

非正规就业者的未来*

吴要武

内容提要:中国政府把劳动力市场的正规化当作近年来的政策目标,本文从两个层面评估了这个目标是否正确:非正规就业者是否需要走向正规化?如何走向正规化?从微观层面上看,非正规就业者的教育收益率不低于正规就业者,劳动力市场灵活性高是有效率的;从城市层面看,随着发展水平的提高,劳动力市场的非正规化会自动下降。这两个结果意味着,促进劳动力市场正规化未必是一个恰当的政策目标,政府需要设法促进经济持续增长,但不必强迫劳资双方签合同。

关键词:非正规就业 工具变量 教育收益率

一、引言

向市场经济转型带来的竞争使传统的国有集体经济部门萎缩,新兴部门则发展壮大,改变了劳动力市场的图景:劳动力资源配置效率提高和劳动力市场灵活性上升同时发生。其他转型国家也都无一例外地经历了这种灵活性上升、安全性下降的市场变化(卡则斯等,2005)。新兴部门内这个日渐增大的劳动者群体,被政府和学术界称为“非正规就业者”或“灵活就业者”。蔡昉等(2004)利用中国政府部门统计体系的特点,对非正规就业者的规模进行了推算,虽有误差,由于口径一致,还是能从中看出非正规化的变动方向:非正规就业者在 2002 年达到峰值,在所有的城镇劳动者中,大约占 39%。一些研究者利用微观数据,描述了这个群体的岗位特征:工作时间长、工资水平低、岗位不稳定且缺少社会福利。劳动和社会保障部于 2002 年 12 月所做的劳动力市场调查的数据(66 城市)显示,新兴部门内的非正规就业者的比重为 85.5%,传统部门内的非正规就业者占 23.4%(吴要武、蔡昉,2006)。与正规就业岗位上的同伴相比,非正规就业者的工作条件不让人羡慕,但也决非一些人想象的那样“令人沮丧”。

近年来,农村剩余劳动力数量迅速减少,城镇则开始面对“缺工现象”,灵活的城镇劳动力市场做出的反应就是提高工资。2003 年以来,以农民工为代表的非技术劳动者,平均月工资从 2002 年的约 600 元上涨到 2007 年的约 1500 元。这意味着,非技术劳动者的供给曲线由过去的水平型变成向右上方向倾斜型。一些学者判断,中国发展阶段中的“刘易斯转折点”已经到来(蔡昉,2007,2008)。同样始于 2003 年,城镇劳动力市场上的非正规化程度出现持续下降。普通劳动者的工资迅速上升与非正规就业比重下降同步,显然不是一种巧合,见附图 1。

一个重要的问题摆在经济学家面前:如果经济增长持续下去,非正规就业者能在提高工资水平的同时,也提高就业稳定性吗?“体面就业”能够自动实现吗?这个问题尽管尚未得到回答,政府的政策已经走在了前面:2007 年,中央政府出台了《劳动合同法》和《劳动争议调解仲裁法》,它们分别于 2008 年 1 月 1 日和 5 月 1 日开始实施。这是比连续提高最低工资标准更明确的信号:政府希望通过相关立法,“保护劳动者的合法权益,构建和发展和谐稳定的劳动关系”,解决劳动力市场非正

* 吴要武,中国社会科学院人口与劳动经济研究所,邮政编码:100852,电子信箱:wuyw@cass.org.cn。本文为中国社会科学院重点课题“中国城镇非正规就业问题”的部分成果。感谢两位匿名评审人为改进本文提出的建设性意见,当然,作者承担文中可能存在的所有错漏。

规化问题。此前,中央政府一直是鼓励灵活就业的。

本文根据城镇劳动力市场业已发生的变化,研究就业稳定性的变化,回答两个相互联系的问题:在当前发展阶段上,劳动力市场正规化是个值得追求的政策目标吗?通过什么途径才能走向正规化?

二、研究框架

本文对城镇劳动力市场非正规化程度演变路径的分析,从中国向市场经济转型开始,这是非正规就业出现的历史起点,也是经济分析的逻辑起点。改革之初,城镇劳动者基本上都是安全性高的正规就业者。随着向市场经济转型,城镇新兴部门和劳动力流动出现,尽管大多数城镇劳动者宁愿在传统部门前排队等待也不愿进入新兴部门,新兴部门还是通过市场工资吸纳了大量农村转移劳动力和排队群体中的退出者,在取得自身发展壮大的同时,也改变了城镇劳动力市场的格局:劳动力市场的非正规化程度上升了。因竞争而有了内部激励的传统部门也愿意到市场上雇佣廉价劳动力,对他们实行差别待遇,这是非正规化的另一个途径。

高速增长已持续 30 年,剩余劳动力接近枯竭,城乡非技术劳动者的工资都在上升。“工资上升”既包括货币工资提高,还包括社会保障范围扩大,签订书面合同提高就业稳定性等。非正规化程度经历过一段时间的上升之后开始下降。可以推断,像中国这样同时创造了高速增长又向市场转型的国家,劳动力市场非正规化的变化,从时间上应该经历一个“先上升、后下降”的“倒 U 型”路径。附图 1 提供了初步的经验证据。

中国经济发展很不平衡,一些地区的发展水平高于另一些地区,这种经济格局使中国城镇劳动力市场的非正规化程度有了地区差异,这为寻找决定非正规化的因素提供了可能。本文观察 2005 年的城镇劳动力市场,这时,非正规化已在下降过程中(见附图 1)。可以推断,一些转型较早、发展水平高的地区,已经走过了“工资低廉、就业灵活”阶段,劳动力市场的非正规化程度已经下降;另一些转型较晚、发展水平不高的地区,正在向市场转型的过程中,仍处于“工资低廉、就业灵活”阶段,劳动力市场的非正规化程度仍然很高,甚至仍处于上升阶段。各城市 2005 年的人均 GDP(对数值)与非正规化之间的关系显示:随着人均 GDP 的提高,非正规化呈加速下降的态势(见附图 2-1)。

在探讨非正规化的决定因素之前,须回答另一个重要问题:中国城镇劳动力市场需要走向正规化吗?

1. 走向正规化有效率吗?

非正规就业者的收入和福利水平低于正规就业岗位上的同伴,其他条件不变时,非正规就业者本人是愿意进入正规就业岗位的。但从资源配置效率的角度看,降低劳动力市场的灵活性并提高安全性,是改进了劳动力资源的配置效率还是降低了效率?这是判断是否需要政策干预的经济学依据。只有弄清两个劳动者群体内各自的人力资本收益率,才能判断非正规就业者未来的方向。本文把教育收益率视为人力资本投资的回报,如果正规就业者群体内的教育收益率更高,则帮助非正规就业者走向正规化,就是改善了劳动力资源的配置;反之,干预会降低市场的效率。

2. 通过什么途径走向正规化?

