

中国城镇非正规就业：规模、特征和收入差距

薛进军 高文书

内容提要：文章利用全国普查性数据描述中国城镇非正规就业的规模和特征，并分析其对收入分配差距的影响。研究表明，2005年，非正规就业已占中国城镇就业的58.85%，正规与非正规就业者之间的小时收入差距达到1.65倍，其中约有1/4是由劳动力市场歧视造成的。与此同时，非正规就业人员的内部收入不平等程度很高，对总体收入不平等的贡献达到51.09%，而正规和非正规就业的组间收入差距，对总体收入不平等的贡献达到13.68%。文章的主要观点是：非正规就业已成为中国收入分配差距的重要来源，因此，实现非正规就业的正规化，是缩小中国收入差距有效的政策之一。

关键词：非正规就业 收入差距 收入不平等 工资差距

中图分类号：F24 **文献标识码：**A **文章编号：**1003-3947(2012)06-0000-00

一、引言

非正规就业是当今世界各国普遍存在的现象。在早期，伴随着工业化，劳动力从农村向城市的迁移迅速增长，非正规就业成为发展中国家的一个显著经济现象。但近年来，在经济全球化、自由化、世界金融危机以及正规部门对高技能劳动力的需求不断增加的背景下，许多发达国家的非正规就业趋势也越来越显著(Hussmanns, 2001)。目前，不少发展中国家非正规就业占非农就业的比例已超过50%，比如印度为83.6%，墨西哥为53.7%(ILO, 2012)。而在发达国家，非正规就业也已占就业总量的很大一部分，如美国为30.0%，日本为25.0%(姚宇, 2008)。中国在向市场经济转型的过程中，城镇非正规就业也已成为普遍现象(蔡昉、王美艳, 2004)。

非正规就业在城镇就业岗位创造、农村剩余劳动力转移以及缓解贫困等方面具有重要作用。数据显示，20世纪90年代整个非洲的新增就业中90%以上是由非正规部门创造的(姚宇, 2008)。非正规就业也是发达国家在经济萧条时期解决就业的重要途径。在1990~2004年间，中国城镇非正规就业年均增长率相当于城镇就业增长率的3.9倍，创造了大量就业岗位(胡鞍钢、赵黎, 2006)。但是，非正规就业的消极影响也是非常明显

作者简介：薛进军，日本名古屋大学经济学院附属国际经济政策研究中心教授。高文书，中国社会科学院人口与劳动经济研究所副研究员。

基金项目：日本文部省重大课题资助项目(基盘研究A。课题负责人：薛进军；项目编号：23252008；课题执行期间：2011~2015年)“中国经济的转折点及其对世界经济的影响”。

的,主要表现为劳动者工作条件差、收入水平低和缺乏社会保障等(吴要武、蔡昉,2006)。尤其是,非正规就业者会对居民收入分配状况产生显著影响。

基于非正规就业的重要地位和影响,学者们对其进行了广泛研究,涉及到非正规就业的界定、起源、影响和政策框架等诸多方面(ILO,1972;Hussmanns,2004;Jütting and Parlevliet,et al.,2008)。近期的研究,则更加关注非正规就业的工资和收入差距(Bargain and Kwenda,2011;Krstic and Sanfey,2011;Tansel and Kan,2012)。学者们也对中国非正规就业问题进行了研究(彭希哲、姚宇,2004;吴要武、蔡昉,2006;姚宇,2006)。但是,中国非正规就业的研究存在以下问题:首先,非正规就业的规模和特征的测算与描述,主要是基于部分城市的抽样调查得到,其样本缺乏普遍性,从而亟需利用全国的普查性数据予以全面准确把握。其次,没有或很少有非正规就业对收入差距影响的研究,尤其是缺乏非正规就业对收入不平等影响的研究。

因此,本文利用最近一次的全国普查性数据(2005年全国1%人口抽样调查,即“小普查”),全面描述中国城镇非正规就业的规模和特征,具体测算非正规就业对劳动者收入不平等程度的影响,分析正规与非正规就业者之间的收入差距及其来源。本文结构如下:第二部分是相关研究述评;第三部分是非正规就业的规模与特征;第四部分是非正规就业与劳动者收入差距;第五部分是结论。

