城镇非正规就业呈现高增长，超过城镇就业增长率。非正规就业对城镇新增就业贡献最大，一定程度上抵消了传统正规部门摧毁的就业岗位，就业结构呈现非正规化。蔡昉，吴要武（2006）利用 66 个城市大规模就业与社会保障抽样调查对非正规就业进行了估测，2002 年我国城镇非正规就业者的规模，依据不同的口径介于 42%到 48%之间，约 6551

⁶（蔡昉，吴要武，2006）《中国城镇非正规就业规模与特征》

万人到 7512 万人之间。但是这 66 个城市抽样调查主要针对本地居民,基本上排除了农民工群体,若农民工从事非正规就业的比例远远大于城市本地劳动者,那么根据城镇本地人口推断出的非正规就业还存在低估,但即使这一低估的数值也是非常庞大的。吴要武和蔡昉(2006)还发现,传统部门的非正规就业者约占该部门就业总量的 23.4%,新兴部门内非正规就业者的比例超过 85%,初次进入劳动力市场的求职者进入非正规就业岗位的比例达到 77%。同时,他们发现中国人口的受教育特征为年龄越小受教育程度越高,但是 24 岁以下群体反而有更高的非正规就业比例,说明近年来新增就业机会主要是非正规就业岗位。

随着正规就业渠道收紧和就业需求的持续上升,非正规就业逐渐成为大学生就业的重要渠道。2014 年,教育部和国务院办公厅先后发布《关于做好 2014 年全国普通高等学校毕业生就业创业工作的通知》,其方式类似于促进社会 and 大学生自身通过非正规就业途径解决大学生就业难问题。一方面,通过补贴和提供小额贷款等方式,鼓励小型微型企业吸纳高校毕业生就业,具体包括“对小型微型企业新招用毕业年度高校毕业生,签订 1 年以上劳动合同并按时足额缴纳社会保险费的,给予 1 年的社会保险补贴,政策执行期限截至 2015 年年底。科技型小型微型企业招收毕业年度高校毕业生达到一定比例的,可申请最高不超过 200 万元的小额担保贷款,并享受财政贴息。对小型微型企业新招用高校毕业生按规定开展岗前培训的,各地要根据当地物价水平,适当提高培训费补贴标准。”另一方面,实施大学生创业引领计划。具体包括“拓宽高校毕业生创办企业出资方式,简化工商注册登记手续。鼓励各地充分利用现有资源建设大学生创业园、创业孵化基地和小企业创业基地,为高校毕业生提供创业经营场所支持。对高校毕业生创办的小型微型企业,按规定落实好减半征收企业所得税、月销售额不超过 2 万元的暂免征收增值税和营业税等税收优惠政策。对从事个体经营的高校毕业生和毕业年度内的高校毕业生,按规定享受相关税收优惠政策。留学回国的高校毕业生自主创业,符合条件的,可享受现行高校毕业生创业扶持政策。在电子商务网络平台开办‘网店’的高校毕业生,可享受小额担保贷款和贴息政策。”⁷

与一般的非正规就业者相比,大学生非正规就业群体的异质性更强,他们中既包含被动选择非正规就业的低技能者,也包含主动选择创业等非正规就业形式的高技能者(刘江,陈鹏,2004;康远志,2008;刘江和陈鹏,2009)。已有研究对于非正规就业的研究主要建立在劳动力市场分割理论基础上,并通过对正规就业者和非正规就业者的均值分解来验证两者之间存在由歧视等因素造成的收入差距(Tansel, 2000; Gong and Wan Soest, 2002; Pratap and Quintin, 2006; Chen and Hamori, 2011; 吴要武, 2009; 屈小博, 2012),但此种理论假设下的研究忽略了非正规就业者内部的异质性问题(Gunther 和 Launov, 2011; Fields, 2005; Maloney, 2004)。

本文放弃非正规就业一定是被迫选择的假设前提,利用微观调研数据识别出大学生非正规就业者内部的异质性,在此基础上对大学生非正规就业内部的构成,大学生人力资本在不同部门中的回

⁷ 《国务院办公厅关于做好 2014 年全国普通高等学校毕业生就业创业工作的通知》,
http://www.gov.cn/zhengce/content/2014-05/13/content_8802.htm