劳动力市场走向正规化是与产业升级、提高技术结构相伴的。如果产业结构调整或升级由竞争性厂商依据市场信号进行,政府很难把低技术结构人为推进到高技术结构。因为产业调整需要大量的资本投入,而中国的资本市场对新兴部门来说有很高的门槛,以低技术结构为主的新兴部门厂商很难从国有银行融资以提升技术结构。产业升级主要依靠厂商自己的积累。厂商是否愿意产业升级的另一个条件是要素价格的变化:只有工资上升到足够高,使资本变得相对廉价,厂商才会选择用资本替代劳动。因此,“资本可获得”与“要素价格变化”是民营企业升级的两个条件。

市场能够自发完成这种产业调整吗?把观察对象设定为城市并在一定时间跨度内分析,则“产业结构决定就业质量”的命题就可以进行经验检验:随着经济增长和资本积累,一些发展水平高的城市,资本开始变得相对充裕,劳动力开始变得相对短缺,会最先遭遇工资上涨,要素禀赋结构改变了,这时,提高技术结构和资本密集度是有利的。这些城市新兴部门的厂商,会率先提升产业结构,提高就业安全性。因此,发展水平越高的城市,非正规化程度会下降得更快。这个理论推断与各个国家的经验事实是一致的:发达国家的非正规化程度低,发展中国家的非正规化程度高。

从以上分析可引申出一个能够应用于中国城市的假说:当经济发展水平超过一定阶段后,劳动者工资水平和就业安全性得以提高,劳动力市场会自动走向正规化。

三、数据与统计定义

本文使用了多个来源和不同观测单位的数据。

1. 在计算不同劳动者群体的教育收益率时,本文使用 2005 年 11 月 1 日进行的 1%人口抽样调查微观数据。这个数据有劳动者的岗位、收入和个人特征等信息,根据岗位特征和单位类型等信息,能辨识正规就业者和非正规就业者。大龄劳动者大量退出市场,年轻人口队列大量进入市场,是中国城镇劳动力市场的基本特征,选择年轻人口群体作为观测对象,更具现实意义和政策含义。本文挑选 40 岁以下人口作为研究对象,这对应着 1966 年及以后出生者。近年来高校扩大招生规模,适龄人口进入大学的比重迅速提高,大学生毕业的年龄通常是 22 岁—24 岁,1981 年出生队列中,有相当大比重的人还没有完成受教育阶段,计算教育收益时,1981 年及以后出生队列会遗失大量观测值,对教育收益率的计算会存在偏差。因此,本文截取 1966—1980 年的出生队列作为研究对象。

2. 根据 2005 年 1%人口抽样调查数据中的地级市代码,计算出各城市的非正规就业者所占比重、人口年龄结构、民族构成及农村迁移劳动者比重等信息,形成一套以城市为观测对象的新数据。然后,利用《中国城市统计年鉴》相关年份的数据,计算出各个城市 1995—2005 年期间的人均 GDP 增长速度、1995 年的人均 GDP 等。将这套数据与 2005 年 1%人口抽样调查的城市平均数据匹配起来,从城际比较中,揭示以往的经济增长和发展水平对今天劳动力市场的影响。计算增长速度时,用各省市历年的消费者价格指数进行平减。因此,本文的增长速度是真实增长速度。

3. 本文使用 1982 年和 2000 年的人口普查数据,计算各个城市的青年失业率或总失业率,与城市数据匹配起来分析。本文还使用民政部公布的各城市领取最低生活保障人口,与《中国城市统计年鉴》数据相匹配,计算得到各城市的“贫困发生率”。

4. 本文按照 ILO 第 17 届统计会议提供的统计标准(Husmans, 2004),将 2005 年 1%人口抽样调查数据中符合以下特征的就业者定义为“非正规就业者”:首先,排除了农林牧渔业劳动者;其次,对非正规就业者的划分仅限于城镇;再次,将“单位特征”和“岗位特征”相结合。符合以上条件后,正规与非正规劳动者区分如下:(A) 就业身份为“自营劳动者”或者“家庭帮工”,定义为非正规就业者;(B) 就业身份为“雇员”,但与雇主“未签订劳动合同”,定义为非正规就业者;(C) 如果应答者的单位类型为“国有及国有控股企业”,“未签订劳动合同”,但他/她的职业是“单位负责人”、“专业技术人员”和“办事人员和有关人员”,定义为“正规就业者”;(D) 如果应答者的单位类型为“集体企业”,职业是“单位负责人”,定义为“正规就业者”。

描述性统计信息报告如下。在 2005 年 1%人口抽样调查数据中,经过加权平均,城镇非农部门劳动者中非正规就业者占 52.3%,这个劳动力市场结构意味着,中国还是一个发展中国家。从人

在国家党政机关和事业单位,几乎所有的“正式职工”都没有签订“劳动合同”,而临时工反而签订了劳动合同。

群特征看,女性从事非正规就业的比重略高于男性;16—24岁刚进入劳动力市场的年轻人口,从事非正规就业的比重最高,55岁以上人口群体中,非正规化程度也高于25—54岁年龄组。各个年龄组都有接近一半的非正规就业比重,那么,选择1966—1980年出生队列作为分析对象不会产生大的偏差。在城镇劳动力市场上,本地劳动者和其他城镇迁移而来的劳动者,从事非正规就业的比重显著低于农村迁移来的劳动者。按教育程度分类,受教育水平越高,从事非正规就业的比重越低。1966—1980年出生队列的受雇者群体中,正规就业者的平均受教育年限为12.5年,非正规就业者只有9.5年,这个事实意味着:第一,受教育水平提高了劳动者竞争正规就业岗位的能力;第二,正规就业者受教育水平高,因而,其平均工资也高于非正规就业群体。人们观察到正规就业岗位有一个门槛,提高受教育水平是突破这个“门槛”的手段,竞争正规就业岗位是人力资本收益的一部分。这些描述性信息,不仅使我们对非正规就业状况有了初步知识,也为本文设定经验方程时选用解释变量提供了依据。

表1 不同人口群体的非正规化水平

单位: %	全部	男	女
总计	52.5	51.9	53.3
16—24岁	61.3	64.2	58.6
25—34岁	50.7	51.6	49.7
35—44岁	50.9	49.9	52.2
45—54岁	48.6	46.4	53.5
55—64岁	59.3	54.8	79.1
本地人	49.9	51.1	49.0
农村迁移者	68.7	67.6	69.6
城镇迁移者	37.9	39.7	36.6
小学及以下	83.0	81.2	85.2
初中	68.3	67.6	69.4
高中	41.9	41.8	42.0
大专	16.0	16.0	16.0
本科及以上	8.2	8.3	8.1

四、模型设定与识别

1. 模型设定

设定一(教育收益率比较)。在比较正规就业者和非正规就业者两个群体内的人力资本收益率时,教育被当作人力资本的代理变量;受教育年限与无法观测能力之间的相关性,使内生性问题不可忽视。在观测性数据中,通常办法是寻找有效的工具变量。利用1%人口抽样调查数据样本量巨大这个特点,依照Angrist和Krueger(1991)的建议,本文将劳动者的“出生季度”作为解释受教育年限差异的工具变量。根据工具变量研究领域的最新进展,吴要武(2008)通过比较数据质量和改进估计方法,发现“出生季度”在中国城镇劳动力市场上是个有效的强工具变量。因此,第一组经验方程可以设定如下:

$$\ln W_i = X_i + \gamma_c Y_{ic} + \beta \cdot educ_i + \mu_i \quad (1)$$

$$educ_i = X_i + \gamma_c Y_{ic} + \sum_j Q_{ij} \beta_j + \epsilon_i \quad (2)$$

(1)式为结构性方程,被解释变量 W_i 为小时工资, μ_i 为结构性方程的残差。(2)式中 $educ_i$ 为第 i 个观测者的受教育年限,它在结构性方程中为内生变量; X_i 是同时影响受教育年限和工资的一组向量,包括性别、婚姻状况、所处省份等; Q_{ij} 为一组虚拟变量,指出生在第 j 季度($j=1, 2, 3$); Y_{ic} 为出生队列($c=1, \dots, 15$),这是一组虚拟变量,控制出生队列的固定效应。对工具变量影响受教育年限、进而影响小时工资的传导机制,本文不再进行识别。

设定二(非正规化的城际比较)。哪些因素影响城市非正规化程度呢?从城市层面看,就业创造取决于以往的经济增长速度和产业结构;就业岗位的质量则受发展水平或发展阶段的影响。从

劳动力供给的角度看,一个城市的人口年龄结构、外来移民(如农民工)、民族构成等,也会影响就业质量。年轻劳动力和外来农民工从事非正规就业的比重更高,这些因素可作为结构性方程的解释变量。