二、相关研究述评

非正规就业的研究,首先必须合理界定何为非正规就业。非正规就业最初是指非正规部门就业。国际劳工组织指出,所谓非正规部门,就是小规模不经国家管理甚或是被国家法规压制的企业、小贩、木匠、修理工和厨师等,以区别于受国家管理和支持的大企业(ILO,1972)。后来,非正规就业的范围扩大到包括在非正规企业和家庭中的就业,以及在正规部门中进行的非正规工作(Hussmanns,2001)。国际劳工组织2003年进一步提出了非正规就业的统计指南,指出需要将劳动者所在单位的类型和个人的就业身份结合起来界定非正规就业(ILO,2003),这是各国界定非正规就业的基本框架。

关于中国非正规就业的界定,学者之间有不同的看法。一种观点是,将城镇私营企业从业人员、个体经济从业人员和没有纳入国家就业统计的从业人员,定义为非正规就业(胡鞍钢、赵黎,2006)。但问题是,将私营企业人员全都视为非正规就业,显然会高估非正规就业者的规模。另有研究将非正规就业定义为正规部门中没有正式劳动关系的就业形式,以及非正规部门中一直处于不稳定状态的就业,具体包括城镇国有或集体企业下岗职工、自谋职业者、个体和小型私营企业就业者,以及进入城市的绝大多数农村劳动者(姚宇,2006)。但是,直接将下岗职工和农村进城劳动者统统视为非正规就业者显然过于粗略。还有学者从国际劳工组织推荐的统计定义出发并加以本土化,将自营劳动者、没有劳动合同的受雇者、劳务派遣工、社区管理和公益服务劳动者等界定为非正规就业者(吴要武、蔡昉,2006)。这一定义非常具有统计操作性和国际比较性,但是,将劳务派遣工和社会管理者全部视为非正规就业者值得商榷。

在对中国非正规就业进行界定的基础上,学者们具体测算和描述了中国非正规就业

的比例、规模和特征等。一项利用辽宁等 9 省份调查数据的分析显示,非正规就业占城镇全部就业的比重在 2004 年和 2006 年分别为 57% 和 58% (屈小博,2011)。一项利用全国 66 个城市的调查数据的分析显示,2002 年中国城镇非正规就业的比例为 48.2% (吴要武、蔡昉,2006)。但可惜的是,该调查只包括城镇本地居民,没有涵盖已占城镇劳动者三分之一左右的进城农村劳动者。分析表明,非正规就业者中男性多于女性,受教育程度较低,青壮年劳动者比例相对较低(吴要武、蔡昉,2006;姚宇,2006)。而对于中国城镇非正规就业的行业和单位类型等方面的特征,既有研究基本没有涉及。

有关中国非正规就业与收入差距的实证研究更为有限。仅有的一份研究揭示了非正规就业者收入显著低于正规就业者,这一差距的 20% 左右则可理解为由市场歧视造成的;从对收入不平等程度的影响来看,非正规与正规就业者之间即组间差距对整体收入不平等的贡献接近 40% (屈小博,2011)。然而,该研究使用的是中国健康与营养调查数据 (CHNS),该数据是为调查中国居民健康和营养情况而设计的,用它来研究劳动力市场问题会有一定的局限性;而且,由于数据的限制,该研究只能依据劳动者的地位来识别正规和非正规就业,与国际劳工组织提出的要从单位特征和个人特征来识别非正规就业的要求相差甚远。因此,需要采用更好的数据,来进一步充实和推进相关研究。

三、中国城镇非正规就业的规模与特征

(一) 本文对非正规就业的统计界定

遵循国际劳工组织的基本框架 (ILO, 2003),本文对中国的非正规就业进行如下界定。生产单位类型划分为正规部门、非正规企业部门和家庭部门,其中,正规部门是指机关团体事业单位、国有及国有控股企业、集体企业、私营企业和其他类型单位;非正规部门是指个体工商户;家庭部门是指为自用而生产或雇用家政人员的家庭。之所以将个体工商户视为非正规部门,是因为中国的个体工商户经营规模小、雇工不能超过 7 人,这恰好符合国际劳工组织对非正规部门的界定标准即员工数量少或者未注册 (ILO, 1993)。按劳动者的就业身份,划分为雇员、雇主、自营劳动者和家庭帮工。因为中国城市地区并没有生产合作社,所以我们略去了 ILO 就业身份分类中的生产合作社成员这一类别。

