

临时性就业对劳动者工资收入的影响

李红阳, 邵敏

(南开大学 经济学院, 天津 300071)

摘要:如何利用临时性就业保持劳动力市场弹性的同时保持就业稳定具有重要意义, 文章运用2007年中国家庭收入调查数据(CHIP), 实证研究了临时性就业对我国劳动者工资收入的影响, 并分析了其内在作用机制。研究发现:(1)在控制相关的个体特征及其所在企业特征、行业特征和城市特征后, 临时性就业会使得个体的小时平均工资收入显著减少约18.05%, 且这一负向作用在考虑指标度量稳健性、户籍、不同年份数据及分行业子样本检验等情形下仍然稳健。(2)在控制样本选择性偏差和可观测控制变量影响后, 本文的结论依然稳健, 临时工与正式工之间仍存在无法解释的工资差异。(3)机制检验表明, 人力资本积累和补偿性工资差异均可以解释临时性就业抑制劳动者工资收入的现象, 具体表现为临时性就业会降低个体获得与工作技能有关的培训机会和培训时间, 且仅特定行业的临时性就业者获得了补偿性工资。文章从就业期限差异的视角为政府部门改善劳动收入、提高就业质量和顺利实现产业转型升级提供了决策依据。

关键词: 临时性就业; 劳动者工资收入; 补偿性工资; 人力资本积累

中图分类号: F241.3 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2018)01-0113-15

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.2018.01.009

一、引言

临时性就业方式已经成为我国弹性就业的一个重要组成部分。世界银行对我国制造业企业投资经营环境调查的数据显示, 2004年12400家抽样企业中约63.69%使用了临时工, 临时工使用比重平均达到了34.66%, 有些企业甚至使用了100%的临时工。2011年2700家抽样企业中仍有约36.44%使用了临时工, 临时工使用比重平均达到了20.57%, 有些企业甚至使用了95.89%的临时工。在国际和国内市场竞争愈演愈烈的情况下, 企业一方面希望通过雇佣临时工降低成本, 另一方面希望借此达到根据市场需求适时增减工作人员和灵活经营的目的(Picchio, 2008)。因而, 临时性就业方式可以有效降低失业率, 使劳动力市场富有弹性。然而, 已有研究表明, 临时性就业方式不仅会降低劳动者工资收入、扩大工资差距, 从而加剧劳动力市场二元分割、降低就业质量, 还会抑制人力资本有效积累(Booth等, 2002; Alvarado, 2014)。而劳动者知识技能的提高所带来的人力资本积累是顺利实现经济结构调整和产业转型升级的重要保障。因而如何利用临时性就业在保持劳动力市场弹性的同时达到提高就业质量、收入水平和为产业转型升级提供人才保障则具有重要的现实意义。本文以个体工资收入为分析对象, 探讨临时性就业

收稿日期: 2016-10-10

基金项目: 国家社科基金一般项目(17BJL109)

作者简介: 李红阳(1990—), 女, 吉林白城人, 南开大学经济学院、中国特色社会主义经济建设协同创新中心博士生;
邵敏(1983—), 女, 江西抚州人, 南开大学经济学院副教授。

对我国劳动力工资收入的影响及其内在机制。

风险溢价理论认为固定期限合同劳动者会面临较高的失业风险,因此在签订契约时应获得较高的时薪作为风险溢价的补偿(Rosen, 1985)。然而 Leandro(2010)指出,发展中国家的临时性就业会导致个体的工作安全感和收入较低,获得正规教育和培训项目的可能性较小。因而临时性就业者缺少获得正式工作机会的关键要素和职业晋升机会,也难以习得可以使用的通用技能(Arulampalam 和 Booth, 1997)。这会降低临时性就业者的收入,加剧发展中国家国内劳动力市场的脆弱性(Gash 和 McGinnity, 2007)。但也有些劳动者本身更愿意选择临时性就业。有研究表明,拥有高生产率的工人即高技能工作者更偏好于从事临时性工作,例如电脑系统专家等会将高薪的临时工作视作自我雇佣的一种形式(Booth 等, 2002)。因此,临时性就业会对我国劳动者的工资收入产生何种影响,需要通过细致的实证分析来给出答案。