结构性方程中,以城市的非正规化水平为被解释变量时,经济增长速度是高度可疑的解释变量——2005年以前某个阶段的增长速度可能与误差项相关,OLS估计会产生偏差。因此,同样需要找到有效的工具变量消除内生性偏差。本文设定如下形式的结构方程和简约型方程:

$$E_i = a + b \cdot growth + c \cdot \ln gdp^{1995} + d \cdot X + u \quad (3)$$

$$growth = k + \cdot IV + \ln gdp^{1995} + \cdot X + v \quad (4)$$

(3)式的被解释变量为城市劳动力市场的非正规化程度,用非正规就业者在城镇从业者(15—64岁)中的比重来代表。 $growth$ 为该城市1995—2005年期间人均GDP的平均增长速度,城市的长期增长速度会影响今天的非正规化程度; $\ln gdp^{1995}$ 为各城市1995年人均GDP的对数值,初始发展水平与增长速度共同决定了今天的发展水平,发展水平提高会降低非正规化程度; X 为一组解释变量。非正规化取决于发展水平,也取决于市场发育程度。

结构性方程中,本文最关心“增长速度”和“初始发展水平”对非正规化的影响,这两个变量共同决定了城市的发展水平或发展阶段。此外,选择如下解释变量。(1)“农村迁移者”在城镇劳动年龄人口中的比重:农民工是非正规就业的重要构成部分,农村迁移者比重越高,城市的非正规化程度越高。(2)城市的“民族构成”(Alberto and Ferrara, 2005):少数民族地区除了发展水平与内地有差异,这里的传统文化和民族政策,或许影响就业选择。(3)“年龄结构”:从描述性统计信息看出,年轻人口更容易从事非正规就业,一个城市的人口年龄结构会影响非正规化程度,本文将16—24岁在16—64岁人口中的比例作为年龄结构的代理变量。(4)“城市人口规模”:城市规模越大,生活成本越高,这可能影响劳动者的岗位偏好。(5)城市所在地区:中西部发展水平和劳动力市场发育程度都落后于东部,这会给中西部劳动力市场的非正规化程度产生影响。

其他解释变量包括,(1)“2000年的失业率”:2000年的城市失业率越高,城市政府面临的社会压力大,会鼓励发展非正规就业,非正规化程度更高。(2)城市的“贫困发生率”:从经济学逻辑上,应该是城市的劳动力市场状况决定贫困发生程度。在此将贫困发生率作为解释非正规化的变量,有两个理由:第一,贫困状况反映一个城市重要的社会经济特征,贫困发生率越高,劳动力市场越不灵活;第二,本文的“贫困发生率”来自民政部公布的贫困救助数据(2003年4月),从时间上位于非正规化程度之前,得到中央救助的贫困人口越多,城市面临的就业压力或许越小,越缺少积极性去提高市场灵活性和促进非正规就业。

“城市偏向政策”是中国特殊的环境,获得优待的程度与城市的行政级别有关。政策优待既影响增长,也影响城市劳动者的保留工资和就业预期,因此,本文将“城市行政级别”作为解释变量。根据1993年以前的行政级别,把城市划分为直辖市(3个)、计划单列市或副省级城市(16个)、省会城市(16个)、地级市(112个)、县级市或升级地级市(197个)。行政级别高或许得到更多的投资,本文将此期间的“平均投资率”——当年固定资产投资占GDP的比重——作为解释变量。出于类似考虑,还控制了“实际利用外资占固定资产投资的比重”(1995—2005年的平均值)。“资源型城市”是执行中央政府赶超战略的工业城市,受到中央政府更多的控制,承担指令性计划多,市场发育迟缓,会有更低的非正规化水平。

在1995—2005年期间,一些城市的人口发生冲击性波动:一些城市合并了周边的某(几)个县

拉萨市因历年的统计信息不全而被舍弃。

1984年及以前的城市,如果已划为地级市,在本文界定为地级市;1985年以后划定者,界定为“县级市或升级市”。

市,人口会出现一个跳跃;也有部分城市在此期间人口突然减少——行政区划调整而失去某些县市。人口急剧波动导致人均 GDP 波动,影响增长速度的计算。作者不愿意简单去掉这些样本:哪些城市会出现人口剧增或剧减,不是随机决定的;去掉这些城市会失去约五分之一的样本(63个,其中55个出现突然增加,8个出现突然减少)。本文构建一个新的标识性变量,“冲击性人口变化”,分为三类:没有发生人口急剧变化、发生急剧上升、发生急剧减少。

2005年,政府关注的重点是促进就业,还没有开始干预非正规化,各个城市的劳动力市场结果是“干净”的,可由过去的增长速度、(某个)期初发展水平和一系列城市特征来解释。

2. 识别

在第二组经验方程中,用前面十年的“平均增长速度”来解释今天的劳动力市场表现,从经验直觉上就会怀疑其“严格外生性”。那么,结构性方程的误差项里有什么因素同时影响“增长速度”和“非正规化程度”?根据经验,中国的经济增长和向市场转型是相互促进的,增长会刺激市场进一步发育,而市场发育也为增长带来动力。如果使用面板数据,经验方程会遭遇“联立性偏差”。采用截面数据时,内生性风险仍然存在。本文从中国特殊的转型历史背景中搜寻筛选符合条件的工具变量。作者推测,一个城市在改革开放之初遭遇的就业冲击及其反应,相对于1995—2005年的增长速度来,符合“相关性”与“外生性”这两个条件。本文用1982年各个城市的“青年失业率”作为工具变量。

知青返城的背景与应对政策:改革之前,大约有12个出生队列的城镇中学毕业生“上山下乡”。城镇需要的劳动力,反而从农村和复员军人中招收。1979—1981年,约1600万知青全部返城,当时的城镇人口总量只有1.72亿人,每个城镇都遭遇了严重的就业冲击。城市政府安排就业的途径主要有三个:第一,进入国有企业,采取3个人的活5个人干、7个人干的办法,要求冗员严重的国有企业超过实际需要接纳返城知青;第二,要求国有企业抽出部分资产设备和干部,成立附属于国有企业的集体企业,机关事业单位则成立劳动服务公司,吸纳返城知青;第三,鼓励发展服务业,允许知青和待业青年灵活就业,向个体经济“开口子”。第三种方法可以看作劳动力市场发育的开端。根据一些学者的研究,绝大多数知青和待业青年进入国营企业和集体企业,分别占63.3%和32.9%;真正进入个体经济的比重是只有3.8%(肖冬连,2004)。

后来的实践发现,“集体经济”比“国有经济”更接近市场,有更完善的内部激励机制,与个体经济一样,也受到各级政府的歧视。这次冲击的影响是:那些大力发展“非国有经济”的城市,在向市场转型过程中先行了一步,较好地解决了就业问题;固守“铁饭碗”制度的城市,不敢或不愿发展“非国有经济”以解决就业难题,就业压力会持续更长时间。知青返城给坚固的计划经济体制一个强力冲击,被公认为城镇劳动力市场发育的开端。可以把1982年的青年失业率视为“市场初始发育程度”的代理变量。相对于1995—2005年期间的增长速度和2005年的市场非正规化程度来说,“知青返城”冲击和1982年的失业率可以看作是“外生的”:如果把1982年的青年失业率看作因变量(2005年非正规化程度)的一个“滞后”变异形式,根据市场有效性假说,1982年的青年失业率(IV)不会直接影响结构性方程中的因变量。C检验结果显示,无法拒绝“青年失业率”为外生变量。

向市场转型一直是中国经济增长的强大动力,那些转型迅速、市场发育快的城市,有更快的增长速度和更高的发展水平,这些地区的剩余劳动力最先被吸纳完毕并最先提高就业质量;相反,那些转型迟缓、缺少市场发育的城市,经济增长缓慢,长期存在就业压力,因为缺少非农就业机会,本地劳动力要迁移到其他地区寻求就业。显然,知青返城冲击导致的失业率和结构性方程(3)中的误差项无关,是外生的。工具变量推动内生解释变量变异的机制如下:就业冲击→推动劳动力市场发育→促进随后的经济增长→影响今天劳动力市场的非正规化水平。