对于何谓“从事非正规工作的雇员”,经合组织的界定是那些没有正式劳动关系且缺乏相关劳动法规保护的雇员 (OECD, 2004)。基于此,不仅将没有签订正式劳动合同的雇员视为非正规就业者(吴要武、蔡昉,2006),还将那些虽然签订了劳动合同但却没有享受社会保险待遇的雇员,也视为非正规就业者。中国的社会保险具体包括养老保险、医疗保险、失业保险、工伤保险和生育保险五项,而养老保险和医疗保险是其中最重要的两项内容,因此在具体分析时,只要劳动者享受了养老保险或医疗保险,就视其为获得了社会保险待遇。随着五项社会保险逐渐实行捆绑式参保,劳动者只要参加其中一项,就可视为参加了所有项目的社会保险。同时,遵循国际通行的做法,我们的分析只涵盖非农就业者。

整合上述定义,结合中国的国情,在本文中,我们将中国非正规就业者定义为由以下四部分非农劳动者组成:家庭帮工;非正规部门和家庭部门中的自营劳动者;非正规部门中的雇主;从事非正规工作的雇员。

(二)数据说明

非正规就业的实证研究对数据的要求非常高。因为识别一个劳动者是从事正规就业还是非正规就业,不仅需要劳动者个人的工作身份信息,还需要其所在生产单位的类型信息,这就需要有非常高质量的微观调查数据。要想获得整个国家或地区的非正规就业的整体情况,则要求有大样本的抽样调查,最好是人口普查数据。因此,研究中国非正规就业的数据,最好莫过于普查数据。近十多年来,中国共进行过三次普查性的人口调查,即2000年第五次人口普查、2005年1%人口抽样调查和2010年第六次人口普查。但遗憾的是,除了2005年1%人口抽样调查外,两次人口普查均未能提供劳动者单位类型和就业身份的信息。因此我们认为,2005年1%人口抽样调查数据,是当前研究中国非正规就业规模和特征等问题的最具权威性的数据。

在2005年1%人口抽样调查中,劳动者的就业身份被划分为雇员、雇主、自营劳动者和家庭帮工等四类;工作单位的类型包括机关团体事业单位、国有及国有控股企业、集体企业、个体工商户、私营企业、其他类型单位、土地承包者和其他等八类;此外,该调查还提供了劳动者的劳动合同、社会保险和月收入等重要信息。本文利用这一调查数据,按照前文基于国际劳工组织概念框架提出的中国非正规就业的统计界定标准,并排除了农业劳动者,识别出了以下四类非正规就业者,即家庭帮工、非正规部门和家庭部门中的自营劳动者、非正规部门中的雇主和从事非正规工作的雇员;其中,从事非正规工作的雇员是指作为受雇者的劳动者未能签订劳动合同,或者签订了劳动合同但却没有基本养老保险或基本医疗保险。

本文的分析样本是2005年1%人口抽样调查的五分之一样本。我们只保留城镇地区16岁及以上的就业者样本,并剔除农业劳动者,得到一个拥有近50万人的分析样本。

(三)中国城镇非正规就业的规模和特征

对上述调查数据按照抽样权重进行加权之后,计算出中国城镇非农就业者中从事非正规就业的比例为58.85%。因为2005年中国城镇就业人员为2.77亿人,照此计算,当年中国从事非正规就业的人数应为1.63亿,可见非正规就业者数量庞大。而且,迁移劳动力从事非正规就业的比例(70.90%)远高于城市本地劳动力(52.78%);东部地区城市劳动者中非正规就业者比例大大高于中部地区,而中部地区又略高于西部地区(见表1)。

表1:中国城镇非正规就业的比例(%)

