

就业保护制度对非正规就业的影响

——来自中国省际面板数据的证据

王海成¹ 苏桂芳² 渠慎宁³

(1.湖南大学 经济与贸易学院,湖南 长沙 410079;2.华侨大学 经济与金融学院,福建 泉州 362021;
3.中国社会科学院 工业经济研究所,北京 100836)

摘要:本文基于2000~2013年省级面板数据,在采用差值法估算全国及各省非正规就业规模的基础上,应用动态面板模型考察了就业保护制度对非正规就业的影响,研究发现:全国与各省城镇非正规就业率都呈现出大幅增加趋势,就业结构表现为非正规化;最低工资制度及社会保险制度对非正规就业产生了显著的负向作用;以“民工荒”到来的2004年作为分界点进行分样本检验,结果显示“民工荒”到来后并不改变上述结论,而且还发现,“民工荒”到来后最低工资制度对非正规就业的负向作用变小,而社会保险制度对非正规就业的负向作用变大。

关键词:就业保护制度;非正规就业;最低工资制度;社会保险制度;民工荒

中图分类号:F241.3 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2017)02-0032-09

一、引言

非正规就业作为一种不同于传统正规就业的就业形式,一般指游离于主流社会保障体制之外,没有正式的雇佣关系,就业性质和状况处于低层次和边缘地位的就业^①。自改革开放尤其是20世纪90年代以来,我国单一固定化的就业模式逐渐被打破,非正规就业的规模不断扩大,在缓解我国就业压力、促进劳动力市场的建立和完善等方面发挥了极其重要的作用。随着2008年《劳动合同法》的颁布实施,就业保护制度继2004年《最低工资规定》颁布再度成为学者们关注的热点,学界围绕就业保护制度对就业产生的各种影响展开了激烈的讨论。本文提出的问题是:中国多年来实行的就业保护制度对非正规就业到底产生了什么样的影响,“民工荒”到来之后这种影响本身又发生了什么样的变化?准确回答这些问题,对于完善就业保护制度以及促进非正规就业的健康发展具有重要的理论和现实意义。

国外已有相当多的文献对就业保护制度的非正规就业效应进行了深入研究。大部分文献发现严

收稿日期:2016-12-14

基金项目:国家社会科学基金项目“资源要素价格改革背景下潜在通货膨胀风险与居民承受能力研究”(14BJY013);湖南省研究生创新项目“制度改革影响出口产品质量研究”(CX2016B143)

作者简介:王海成(1987—),男,河北盐山人,湖南大学经济与贸易学院博士生;

苏桂芳(1977—),男,福建惠安人,华侨大学经济与金融学院教授;

渠慎宁(1986—),男,江苏南京人,中国社会科学院工业经济研究所助理研究员。

格的就业保护制度导致正规就业减少,非正规就业增加。Besley 和 Burgess(2004)基于印度跨州数据发现,就业保护制度越严格,正规部门就业率就越低^[1]。在拉丁美洲,大量证据表明严格的就业保护制度通常会与较低的正规部门就业联系在一起^[2]。Maloney 和 Nuñez(2001)发现随着最低工资水平的提高,劳动力从正规就业转变为非正规就业的可能性变大^[3]。Kahn(2010)发现就业保护水平越高,妇女、移民和青年人找到工作的可能性就越小,这些群体从事非正规就业的可能性越大^[4]。也有一些研究得出了不同的结论,Hazans(2011)认为严格的就业保护增强了工人的工作保障,使得正规就业岗位对正规就业者变得更有吸引力,劳动力从正规就业市场的自愿性退出减少,而对于非正规就业者具有很大的吸引力,非正规就业者为了获得正规就业者享有的就业保护则会争取进入正规部门就业,总之,严格的就业保护可能减少了非正规就业^[5]。Djankov 和 Ramalho(2009)使用撒哈拉以南非洲等多个地区的数据,研究发现就业保护与非正规就业之间并没有必然的因果关系,并认为文化的不同可能是导致劳动保护对非正规就业产生差异化影响的重要原因^[6]。

国内关于非正规就业的研究近年来取得了一些新的进展。胡凤霞和姚先国(2011)利用中国城市劳动力市场研究调查中的城镇劳动力专项数据,发现教育显著提高了农民工从事非正规就业的概率,就业分流并没有导致农民工就业市场出现内部分层,农民工非正规就业存在着较强的自选择性^[7]。黎煦和高文书(2010)使用 2005 年全国 1%人口抽样调查数据 1/5 样本进行的实证分析发现,是否从事非正规就业与劳动者的身份特征、人力资本状况、所在行业和职业等密切相关^[8]。罗润东和周敏(2011)选取 27 个省份 1995~2008 年的面板数据,发现最低工资制度对中国不同地区、不同行业的农民工就业产生了异质性影响^[9]。李金昌等(2014)基于中国 30 个省份 2000~2012 年的面板数据分析了贸易开放的非正规就业效应,研究发现贸易开放是带动中国非正规就业发展的关键因素,并且相对于出口贸易,进口贸易对非正规就业的带动作用更为明显^[10]。