图1描述了工具变量与经济增长之间的关系。从非参数估计结果看出,1982年的青年失业率

与1995—2005年期间的平均增长速度负相关:1982年城镇青年失业率越高,越不利于后来的经济增长。满足工具变量“相关性”条件。

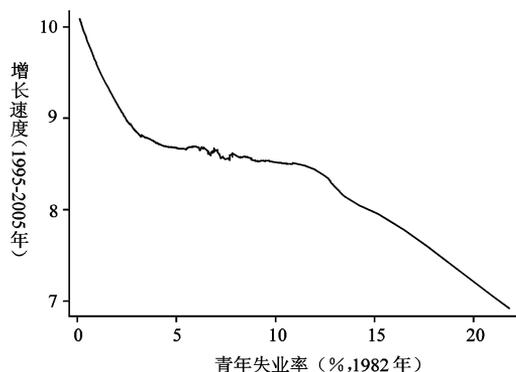


图 1-1 1982 年青年(16—30 岁)失业率

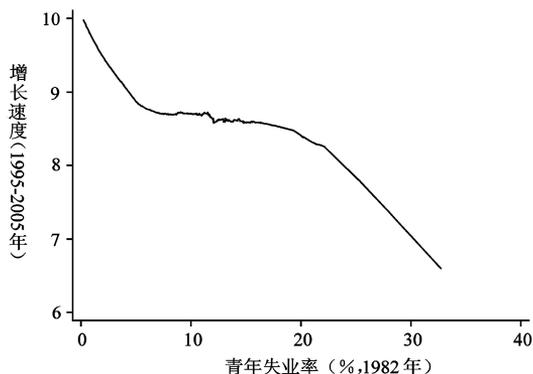


图 1-2 1982 年青年(16—24 岁)失业率

图 1 对模型设定二中工具变量相关性的识别

3. 对模型设定一的检验

用出生季度作工具变量来估计教育收益率时,需要处理一个技术性问题:如何选择工具的数量。一年分为4个季度,中国的升学时间通常为9月初,既可以把4个季度直接处理为3个虚拟变量,也可以把前3个季度作为控制组,把第4季度作为处理组(0-1变量)。从已有文献对工具变量的处理看,研究者还将出生季度与出生队列相乘形成交互项(Angrist and Krueger, 1991),这样做的好处是控制队列效应并捕获内生变量更多的变异,提高拟合优度,但增加工具变量的数目也增大了弱工具风险(Hahn and Hausman, 2002; Stock and Yogo, 2004)。如果工具变量太弱,比如,第一阶段回归的 F 值小于2,采用工具变量估计就会“治疗比疾病本身更坏”。因此,在正式回归分析和报告结果之前,先讨论模型设定中的一些技术性细节,以便选择最优工具变量组合和最适用的经验方程。

表2报告了采用不同工具变量数目和针对不同人口群体进行2SLS分析时,评估模型设定和弱工具风险的一些技术性指标。选择多少个工具数量合适呢? Donald 和 Newey (2001)建议的方法是比较采用不同工具变量组合时模型的MSE值,该值越小经验方程越合适。当工具的数目由1个增加到45个时,在不同的人口群体中, RMSE 数值并没有一致的变化态势。相比较而言,工具数目为1和45时, RMSE 的值较小。工具的数量大于内生变量的数量时会面临过度识别约束问题, Hansen J 检验的结果一并报告。在工具数量为3时,6个目标人口组中,有4个无法在10%水平上拒绝过度识别,这意味着,一些工具不是有效工具。根据 Staiger 与 Stock (1997)的建议,只有1个内生解释变量时,第一阶段回归的 F 值大于10是个经验切割点。显然,当工具变量数目达到15及以上时,弱工具风险变得非常严重。

必须同时考虑过度识别约束(有效性)、弱工具和最优设定等问题。首先,那些拒绝过度识别约束的模型,一些工具是无效的,在讨论MSE值之前先排除这些模型及结果。本文先舍弃工具变量数为3这一组的结果。当工具变量数目达到45个时,弱工具风险非常严重,在受雇的非正规就业者次级样本中,第一阶段 F 值小于2。这时,2SLS估计的偏差比OLS还要大。既然最小化MSE和弱工具问题缠结在一起,改进估计方法就是必然选择。本文使用近年来发展出的新估计方法。

五、回归分析结果一

在报告回归分析结果之前,查看一下不同受教育程度者的小时工资及样本分布等描述性信息,

有利于后面对回归分析结果做经验判断。由于受雇者是可能走向正规化的目标群体,也是政策关注的对象,而且这个群体更具同质性,本文专门描述这个群体的统计信息。表3显示:无论是正规就业者群体还是非正规就业者群体,随着受教育水平的提高,劳动者的小时工资(对数值)都在稳步提高,这意味着,在两个劳动者群体内,人力资本投资似乎都得到了恰当的回报和激励。从两个群体之间的比较看,正规就业者都有略高的工资,但组间的工资差异并没有扭曲受教育差异导致的工资差异,这意味着市场是有效的。

表2 模型设定一的部分技术指标(2SLS结果)

工具数目	所有样本			受雇者		
	RMSE					
	总计	正规就业	非正规就业	小计	正规就业	非正规就业
1	0.6166	0.5242	0.5567	0.5139	0.4887	0.5213
3	0.6172	0.524	0.5579	0.5168	0.4894	0.5021
15	0.6151	0.5242	0.5569	0.5134	0.4889	0.5088
45	0.614	0.525	0.5592	0.5121	0.4918	0.4981
Hansen J 检验(卡方值,括号内为 p 值)						
1
3	5.647(0.059)	4.005(0.135)	6.000(0.050)	7.941(0.019)	5.617(0.060)	3.192(0.203)
15	13.26(0.506)	11.03(0.684)	7.62(0.908)	12.76(0.545)	10.86(0.697)	16.92(0.260)
45	43.32(0.501)	54.25(0.138)	31.08(0.929)	52.86(0.169)	52.15(0.187)	43.82(0.479)
第一阶段的 F 值						
1	195.47	67.24	29.01	106.57	59.74	16.57
3	65.36	23.44	10.14	36.2	20.68	6.43
15	15.31	5.44	3.55	8.29	4.87	2.64
45	6	2.5	1.92	3.73	2.32	1.74

表3 不同受教育程度者的小时工资及样本分布(受雇者样本)

	正规就业者			非正规就业者		
	工资*	标准差	观测值	工资*	标准差	观测值
未上过学	1.202	0.715	138	0.960	0.519	781
小学	1.375	0.515	2961	1.148	0.498	10551
初中	1.490	0.514	26258	1.258	0.520	43682
高中	1.730	0.557	34485	1.402	0.581	18423
大专	1.984	0.564	31388	1.740	0.644	5552
本科	2.318	0.627	20370	2.079	0.683	1780
研究生 ⁺	2.856	0.693	1909	2.677	0.781	77

注: *为小时工资的对数值。

描述性统计结果提供了一个大致的信息,从中尚难以比较两个劳动者群体内,哪一个群体内的教育回报率更高。

表4报告了采用不同经验方程时不同样本群体的回归分析结果。在总样本中,非正规就业者包括“自雇经营者”、“家庭帮工”和“受雇者”。显然,前两个群体与“受雇者”具有异质性,总样本中教育系数的波动很大且难以解释,但受雇者是个相对同质的样本,又是政策关注的对象。所以,本文把受雇者群体内非正规就业者的教育系数报告在右边列窗格中。

第一个窗格报告了不同样本群体的 OLS 估计值。可以看出,每个群体的教育收益率都显著为正,与表 3 的描述性结果相一致。无论在总样本中还是在受雇者群体中,正规就业者的教育收益率显著大于非正规就业者。但两个群体的教育收益率都低于总样本或所有受雇者样本。这是由于正规就业者和非正规就业者在“教育 - 收入”坐标轴上的相对位置引起的。由于预知 OLS 估计结果存在偏差,对这个结果不必当真。但 OLS 估计结果是极具误导性的,相信这个结果会得出扭曲的政策含义。