国外学者根据合同期限长短,对固定期限合同和永久合同的收入差距进行了大量的相关研究。第一类文献从实证角度考察固定期限合同和永久合同的收入差距。然而结论与风险溢价理论相反,大量实证研究表明,固定期限合同劳动者工资明显低于永久期限合同劳动者。如 Jimeno 和 Toharia(1993)针对西班牙的研究发现,在控制了可观测的个体特征和工作特征后,临时工工资比永久雇佣工人工资低约 9%—11%。Picchio(2008)针对意大利的研究发现,永久性和固定期限雇员之间的工资差异在 7%—20% 之间变化不等。Alvarado(2014)针对哥伦比亚的研究发现,固定期限合同劳动者收入较永久合同劳动者低 43%,在控制了个体和工作特征后,修正的差距约为 10%。第二类文献则从实证角度考察固定期限合同是否是获得永久性工作的垫脚石。如 Booth 等(2002)针对英国的研究发现,临时合同可以成为通向永久合同的垫脚石。临时性就业者在工作期间可通过学习弥补工作经验的不足,缩小工资差距,甚至女性劳动者可以通过积累经验实现工资的追赶(Bosio, 2009)。然而,也有研究认为固定期限合同一旦签订,则很难转换为永久合同(Scherer, 2004; Pavlopoulos, 2013)。Scherer(2004)指出,以固定期限合同进入劳动力市场后很难获得具有前景的职业机会且有较高的失业风险。Pavlopoulos(2013)也发现,部分签订固定期限合同的劳动力只能再获得短期固定合同或经历失业。与国外长期以来针对不同就业合同期限的劳动者进行的研究不同,国内现有研究集中在非正规与正规就业人员间的收入差距(魏下海和余玲铮, 2012),福利水平差异(吴要武和蔡, 2006)以及是否签订劳动合同对于工资拖欠、收入和福利的影响(陈祎和刘阳阳, 2010; Gao 等, 2012)。鲜有文献从就业期限差异出发关注临时性就业对劳动者的工资收入产生何种影响。

本文的贡献主要体现在以下三点:第一,从研究视角看,已有文献研究的非正规就业同时包括临时性就业人员、自雇佣者和家庭帮工等,这些就业方式人员的自选择表现形式各有差异,且其与正规就业者的工资差距形成机理也各有不同,实证分析中应区别对待。本文所关注的临时工指面临一年以内需要重新受雇的就业状态,主要代表了劳动力市场中就业不稳定的人群,即面临经济下滑、金融危机或健康问题,就业更为困难或失业时间较长的群体。本文充分利用微观调查数据 CHIP2007 的特点,从就业期限差异的角度详细讨论了临时工和正式工之间的工资差异。第二,从研究方法上看,从非正规与正规就业角度出发的文献只控制了个体特征,忽略了个体就业方式的自选择性(如 Wang 和 Weiss, 1998)对统计结果的影响,识别策略有效性有待进一步提高。由于临时工与正式工同属受雇合同工,本文在分析二者的工资差距时,可以对受雇单位特征进行控制,以得到更为无偏的估计结果。本文还采用异方差工具变量法并引入个体的小孩个数作为工具变量,较好地解决了由遗漏变量和个体就业方式自选择性带来的内生性问题。此外,为进一步提高识别策略有效性,采用内生性转换模型控制样本选择性偏差和可观测控

制变量的影响,进一步考察临时工与正式工间的工资差异。第三,在实证检验有效识别临时性就业方式对劳动者工资收入的作用后,本文还对临时性就业影响个体工资收入的影响机制进行甄别检验,即临时性就业对个体人力资本积累的影响以及临时性就业者是否能在中国劳动力市场上获得补偿性工资做进一步分析。

文章后续安排如下:第二部分为理论机制与研究假设;第三部分为数据来源与模型构建;第四部分为不同就业类型劳动力差异的统计分析;第五部分为实证结果及分析;第六部分为主要结论。

二、理论机制与研究假设

本文所研究的“临时性就业”指无合同的临时工以及短期合同工(一年期以下合同),而将“长期合同工”和“固定工”视作“正规就业者”。这一定义将我们所考察的个体样本限定于被雇佣者(即有工资收入的个体),不仅有利于基于相关的工资理论理清临时性就业影响劳动力收入的理论机制,还便于控制雇主的相关特征以得到更为无偏的工资差距估计系数。临时性就业对劳动者工资收入的影响主要体现在以下两方面:

第一,补偿性工资差异。根据补偿性工资差异理论,工作的非货币特征会影响劳动者的效用,非货币特征不仅包括工作环境和事故风险等,还包括就业稳定性、雇主违约和失业风险等(Rosen, 1985)。一方面,当工作条件较差,如劳动强度和危险程度较高时,为满足企业用工的弹性需求,企业会通过支付较高的工资吸引临时性就业者(孙睿君和李子奈, 2010)。另一方面,正式工的劳动成本较高,即使是在面对经济危机、经济萧条或企业经营不善的情况下,企业还要支付正式工较高的离职金、退休金和违约金。而临时工的劳动成本如保险福利、解约成本和违约成本较低(Guell, 2000),临时性就业者通常会面临较高的失业风险和具有较强的工作不稳定性感受。那么在签订契约时,临时工理应获得较高的时薪作为风险溢价的补偿(Rosen, 1986)以及社会保障、离职金、退休金和违约金的补偿(Jimeno 和 Toharia, 1993)。由于劳动力会选择使得个体效用最大化的就业类型,因而在其他条件相同的情况下,使用临时工的企业应支付更高的工资以吸引临时性就业者。综上所述,本文提出研究假说 1: 临时性就业通过“补偿性工资机制”提高了临时性就业者的工资收入。