报率差异,以及不同部门大学生收入差异的影响因素进行分析。深入研究以上问题对于大学生就业及其发展,以及政策制定者完善大学生非正规就业的政策措施有着十分重要的现实意义。

后文的安排如下:第二部分是文献回顾;第三部分介绍实证研究策略;第四部分介绍使用的数据并做数据的描述统计;第五部分是实证分析;第六部分是结论。

二、文献回顾

从全球范围看,非正规就业(Informal Employment)比重都不断提高(卡则斯,2005)。从70年代开始,非正规就业为发展中国家的劳动力提供了重要的就业机会,非正规就业的发展吸引了学者对这一问题的广泛研究(Livingstone, 1971; Hart, 1973; Fields, 1975)。最近几十年里,发展中国家经非正规就业的比重不断上升,几乎所有发展中国家的非正规就业比重都超过了50%(Chen and Hamori, 2011),非正规就业成为最重要的就业方式。

根据国际劳工组织(ILO)2003年的定义,非正规就业包括所有没有被现存法律认可、规范和保护的自我经营和工资雇佣,同时也包括在以盈利为目的的企业里的没有薪酬的工作。从企业特征和岗位特征两个维度可进行如下的分类:(1)非正规部门企业里的非正规雇佣;(2)非正规部门里面的正规雇佣;(3)正规部门的非正规雇佣。

针对非正规就业有两种不同的观点。基于分割市场假说,观点一认为非正规就业是个人避免非自愿失业的被迫选择;基于比较优势假说,观点二认为非正规就业是个人基于效用最大化或收入最大化进行的理性选择。

一个重要的问题是:我们观察到的正规部门与非正规部门之间的收入差别是市场分割的结果,还是劳动力市场竞争的体现。或者说,我们要弄明白非正规就业是个体出于自身效应最大化的主动选择,还是由于进入正规就业部门存在门槛,使得个体被迫进入非正规就业部门。两种解释意味着不同的政策含义,若是由于分割或进入正规部门存在障碍导致个体进入非正规就业,大量贫困的非正规就业者贫困的根源是因为被迫进入了低收入的非正规就业部门,则政府的政策应该旨在降低劳动力市场分割以及进入正规就业的障碍,减少市场流动性障碍。若个体之所以进入非正规就业部门是基于本身禀赋的理性选择,那么政府的政策应该考虑如何完善非正规就业的相关政策,让非正规就业者能够实现在非正规就业下的预期收入与增长。

传统的二元劳动力市场理论认为,正规部门的工资往往高于市场出清的水平(Harris and Todaro, 1970; Fields, 1990; Stiglitz, 1976),在非正规部门就业的工人的工资水平比相似工人的工资水平要低,如果正规部门没有进入障碍,非正规就业者会选择进入正规部门就业。已有的研究在分析劳动力市场分割时,更多的强调劳动力市场存在两个部门,两个部门的工资决定方程存在显著差(Dickens and Lang, 1985; Heckman and Hotz, 1986; Rosenzweig, 1988; Magnac, 1991; Pratap and Quintin, 2006)。有一系列的经验研究证实了正规就业和非正规就业工人之间工资和待遇的差距(Tansel, 2000; Gong

and Wan Soest, 2002; Pratap and Quintin, 2006; Chen and Hamori, 2011)。学者利用微观数据对我国非正规就业与正规就业的收入差距进行分解,结果发现正规与非正规就业者的收入差距主要源于人力资本特征的差异,非市场的因素解释的比重较小(常进雄,王枫丹,2010;屈小博,2011;常进雄,2003)。

非正规就业也可能是个体在可以选择正规就业时的主动选择(Rosenzweig, 1988; Maloney, 2004)。主动选择非正规就业的原因主要源于两个方面:第一,基于自身的比较优势,在非正规部门就业的收入水平更高(Gindling, 1991; Maloney, 1999, 2004);第二,基于自身的偏好,非正规就业的非工资因素带来的效用更高(Maloney, 2004)。已有一些文献尝试验证关于非正规就业的两种不同的观点(Dickens and Lang, 1985; Heckman and Hotz, 1986; Rosenzweig, 1988; Magnac, 1991; Gindling, 1991; Pratap and Quintin, 2006),其中有部分研究发现了支持比较优势观点的证据(Magnac, 1991; Gindling, 1991; Pratap and Quintin, 2006)。