	本地劳动力	迁移劳动力	全部就业者
东部地区	54.24	70.63	60.93
中部地区	52.66	71.16	56.73
西部地区	48.26	72.16	54.66
全部地区	52.78	70.90	58.85

资料来源:根据中国2005年1%人口抽样调查数据计算。

从个人特征来看,非正规就业者女性和未婚者比例较高,年龄相对较小,受教育程度较低。在非正规就业者中,女性比例为42.39%,高于正规就业者近2个百分点;未婚者

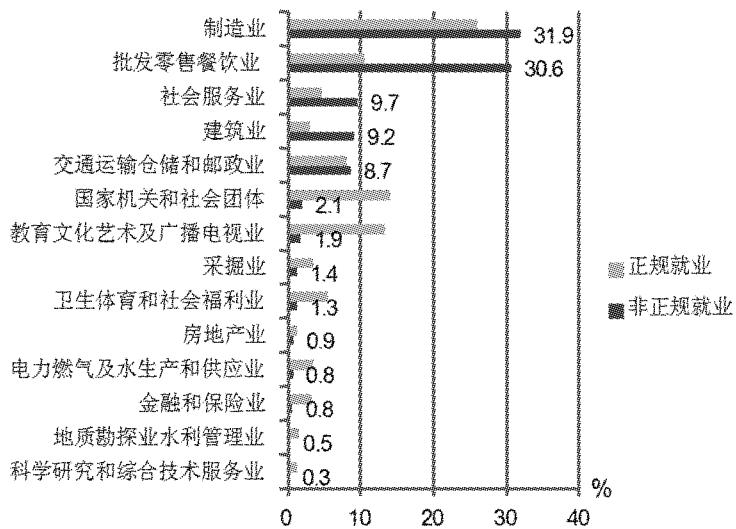
比例为 21.40%, 高于正规就业者约 8 个百分点。非正规就业者平均年龄为 35.52 岁, 低于正规就业者。非正规就业者平均受教育年限为 9.42 年, 低于正规就业者(见表 2)。

表 2: 非正规就业者的个人特征(%)

	非正规就业者	正规就业者	全部就业者
性别构成			
男性	57.61	59.09	58.22
女性	42.39	40.91	41.78
婚姻状况			
未婚	21.40	13.88	18.30
已婚	78.60	86.12	81.70
平均年龄(岁)	35.52	37.62	36.38
平均受教育年限(年)	9.42	12.41	10.65

资料来源:根据中国 2005 年 1% 人口抽样调查数据计算。

从行业分布来看,非正规就业者主要集中在制造业、批发零售餐饮业、社会服务业、建筑业和交通运输仓储邮政业,这五大行业吸纳了九成左右的非正规就业者。例如,非正规就业者最主要集中在制造业,占 31.9%;其次是批发零售餐饮业,占 30.6%。而且,正规就业者分布在上述五大行业的比例,都明显低于非正规就业者;而在其余的行业,正规就业者分布的比例则都高于非正规就业者,而后者多是垄断行业(见图 1)。

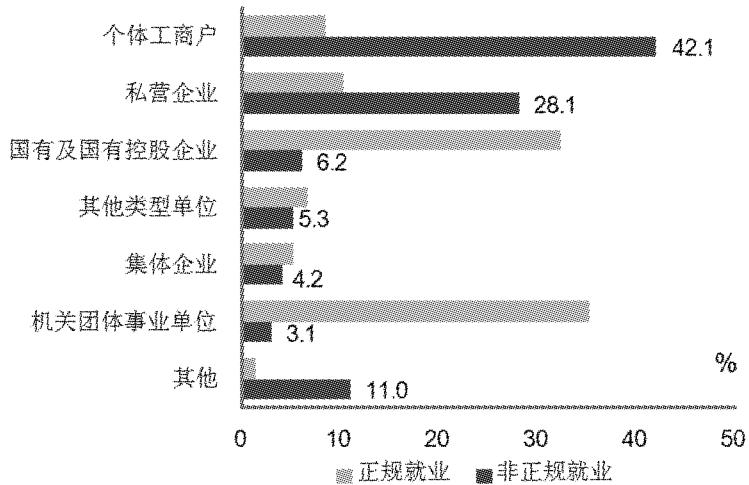


资料来源:根据中国 2005 年 1% 人口抽样调查数据计算。

图 1: 非正规就业者的行业特征

从单位(所有制)类型看,非正规就业者主要分布在个体工商户和私营企业中,这两类生产单位集中了七成的非正规就业者,而其他类型单位中分布的非正规就业者则很少。其中,个体工商户中集中了 42.1% 的非正规就业者,私营企业集中了 28.1% 的非正规就