第二,人力资本积累途径。临时工和正式工之间还存在显著的人力资本积累和变现差异。根据工资决定理论的人事变动模型,员工可通过积累工作经验和专用人力资本投资,获得更高的薪水。原有雇主通常会选择支付更高的工资(Leandro, 2010)留住这类雇员。然而,由于正式工与雇主的劳动关系较为稳定,临时工的人力资本积累和投资机会均少于正式工(Hagen, 2002)。

首先,临时工较难获得员工职业技能培训或进行自身人力资本投资的机会。Booth 等(2002)和 Albert 等(2005)的研究指出,一方面,提供员工培训的企业较不可能雇佣临时合同劳动者,即使雇佣了临时合同劳动者,这类劳动者参与企业特定培训的可能性也较低。对于临时工,企业一般不需要提供与职业技能有关的培训。这不仅可以减少培训成本,还可以避免因临时工流动性较大而带来的流失已受训员工的风险(Albert 等, 2005)。另一方面,由于临时劳动力面临较差的自身经济条件和临时性工作的不稳定性感受,因此也较少对自身进行特定人力资本投资(Gash 和 McGinnity, 2007),严重影响了临时工人力资本的有效积累。

其次,临时性工作经验难以变现。劳动力市场的信息不对称使得临时劳动合同成为企业筛选员工的工具(Jimeno 和 Toharia, 1993),也使得劳动者可以通过临时性就业和人力资本积累获得正式就业机会(Booth 等, 2002)。因而,虽然临时工应该获得较高的补偿性工资,但是临时工受到就业身份转换的激励,也愿意接受暂时的低工资(Guell, 2000)。然而,工作经验是提高工资水平的重要能力指标(Pallais, 2014),而已有研究表明,通常临时工的工作经验只能再搜寻临时性工作

(Booth等, 2002), 临时性工作经验难以提高劳动力的工资收入, 进一步影响了人力资本的有效积累。综上所述, 本文提出假说 2: 临时性就业方式通过“人力资本机制”降低了临时性就业者的工资收入。

三、数据来源与模型构建

(一) 数据来源

本文实证分析的数据来源于国家统计局和北京师范大学中国收入分配研究院的 2007 年中国家庭住户收入调查数据(CHIP)。该数据库共包括三个数据集, 即城市住户调查、农村住户调查和城市农民工调查。本文所采用的是城市住户数据集和城市农民工数据集。本文将这两个数据集合并后共得到 23 129 个个体样本, 其中城市居民 14 683 个, 城市农民工 8 446 个。如前文所述, 回归中我们首先剔除了没有工资收入和劳动关系的个体 9 381 个, 其中城市居民 7 578 个, 城市农民工 1 803 个。在此基础上, 我们继续剔除了年龄小于 16 周岁或者大于 65 周岁的个体, 并剔除了就业类型为缺失值的个体, 最后共得到分布于 18 个城市 20 个行业的 11 231 个个体, 其中城市居民 6 329 个, 城市农民工 4 902 个。

(二) 模型构建

本文建立如下线性计量模型:

$$\ln wage_i = c + \alpha informal_i + \beta human_i + \gamma Z_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中被解释变量 $\ln wage_i$ 为个体工资收入的对数值。回归中我们采用个体的平均小时工资^①指标来度量个体的工资收入。关键解释变量 $informal_i$ 取值 1 表示个体为临时性就业。根据前文的定义, 结合 2007 年 CHIP 调查问题中个体对于问题“您当前这份主要工作是哪种性质”的回答, 将“无合同的临时工”和“短期合同工(一年以下)”的个体视作临时性就业劳动力, 将“固定工”和“长期合同工(一年及以上)”的个体视作正规就业劳动力。

$human_i$ 为个体的人力资本变量集合, 对应理论机制的第一部分。1. 教育程度 $edu=1, 2, 3$, 分别表示“高中及以下”、“高中至大学包括大学”和“大学以上”。^② 2. 在该单位从事该职业的经验 $tenure$ 为个体在 2007 年底在目前的单位从事该职业的时间。3. 健康状况 $health=\{1, 2, 3, 4, 5\}$, 表示与同龄人相比健康状况分为 5 个等级, 分别对应非常好、很好、一般好、不好、很不好。大量研究均表明个体的受教育水平、健康状态以及职业经验等个体特征会显著地影响个体的工资收入(Pallais, 2014; 陈珣和徐舒, 2014), 同时, 相关文献研究成果也表明这些个体特征也会显著地影响个体成为正规就业者的概率(Amuedo-Dorantes 和 De la Rica, 2006)。