但是这些研究都先验的假定非正规就业具有同质性,这一假定在近年来也受到学者的批判。Fields (2005)提出,非正规部门中可能存在异质性很强的两个群体,即上层(upper tier)非正规就业者和下层(lower tier)非正规就业者。前者为自愿进入非正规就业,对他们而言,进入非正规就业比进入正规就业更有利;后者是无力进入正规就业部门而被迫选择非正规就业的群体。Maloney (2004)的研究也支持了这种非正规就业者存在异质性的观点。对于非正规就业异质性的问题,相应的经验研究还十分缺乏,这主要是源于利用现有的调研数据往往难以判断非正规就业内部个体的异质性,以及其选择非正规就业的动机。仅有的文献包括 Cunningham and Maloney (2001)和 Gunther(2011)。Cunningham and Maloney (2001)从企业的角度出发,将非正规企业划分为上层和下层两种类型进行分析。Gunther(2011)构建有限混合回归模型区分出非正规就业者内部的异质性,并利用该模型对科特迪瓦的非正规就业情况进行了深入分析,利用模型识别出了非正规就业内部上层非正规就业和下层非正规就业的真实规模和劳动力市场自由流动状况下的理想规模。

Paulson and Townsend (2005)的研究发现,从事创业活动的非正规就业者与普通非正规就业者之间存在很强的异质性。Gunther 和 Launov (2011)采用计量模型考虑非正规就业内部可能的异质性问题,并对科特迪瓦的非正规就业问题进行了研究。

有文献考察了不同教育层次的群体非正规就业的影响,Gong 和 Wan Soest(2002)的研究发现,低教育水平的工人正规和非正规就业的工资差距较小,这种差距随着教育水平的提高而显著上升,这体现出了非正规就业对受教育程度较高的群体的惩罚。针对大学生非正规就业的规模,到目前为止还没有一个全国范围的可靠估计,但现有研究从局部地区及其分布角度对这一问题进行了探讨。康远志(2008)认为,大学生非正规就业主要集中在大城市和东部沿海地区,如上海、广东、浙江、福建等地,大学生非正规就业率较高,并且以“主动创造型”非正规就业为主;西部等偏远地区经济结构调整相对较慢,大学生外流严重,大学生非正规就业率较低。广东地区的调研数据显示,2007

年选择灵活非正规就业的本专科生达 12.4 万人，超过就业毕业生总数的 55%（谢小华，2011）。

刘江，陈鹏（2004）发现大学生在进入非正规就业的原因、人力资本高低和非正规就业层次、流动能力和流动方式，以及获取社会资本的难易程度方面都表现出了较强的异质性。一部分进入非正规部门是无奈之举，一部分是为了获得相对宽松的工作环境或获取工作经验，还有部分期望成为自由职业者或者自我雇佣者，后两种属于主动选择非正规就业者。同时，研究还发现由于大学生的教育程度比较高，即使进入非正规就业部门也往往获得待遇相对较好的工作（康远志，2008）。豆小红，黄飞飞（2011）的研究发现大学生非正规就业的流动能力较强，“可进可退”是大学毕业生非正规就业的一个突出特点。由于数据所限，现有文献对大学生非正规就业异质性的研究还停留在观测总结归纳层面，仅有的一些研究也因为使用的数据量太小和抽样缺少代表性而难以提供可信的经验证据，本课题的研究将尝试弥补这一不足。

纵观国内外的相关研究，越来越多的学者已经认识到非正规就业和青年就业问题将对劳动力市场带来前所未有的影响，但是对大学生非正规就业系统性的深入研究还非常缺乏。同时，现有研究主要利用正规、非正规就业的二分法考察非正规就业对收入的影响，忽略了大学生非正规就业者内部较强的异质性问题，让我们难以合理全面评价非正规就业对于大学生的发展产生何种影响。本研究希望在以上领域弥补现有文献的不足。