业者。与此相反,正规就业者主要分布在机关事业单位和国有企业中,这些单位聚集了近七成的正规就业者,而正规就业者分布在个体工商户和私营企业的比例很低,分别只有8%和10%左右(图2)。



资料来源:根据中国2005年1%人口抽样调查数据计算。

图2:非正规就业者的单位类型特征

四、非正规就业与劳动者收入差距^①

(一) 非正规就业对收入不平等的影响

数据显示,正规就业者和非正规就业者之间存在巨大的收入差距。正规就业者的月收入达到1290.74元,是非正规就业者月收入888.57元的1.45倍。由于非正规就业者的劳动时间更长,因此两者的小时收入差距比月收入差距更大。正规就业者的小时收入为7.09元,而非正规就业者的小时收入只有4.29元,两者的差距达到1.65倍(见表3)。

表3:正规与非正规就业者的工作时间与平均收入

	非正规就业者	正规就业者	全部就业者
月收入(元)	888.57	1290.74	1055.99
每周工作时间(小时)	52.62	44.82	49.41
小时收入(元)	4.29	7.09	5.47

资料来源:根据中国2005年1%人口抽样调查数据计算。

由于平均值会掩盖劳动者收入的分布情况,因此它并不能全面反映收入不平等的整体状况,这就需要采用相关的收入不平等指数予以度量。度量收入不平等的指数包括基

^① 由于非正规就业者社会保障、教育补贴、医疗保险、失业保险等福利部分几乎没有或数额很小,本文将“工资”作为“收入”进行分析。

尼系数和泰尔指数等。对基尼系数的计算结果显示,中国城市劳动者收入差距较大,小时收入的基尼系数达到了0.39。而且,非正规就业者的收入不平等程度高于正规就业者,前者的基尼系数为0.37,而后的基尼系数只有0.35。对泰尔指数的计算结果也类似,即非正规就业者的收入不平等程度高于正规就业者。例如,非正规就业者小时收入的第一泰尔指数为0.28,而正规就业者这一指数只有0.24(见表4)。

表4: 正规与非正规就业者的收入不平等指数

	非正规就业者	正规就业者	全部就业者
基尼系数	0.37	0.35	0.39
第一泰尔指数(T1)	0.28	0.24	0.29
第二泰尔指数(T0)	0.22	0.21	0.25

资料来源:根据中国2005年1%人口抽样调查数据计算。

由于正规就业和非正规就业者之间存在明显的收入差距,因此,我们必然会产生这样的疑问,即这种不同群体劳动者之间的收入差距对整体的收入不平等产生了多大影响?为了搞清这一问题,需要对不平等指数进行分解,而按不同群体或子样本对收入不平等进行分解,最好的指标是广义熵指数,尤其是第二泰尔指数 T_0 (万广华,2008)。可以证明,第二泰尔指数 T_0 是唯一可以用人口比重作为权数的相加可分解指标(Bourguignon, 1979)。因为 T_0 的表达式可以表示为式(1),式中 Z_i 代表收入观察值, μ 代表平均收入, N 代表样本容量, f_i 代表人口比例, j 表示子样本或群体的数目。式(1)中等号右边第一项,表示的就是各群体内部的不平等,第二项表示的则是各群体之间的不平等。也就是说,将总体人群划分为不同子样本之后,可以计算各子样本的第二泰尔指数,然后用子样本的人口比例作为权重进行加权,便可得到所谓的组内贡献,将总的 T_0 减去组内贡献就得到所谓的组间贡献(Haughton and Khandker, 2009)。

$$T_0 = \sum_i f_i \ln \frac{\mu}{Z_i} = \sum_j f_j T_{0j} + \sum_j f_j \ln \frac{\mu}{\mu_j} \quad (1)$$