上述文献对本文的进一步研究无疑具有重要的借鉴意义,但我们也注意到,既有研究存在以下两个方面的问题:一是既有文献往往基于某一抽样调查数据,从就业者的身份特征、人力资本等角度分析非正规就业的决定因素,忽视了制度因素对劳动者选择非正规就业岗位的影响;二是研究就业保护制度影响就业的文献,鲜有论及对非正规就业群体的影响,这种将全部就业者作为研究对象的研究无法满足观察就业状态、制定和完善就业政策的需求。事实上,我国劳动力市场尤其是非正规劳动力市场的发育与就业保护制度密不可分,就业保护制度对非正规就业的影响如何,“民工荒”到来后这种影响是否会发生变化,也未见相关讨论。基于此,本文在使用差值法估算全国及各省非正规就业规模的基础上,选取最低工资水平和社会保险覆盖率两个指标作为就业保护制度的代理变量,进而建立动态面板数据模型分析就业保护制度对非正规就业的影响。考虑到 2004 年“民工荒”到来后劳动力供求关系乃至劳资关系可能发生重大变化,本文以此作为转折点,分样本区间重新检验就业保护制度对非正规就业的影响。

二、非正规就业规模估算

本部分将对全国以及省级城镇非正规就业规模进行估算,这样既可以观测到全国城镇非正规就业的变化趋势特征,又可以将估算得到的省级城镇非正规就业率指标作为下文模型的被解释变量。

由于非正规就业特征模糊,又受到“行为者—观测(研究)者—政府”信息扭曲、“统计幻觉”等多种因素的影响,现有的估算结果之间存在巨大差异^[11],目前仍然没有一个被普遍接受的估算方法。就现有的数据条件,我们几乎不可能从实际调查中得出历年各地区甚至是全国非正规就业的规模。然而,如果可以较为准确地估算出城镇就业人口和正规就业人口的规模,二者之差则基本上可以反映非正规就业者的规模。

本文借鉴姚宇(2006)^[11]、胡鞍钢和赵黎(2006)^[12]的做法,使用差值法来估算全国及各地区非正规就业规模。基本步骤如下:假设在城镇地区的国家机关事业单位、国有企业、集体企业、城镇地区的三资企业及其他私营企业中的部分从业人员属于正规就业(记为 E_{formal}),考虑到正规部门中还有一部分临

时工的情况,以及一些经营规范的、具有一定规模的私营企业中的就业人员也属于正规就业的性质,在估算过程中将这两部分进行抵消,则城镇从业人员(E_{urban})减去这几个部门就业人员总数即为非正规就业人数($E_{informal}$),即 $E_{informal} = E_{urban} - E_{formal}$ 。数据来自于 1978~2013 年《中国统计年鉴》和各地区统计年鉴。

图 1 为 1978~2013 年中国就业结构的变化情况。从中可以看出,改革开放以来非正规就业在城镇就业中的比重逐步上升:1978 年中国的非正规就业率仅为 0.16%,而 2013 年则上升为 60.2%。这表明非正规就业已经成为我国劳动力就业的基本形态,就业结构呈现出非正规化特征。这一变化与中国改革开放的历程是非常契合的。20 世纪 80 年代初期我国开始推行的家庭联产承包责任制使农村产生了大量的剩余劳动力,乡镇企业的崛起为其提供了大量就业机会。这一时期农村剩余劳动力基本上是在村庄与村庄、村庄与乡镇之间的短距离、小范围内流动,劳动力并没有大量流向城市,城镇非正规就业率没有出现显著变化。1987 年国有企业开始打破“三铁”(铁工资、铁饭碗和铁交椅)制度,动摇了几十年的终身雇佣制度,非国有经济迅速发展起来,吸引了大量城市新进入劳动力市场的就业者和从农村转移出来的剩余劳动力。20 世纪 90 年代初是中国经济改革的重要转折点,市场经济制度的确立为劳动力的流动创造了条件。与此同时,城市也开始出现职工下岗问题,到 20 世纪 90 年代中后期,下岗职工数量急剧增加,1998~2000 年国有企业下岗职工达到 2137 万人,劳动力市场严重供大于求,城市的正规部门难以解决如此庞大人群的就业问题,这些人中的绝大多数为了生存进入了非正规部门。进入 21 世纪尤其是加入世界贸易组织之后,随着改革开放的不断深入和外资的涌入,第三产业迅速发展,城镇就业岗位迅速增加,带动了农村剩余劳动力不断向城镇转移。