三、数据和描述性统计

本文使用的数据来自于澳大利亚国立大学与北京师范大学、以及国家统计局合作开展的“中国农村—城市移民调查”（Rural-Urban Migration in China Project, RUMiC）2008、2009 和 2010 年的数据。调查问卷广泛涵盖了有关个人及其就业方面的信息，包括性别、年龄、教育水平、就业情况、就业单位、收入等，本文仅适用城镇样本的信息。根据我国有关法定劳动年龄的规定，保留年龄（age）在 16-60 岁之间的劳动年龄人口。在此基础上，保留受教育程度在大专及以上的样本⁸。根据行业信息（indu）剔除农、林、牧、渔行业，保留城市劳动力市场的就业样本。同时，根据 2007 年底状况与身份（Status）剔除离退休再就业人员、离退休人员、丧失劳动能力、在校学生/学龄前儿童等类型、保留从事工资性工作、务农或自我经营者、家务劳动者、失业人员和待分配/待升学人员/辍学生，并根据 2007 年底状况与身份(Status)将保留的样本划分为失业和就业两大类(employ)，其中就业群体包含从事工资性工作、务农或自我经营者，失业群体包含失业人员和待分配/待升学人员/辍学生。经过处理分别得到 2008、2009 和 2010 年的数据样本为 2904、3080 和 2029 个，其中同时具有三年追踪信息的大学毕业生样本共有 914 人。

根据 1993 年和 2003 年国际劳工组织会议的定义，将劳动者的单位特征和个人特征结合起来，

⁸劳动年龄人口一般指法律规定的成年人口减去法定退休年龄的人口以后的人口总数。我国规定男子 16~60 周岁，女子为 16~55 周岁，这部分人口被视为劳动年龄人口。

把劳动者区分为正规就业者与非正规就业者（Russmanns, 2004）。在兼顾中国劳动力市场的特点和数据信息的可获得性的基础上，本文利用两条标准来判断正规就业和非正规就业：（1）在规模小于 10 人的企业工作，无论是自我雇佣者、合伙人还是帮工，均属于非正规就业类型；（2）无论在什么类型的企业工作，个人与雇主之间没有签订书面劳动合同的，均属于非正规就业类型。就业群体则可以分为正规就业者和非正规就业者两类。

表 1 是将三年的数据对垒后进行描述性统计所得到的结果。总体来看，在我们所关注的参与劳动力市场的有大专以上学历的人口，失业率为 2.81%，非正规就业的比重为 12.17%，正规就业者为 85.01%。

被解释变量为收入，包括工资性工作者的工资、奖金、津贴和实物折现，和自我经营者的净收入。在分析过程中，我们既考查月收入，也考查小时收入，以研究收入差异是否由于工作强度的差异所导致。平均而言，正规就业的月收入显著高于非正规就业的月收入，小时工资也类似，与此同时非正规就业者的周工作时长平均要比正规就业者要短。

性别、年龄对于就业状态可产生影响。失业和非正规就业群体中，女性的比例高于男性；失业群体的平均年龄明显较低，平均仅为 27.67 岁，远远低于正规和非正规就业群体的平均年龄。

正规就业中本科以上学历相对较高，非正规就业和失业者的教育结构并没有显著的差异。正规就业者中有一个小孩的比例较高，失业者中没有小孩的比例最高。

将正规和非正规就业者进一步细分为自我雇佣和被雇佣两种类型，正规就业中自我雇佣比例仅为 1.2%，非正规雇佣中自我雇佣的比例显著较高，为 19.9%。

将从事的职业分为五类：管理和专业职位（国家机关党群组织、企事业单位负责人，专业技术人员）；常规生产类（生产、运输设备操作人员及有关人员）；常规文员类（办事人员和有关人员）；服务类（商业、服务业人员）；其他（不便分类的其他从业人员）。正规就业中管理和专业职位的比例比非正规就业高 22.3%，而非正规就业中服务类职位的比例较高。

从不同的部门来看，正规就业者在公共部门和国内私营部门的比例均较高，而非正规就业在国有和集体所有的部门比例相对较高。

表 1 描述性统计

	正规就业	非正规就业	失业	总体	
连续变量				最小值	最大值
月收入	3291.581	2277.290	-	0	80000
小时收入	23.119	17.052	-	0	3750
工作小时数	40.884	43.971	-	0	168
性别	0.430	0.507	0.642	0	1
年龄	36.730	36.030	27.690	19	65
虚拟变量					