另外, 模型中的 Z_i 为控制变量集合, 共包含四组控制变量 CV_1, CV_2, I 和 J 。其中 CV_1 为个体特征层面的控制变量集合, 包括两组控制变量, 分别对应着理论机制部分的两个机制。第一组为除人力资本外个体的质量差异变量集合。1. 性别 $gender$ 取值 1 表示女性; 取值 0 表示男性。2. 年龄 age 为个体至调查年份即 2007 年的年龄值。大量研究表明, 个体的性别、年龄等个体特征会显著地影响个体的工资收入(秦立建等, 2013; 李实等, 2014), 同时也会显著地影响个体成为正规就业者的概率(Jimeno 和 Toharia, 1993; Booth 等, 2002)。此外, 我们还加入了个体的户籍身份变量, 控制城市劳动力市场的二元分割对个体收入的影响。3. 户籍身份变量 $migrant$, 取值 1 表示城市农民工, 取值 0 则表示城镇居民。2007 年中国劳动力市场上依然存在对农民工明显的工资

^①小时工资数为月收入除以月工作小时数, 月工作小时数的计算方法为当前主要工作的周工作小时数除以 7 乘以 30。月工资收入为当前主要工作的月工资收入, 包括工资、奖金、津贴和实物折现。

^②教育程度分为三类, 且皆包括毕业和肄业。

待遇户籍歧视,农民工和城镇职工工资差异中的36%无法用禀赋差异解释(章莉和李实,2014)。第二组为补偿性工资特征变量。个体当前职业变量 $occup_k(k=1,2,3)$,分别表示“各类专业技术人员和行政办公管理人员”、“商业工作人员和服务性工作人员”、“生产运输工人”,即以“其他人员”为参照基准。

CV_2 为与个体所在企业特征相关的控制变量。1. 企业规模 $scale=1,2,3,4,5,6$ 分别表示企业人数为 $[0,5]$ 、 $(5,20]$ 、 $(20,50]$ 、 $(50,100]$ 、 $(100,1000]$ 、 $[1000,+\infty)$,取值越大则表示企业规模越大。规模较小的企业,其员工工资收入较低(包群等,2011),同时其采用非正规雇佣方式雇佣劳动力的概率也较大(邵敏和包群,2013)。2. 企业所有制变量 $own_k=k=1,2,3$,分别表示企业所有制为外资、国有企业和私营内资,由此产生三个虚拟变量,以其他内资企业为参照基准,控制我国个体劳动力收入所存在的所有制差异。Alvarado(2014)等文献的研究结果表明,劳动力所在企业的所有制特征也会显著影响劳动力被该企业以非正规方式雇佣的概率。

向量 I 为个体所在行业的虚拟变量。样本个体共分布于20个行业中,由此产生了19个虚拟变量(二元),其中以制造业为参考基准。行业虚拟变量主要是控制行业要素密集度和垄断程度等行业因素对行业内个体所固有的工资收入差异和就业身份的影响。向量 J 为个体所在的城市虚拟变量。样本分布于中国18个有代表性的城市,因此产生了17个城市虚拟变量(二元),其中以乐山市为基准。城市虚拟变量主要是控制城市地理位置、劳动力市场制度和经济发展水平等城市因素对于个体收入和就业身份的影响。

四、不同就业类型劳动力特征和工资差异

(一)不同就业类型劳动力特征

在本文最终得到的11231个个体样本中,包含3342个临时性就业者,占比约为29.76%。经统计,临时性就业者的平均小时工资为6.28元,正规就业者的相应值为11.73元。对二者进行均值 T 检验,结果显示临时性就业者的工资收入显著低于正规就业者。那么什么样的劳动力更容易成为临时性就业者?本文对劳动力的各项特征进行均值 T 检验,结果见表1。

表1 不同就业类型劳动力特征均值 T 检验表

| 特征 | 临时性就业者 | 正规就业者 | 前者-后者 | Prob | 特征 | 临时性就业者 | 正规就业者 | 前者-后者 | Prob |
|---------------------------|---------|---------|---------|--------|-----------|--------|--------|---------|--------|
| $\ln wage$ | 1.6383 | 2.1854 | -0.5471 | 0.0000 | $migrant$ | 0.6807 | 0.3330 | 0.3477 | 0.0000 |
| $(0, high\ school)$ | 0.8684 | 0.5862 | 0.2822 | 0.0000 | $occup_1$ | 0.2282 | 0.5751 | -0.3469 | 0.0000 |
| $(high\ school, college]$ | 0.1298 | 0.3939 | -0.2641 | 0.0000 | $occup_2$ | 0.3876 | 0.1777 | 0.2099 | 0.0000 |
| $(college, +\infty)$ | 0.0018 | 0.0198 | -0.0180 | 0.0000 | $occup_3$ | 0.0708 | 0.1405 | -0.0697 | 0.0000 |
| $health_very_good$ | 0.7741 | 0.8020 | -0.0279 | 0.0004 | $occup_4$ | 0.3133 | 0.1066 | 0.2068 | 0.0000 |
| $health_good$ | 0.2056 | 0.1846 | 0.0210 | 0.0048 | $scale$ | 3.1168 | 4.1313 | -1.0145 | 0.0000 |
| $health_bad$ | 0.0203 | 0.0134 | 0.0069 | 0.0034 | own_1 | 0.0306 | 0.0699 | -0.0392 | 0.0000 |
| age | 32.8390 | 35.9597 | -3.1207 | 0.0000 | own_2 | 0.1712 | 0.5114 | -0.3403 | 0.0000 |
| $tenure$ | 2.9691 | 9.5587 | -6.5896 | 0.0000 | own_3 | 0.5049 | 0.3287 | 0.1762 | 0.0000 |
| $gender$ | 0.4533 | 0.4041 | 0.0492 | 0.0000 | own_4 | 0.2933 | 0.0900 | 0.2033 | 0.0000 |