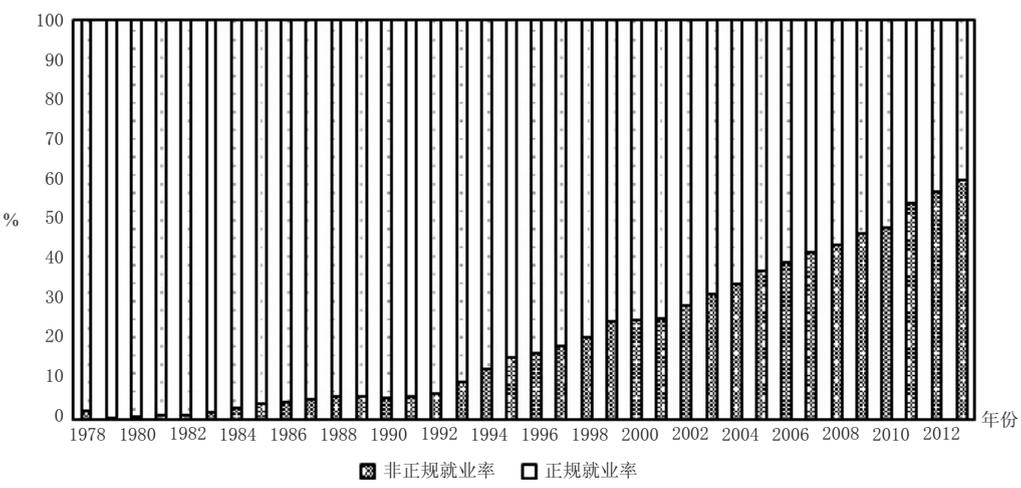


图 1 中国就业结构变化(1978~2013 年)

图 2 为各省 2000~2013 年非正规就业率的变化趋势。从中可以发现,大部分省份的非正规就业变化趋势基本与全国一致,总体上出现了大幅上升的趋势。同时,我们也注意到,北京、上海、广东等经济发达省市非正规就业率近年来出现了下降趋势。

三、研究设计

(一) 计量模型设定

企业在调整用工数量时,通常面临着员工解雇、招聘以及培训带来的成本,这一系列成本会导致企业调整合意用工的时间变长。同时,劳动力市场上存在的信息不对称和劳动力的转移成本也使得就业调整存在滞后效应。基于以上考虑,本文建立如下动态面板地区固定效应模型:

$$Inf_{i,t} = \alpha + \beta Inf_{i,t-1} + \gamma Epl_{i,t} + \varphi X_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, $Inf_{i,t}$ 为省份 i 在 t 年的非正规就业率; $Inf_{i,t-1}$ 为滞后一期的非正规就业率; $Epl_{i,t}$ 为就业保护制

度因素,包括最低工资制度(Nwg)和社会保险制度(Ins); $X_{i,t}$ 为控制变量,包括经济增长水平(Growth)、城乡收入差距(Ine)、出口依存度(Export)等; $\epsilon_{i,t}$ 为误差项。本文所使用的计量软件为 Stata13.0。

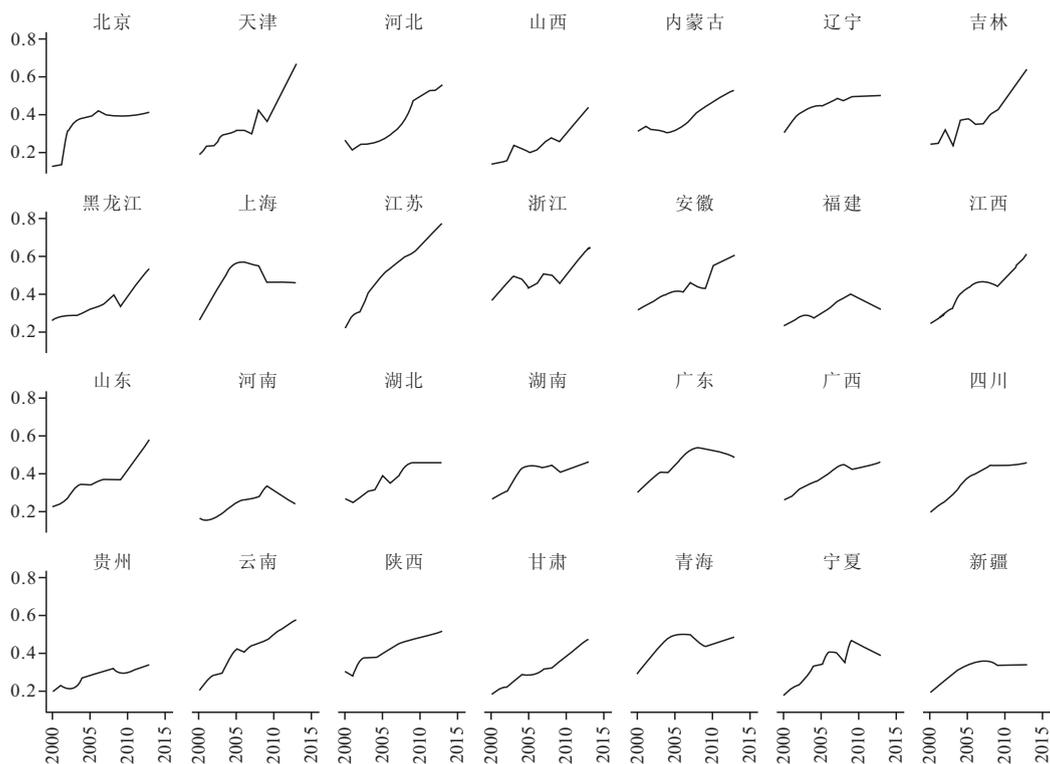


图2 各省非正规就业率变化(2000~2013年)