大专	0.541	0.700	0.629	0	1
本科	0.404	0.275	0.306	0	1
研究生及以上	0.055	0.026	0.065	0	1
自我雇佣	0.012	0.199	-	0	1
管理和专业职位	0.487	0.264	-	0	1
常规生产型职位	0.052	0.036	-	0	1
常规文员职位	0.297	0.302	-	0	1
服务业职位	0.105	0.278	-	0	1
其他职位	0.041	0.110	-	0	1
公共部门	0.428	0.218	-	0	1
国有和集体所有部门	0.217	0.581	-	0	1
国内私营企业部门	0.268	0.102	-	0	1
外资企业部门	0.065	0.038	-	0	1
其他部门	0.022	0.061	-	0	1
观测值数量	7009	1004	232	8245	
(比值)	(85.01%)	(12.17%)	(2.81%)	(100%)	

四、谁更可能非正规就业

本部分采用堆垒样本,分析那些大专以上学历的个体哪些更可能失业,哪些更可能非正规就业。第一列的 logit 回归中因变量取 1 代表失业,取 0 代表就业;第二列的 logit 回归中因变量取 1 代表非正规就业,取 0 代表正规就业。

影响因素中性别、年龄、教育水平和子女数都对个体的就业状态有显著影响。女性个体失业的概率相较男性较高,同时在就业的群体中,女性个体非正规就业的概率高于男性。年龄对于失业有显著影响,年轻人失业的概率较高,但年龄对于正规和非正规就业的影响并不显著。

相对于大专学历的个体,本科毕业的失业概率较低,本科及以上学历者相对于大专毕业生而言非正规就业的比例较低。

子女数目对就业状态的影响是显著的,仅生育一个子女并不会显著影响个体的就业状态,但生育两个及以上的子女将提高个体失业的概率,同时提高个体非正规就业的概率。

表 2 失业和非正规就业的 Logit 回归

	(1)	(2)
变量	失业虚拟变量	非正规就业虚拟变量
女性	0.571*** (0.143)	0.273*** (0.0696)
年龄	-0.174*** (0.0132)	-0.00886** (0.00395)

受教育年限	-0.130*** (0.0328)	-0.0539*** (0.0162)
2008 年	0.121 (0.167)	-0.158** (0.0778)
2009 年	0.302* (0.173)	-0.254*** (0.0903)
常数	3.376*** (0.654)	-0.840*** (0.315)
观测值	8,092	7,864

注：回归的参照组为：男性、2007 年。括号内是标准误，*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

五、非正规就业-无奈之举还是主动选择？

非正规就业对大学生而言意味着什么？有观点认为大量的非正规就业者是自愿的，给定个体的禀赋特征，个体将选择最大化预期收益的就业类型(Magnac, 1991; Gindling, 1991; Pratap and Quintin, 2006)。但也有观点认为非正规就业与正规就业之间存在着劳动力市场分割带来的收入差距(Tansel, 2000; Gong and Wan Soest, 2002; Pratap and Quintin, 2006; Chen and Hamori, 2011; Qu and Chang, 2003)。

首先，我们采用最小二乘法考察正规和非正规就业的收入差距。因变量包括月收入对数、小时收入对数和周工作小时对数。设定一种控制了就业类型、性别、学历、工作经历、工作任期和年份的虚拟变量；设定二在设定一的基础上进一步控制了职业类型和部门类型。

表 3 显示了简单的 OLS 回归结果。无论是否控制职业和部门固定效应，非正规就业个体的月工资都比正规就业的个体低约 40%。但是，如果考虑非正规就业的异质性，我们发现非正规自我雇佣的收入则不比正规就业者低，这说明非正规就业中自我雇佣者的月收入明显高于非正规被雇佣者。在考察小时工资对数时，所得结果类似。从工作时长来看，正规就业和非正规就业者之间的周工作时长没有显著差异，但非正规自我雇佣的工作时长比其他个体的工作时长多出 18%-21%。

正规就业女性的月收入比男性低约 20%，但在非正规就业中性别工资差距有缩小趋势。考察月收入对数发现，非正规就业中性别工资差距基本消除。从工作时间来看，女性的工作时间比男性仅仅少约 2%，但带来的收入的下降却接近 20%。而非正规就业的女性，其工作时间比男性短，但其小时收入却并不低。

教育无论是对月收入还是小时收入均有正向作用，但一般的工作经历对收入的影响并不显著，而只有当前这份工作的期限会对月收入或小时收入产生显著的正影响，在具体的工作中工作期限每增加一年可以带来的收入上升约百分之一。