从表1可以看出,临时性就业劳动者和正规就业劳动者在诸多个体特征因素和所在企业特征因素上均存在着显著的差异。值得注意的是:1. 临时性就业者的高中及以下教育程度的均值明显大于正规就业者,临时性就业者的高中至大学教育程度和大学以上学历的均值明显低于正规就业者,这说明临时性就业者的教育水平劣于正规就业者;2. 临时性就业者的年龄均值和在当前单位该职位的工作经验均值都明显低于正规就业者,这说明临时性就业者的经验少于正

规就业者而且更年轻; 3. 临时性就业者的健康程度为非常好及很好的均值明显低于正规就业者, 而临时性就业者的健康程度一般好、不好及很不好的均值明显高于正规就业者, 这说明临时性就业者的健康水平劣于正规就业者。而教育、经验和健康都是度量人力资本的重要因素, 因此上述结果进一步说明临时性就业者人力资本劣于正规就业者。

此外, 与正规就业者相比, 女性临时性就业者较多, 可知女性更容易获得临时性工作。与劳动力市场二元分割理论预期一致, 城市农民工成为临时性就业者的概率约为城镇居民的 2 倍。临时性就业者所在企业规模显著小于正规就业者, 并且其在民营企业和其他内资企业(不包括国有企业)就业的概率显著大于正规就业者。这说明从数据上所观察到的临时性就业者的工资水平更低, 有一部分是要归因于其所在企业规模更小且多为民营企业。

(二) 相同人力资本水平下不同就业类型劳动力的工资差异

为考察人力资本水平相同的劳动力中, 临时性就业者和正规就业者之间是否存在显著的工资差异。根据样本的数据特征, 进一步将行业分为四类: 农林牧渔业、工业、建筑业和第三产业, 依次包含 73、2 782、831、7 487 个个体。农林牧渔业主要分布在农村而非城市, 且农林牧渔业就业人数极少, 仅有 73 个, 不具备参考意义, 暂不予以分析。后三类行业中个体在临时性就业中的比重分别为 20.27%、54.51%、30.76%。接下来考察行业内人力资本水平相同的劳动力中, 临时性和正规就业者之间是否存在显著的工资差异。

表 2 相同人力资本范围的劳动者行业内工资差异 T 检验表

| 行业 | 正规教育年限 | 临时性就业者 | 正规就业者 | 前者-后者 | Prob |
|------|-----------------------|--------|--------|---------|--------|
| 工业 | $edu_y \in [0, 9)$ | 1.5896 | 1.7918 | -0.2022 | 0.0018 |
| | $edu_y \in [9, 12)$ | 1.7152 | 2.0256 | -0.3104 | 0.0000 |
| | $edu_y \in [12, 16)$ | 1.8287 | 2.3164 | -0.4877 | 0.0000 |
| 建筑业 | $edu_y \in [0, 9)$ | 1.6479 | 1.7948 | -0.1469 | 0.0124 |
| | $edu_y \in [9, 12)$ | 1.7876 | 1.9296 | -0.1420 | 0.0070 |
| | $edu_y \in [12, 16)$ | 2.1363 | 2.3860 | -0.2497 | 0.0108 |
| 第三产业 | $edu_y \in [0, 9)$ | 1.3885 | 1.7343 | -0.3458 | 0.0000 |
| | $edu_y \in [9, 12)$ | 1.5808 | 1.9517 | -0.3709 | 0.0000 |
| | $edu_y \in [12, 16)$ | 1.7606 | 2.3423 | -0.5817 | 0.0000 |

横向比较发现, 人力资本水平相同的临时性就业者与正规就业者的小时工资对数存在显著差异, 临时性就业者的工资显著小于正规就业者。纵向比较发现, 相同人力资本水平范围内的临时性就业者在建筑业的工资最高, 其次是工业和第三产业, 而相同人力资本水平范围内的正规就业者在三个行业的工资水平非常接近。这说明, 临时性就业者获得了因不同工种之间差别的“补偿性工资”。但是, 为了识别出临时性就业身份对个体工资的因果影响, 还需进行进一步的计量分析。