(二)解释变量

OECD将就业保护定义为有关劳动力市场雇用和解雇的管理规定,涉及弱势群体就业、固定合同、培训要求、临时合同、解除终止合同、经济补偿、最短的预先通知期、解雇限制与工会代表的事先磋商等。世界银行认为就业保护的目的在于促进就业、保护就业和改善工作条件。Hartwell(2010)认为就业保护包括劳动者雇佣和解雇、工人待遇(包括病假、哺乳假等)以及其他相关内容(工作场所安全保护等)在内的一系列法律法规^[13]。从现实条件来看,要对中国的就业保护水平进行精确地度量,面临着统计数据的可得性和可靠性问题。基于此,本文主要考察最低工资水平和社会保险覆盖率两项制度因素对非正规就业的影响。

1.核心解释变量

(1)最低工资水平(Nwg)。关于最低工资影响非正规就业的研究最早追溯到Weilch(1974)的研究^[14],相关的这些研究将就业部门分为最低工资覆盖部门和未覆盖部门,发现提高最低工资标准对就业水平的影响较小,主要原因在于未覆盖部门吸收了更多就业。孔善广(2006)认为如果最低工资的设置标准高于劳动力的均衡价格,则大多数雇主难以承受其劳动力成本,那么最终就可能出现两种结果:一是企业倒闭或搬迁,劳动力市场上可以提供的就业机会减少;二是雇主倾向于聘请素质更高的人才,低技能人员更难以获得就业机会^[15]。王一江(2008)认为很多国家的劳动力市场上存在着“二元结构”,即在一个国家中,部分劳动力难以进入到主流劳动力市场中去,只能在非主流劳动力市场就业。《最低工资规定》仅限于主流劳动力市场,如果对主流劳动力市场的保护过强,就会导致劳动力过剩,有一部分劳动力就会由主流劳动力市场流向非主流劳动力市场,使得非主流劳动力市场上劳动力的供给增加。以上研究分析了最低工资对正规就业的挤出效应,但是忽视了正规部门实行最低工资对非正规就业者的吸引效应,即最低工资水平越高,正规部门对非正规就业者的吸引力可能也就

越大,非正规就业者就越希望从事正规就业,进而导致非正规就业的减少^[16]。

我们通过浏览各级政府网站、政策文件、统计公报、官方报纸等多种方式查找了各省最低工资标准,并采用各省月最低工资标准中的最高标准。此外,各地区每年最低工资标准的调整时间也不一致,我们将最低工资标准以时间为权数转化成当年本地地区的实际最低工资标准。本文将最低工资水平定义为实际最低工资标准与城镇在岗职工平均工资之比。

(2)社会保险覆盖率(Ins)。衡量就业保护水平的另外一个指标就是劳动合同签订率^[17]。现有统计数据中我们很难找到劳动合同签订率数据,因此本文使用社会保险覆盖率代替劳动合同签订率来衡量就业者保护水平。理由如下:一是社会保险覆盖率同劳动合同签订状况关系密切,如果某一企业不与员工签订合同,通常情况下也不会为员工参保,劳动合同越规范,越有利于促使企业为工人参加社会保险;二是社会保险的申报、登记以及缴费情况和劳动合同的签订情况都是劳动者保护监察的重要内容,通常情况下,监察力度越大,执行情况越好。我国目前基本建立起了养老保险、失业保险、医疗保险三种社会保险制度,由于医疗保险制度数据缺失较多,本文选取城镇职工基本养老保险覆盖率(Endo)以及城镇职工失业保险覆盖率(Ems)衡量社会保险覆盖率进而作为就业保护水平的衡量指标。基本养老保险覆盖率=参加基本养老保险职工人数/城镇就业人数;失业保险覆盖率=参加失业保险职工人数/城镇就业人数。

2.控制变量

(1)经济增长水平(Growth)。经济快速增长创造了非正规就业的需求。一般来说,非正规就业规模的大小与本国经济增长水平密切相关,根据发达国家和发展中国家的经验,随着经济的不断增长,非正规就业也得到逐步发展。因此,可以预期经济增长水平与非正规就业之间存在着正向关系。本文采用实际GDP增长率来衡量各地区经济增长水平,具体做法是将1990年定为基期,根据GDP不变价格指数获得各年实际GDP,然后通过一阶差分获得环比的实际GDP增长率。

(2)城乡收入差距(Ine)。城乡之间的收入差距是造成大量农村劳动力向城市转移的主要原因,由于我国城镇劳动力市场受到户籍制度等因素的影响而存在体制性分割,农村劳动力进入城市后,大多就职于劳动强度大、劳动条件差的非技术性行业,成为非正规就业者^[7]。因此,可以预期城乡收入差距与非正规就业之间存在着正向关系。本文使用城镇人均可支配收入与农村人均纯收入之比来衡量城乡收入差距。