2009 年经济复苏以后，工人的工作收入显著提升，工作时间却明显减少。

表 3 月收入、小时收入和周工作小时的影响因素：OLS 回归

变量	月收入对数		小时收入对数		周工作小时对数	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
非正规就业	-0.431*** (0.0351)	-0.404*** (0.0354)	-0.439*** (0.0385)	-0.408*** (0.0387)	0.00619 (0.0172)	0.00210 (0.0170)
非正规*自我雇佣	0.460*** (0.0544)	0.491*** (0.0550)	0.237*** (0.0595)	0.299*** (0.0601)	0.210*** (0.0261)	0.179*** (0.0259)
女性	-0.209*** (0.0165)	-0.203*** (0.0165)	-0.187*** (0.0181)	-0.185*** (0.0181)	-0.0227*** (0.00807)	-0.0193*** (0.00792)
女性* 非正规就业额	0.0827* (0.0456)	0.105** (0.0454)	0.161*** (0.0500)	0.177*** (0.0497)	-0.0682*** (0.0223)	-0.0631*** (0.0217)
本科学历	0.234*** (0.0160)	0.200*** (0.0162)	0.260*** (0.0175)	0.220*** (0.0177)	-0.0286*** (0.00781)	-0.0193*** (0.00775)
研究生以上学历	0.440*** (0.0354)	0.401*** (0.0357)	0.491*** (0.0388)	0.442*** (0.0390)	-0.0643*** (0.0173)	-0.0541*** (0.0171)
工作经验 (年)	0.000128 (0.00107)	0.000416 (0.00107)	0.00176 (0.00117)	0.00183 (0.00117)	-0.00141*** (0.000522)	-0.00123** (0.000511)
工作年限 (年)	0.0101*** (0.00116)	0.00984*** (0.00118)	0.00989*** (0.00126)	0.00922*** (0.00129)	0.000288 (0.000565)	0.000711 (0.000566)
2008.年	0.0670*** (0.0170)	0.0778*** (0.0169)	0.0715*** (0.0186)	0.0853*** (0.0185)	-0.00651 (0.00836)	-0.00999 (0.00813)
2009.年	0.191*** (0.0201)	0.205*** (0.0203)	0.229*** (0.0220)	0.248*** (0.0222)	-0.0456*** (0.00976)	-0.0469*** (0.00967)
常数	7.666*** (0.0223)	7.524*** (0.0372)	2.528*** (0.0244)	2.365*** (0.0406)	3.751*** (0.0109)	3.775*** (0.0178)
职业和部门的固定效应	no	yes	no	yes	no	yes
观测值	7,182	7,113	7,163	7,095	7,252	7,175
R2	0.145	0.169	0.129	0.153	0.020	0.028

注：括号内是标准误，*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。

从回归结果看，非正规就业内部存在明显的异质性，其中非正规自雇者的收入较高，而非正规被雇佣者收入较低。

为了进一步分析正规就业与非正规就业者之间的收入差异是劳动力市场分割的结果，还是个体收入最大化产生的影响，我们将非正规就业者划分为自我雇佣和被雇佣两组，采用倾向值匹配方法分析非正规就业的差异性对个体收入差异的影响。

Rosenbaum&Rubin (1983) 最早通过倾向值匹配的方式来控制和消除选择性误差，通过将混淆变量纳入概率回归模型来产生一个预测个体受到自变量影响的概率(倾向值)，通过控制倾向值来遏制选择性误差对研究结论的影响，保证因果结论的可靠性。本文利用倾向值匹配来消除可观测的选择性偏误，并考察正规就业和非正规就业匹配样本的收入差距。

表 4 是倾向值匹配之后所得结果。将正规就业的被雇佣者与非正规就业的被雇佣者进行匹配，

在共同支撑上的匹配样本中，正规部门受雇者的收入比非正规部门受雇者的收入显著高出 908 元，小时工资高出 4.29 元，但周工作小时数不存在显著差异，这说明非正规受雇者在劳动力市场上处于一定的弱势地位。

将正规就业的受雇者与非正规就业自我雇佣者进行匹配后，在共同支撑的匹配样本中，非正规就业自我雇佣者的收入在 10% 的显著性水平上比正规就业收入者高出 603 元，但两者的小时工资没有明显差异，非正规就业自我雇佣者的周工作时长平均比正规就业受雇者显著高出约 13 个小时，即平均每天多工作 2 小时左右。