五、实证结果及分析

(一) 抑制作用还是促进作用

本文运用 OLS 法对式(1)进行估计, 以考察临时性就业方式对劳动者小时工资对数的影响, 同时采用截面加权估计, 以尽可能消除截面数据带来的异方差问题。结果如表 3 所示。表 3 中第(1)-(3)列模型分别为依次加入关键变量 *informal*、与人力资本有关的控制变量和所有控制变量的估计模型, 第(4)列模型则为完整估计模型各变量系数的 *beta* 值以进一步说明临时性就业变量对劳动力工资收入的重要性。回归结果中剔除了不领工资的家庭帮工、自我经营者和打零工

者,仅针对企业中的工资性收入者。前三列显示,临时性就业变量 *informal* 的估计系数在 1% 的显著性水平下显著为负。这说明在其他条件相同的情况下,临时性就业变量会显著降低劳动者的劳动力收入。对比第(1)、(2)列,在加入了劳动力人力资本有关的变量后,模型的解释力增强,修正的 R^2 从 11.8% 增加到 30.8%,在加入了所有控制变量后,修正的 R^2 从 30.8% 增加至 47.3%。当添加全部控制变量时,第(3)列临时性就业变量的估计系数为 -0.201,在绝对值大小上仅次于教育变量的 0.314、企业所有制为外资企业的 0.250。比较第(4)列中临时性就业变量估计系数的 *beta* 值大小可以发现,临时性就业变量的作用仅小于年龄、教育和经验,而大于其他变量。这进一步说明,临时性就业变量是影响劳动力收入的重要因素。

表 3 全样本的 OLS 回归结果

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|---------------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| <i>informal</i> | -0.547***(-42.145) | -0.274***(-21.268) | -0.201***(-12.308) | -0.115***(-11.927) |
| <i>edu</i> | | 0.524***(40.583) | 0.314***(20.380) | 0.223***(21.398) |
| <i>health</i> | | -0.009(-1.129) | -0.016*(-1.743) | -0.015*(-1.727) |
| <i>tenure</i> | | 0.018*** (26.536) | 0.012*** (14.564) | 0.172*** (14.751) |
| <i>gender</i> | | | -0.170***(-12.993) | -0.112***(-12.998) |
| <i>age</i> | | | 0.023*** (5.648) | 0.330*** (5.532) |
| <i>age</i> ² | | | -0.000***(-5.965) | -0.353***(-6.023) |
| <i>migrant</i> | | | -0.150***(-6.899) | -0.083***(-6.603) |
| <i>occup</i> ₁ | | | 0.157*** (6.692) | 0.103*** (6.921) |
| <i>occup</i> ₂ | | | -0.013(-0.521) | -0.007(-0.551) |
| <i>occup</i> ₃ | | | -0.040(-1.301) | -0.018(-1.381) |
| <i>scale</i> | | | 0.043*** (8.316) | 0.091*** (8.895) |
| <i>own</i> ₁ | | | 0.250*** (6.814) | 0.067*** (6.725) |
| <i>own</i> ₂ | | | 0.025 (1.074) | 0.017 (1.082) |
| <i>own</i> ₃ | | | 0.041** (2.103) | 0.025** (2.009) |
| <i>Industry</i> | No | No | Yes | Yes |
| <i>City</i> | No | No | Yes | Yes |
| <i>N</i> | 112 31 | 111 70 | 797 1 | 797 1 |

注: (1)*、**和***分别为10%、5%和1%的显著性水平; (2)括号内为稳健标准误。下表同。

模型中控制变量对劳动力收入的影响方向及显著性基本与预期及已有文献一致。在其他条件相同的情况下,教育水平越高、工作经验越丰富越会提高劳动者的平均小时工资,而健康程度越差越会降低劳动者的平均小时工资。女性平均小时工资会低于男性;劳动者的年龄增加会提高劳动者平均小时工资,农民工会获得较低的平均小时工资。在其他条件相同的情况下,较之其他职业类别,职业为各类专业技术人员和行政办公管理人员会提高劳动者的平均小时工资。模型中其他与企业基本特征相关的控制变量对劳动力收入的影响方向及显著性基本与预期及已有文献一致。在其他条件相同的情况下,劳动者所在企业规模与平均小时工资正相关。参照其他内资企业,外资企业的劳动者平均小时工资最高,其次为私营企业。

(二)内生性检验: 异方差工具变量法与内生性变换模型

考虑到 OLS 估计中可能存在遗漏变量、个体就业方式自选择性和不可观测因素等内生性问题,通常做法是寻找与临时性就业变量 *informal* 相关,但不受当期劳动力收入影响的工具变量,而找到一个合适的工具变量是非常困难的。接下来本文将分别采用异方差工具变量法和内生性