(3)出口依存度(Export)。进入21世纪以来,我国的生产要素比较优势已经发生变化,从单纯的大量廉价劳动力开始向低端劳动力有限剩余和人力资本存量明显增加并存转变,出口企业对劳动力的素质要求越来越高,创造的就业岗位更多是满足正规就业者的需要。因此,某一地区的出口依存度越高,其对正规就业的需求越多,对非正规就业的需求则越少,可以预期出口依存度与非正规就业之间存在着负向关系。本文中,出口依存度为出口商品总值与当年GDP之比。

(三)数据来源

本文研究对象为我国28个省、市、自治区,西藏自治区、海南省和重庆市3个地区因数据不全,样本没有包括这3个省、市、区。根据《新中国六十年统计资料汇编》的统计口径,四川省的各年数据均剥离了重庆的部分。1998~2008年期间的数据源自《新中国六十年统计资料汇编》,2009~2013年的数据来自各省(市、区)的统计年鉴以及《中国统计年鉴》。

四、实证检验与结果分析

(一)模型估计方法说明

首先,需要考虑本文实证模型(1)可能存在的内生性问题。一是模型(1)中解释变量经济增长水平与被解释变量非正规就业之间可能互为因果关系。例如,一方面随着经济增长速度的加快,非正规就业的规模可能不断扩大;另一方面,非正规就业也可能通过解决就业压力,促进市场机制发育、产业结构升级等来促进经济增长。二是非正规就业的影响因素非常多,可能存在遗漏变量。三是一些因素难

以观察,有些即使可以观察却难以获取相关指标数据,只能采用替代指标数据,这就存在测量误差问题。

为此,我们需要通过合适的估计方法来消除模型中的内生性,广义矩估计(GMM)方法就被认为是这样的估计方法之一。GMM方法包括系统GMM估计和一阶差分GMM估计,这两种方法都能够比较有效地解决模型中存在的解释变量内生性问题。应用系统GMM和一阶差分GMM估计,都有一个差分的过程,通过这个过程可以部分地解决解释变量的遗漏变量问题和测量误差问题。在时间序列较短的情况下,系统GMM与普通GMM相比估计效果更好,但是个体效应与异质性冲击方差比在两种极端情况下,估计量偏误程度有可能大于一阶差分GMM的估计结果。故本文使用一阶差分GMM方法估计模型系数,同时使用两种方法检验差分GMM估计结果的有效性。第一种方法为Arellano-Bond AR(2)检验,差分GMM估计结果的有效性建立在误差项不存在二阶序列相关的基础上,如果不存在二阶自相关的原假设无法被拒绝,则说明模型设定是正确的;第二种方法为Sargan检验,由于差分GMM使用较多的工具变量,故需要进行过度识别检验,如果不能拒绝检验的零假设,就意味着工具变量的设定是恰当的。

(二)结果与分析

表1给出了5个估计结果,各列的区别在于核心解释变量不同,而控制变量保持一致。列(1)~(3)分别选择最低工资水平、基本养老保险覆盖率、失业保险覆盖率作为就业保护制度的代理变量,而列(4)~(5)则将最低工资水平和社会保险覆盖率一起放入模型进行估计。可以看出,Arellano-Bond AR(2)检验以及Sargan检验的伴随概率全部都大于0.1,说明本文工具变量的设定是恰当的。

理论上,我们可以从需求和供给两个角度分析最低工资制度对非正规就业的影响。需求方面,随着最低工资水平的提高,企业的劳动力成本不断增加,可能会通过增加雇用非正规就业者以降低企业成本;供给方面,正规部门不断提高的最低工资水平对收入较低的非正规就业者具有较强吸引力,非正规就业者为了至少获得最低工资尝试通过各种努力进入正规部门就业。因此,最低工资水平对非正规就业的影响方向取决于这两种效应的叠加效果。从表1中可以看出,最低工资制度对非正规就业始终存在着显著的负向作用。可能的解释是,近年来各地区最低工资标准的不断上调,更多的是企业用工需求和劳动力供给关系变化的一个反映,并且在相当长的时期内我国制造业工资处于较低的水平,最低工资水平增长的背后是有劳动生产率的迅速提高作为支撑的^[18]。如果生产率的增长速度快于工资的提高速度,则企业的成本并不会增加太多,也就不会产生过多的裁员或雇佣大量非正规就业者,由此导致最低工资水平提高对非正规就业影响不显著或者为负。此外,我国最低工资标准的执行情况并不理想也可以解释最低工资水平对非正规就业的负向影响关系。最低工资制度在非正规就业者中的执行情况研究几近空白,而农民工作为我国城镇非正规就业群体的重要部分,我们可以通过分析最低工资标准制度在