第二个窗格报告了采用 1 个工具变量时 2SLS 的估计结果。经验方程的第一阶段 F 值和 RMSE 值见表 2。与 OLS 估计结果相比,6 个样本组中有 5 个的教育系数更大。这与 David(2001)的发现相一致。进一步比较发现,在所有样本的分类中,正规就业者的教育系数为 9.8%,非正规就业者的教育系数只有 6.4%且统计上不显著;在受雇者群体中,正规就业者的教育系数为 11.4%,而非正规就业者的教育系数则达到 13.1%,即非正规就业者反而有更高的教育收益率。

第三个窗格报告了采用 3 个工具变量时 2SLS 的估计结果。与 1 个工具时相比,最大的变化出现在两个非正规就业者样本群体:总样本中的非正规就业者,教育系数下降到 4.3%且统计上不显著;受雇者群体中的非正规就业者,教育系数为 9.9%,略低于正规就业者的 12%。

表 4 不同样本群体教育系数的估计结果

	所有样本			受雇者		
	总计	正规就业	非正规就业	小计	正规就业	非正规就业
教育年限 1	0.122	0.103	0.059	0.112	0.109	0.066
OLS	(0.000)	(0.001)	(0.001)	(0.000)	(0.001)	(0.001)
教育年限 2	0.153	0.098	0.064	0.137	0.114	0.131
2SLS(1)	(0.015)	(0.023)	(0.043)	(0.017)	(0.023)	(0.051)
教育年限 3	0.154	0.103	0.043	0.143	0.120	0.099
2SLS(3)	(0.015)	(0.022)	(0.042)	(0.017)	(0.023)	(0.046)
教育年限 4	0.149	0.097	0.067	0.136	0.117	0.113
2SLS(15)	(0.014)	(0.021)	(0.032)	(0.016)	(0.021)	(0.034)
教育年限 5	0.147	0.114	0.037	0.132	0.130	0.046
2SLS(45)	(0.013)	(0.018)	(0.025)	(0.013)	(0.018)	(0.023)
观测值	271854	116501	114225	176003	105653	70350

第四个窗格将出生季度(0—1)与出生队列形成交互项,工具数目达到 15 个。这时,受雇者群体的三个教育系数,非常接近窗格 2。虽然非正规就业者的教育系数低于窗格 2,但与受雇者中的正规就业者几乎没有差异。

第五个窗格将 3 个出生季度与 15 个出生队列形成交互项,工具数目达到 45 个。这时,受雇者群体中非正规就业者样本的教育系数急剧下降,只有 4.6%。但表 2 的 F 值显示有严重的弱工具,这时的教育系数是有偏差的,其显著性也可能是不正确的。

使用的工具变量超过 3 个时就可能遭遇弱工具,本文利用解决弱工具问题的最新方法,有限信息似然估计(LIML)和 FULLER 估计,使用不同的工具数量,估计受雇者群体及两个次级样本的教育系数,结果参见附表 1。可以看出,与 2SLS 的结果非常接近,工具变量为 1 和 15 时,非正规就业者群体内的教育系数大于正规就业者;工具数量为 3 时,非正规就业者的教育系数略高于 2SLS 值,达到 10.6%,略低于正规就业者。当采用的工具数量为 45 个时,教育系数不显著异于 0。从表 4 与附表 1 的比较可看出:没有弱工具风险时,2SLS 和 LIML、FULL 的结果之间没有差异;随着工具数量

增加和第一阶段 F 值下降,2SLS 与 LIML、FULL 的结果之间的差异开始变大。

哪一个模型应该作为统计推断的基础方程,表 4 并没有提供清晰的结果。作者对这个问题做进一步的考察,由于劳动力市场正规化的目标群体是受雇者,下面对受雇者群体的两个次级样本进行比较。根据 Donald 和 Newey (2001) 在其表 8 中的建议,作者采用 2SLS、LIML 和 B2SLS 三种估计方法。每种估计方法下,通过比较不同工具变量束下的 MSE 值选出各组的系数。由于担心时间趋势可能影响不同队列的教育回报,本文将 1966—1980 年出生队列分成 3 个次级队列。回归结果报告在表 5 中。

这时,2SLS 估计和其他估计方法得到的教育系数非常接近。在 1966—1970 年出生队列中,非正规就业者的教育系数为 14.1%—15.4%,而正规就业者只有 10.7%,显然,非正规就业者有更高的教育回报率。但在 1971—1975 年和 1976—1980 年出生队列中,正规就业者的教育回报系数却高于非正规就业者。尤其是在 1976—1980 年出生队列,两者的差距接近 OLS 回归结果。可以看出,正规就业者的教育回报一直稳定在 9%—11%之间,而非正规就业者的教育收益却出现较大波动,约在 7%—16%之间。表 5 报告的工具变量最优组合大于 1 时, J 检验统计量都不显著,无法拒绝工具变量的外生性。

年轻劳动群体中正规就业者的教育收益率似乎更高,但不同出生队列组中收益率不一致,这个结果还无法支持“促进正规化就业可以改善劳动力资源配置效率”这样的结论。

表 5 受雇者群体的教育收益率

	2SLS		LIML		B2SLS	
	正规就业	非正规就业	正规就业	非正规就业	正规就业	非正规就业
1966—1970 年出生队列						
教育年限	0.107 (0.016)	0.141 (0.044)	0.107 (0.016)	0.154 (0.046)	0.107 (0.016)	0.154 (0.046)
工具数量*	1	3	1	1	1	1
第一阶段 F 值	116.12	7.47	116.12	21.78	116.12	21.78
1971—1975 年出生队列						
教育年限	0.089 (0.016)	0.076 (0.029)	0.089 (0.017)	0.076 (0.030)	0.089 (0.017)	0.076 (0.030)
工具数量*	5	5	5	1	5	1
第一阶段 F 值	23.97	9.13	23.97	44.29	23.97	44.29
1976—1980 年出生队列						
教育年限	0.103 (0.024)	0.068 (0.029)	0.102 (0.027)	0.068 (0.029)	0.102 (0.027)	0.068 (0.029)
工具数量*	5	1	5	1	5	1
第一阶段 F 值	12.74	49.25	12.74	49.25	12.74	49.25

注: *处为最小化 MSE 时的工具变量数目。

六、回归分析结果二

接着报告城际水平的回归分析结果。图 1 的非参数估计结果提供了“相关性”方面的信息,但看起来相关的工具变量强弱如何? 本文报告第一阶段回归结果和 F 值。结构性方程使用了众多解释变量,但本文最感兴趣的是“经济增长速度”和“城市初始发展水平”对非正规化的影响。对“增长速度”(1995—2005 年)先作内生性检验。虚拟假设为:“在结构性方程中,增长速度可以被看作外

生变量”。无论怎样调整结构性方程中的控制变量,C检验的卡方值都在5%水平上拒绝了原假设。所以,经验方程设定为两阶段回归是恰当的。

表6报告了回归分析结果。本文使用同样的解释变量但设定不同的估计方法。左边窗框的OLS结果显示,“增长速度”和“初始发展水平”都有正确的符号且都在5%水平上统计显著:增长速度每提高1个百分点可以使非正规化程度降低0.5—0.7个百分点;“期初发展水平”提高1个单位,非正规化程度能降低4.7—6个百分点。

右边窗框为2SLS估计结果,报告3个经验方程的两阶段估计值。“增长速度”每提高1个百分点,对降低非正规化的贡献达到2.5—2.9百分点,这是OLS估计值的4—5倍;初始发展水平提高1个单位,能降低非正规化9.3—10个百分点,约是OLS估计结果的1.5—2倍。显然,OLS估计低估了长期增长速度和初始发展水平对降低非正规化的贡献。模型2增加了控制变量“城市人口规模”。“增长速度”和“初始发展水平”的系数都比模型1略微提高;模型3在模型2的基础上增加了“城市类型”,“资源型城市”对非正规化程度有显著的负效应,“煤炭城市”和“其他自然资源城市”非正规化水平分别比非资源城市低7.3和10.4个百分点。增加这个变量后,“增长速度”和“初始发展水平”的系数略有下降。