变换模型来克服可能存在的内生性问题,对上文的实证结果进行稳健性检验。

1. 异方差工具变量法。异方差工具变量法由 Lewbel(2007)发展而来,在国外应用较为广泛(Mallick, 2012; Emran 和 Shilpi, 2012 等)。例如 Mishra 和 Smythv(2015)采用传统工具变量和异方差工具变量法估计中国城市的教育回报率,结果发现在传统工具变量为弱工具变量的情况下,异方差工具变量法在克服内生性问题后结果更稳健。根据 Lewbel(2012)的做法,本文设定:

$$Y_1 = \alpha_1 X + \beta_1 Y_2 + \xi_1 \quad \xi_1 = \eta_1 M + I_1 \quad (2)$$

$$Y_2 = \alpha_2 X + \xi_2 \quad \xi_2 = \eta_2 M + I_2 \quad (3)$$

其中 Y_1 是小时工资对数 $\ln wage$, Y_2 是临时工身份 $informal$, X 为所有控制变量, M 为不可观测因素, I_1, I_2 代表异质性误差。在没有合适的传统工具变量或存在弱工具变量的情况下, Lewbel(2012)认为可以通过一组可观测的外生变量向量组 Z , 利用 $[Z - E(Z)]\xi_2$ 作为工具变量。Lewbel(2012)方法中满足工具变量所有标准假设条件,不要求排他性,唯一非标准假设是假设 ξ_2 中具有异方差,即 $cov(Z, \xi_2) \neq 0$, 可以在第一阶段对 X 的线性回归检验其是否满足异方差条件。如果满足公式 $E(X\xi_1) = 0, E(X\xi_2), cov(Z, \xi_1, \xi_2) = 0$, 存在与异方差误差结果无关的回归量可以识别方程。 Z 可以是 X 的子集或者就是 X 本身。在缺少传统工具变量时,采用上述选择的工具组,可以通过 $TSLS$ 方法估计工具变量回归,同传统 IV 法一致。

具体步骤为:首先用全样本对方程(3)进行回归估计重新得到残差项,对残差项异方差进行 Breusch-Pagan 检验, P 值为 0 可以拒绝同方差的原假设,证明方程(3)的残差项存在异方差。接着根据 $[Z - E(Z)]\xi_2$ 构建工具变量,重新估计方程(2),结果列于表 4 第(1)列。最后,借鉴 Booth 等(2002)的做法采用小孩儿个数作为临时性就业的工具变量 IV ,小孩儿个数(no_chi)为样本中个体截止 2007 年底所有亲生小孩儿个数。小孩儿个数多的家庭通常个体的人力资本水平较低、经济负担较重、需要较多时间照顾家庭,这类人更容易获得临时性工作并且愿意暂时忍受低工资水平,而小孩儿个数为外生给定不会直接影响当期工资收入。本文同时采用异方差工具变量法的另外两种形式克服模型中的内生性问题,检验结果见表 4 第(2)、(3)列。

表 4 异方差工具变量法的估计结果

| 变量 | (1) <i>GenInst</i> | (2) <i>GenExtInst(IV)</i> | (3) <i>GenExtInst(IV-GMM)</i> |
|------------------------------|-----------------------|------------------------------|----------------------------------|
| <i>informal</i> | -0.115***(-4.974) | -0.110***(-4.766) | -0.118***(-5.401) |
| <i>N</i> | 7 959 | 7 119 | 7 119 |
| <i>Breusch-Pagan LM</i> | | <i>P-val=0.0000</i> | |
| <i>Kleibergen-Paap rk LM</i> | | <i>P-val=0.0000</i> | |
| <i>Cragg-DonaldWald</i> | | <i>F=141.535</i> | |

表 4 第(1)列为仅采用异方差工具变量法产生的工具变量回归结果。第(2)列为同时采用小孩儿个数作为工具变量的回归结果,其 *Kleibergen-Paap rk LM* 统计量的 p 值为 0, 强烈拒绝不可识别的原假设,从第一阶段弱工具变量检验结果可知,用小孩儿个数 no_chi 作为工具变量,弱工具变量检验 *Cragg-Donald Wald F* 统计量为 141.535, 大于 10% 偏误下的临界值 138.69, 即拒绝弱工具变量的原假设。第(3)列为同时采用小孩儿个数作为工具变量并采用 *GMM* 的回归结果。结果显示,在克服了内生性问题后,在其他条件不变的情况下,临时性就业变量 *informal* 在 1% 的显著性水平上均显著为负,实证结果依然稳健。