表1 就业保护制度对非正规就业的影响^②

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
非正规就业率滞后一期	0.8581*** (0.0204)	0.8944*** (0.0152)	0.6729*** (0.0178)	0.8851*** (0.0215)	0.6642*** (0.0260)
最低工资水平	-0.1060*** (0.0274)			-0.1233*** (0.0264)	-0.1025*** (0.0248)
基本养老保险覆盖率		-0.1120*** (0.0175)		-0.1407*** (0.0246)	
失业保险覆盖率			-0.2524*** (0.0159)		-0.2710*** (0.0096)
经济增长水平	0.0860*** (0.0086)	0.0837*** (0.0103)	0.0674*** (0.0077)	0.0871*** (0.0146)	0.0711*** (0.0123)
城乡收入差距	0.0132*** (0.0049)	0.0205*** (0.0073)	0.0116** (0.0058)	0.0005 (0.0084)	0.0059 (0.0049)
出口依存度	-0.0510*** (0.0171)	-0.0537*** (0.0182)	-0.0172 (0.0153)	-0.0481* (0.0268)	-0.0013*** (0.0001)
常数项	0.0565*** (0.0188)	0.0658** (0.0306)	0.2360*** (0.0255)	0.1880*** (0.0393)	0.2976*** (0.0212)
Arellano-Bond AR(2)检验	0.6280 [0.5300]	0.5085 [0.6111]	1.1263 [0.2600]	0.5670 [0.492]	1.1331 [0.2572]
Sargan 检验	24.8783 [1.0000]	20.1976 [1.0000]	19.5430 [1.0000]	21.1049 [1.0000]	20.3949 [1.0000]

注:()内为影响系数的标准误差;***、**分别表示在1%、5%统计意义上显著;[]内为检验统计量的P值。下表同。

农民工群体中的执行情况以窥全貌。都阳和王美艳(2008)利用5个城市的数据,发现只有8.4%和21.1%的农民工工资高于当地的月最低和小时最低工资标准^[19],谢勇(2010)基于对江苏省的调研数据,发现不足40%的农民工工资在当地最低工资标准以上^[20]。虽然二者数据来源、估算方法的不同使得估算结果有一定差异,但是这基本可以反映出最低工资制度在非正规就业者中的执行情况非常不理想,正规部门较为严格的最低工资标准执行会对非正规就业者具有较强的吸引力。总之,最低工资水平的提高对企业雇佣非正规就业者产生的激励作用较小,而非正规就业者产生的激励作用很大,使得最低工资水平的提高对非正规就业的影响为负。

社会保险覆盖率对非正规就业的影响显著为负。我们同样可以从供求角度分析社会保险覆盖率对非正规就业的影响。需求方面,在缴费负担较重的情况下,一些企业会通过将部分新增员工非正规化来规避社会保险缴纳负担^[21];供给方面,通常情况下越是正规企业,其职工参保率也就越高,对缺乏社会保障的非正规就业者的吸引力就越大。随着就业保护监察力度的不断加大,企业为员工要缴纳社会保险,对于那些依靠逃避缴费责任的非正规企业来说可能是致命的打击,但是对于正规企业来说,并不会过多增加负担,成本仍然在企业可以承受的范围之内。虽然中央和地方政府近年来接连出台了若干关于灵活就业人员^⑤的养老保险、失业保险政策,非正规就业者的参保总量不断增加,但相对城镇现有非正规就业者的规模而言,所占比例仍然非常低。根据《2013年全国农民工监测调查报告》,2013年度全国农民工参加养老保险、工伤保险、医疗保险和失业保险的比重分别只有15.7%、28.5%、17.6%和9.4%,这一组数据基本可以反映非正规就业部门的参保情况。与之形成鲜明对比的是城镇企业职工参保率的高水平,在上海、北京等地,城镇企业职工参保率已经超过90%。

表1的估计结果还表明经济增长水平、城乡收入差距、出口依存度等对非正规就业的影响显著,作用方向也符合理论预期。

(三)稳健性检验

从1989年开始,我国出现了大规模的“民工潮”,大量农村剩余劳动力进入城市务工,在这一过程中,过剩的劳动力与有限的就业机会之间的矛盾使得劳动者在劳资关系中处于不利的地位。2004年春季开始的“民工荒”,从东南沿海地区逐步蔓延到中西部地区。随着“民工荒”的到来,劳动者的工资水平、就业条件开始更多地由劳动力市场制度决定,而不再由市场自发的劳动力供求关系决定,劳动者的地位开始得到明显提升。代表性的变化是2004年开始执行的《最低工资规定》,虽然早在1994年的《中华人民共和国劳动法》中就确立了最低工资的法律地位,但起初最低工资只是在部分城市和地区施行,而且标准低,调整幅度小、调整间隔长。但2004年之后各地普遍出现“民工荒”,《最低工资规定》要求各地至少每两年进行一次调整,各地方政府感到劳动力短缺的压力,竞相提高最低工资标准,实际上绝大部分地区的最低工资标准几乎是每年调整一次,并且最低工资制度在执行过程中的监督也在持续加强^[22]。蔡昉(2013)认为“民工荒”到来之前劳动力无限供给,寻找工作难度大,工人因缺乏退出机制而在劳动关系中处于弱势地位,“民工荒”到来之后,劳动者就业岗位选择的空间大大增加。以退出权作为后盾,劳动者在劳资关系中的地位得到提升,可以更多地要求用人单位提高工资水平,改善劳动条件^[18]。基于此,本文将2004年作为分界点将样本区间分为两个阶段,分别检验“民工荒”到来前后就业保护制度对非正规就业的差异化影响。