表 4 正规和非正规就业的收入与工作时长差异：倾向值匹配法（ATT）

变量	就业状态	处理组	控制组	差异	标准误	T 统计量
		（正规被 雇佣）	（非正规 就业）			
1.月收入（元）	非正规-被雇佣	3261.13	2353.06	908.07***	83.63	10.86
	非正规-自我雇佣	3254.87	3858.36	-603.49*	341.29	-1.77
2.小时收入（元）	非正规-被雇佣	22.70	18.42	4.29***	1.65	2.60
	非正规-自我雇佣	22.60	22.82	-0.22	3.33	-0.07
3. 周工作小时数	非正规-被雇佣	41.15	41.60	-0.45	0.52	-0.88
	非正规-自我雇佣	41.29	54.23	-12.94***	1.45	-8.92

注：*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

个体除了关心当前的劳动收入和工作时长之外，还关注未来的职业发展。我们采用三年数据中的追踪信息考察就业状态的动态变化，以及个体就业状态变动对劳动收入和工作时长的影响。

首先，采用转移矩阵来刻画就业状态的动态演化过程。表 5 中我们分别对正规自我雇佣、正规被雇佣、非正规自我雇佣和非正规被雇佣群体在两年之后的就业状态进行刻画，考察大学生非正规就业者能否在正规和非正规就业之间实现流动。可以看出，从 2007 年到 2009 年两年内，最初从事正规就业者 90% 以上还维持正规就业；最初是非正规被雇佣的个体在两年之后有 72% 实现了向正规就业的转换；最初是非正规自我雇佣的有 12.5% 成为正规自我雇佣，即所经营的企业雇员超过 10 人，有 37% 成为正规被雇佣类型，还有 43.7% 保持非正规自我雇佣的状态（企业雇员人数仍旧小于 10 人），而只有不到四分之一的非正规被雇佣者依然保持在原始非正规被雇佣状态。总体而言，大学毕业生在正规就业与非正规就业之间流动性强，并不存在明显的流动性障碍。这也进一步印证了大学毕业生非正规就业“进出自由”的特征。

表 5 不同就业状态之间的流动概率（%）

2009 年				
2007 年	正规-自我雇佣	正规-被雇佣	非正规-自我雇佣	非正规-被雇佣

正规-自我雇佣	66.67	33.33	0	0
正规-被雇佣	0.86	92.11	1.58	5.45
非正规-自我雇佣	12.5	37.5	43.75	6.25
非正规-被雇佣	1.22	71.95	3.66	23.17

其次,我们采用面板数据固定效应模型来控制个体的不可观测效应,看个体就业状态的变动对劳动收入和工作时长的影响。采用固定效应模型将有效控制个体不随时间变动的因素(包括可观测和不可观测的因素),由此可以考察个体内部某个变量变动对因变量产生的影响。表6的回归采用的回归模型设定与表3的模型设定一致,其中性别和教育水平不随时间发生变化,因而反应性别的变量不会出现在固定效应的回归结果中;同时,工作经历的增加与年份的变动完全一致,被时间效应所吸收,因此回归结果中也不包含工作经历的回归系数。表6的回归结果显示,个体在正规就业和非正规就业之间的流动并不对月收入、小时收入和工作时长产生显著的影响。但是个体的工作状态从正规或非正规的被雇佣变成非正规自我雇佣将显著提升个人的月收入达20%以上,对小时收入和工作时长效应并不显著。

表6 工作状态变动对劳动收入和劳动时长的影响: 面板数据固定效应模型

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	月收入对	月收入对	小时收入	小时收入	周工作小	周工作小
非正规就业	-0.0465 (0.0533)	-0.0481 (0.0516)	-0.0325 (0.0627)	-0.0168 (0.0613)	0.0140 (0.0300)	-0.0104 (0.0313)
非正规*自我雇佣	0.236* (0.128)	0.229* (0.126)	0.146 (0.153)	0.0983 (0.153)	0.0737 (0.0714)	0.101 (0.0761)
工作期限	0.00433 (0.00319)	0.00436 (0.00315)	0.00271 (0.00375)	0.00299 (0.00373)	0.00117 (0.00178)	0.000507 (0.00190)
职业和行业固定效应	yes	no	yes	no	yes	no
观测值	2,327	2,351	2,381	2,406	2,411	2,441
R ²	0.014	0.004	0.010	0.001	0.007	0.001
个体数量	896	898	899	901	901	903