工具变量的相关性如何?第一阶段回归结果显示,1982年青年失业率对后来增长速度的贡献约为0.2个百分点,即失业率每提高5个百分点,1995—2005年的平均增长率会下降1个百分点,这会使非正规化水平提高约2.5—2.9个百分点。在2SLS估计方程1—3中,第一阶段的F值介于16.4—18.6之间,可以非常确信地拒绝弱工具。

工具变量估计的结果足够稳健吗?本文在模型3的基础上增加更多的控制性变量,估计结果见表7。就本文关心的“增长速度”和“初始发展水平”来看,无论是OLS估计还是2SLS估计,增加解释变量对这两个变量的系数影响很小。

模型4增加了城市的“行政级别”,2SLS估计结果显示,“增长速度”的系数提高到-2.58,“初始发展水平”提高到-10.2;模型5—6进一步增加了“平均投资率”和“外资利用率”,“增长速度”和“初始发展水平”的系数略有下降,分别为-2.42、-2.5和-10.04、-10.17。从不同模型的2SLS估计结果看出,“增长速度”和“初始发展水平”对当前非正规化程度贡献显著且稳健。增加更多控制性解释变量后,模型第一阶段的F值开始下降,但即使是最小的模型5,仍然达到11,在观测值只有300个左右时,仍可以非常确信地拒绝弱工具。

从模型1—6的2SLS估计结果可得出确定的判断:促进经济增长和提高发展水平是解决非正规化问题的有效手段。

除了增长和发展水平,其他因素也同样影响非正规化程度,下面对这些因素作扩展性分析。2000年的失业率每提高1个百分点,2005年的非正规化水平提高约0.4—0.6个百分点;2003年的贫困发生率提高1个百分点,则2005年的非正规化水平降低约0.3—0.8个百分点。两个变量对非正规化的影响和统计水平都是显著的。经验含义在于:一个城市的就业压力越大,越容易选择发展非正规就业,而得到政府贫困救助的人越多,越缺少发展非正规就业的积极性。

从地区分布上看,“增长速度”和“初始发展水平”一定时,中西部城市的非正规化水平更低。可能的原因是中西部城市的市场发育相对迟缓,这些地区的非正规化水平尚未进入下降阶段,会随着市场的进一步发育而上升。这个判断还为资源型城市的非正规化程度更低所佐证:资源型城市的市场发育迟缓,这些城市到2005年还在抱怨“中央政府干预过多”、“自然资源价格放而未开”(濮洪九,2005)。资源型城市的非正规化程度也显著低于非资源城市:“煤炭”、“有色”和“其他资源”城市都有显著为负的系数。城市的行政级别对劳动力市场有着显著的影响,与参照组“直辖市”相比,其他城市都有正的系数,行政级别越低,居民对就业优待的预期也会越低,更愿意接受非正规就业岗位。

表 6 劳动力市场非正规化决定因素分析(1)

	OLS			2SLS					
	1	2	3	第二阶段回归 (被解释变量:2005年 非正规化水平)			第一阶段回归 (被解释变量:1995— 2005年增长速度)		
				1	2	3	1	2	3
增长速度 (1995—2005年)	- 0.63 (0.18)	- 0.67 (0.19)	- 0.47 (0.18)	- 2.76 (0.93)	- 2.87 (0.92)	- 2.50 (0.81)			
初始发展水平(1995 年人均GDP对数值)	- 6.04 (1.14)	- 6.02 (1.17)	- 4.76 (1.17)	- 9.97 (1.99)	- 10.08 (1.96)	- 9.39 (2.01)	- 2.22 (0.45)	- 2.21 (0.46)	- 2.61 (0.44)
东部地区	-	-	-	-	-	-	-	-	-
中部地区	- 3.67 (1.32)	- 3.44 (1.34)	- 3.75 (1.24)	- 5.39 (1.65)	- 5.02 (1.62)	- 5.41 (1.52)	- 0.49 (0.42)	- 0.42 (0.42)	- 0.54 (0.41)
西部地区	- 5.15 (1.51)	- 4.86 (1.51)	- 4.58 (1.45)	- 6.46 (1.69)	- 5.99 (1.68)	- 5.89 (1.62)	0.07 (0.51)	0.15 (0.51)	0.07 (0.47)
少数民族 (2005年)	0.05 (0.03)	0.06 (0.03)	0.03 (0.03)	0.01 (0.05)	0.03 (0.05)	0.01 (0.04)	- 0.02 (0.02)	- 0.02 (0.02)	- 0.02 (0.02)
农村迁移者 (2005年)	0.23 (0.08)	0.25 (0.08)	0.22 (0.08)	0.47 (0.14)	0.51 (0.14)	0.46 (0.12)	0.12 (0.02)	0.13 (0.02)	0.12 (0.02)
年轻人口 (2005年)	- 0.15 (0.13)	- 0.20 (0.13)	- 0.27 (0.13)	- 0.23 (0.15)	- 0.31 (0.16)	- 0.32 (0.14)	- 0.01 (0.04)	- 0.02 (0.04)	0.01 (0.04)
大专以上 (2005年)	- 1.10 (0.10)	- 1.16 (0.12)	- 1.17 (0.12)	- 0.93 (0.15)	- 1.03 (0.16)	- 1.05 (0.15)	0.06 (0.04)	0.04 (0.04)	0.04 (0.04)
失业率 (2000年)	0.21 (0.10)	0.22 (0.10)	0.34 (0.10)	0.48 (0.16)	0.49 (0.16)	0.56 (0.14)	0.19 (0.04)	0.19 (0.04)	0.18 (0.04)
贫困发生率 (2003年4月)	- 0.52 (0.13)	- 0.51 (0.13)	- 0.34 (0.12)	- 0.84 (0.20)	- 0.83 (0.20)	- 0.70 (0.20)	- 0.18 (0.04)	- 0.17 (0.04)	- 0.20 (0.04)
非资源城市	-	-	-	-	-	-	-	-	-
煤炭城市			- 9.56 (1.65)			- 7.27 (2.06)			0.95 (0.38)
有色金属城市			- 9.21 (2.66)			- 4.86 (3.24)			2.11 (0.63)
石油城市			- 5.07 (3.19)			1.00 (4.20)			2.68 (1.14)
森工城市			- 2.50 (2.19)			3.96 (3.33)			2.99 (1.80)
其他资源型城市			- 5.93 (2.99)			- 10.38 (4.46)			- 2.34 (0.69)
失业率 1982 (16—30岁)							- 0.18 0.05	- 0.19 0.05	- 0.19 (0.04)
观测值	309	309	309	305	305	305			
第一阶段 F 值				16.55	16.43	18.62			
R ²	0.4804	0.4875	0.5751						

注:模型中有控制变量“发生人口变化”;“常数项”;模型2以后开始增加“城市人口规模”;下同。

表7 劳动力市场非正规化决定因素分析(2)