表2中各个模型检验除列(4)最低工资水平的影响系数不显著外,其余就业保护代理变量的影响系数均显著,且在影响方向上与表1完全一致,说明前文得出的结论是稳健的。将表2中列(1)与列(2)、列(3)与列(4)的影响系数分别进行比较,我们发现“民工荒”到来之后最低工资水平的影响系数绝对值变小,即最低工资水平对非正规就业的影响减弱;而社会保险覆盖率的影响系数绝对值变大,即社会保险覆盖率对非正规就业的影响增强。最低工资水平对非正规就业的影响减弱,可能的原因是,2004年“民工荒”到来之后,劳动力短缺的严峻现实迫使企业不断提高工人工资,而各地区目前的最低工资标准仍然处于较低水平,正规就业对劳动者的吸引力和企业雇佣非正规就业者的激励都在减弱。而社会保险覆盖率对非正规就业的影响增强,可能的解释是,长期以来非正规就业者被排斥在

社会保障制度之外。一方面,过去大部分非正规就业者不愿意将收入的一部分用来缴纳社会保险费用,部分非正规就业者认为参与社会保险所能享受的福利过于遥远,他们更加关注个人和家庭眼前的生计问题,部分非正规就业者则不相信或者是不熟悉社会保险制度的管理模式,因此也无意于为规避未来的风险做好准备;另一方面,相当比例的企业为了降低用工成本,故意逃避为工人参保的义务。“民工荒”的到来迫使企业开始主动为工人参保以提高对工人的吸引力,这样的外部变化使得非正规就业者的劳动保障意识不断增强,开始更多地为自己的长远做打算,社会保险制度对非正规就业者的吸引力增强。

五、结论及政策建议

改革开放以来,非正规就业逐渐成为一种重要的就业形式,就业结构呈现非正规化。本文基于2000~2013年省级面板数据,应用动态面板模型考察了就业保护制度对非正规就业的影响,研究发现:全国与各省城镇非正规就业率都呈现出大幅增加趋势,就业结构表现为非正规化;最低工资制度及社会保险制度对非正规就业产生了显著的负向作用;以“民工荒”到来的2004年作为分界点进行分样本检验,结果显示“民工荒”到来后并不改变上述结论,而且还发现,“民工荒”到来后最低工资制度对非正规就业的负向作用变小,而社会保险制度对非正规就业的负向作用变大。

当前我国大部分非正规就业者仍然游离于就业保护制度之外,他们的就业保护仍然处于缺位状态。长此以往,必然导致非正规就业者面临更大的市场风险,甚至会增加社会不稳定因素,这将会极大地抵消非正规就业带来的积极效应,影响非正规就业的健康发展。具体地,本文从以下三个方面提出政策建议:

第一,提高非正规就业者参加城镇社会保险的覆盖面。一是依法将与用人单位建立稳定劳动关系的非正规就业者纳入到城镇职工基本养老保险与基本医疗保险体系,探索非正规就业者参加当地城镇居民基本医疗保险的制度设计;二是进一步完善非正规就业者社会保险关系转移接续政策;三是优化经办业务流程,整合各项社会保险经办管理资源,增强社会保障部门服务非正规就业者参加社会保险的能力。

第二,规范使用非正规就业者的劳动用工管理。一是指导和督促用人单位与非正规就业者依法签订并履行劳动合同,对于一些季节性强、流动性大、时间短的非正规就业者则推广简易劳动合同示范文本;二是中小微企业经营者开展《劳动合同法》培训,整合劳动用工备案及就业失业登记、社会保险登记,实现对用人单位使用非正规就业者的动态管理服务;三是加大对违规用人单位依法纠正和行政处罚的力度。

第三,多管齐下,为非正规就业者提供更多的发展机会和社会保护。一是要根据用工单位和非正规就业者的实际需要,督促指导行业、用人单位、基层劳动保障工作站点和培训机构做好对非正规就业者的培训工作;二是充分发挥劳动力市场、群团组织以及互联网等新闻媒体的作用,及时发布劳动

表 2 稳健性检验

变量	2000~2004年		2005~2013年	
	(1)	(2)	(3)	(4)
非正规就业率滞后一期	1.0249*** (0.1312)	0.8893*** (0.0332)	0.3192*** (0.1093)	0.7090*** (0.0451)
最低工资水平	-0.1278*** (0.0253)	-0.0094*** (0.0025)	-0.1253*** (0.0146)	-0.0753 (0.0613)
基本养老保险覆盖率	-0.0934*** (0.0116)	-0.5849*** (0.0824)		
失业保险覆盖率			-0.1956*** (0.0183)	-0.7373*** (0.0899)
经济增长水平	0.1514*** (0.0465)	0.0660*** (0.0072)	0.2141*** (0.0605)	0.0521*** (0.0071)
城乡收入差距	0.0460** (0.0187)	0.0173*** (0.0041)	0.0240* (0.0141)	0.0129*** (0.0042)
出口依存度	-0.1912** (0.0829)	-0.0019 (0.0128)	-0.0313*** (0.0125)	-0.0300** (0.0148)
常数项	0.2882*** (0.1039)	0.2064*** (0.0268)	0.6223*** (0.0795)	0.2997*** (0.0346)
Arellano-Bond AR(2)检验	0.0232 [0.9815]	0.4732 [0.6361]	-0.2492 [0.8032]	0.7865 [0.4316]
Sargan 检验	5.7723 [0.3290]	22.5128 [1.0000]	6.2148 [0.2859]	21.3563 [1.0000]