利用上述泰尔指数分解方法,计算出非正规就业者和正规就业者之间即组间差距对中国城市就业者总体收入不平等的贡献为13.68%;非正规就业者和正规就业者内部即组内差距对总体收入不平等的贡献分别为51.09%和35.23%(见表5)。这表明,非正规就业者内部的收入差距是中国城市就业者收入差距的主要来源,非正规就业者和正规就业者之间的收入差距对总体收入不平等有很大影响。

表5: 城镇劳动者收入差距的泰尔指数分解

	非正规就业者	正规就业者	全部就业者
第二泰尔指数	0.22	0.21	0.25
人口比重(%)	58.06	41.94	100.00
组内贡献(%)	51.09	35.23	86.32
组间贡献(%)	-	-	13.68

资料来源:根据中国2005年1%人口抽样调查数据计算。

(二) 正规与非正规就业收入差距的影响因素

我们进一步引入基于回归方程的收入差距分解方法,以控制其他变量的影响,来说明非正规就业者与正规就业者之间收入差距的主要影响因素。根据明瑟收入方程(Mincer, 1974),劳动者的收入是其自身教育、经验等相关变量的函数,即 $\ln y = \sum \beta_j x_j$, 其中 y 表示劳动者的收入, x 表示收入的相关解释变量, j 表示解释变量的数目, β 表示解释变量的系数。这样,我们可将非正规就业者与正规就业者的收入差距表示如式(2), 式中 i 代表非正规就业者, f 代表正规就业者。

$$\ln y_f - \ln y_i = \sum \beta_{if} x_{if} - \sum \beta_{ij} x_{ij} = \sum \beta_{if} (x_{if} - x_{ij}) + \sum (\beta_{if} - \beta_{ij}) x_{ij} \quad (2)$$

上式中第一项 $\sum \beta_{if} (x_{if} - x_{ij})$, 称为由两类劳动者各解释变量的禀赋或存量(x_j)差异所产生的收入差距。式中第二项 $\sum (\beta_{if} - \beta_{ij}) x_{ij}$, 称为由两类劳动者各解释变量的回归系数的差异所产生的收入差距。第二项被称为是不可解释的部分, 表示具有相同个人特征的两类就业者却得到不同的收入, 通常被解释为市场对低收入群体如非正规就业者的歧视。这种收入分解方法和思路, 就是著名的 Blinder – Oaxaca 分解法(Oaxaca, 1973)。

我们首先根据明瑟方程对劳动者的收入决定因素进行回归分析, 然后采用 Blinder – Oaxaca 分解法分析不同群体劳动者之间的收入差距的影响因素。在回归模型中, 劳动者的收入以小时收入的对数表示, 收入的解释变量除包括经典的变量如教育年限、工作经验(以年龄减受教育年限再减去6岁的入学年龄来表示)、工作经验的平方等变量外, 还包括劳动者的性别、婚姻、户籍等个人特征变量, 以及劳动者的行业、职业、单位类型和所在地区等变量。劳动者收入决定因素的回归结果如表6所示。

表6: 劳动者的收入决定因素回归结果

	全部就业者	非正规就业者	正规就业者
就业正规性(正规=1)	-0.2564 *** (0.0022)	-	-
受教育年限	0.0679 *** (0.0004)	0.0495 *** (0.0005)	0.0919 *** (0.0006)
工作经验(年)	0.0099 *** (0.0003)	0.0063 *** (0.0004)	0.0131 *** (0.0005)
工作经验的平方	-0.0002 *** (0.0000)	-0.0001 *** (0.0000)	-0.0001 *** (0.0000)
性别(男性=1)	0.1802 *** (0.0017)	0.2200 *** (0.0023)	0.1267 *** (0.0025)
婚姻(已婚=1)	0.0293 *** (0.0029)	0.0435 *** (0.0139)	0.0129 ** (0.0065)
户口(农业=1)	-0.0273 *** (0.0021)	-0.0214 *** (0.0025)	0.0040 (0.0042)
行业	yes	yes	yes
职业	yes	yes	yes
单位类型	yes	yes	yes