	OLS			2SLS					
	4	5	6	第二阶段回归			第一阶段回归		
				4	5	6	4	5	6
增长速度 (1995—2005年)	- 0.45 (0.19)	- 0.41 (0.19)	- 0.41 (0.19)	- 2.58 (0.94)	- 2.42 (1.04)	- 2.50 (1.03)			
初始发展水平(1995 年人均GDP对数值)	- 4.37 (1.40)	- 4.94 (1.40)	- 4.87 (1.41)	- 10.20 (2.76)	- 10.04 (2.79)	- 10.17 (2.80)	- 2.91 (0.49)	- 2.76 (0.49)	- 2.78 (0.50)
东部地区	-	-	-	-	-	-	-	-	-
中部地区	- 4.29 (1.27)	- 4.75 (1.28)	- 4.82 (1.29)	- 6.09 (1.61)	- 6.16 (1.55)	- 6.27 (1.57)	- 0.60 (0.43)	- 0.51 (0.42)	- 0.49 (0.44)
西部地区	- 5.20 (1.52)	- 5.72 (1.49)	- 5.79 (1.51)	- 6.82 (1.73)	- 6.93 (1.68)	- 7.04 (1.68)	- 0.07 (0.51)	- 0.01 (0.51)	0.02 (0.50)
少数民族 (2005年)	0.04 (0.03)	0.03 (0.03)	0.03 (0.03)	0.01 (0.04)	0.01 (0.04)	0.01 (0.04)	- 0.02 (0.02)	- 0.01 (0.02)	- 0.01 (0.02)
农村迁移者 (2005年)	0.19 (0.08)	0.18 (0.08)	0.19 (0.08)	0.46 (0.14)	0.43 (0.15)	0.46 (0.15)	0.13 (0.03)	0.13 (0.03)	0.13 (0.03)
年轻人口 (2005年)	- 0.27 (0.13)	- 0.26 (0.13)	- 0.24 (0.14)	- 0.35 (0.14)	- 0.34 (0.14)	- 0.32 (0.15)	0.00 (0.04)	0.00 (0.04)	- 0.01 (0.04)
大专以上 (2005年)	- 1.22 (0.13)	- 1.21 (0.13)	- 1.22 (0.13)	- 1.14 (0.15)	- 1.14 (0.15)	- 1.14 (0.15)	0.03 (0.04)	0.03 (0.04)	0.03 (0.04)
失业率 (2000年)	0.38 (0.11)	0.37 (0.10)	0.39 (0.11)	0.52 (0.13)	0.51 (0.13)	0.53 (0.14)	0.14 (0.04)	0.14 (0.04)	0.13 (0.04)
贫困发生率 (2003年4月)	- 0.30 (0.13)	- 0.33 (0.12)	- 0.33 (0.13)	- 0.70 (0.22)	- 0.69 (0.23)	- 0.71 (0.23)	- 0.21 (0.04)	- 0.20 (0.04)	- 0.20 (0.04)
非资源城市	-	-	-	-	-	-	-	-	-
煤炭	- 8.72 (1.70)	- 8.50 (1.67)	- 8.59 (1.70)	- 6.83 (2.07)	- 6.86 (2.04)	- 6.88 (2.08)	0.81 (0.39)	0.77 (0.39)	0.80 (0.40)
有色	- 8.36 (2.51)	- 8.04 (2.37)	- 8.01 (2.38)	- 4.39 (3.31)	- 4.52 (3.27)	- 4.35 (3.28)	1.95 (0.61)	1.86 (0.62)	1.86 (0.62)
石油	- 3.99 (3.09)	- 2.57 (3.26)	- 2.68 (3.28)	2.60 (4.55)	2.85 (4.45)	2.92 (4.52)	2.76 (1.18)	2.41 (1.16)	2.45 (1.17)
森工	- 1.88 (2.17)	- 1.47 (2.12)	- 1.48 (2.10)	4.32 (3.61)	4.08 (3.63)	4.29 (3.69)	2.86 (1.81)	2.75 (1.72)	2.76 (1.72)
其他资源	- 5.44 (3.05)	- 5.97 (3.09)	- 6.02 (3.12)	- 10.39 (4.90)	- 10.28 (4.81)	- 10.50 (4.89)	- 2.41 (0.64)	- 2.27 (0.69)	- 2.27 (0.68)
直辖市									
副省级城市	7.21 (3.62)	6.61 (3.51)	6.72 (3.52)	8.17 (3.86)	7.86 (3.79)	8.02 (3.81)	0.32 (0.70)	0.45 (0.70)	0.43 (0.70)
省会城市	9.76 (5.76)	9.54 (5.61)	9.98 (5.69)	7.52 (6.51)	7.58 (6.39)	7.95 (6.49)	- 0.99 (1.05)	- 0.94 (1.04)	- 1.00 (1.06)
地级市 (1984年及以前)	4.86 (5.76)	3.53 (5.62)	4.03 (5.68)	2.94 (6.16)	2.52 (5.98)	2.99 (6.09)	- 0.88 (1.20)	- 0.60 (1.21)	- 0.67 (1.24)
县级或升级市 (1985年及以后)	6.84 (6.01)	5.22 (5.89)	5.83 (5.97)	2.38 (6.72)	2.01 (6.49)	2.51 (6.61)	- 1.75 (1.33)	- 1.42 (1.34)	- 1.50 (1.38)
投资率		- 0.09 (0.04)	- 0.09 (0.04)		- 0.04 (0.05)	- 0.04 (0.05)		0.02 (0.02)	0.02 (0.02)
外资利用率			- 0.02 (0.04)			- 0.01 (0.04)			0.01 (0.01)
工具变量:									
失业率 1982 (16—30岁)							- 0.17 (0.05)	- 0.16 (0.05)	- 0.16 (0.05)
观测值	306	306	306	305	305	305			
第一阶段 F 值				14.12	11	11.09			
R ²	0.5858	0.5932	0.5939						

“农村迁移者”是非正规就业者的主体,他们在城市劳动年龄人口中的比重越高,城市的非正规化水平越高。“16—25岁年轻人口”有显著为负的系数:那些就业机会更多更好的城市,会吸引其他城市和农村的年轻人口迁移过来。“大专及以上学历者”在劳动年龄人口中的比重越高,城市的非正规化程度越低。以上三个变量在统计上都是显著的。其他控制性解释变量,如平均投资率、外资比例、少数民族所占比重,在统计上不显著。

以上分析看出,保持可持续增长并提高发展水平,非常有效地降低了城市劳动力市场的非正规化程度。

七、结论与政策含义

1998年,政府鼓励劳动者采取多种形式的就业,包括“灵活就业”(非正规就业),以缓解严重的就业压力。鼓励灵活就业的效果是显著的,非正规就业的比重迅速提高。2002年以来,经济增长迅速,就业压力缓解。2006年以后,政府部门一面声称“就业压力仍然巨大”,一面悄然转变鼓励“灵活就业”的政策,开始出台一系列提高劳动力市场安全性的政策、措施甚至法律法规。从改进劳动力资源配置效率看,政府需要干预劳动力市场上的非正规就业吗?本文的经验研究得出了清晰结论:(1)从事非正规就业的群体,其人力资本投资收益率并不显著低于正规就业者,劳动力市场非正规化似乎没有导致劳动力资源配置上的损失。(2)市场发育会带来非正规化,但保持经济长期快速增长和提高发展水平,又是降低非正规化最有效的手段。

从这两个研究结论可引申出有针对性的政策含义:在发展水平处于较低阶段时,鼓励劳动力市场发展,提高市场灵活性,非正规化是有效率的;当发展水平提高后,劳动者的知识技能提高伴随着就业安全性提高,降低非正规化也是有效率的。提高发展水平是个渐进的自然过程,没有必要在那些发展水平较低的城市强制促进正规化;那些发展水平相对高的城市,已经开始快速走向正规化,也不需要政府干预。因此,走向正规化(“体面就业”)可以作为一个发展方向,但未必适合作为短期的政策目标。

参考文献

- 蔡昉,2007:《人口与劳动就业绿皮书》,社会科学文献出版社。
- 蔡昉,2008:《刘易斯转折点——中国经济发展新阶段》,社会科学文献出版社。
- 蔡昉,王美艳,2004:《非正规就业与劳动力市场发展——读解中国城镇就业增长》,《经济学动态》第4期。
- 卡则斯、纳斯波洛娃,2005:《转型中的劳动力市场:平衡灵活性与安全性——中东欧的经验》,中国劳动社会保障出版社。
- 林毅夫、蔡昉、李周,1994:《中国的奇迹:发展战略与经济改革》,上海人民出版社。
- 濮洪九,2004:《完善煤炭价格形成机制,促进煤炭工业可持续发展》,载于岳福斌(主编):《煤炭价格与煤炭经济可持续发展》,社会科学文献出版社。
- 吴要武,2008:《寻找阿基米德的杠杆——“出生季度”是个弱工具吗?》,中国社会科学院人口与劳动经济研究所工作论文。
- 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》第2期。
- 朱训,2002:《朱训论文选》,中国科学技术出版社。
- Alesina Alberto and Eliana La Ferrara, 2005, “Ethnic Diversity and Economic Performance”, *Journal of Economic Literature*, Vol. 43, No. 3 (Sep.), pp. 762—800.
- Andrews Donald, Marcelo Moreira, James Stock, 2007, “Performance of Conditional Wald Tests in IV Regression with Weak Instruments”, *Journal of Econometrics*, 139, pp. 116—132.
- Angrist, J. D., and A. B. Krueger, 1991, “Does Compulsory School Attendance Affect Schooling and Earnings?”, *Quarterly Journal of Economics*, 106, 979—1014.