保护政策,增强非正规就业者争取合法权益、参加社会保险的意识;三是要利用多种手段和形式帮助非正规就业者加入工会组织,通过工会组织更好地维护其合法权益。

注释:

①当前我国的非正规就业者主要由两大群体组成:一是进城的农民工。在城乡二元结构没有得到根本性消除的情况下,绝大部分农民工难以进入到城镇正规就业体系,只能进入非正规就业市场。二是国有企业、集体企业的下岗职工。由于年龄、技能等因素的限制,下岗职工在劳动力市场上没有优势,大多流向非正规部门。在这两大群体之外,虽然还有一些从事高科技开发和专业化服务的自由职业者,但就目前的情况来看,这一群体在非正规就业者中占比较低。因此,本文对非正规就业者的讨论主要限定在下岗职工和农民工两大群体上。

②本文也采用系统GMM方法估计表1中各模型,发现除了系数大小略有差异外,系数符号保持一致。限于篇幅,不再列出,如读者有兴趣,可向作者索取。

③我国现有政策中用“灵活就业”代替国际上通用的“非正规就业”。

参考文献:

- [1] Besley, T., Burgess, R. Can Labor Regulation Hinder Economic Performance? Evidence from India[J]. Quarterly Journal of Economics, 2004, 119(1): 91—134.
- [2] Kaplan, R.L., Powers, N.J., Zucker, J. Retirees at Risk: The Precarious Promise of Post-Employment Health Benefits[J]. Yale Journal of Health Policy, Law, and Ethics, 2008, 9(2): 287—356.
- [3] Maloney, W., Mendez, J. Measuring the Impact of Minimum Wages: Evidence from Latin America[C]// Law and Employment: Lessons from Latin America and the Caribbean. University of Chicago Press, 2004: 109—130.
- [4] Kahn, L.M. Employment Protection Reforms, Employment and the Incidence of Temporary Jobs in Europe: 1996—2001[J]. Labour Economics, 2010, 17(1): 1—15.
- [5] Hazans, M. What Explains Prevalence of Informal Employment in European Countries: The Role of Labor Institutions, Governance, Immigrants, and Growth[Z]. IZA Working Papers, No. 5872, 2011.
- [6] Djankov, S., Ramalho, R. Employment Laws in Developing Countries[J]. Journal of Comparative Economics, 2009, 37(1): 3—13.
- [7] 胡凤霞,姚先国.城镇居民非正规就业选择与劳动力市场分割——一个面板数据的实证分析[J].浙江大学学报(人文社会科学版), 2011, (1): 44—52.
- [8] 黎煦,高文书.我国进城农村劳动力非正规就业相关问题分析[J].人口与经济, 2010, (6): 13—19.
- [9] 罗润东,周敏.最低工资制度对农民工就业的影响研究[J].山东社会科学, 2012, (9): 127—131.
- [10] 李金昌,刘波,徐蔼婷.中国贸易开放的非正规就业效应研究[J].中国人口科学, 2014, (4): 35—45.
- [11] 姚宇.中国非正规就业规模与现状研究[J].中国劳动经济学, 2006, (2): 85—109.
- [12] 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(哲学社会科学版), 2006, (3): 111—119.
- [13] Hartwell, C.A. Employment Protection Legislation and Labor Markets in Transition: Assessing the Effects of the Labor Code in Armenia[J]. The European Journal of Comparative Economics, 2010, 7(2): 413—445.
- [14] Welch, F. Minimum Wage Legislation in the United States[J]. Economic Inquiry, 1974, 12(3): 285—318.
- [15] 孔善广.最低工资标准对低技能人员更加有害[EB/OL]. 中国价值网. <http://www.chinavalue.net/Finance/Article/2006-5-11/30420.html>, 2006.
- [16] 王一江.劳动立法的局限性[J].西部论丛, 2008, (3): 34—36.
- [17] 孙睿君.我国的动态劳动需求及就业保护制度的影响:基于动态面板数据的研究[J].南开经济研究, 2010, (1): 66—78.
- [18] 蔡昉.刘易斯转折点与公共政策方向的转变——关于中国社会保障的若干特征性事实[J].中国社会科学, 2010, (6): 125—137.
- [19] 都阳,王美艳.中国最低工资制度的实施状况及其效果[J].中国社会科学院研究生院学报, 2008, (6): 56—62.
- [20] 谢勇.最低工资制度在农民工就业中的落实情况及其影响因素研究[J].经济管理, 2010, (3): 164—170.
- [21] 吴要武,蔡昉.中国城镇非正规就业:规模与特征[J].中国劳动经济学, 2006, (2): 67—83.
- [22] 许和连,王海成.最低工资标准对企业出口产品质量的影响研究[J].世界经济, 2016, (7): 73—96.

(责任编辑:胡浩志)