	全部就业者	非正规就业者	正规就业者
地区	yes	yes	yes
截距项	1.0561 *** (0.0082)	1.3037 *** (0.0129)	0.5613 *** (0.0116)
样本量	455239	256953	198286
F 值	8555.30 ***	2469.72 ***	2906.35 ***
调整的 R ²	0.3366	0.1999	0.2759

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著;括号内是标准差;“yes”表示已控制。

回归结果显示,从事正规就业还是非正规就业对劳动者收入有显著的影响。在控制了教育和经验等人力资本变量,以及性别、婚姻状况、行业和地区等有关变量之后,劳动者从事非正规就业其收入仍要比从事正规就业低 25.64%。回归结果还显示,正规就业者教育的回归系数、即人力资本的回报率为 9.19%,而非正规就业者只有 4.95%;正规就业者的工作经验的回归系数为 1.31%,而非正规就业者只有 0.63%。这表明,正规就业者教育和经验的回报率都远远高于非正规就业者,这两者的差异是正规就业者和非正规就业者之间工资收入差异的主要原因。

对全部就业者的收入决定回归方程进行 Blinder - Oaxaca 分解表明,非正规就业者和正规就业者的收入差距中,有 73.51% 可以由非正规就业者的教育水平低等存量因素解释;有 26.49% 则是由收入影响因素的系数差异决定的。

表 7: 正规与非正规就业者收入差距的 Blinder - Oaxaca 分解结果

	可解释的部分(存量差异)		不可解释的部分(系数差异)	
	数值	比例(%)		
收入对数差(0.5160)	0.3793	73.51	0.1367	26.49
贡献因素:受教育年限	0.2211	42.85	0.2450	47.48
工作经验	-0.0022	-0.43	0.0870	16.86
性别	0.0010	0.19	-0.0295	-5.72
婚姻状况	0.0059	1.14	-0.0535	-10.37
户口	0.0067	1.30	0.0086	1.67
其他	0.1468	28.45	-0.1209	-23.43

资料来源:根据中国 2005 年 1% 人口抽样调查数据计算。

五、结 论

本文利用 2005 年全国人口小普查数据,以国际劳工组织关于非正规就业的统计框架为基础,基于新的非正规就业定义,计算出 2005 年中国城镇非正规就业的比例为 58.85%;而近九成的非正规就业者都集中在制造业、批发零售餐饮业、社会服务业和建筑业中;正规就业者的收入水平较低,与正规就业者之间的小时收入差距达到了 1.65 倍;中国城市劳动者小时收入的基尼系数达到了 0.39,显示出具有较大的收入不平等。

利用泰尔指数分解方法,本文计算出非正规就业者和正规就业者之间即组间差距,对

中国城市就业者总体收入不平等的贡献为 13.68%；非正规就业者和正规就业者内部即组内差距，对总体收入不平等的贡献分别为 51.09% 和 35.23%。利用明瑟方程的回归分析表明，在控制教育和经验等有关变量之后，劳动者从事非正规就业其收入要比从事正规就业低 25.64%。Blinder – Oaxaca 分解表明，非正规就业者和正规就业者的收入差距中，有 73.51% 可以由非正规就业者的教育水平低等存量因素解释；有 26.49% 则是由市场对非正规就业者的歧视导致的。进一步的分析发现，教育是影响正规和非正规就业者收入差距的最主要因素。

本文的主要发现可以归结为以下几点：第一，非正规就业者收入显著低于正规就业者，并对劳动者整体收入不平等产生较大影响。第二，这两者的收入差距主要是因为非正规就业者较低的人力资本等禀赋水平，以及市场对非正规就业者的歧视。第三，非正规就业内部的收入不平等程度高于正规就业者。

根据中国社会主义市场经济体制和经济发展水平，我们认为，中国的教育水平（年限）差异主要来自制度和政策因素，而教育回报率差距则可视为市场因素造成的。

依据以上分析可能导出的政策含义是：促进非正规就业的正规化，缩小非正规就业者与正规就业者的收入差距；普及教育，提高全民的教育水平，这些将从根本上有效地降低中国的收入不平等程度。