一个城市的“农村迁移者”所占比重可能不是外生的。本文尝试去掉这个解释变量,但没有扭曲所估计的系数和显著性。

Angrist, J. D. , and A. B. Krueger , 2001 , “ Instrumental Variables and the Search for Identification : From Supply and Demand to Natural Experiments ”, *Journal of Economic Perspectives* , Vol. 15 , No. 4 (Autumn ,) , pp. 69—85

Card David , 2001 , “ Estimating the Return to Schooling : Progress on Some Persistent Econometric Problems ”, *Econometrica* , September , 69 (5) , pp. 1127—60.

Hahn Jinyong , Jerry Hausman , 2003 , “ Weak Instruments : Diagnosis and Cures in Empirical Econometrics ”, *American Economic Review* , Vol. 93 , No. 2 , (May) , pp. 118—125.

Husmanns , 2004 , “ Measuring the Informal Employment : From Employment in the Informal Sector to Informal Employment ”, Policy Integration Department Bureau of Statistics , International Labour Office . Working paper No. 53.

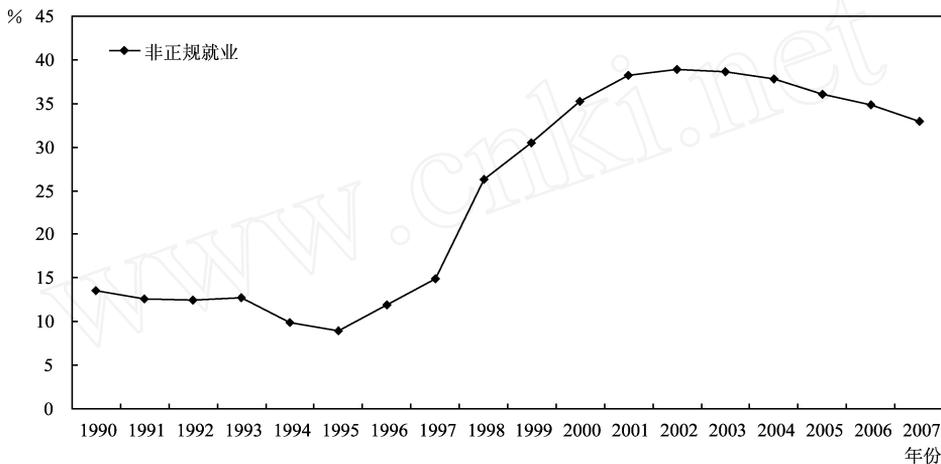
Moreira Marcelo J. 2003 , “ A Conditional Likelihood Ratio Test for Structural Models ”, *Econometrica* 71 , 1027—1048.

Sala-i-Martin X. , 1997 , “ I Just Ran Two Million Regressions ”, *American Economic Review* . pp. 178—183

Staiger , D. , Stock J. , 1997 , “ Instrumental Variables Regression with Weak Instruments ”, *Econometrica* 65. 557—586.

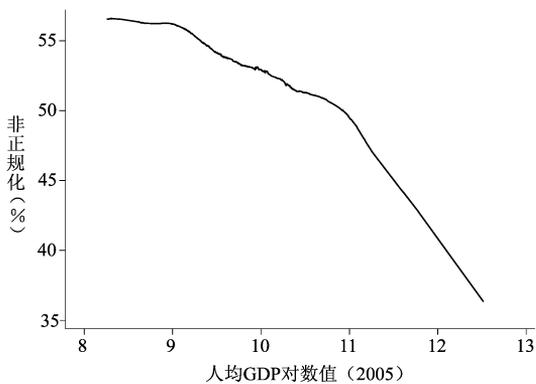
Stock , J. H. and M. Yogo. 2002 , “ Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression ”, NBER , Technical Working Paper 284. (revised version : January 2004)

Donald Stephen G. and Whitney K. Newey , 2001 , “ Choosing the Number of Instruments ”, *Econometrica* , Vol. 69 , No. 5 , (Sep.) pp. 1161—1191.

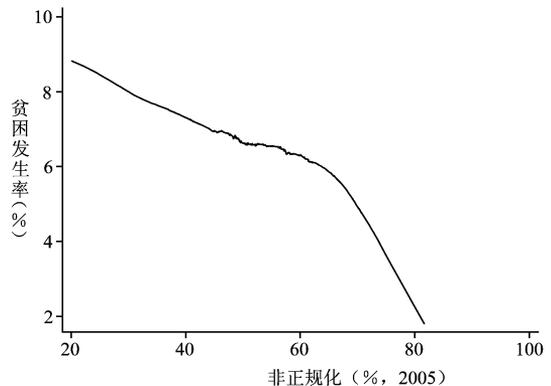


附图 1 中国城镇非农就业历年变化状况

数据来源:《中国统计年鉴 2008》。



附图 2-1 人均 GDP 与非正规化程度



附图 2-2 非正规化与城市贫困率

数据来源:人均 GDP 来自《中国城市统计年鉴 2006》;非正规化程度为 2005 年 1%人口抽样调查数据;贫困发生率为国家民政部网站公布各城市 2005 年 5 月数据。

附表 1 受雇者群体的教育系数:其他估计方法

	FULLER *			LIML		
	小计	正规就业	非正规就业	小计	正规就业	非正规就业
教育年限 工具 = 1	0.137 (0.016)	0.114 (0.023)	0.129 (0.049)	0.137 (0.017)	0.114 (0.023)	0.131 (0.051)
教育年限 工具 = 3	0.145 (0.018)	0.121 (0.025)	0.104 (0.052)	0.145 (0.018)	0.121 (0.025)	0.106 (0.055)
教育年限 工具 = 15	0.138 (0.017)	0.118 (0.024)	0.149 (0.063)	0.138 (0.018)	0.118 (0.025)	0.152 (0.066)
教育年限 工具 = 45	0.142 (0.020)	0.150 (0.036)	0.019 (0.052)	0.142 (0.020)	0.151 (0.037)	0.018 (0.053)
观测值	176003	105653	70350	176003	105653	70350

注:括号内为稳健标准差。*处阶数 = 1。

The Destination of Informal Employment

Wu Yaowu

(Institute of Population and Labor Economics, CASS)

Abstract: In recent years, Chinese government has been focusing its labor market policy on formalizing the market. This paper evaluates the appropriateness of the focus by addressing two questions: should informally employed work force be converted into being formally employed? How should the government regulate the formalization process? On the one hand, return on education to an employee in informal labor market, which is flexible and efficient, is not lower than that in formal labor market. On the other hand, with a city's economic development, the significance of informal labor market tends to decrease accordingly. These facts suggest that formalizing labor market should not be the focus of the government's labor market policy and that the government should dedicate itself to sustaining its economic development, instead of forcing employers and employees to sign formal contracts.

Key Words: Informal Employment; Instrumental Variable; Return on Education

JEL Classification: J210, J490

(责任编辑:松木)(校对:晓鸥)