注: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

六、结论

关于大学生的非正规就业,我们可以拒绝无流动障碍和完全竞争的劳动力市场假定,至少在非正规就业受雇者中有大量非自愿的非正规就业者被迫选择了非正规就业类型。但是,我们的实证结果也不支持劳动力市场完全分割的假定,即认为所有非正规就业均是个体的被迫无奈之选的假定。我们的实证结果表明,非正规就业者中的自我经营者收入并不比进入正规部门就业低,同时他们的禀赋回报率也与正规就业者没有显著差异。因此,我们认为,非正规就业者中既包含主动选择的个体,也包括被动进入的个体。

主动和被动非正规就业并存这一事实有很强的政策含义。对于主动选择非正规就业的个体,政策的主要目标不在于将其从非正规就业部门转移到正规就业部门,而应该通过完善非正规就业的一些福利保障等措施,尤其在对待一些非正规的创业者,应该从政策上给予鼓励和引导,使其能够合理的发展壮大,进而自然的实现非正规向正规经济的转变。而对于被迫进入非正规就业者,政策的目标应该是降低正规和非正规就业之间的流动性障碍,从而优化劳动力资源的配置,改善个体收入并提高社会的总体福利水平。

若不考虑大学生非正规就业的内部异质性,将非正规就业当成一种同质选择,那么,在理性选择的情况下,极少数大学毕业生会选择非正规就业;若考虑了非正规部门内部异质性,即非正规部门内部包括上层非正规就业和下层非正规就业两种类型,则非正规就业,尤其是创业机会的存在使得大学生非正规就业的选择成为一种主动选择。

但是,现实情况是,上层非正规部门就业机会的缺乏,创业对于大学毕业生而言风险较高,使得部分大学毕业生不得不选择风险较低的正规就业,这无疑加重了正规部门的就业压力,同时,并未能实现大学毕业生的最合理的配置。

参考文献

- [1]蔡昉,王美艳. 非正规就业与劳动力市场发育——解读中国城镇就业增长[J].经济学动态,2004,(2).
- [2]胡鞍钢,赵黎. 我国转型期城镇非正规就业与非正规经济(1990-2004)[J].清华大学学报, 2006,(3).
- [3]胡凤霞,姚先国. 农民工非正规就业选择研究[J]. 人口与经济,2011,(4).
- [4]康远志. 大学生非正规就业的模式、问题及对策分析[J]. 文教资料,2008,(4).
- [5]刘江,陈鹏. 大学生非正规就业发展趋势及教育对策[J]. 当代青年研究,2009,(2).
- [6]吴要武.非正规就业者的未来[J].经济研究.2009,(7).
- [7]谢小华. 高校大学生非正规就业观研究[D].华东师范大学,2011.
- [8]Chen, G. and Hamori, S. Formal and Informal Employment and Income differentials in Urban China[J]. Journal of International Development,2011. doi: 10.1002/jid.1825
- [9]Cunningham, W. V. & Maloney, W. F. Heterogeneity among Mexico's Microenterprises: An Application of Factor and Cluster Analysis*[J]. Economic development and cultural change, 2001,Vol.50,No.1,pp.131-156.

- [10] Fields, G.S. A guide to multisector labor market models[J]. Paper prepared for the World Bank Labor Market Conference, 2005. http://www.ilr.cornell.edu/directory/gsf2/downloads/Multisector_mar05.pdf.
- [11] Gong, X. and A. van Soest. Wage differentials and mobility in the urban labour market: a panel data analysis for Mexico[J]. *Labour Economics*, 2002, Vol.9, No.4, pp. 513-529.
- [12] Gunther I., Launov A. Informal Employment in Developing Countries Opportunities or Last Resort?[J]. *Journal of Development Economics*, 2011.
- [13] Maloney, W.F. Informality revisited[J]. *World Development*, 2004, Vol.32, No.7, pp.1159–1178.
- [14] Paulson, A.L., Townsend, R.M. Financial constraints and entrepreneurship: evidence from the Thai financial crisis[J]. *Economic Perspectives* 3Q, 2005, pp.34–48.
- [15] Pratap, S. and E. Quintin. Are labor markets segmented in developing countries? A semiparametric approach[J]. *European Economic Review*, 2006, Vol.50, No.7, pp. 1817-1841.