参考文献：

- 蔡昉、王美艳,2004:“非正规就业与劳动力市场发育——解读中国城镇就业增长”,《经济学动态》,2004,2;24—28。
- 胡鞍钢、赵黎,2006:“我国转型期城镇非正规就业与非正规经济(1990~2004)”,《清华大学学报(哲学社会科学版)》,2006,3:111—119。
- 彭希哲、姚宇,2004:“厘清非正规就业概念,推动非正规就业发展”,《社会科学》,2004,7:63—72。
- 屈小博,2011:“城市正规就业与非正规就业收入差距及影响因素贡献——基于收入不平等的分解”,《财经论丛》,2011,2:3—8。
- 万广华,2008:“不平等的度量与分解”,《经济学(季刊)》,2008,1:348—368。
- 吴要武、蔡昉,2006:“中国城镇非正规就业:规模与特征”,《中国劳动经济学》,2006,2:67—84。
- 姚宇,2006:“中国非正规就业规模与现状研究”,《中国劳动经济学》,2006,2:85—109。
——2008:“国外非正规就业研究综述”,《国外社会科学》,2008,1:91—95。
- Bargain, O. and P. Kwenda,2011.“Earning Structures, Informal Employment and Self – employment: New Evidence from Brazil, Mexico and Southe Africa.” *Review of Income and Wealth*. 57 : 100 – 22.
- Bourgignon, F. ,1979. “Decomposable Income Inequality Measures.” *Econometrica*. 47 : 901 – 20.
- Haughton, J. and S. R. Khandker,2009. *Handbook on Poverty and Inequality*. Washington,DC. : The World Bank.
- Hussmanns, R. ,2001. “Informal Sector and Informal Employment: Elements of a Conceptual Framework.” ILO/WIEGO Workshop on Informal Employment Statistics in Latin America. Santiago/Chile.
- Hussmanns, R. ,2004. *Defining and Measuring Informal Employment*. Geneva, International Labour Office.
- ILO,1972. *Employment, Income and Equity: A Strategy for Increasing Productive Employment in Kenya*. Geneva.

- ILO,1993. *Resolution Concerning Statistics of Employment in the Informal Sector*. Geneva.
- ILO,2003. *Guidelines Concerning a Statistical Definition of Informal Employment*. Geneva.
- ILO,2012. *Statistical Update on Employment in the Informal Economy*. Geneva.
- Jüting ,J. and J. Parlevliet, et al. ,2008. "Informal Employment Re - loaded." *IDS Bulletin*. 39 : 28 - 36.
- Mincer,J. ,1974. *Schooling ,Experience and Earning*. New York :Columbia University Press for the National Bureau of Economic Research.
- Oaxaca,R. ,1973. "Male - Female Wage Differentials in Urban Labor Markets." *International Economic Review*. 14 : 693 - 709.
- OECD,2004: *Employment Outlook 2004*. Paris.

The Informal Employment in Urban China : Size ,Features and Earning Disparity

Jinjun Xue and Wenshu Gao

(Nagoya University, Nagoya, Japan; Chinese Academy of Social Sciences, Beijing, China)

Abstract: This paper is the first trial to estimate the size and describe the features of informal employment in urban China, and analyzes its impacts on the income disparity using the 2005 China 1% census data. Our estimation shows that the proportion of informal employment in urban employment of China has got a high level of 58.85% and the hourly earning's gap between formal and informal workers got to 1.65 times in 2005. Inquiring the factors causing the gap, we find that 1/4 of them come from labor market discrimination. Within the disparity, earning's inequality within informal workers is higher than that within formal ones, which contributes 51.09% of the earning inequality among all the workers. The earning gap between informal and formal workers also contributes 13.68% of the overall earning inequality. This means that formalizing of informal employment will be able to effectively reduce China's income inequality.

Key words: Informal Employment; Earning Gap; Income Inequality; Wage Differential

(责任编辑:刘承礼)