2. 内生性变换模型。本文继续采用内生性变换模型来纠正前文估计中可能存在的估计偏

误。记个体的就业类型选择为 I , 记个体就业类型决策的可观测影响因素为 Z , 不可观测影响因素为 v , 则个体就业类型的选择模型可以设置为:

$$I_i^* = Z_i r + v_i, \text{ 并且 } \begin{cases} I_i = 1, & \text{若 } I_i^* > 0 \\ I_i = 0, & \text{若 } I_i^* \leq 0 \end{cases} \quad (4)$$

I 为个体就业类型决策的潜变量 (*latent variable*), 不可观测。 r 为估计系数, v 为误差项。下标 i 表示个体。借鉴 Maddala (1983) 将是否获得临时性就业机会的个体工资方程分别设置为:

$$\text{若 } I_i = 1, \text{ 则 } y_{1i} = x_i \beta_1 + u_{1i} \quad (5)$$

$$\text{若 } I_i = 0, \text{ 则 } y_{0i} = x_i \beta_0 + u_{0i} \quad (6)$$

其中, 下标 0 表示正规就业, 为控制组; 1 表示临时性就业, 为处理组。 y_1 为处理组当前的小时工资对数值, y_0 为参照组当前的小时工资对数值。 x 代表影响个体当前工资的可观测因素, 本文将其设置为前文 OLS 估计中所有的控制变量。 u_1 和 u_0 均为误差项。为使方程 (4)、(5)、(6) 满足识别条件, 向量 Z 至少应该包含一个不存在于向量 X 中的变量, 即工具变量。该变量需能够直接影响个体的就业类型, 但不会对个体的工资收入产生直接影响。在已有相关研究成果的基础上, 我们选取的工具变量仍为个体的小孩儿个数 *no_chi*, 并加入婚姻状态 *marry* 和当地失业率 *shiyelv*。婚姻状况 *marry* 取值 1 表示已婚, 取值 0 表示未婚。失业率为当地失业登记总人数占所有就业劳动力和失业登记总人数之和的比例, 数据来源于《2007 年城市统计年鉴》。

为了使方程 (4)、(5)、(6) 满足识别条件, 向量 Z 中至少应该包含一个不存在于向量 X 中的变量, 即工具变量。该变量需能够直接影响个体的就业类型, 但不会对个体的工资收入产生直接影响。在已有相关研究成果的基础上, 我们选取的工具变量仍为个体的小孩儿个数 *no_chi*, 并加入婚姻状态 *marry* 和当地失业率 *shiyelv*。婚姻状况 *marry* = {1, 0}, 取值 1 表示已婚, 取值 0 表示未婚。失业率 *shiyelv* 采用 2006 年当地失业登记总人数占所有就业劳动力和失业登记总人数之和的比例, 数据来源于《2007 年城市统计年鉴》。

综上所述, 采用内生性转换模型的优点在于能够较好地处理个体收入估计方程中就业类型变量的自选择性, 就业类型自选择方程中各工具变量的估计结果见表 5。识别变量 *no_chi* 的估计系数在 1% 的显著性水平下显著为正, 与预期一致。这说明, 生育小孩个数越多者, 越倾向于获得临时性工作, 因为家庭负担的加重会使得劳动力更加难以承担失业的风险, 从而愿意忍受临时性工作的低工资。识别变量 *marry* 的估计系数在 1% 的显著性水平下显著为负, 这说明未婚劳动力更倾向于接受临时性工作, 因为这类劳动力大多刚刚参加工作尚未积累一定的经验或人力资本水平较低, 从而愿意接受临时性工作的低工资。识别变量 *shiyelv* 的估计系数在 1% 的显著性水平下显著为负, 这说明失业率越高, 劳动力获得临时性工作的机会越低, 因为此时就业机会

表 5 内生性变换模型估计结果

| 变量 | (1) y_1 | (2) y_0 | 识别变量 | (3) |
|-------------------------|--------------------|---------------------|----------------|---|
| <i>edu</i> | 0.216*** (7.036) | 0.319*** (19.283) | <i>no_chi</i> | 0.204*** (5.750) |
| <i>gender</i> | -0.130*** (-5.562) | -0.185*** (-12.159) | <i>marry</i> | -0.980*** (-19.090) |
| <i>age</i> | -0.010 (-1.415) | 0.016*** (3.052) | <i>shiyelv</i> | -3.414*** (-4.164) |
| <i>age</i> ² | 0.000 (0.298) | -0.000*** (-3.622) | FIML估计参数 | |
| <i>health</i> | -0.025* (-1.679) | -0.011 (-1.042) | ρ_1 | 1.250*** (17.209) |
| <i>tenure</i> | 0.012*** (5.886) | 0.011*** (11.682) | ρ_0 | 0.633*** (11.862) |
| <i>CV</i> | Yes | Yes | LR | <i>chi</i> 2(2)=88.51 Prob > <i>chi</i> 2=0.000 |

大幅削减,在失业率较低时处于临界状态及以下水平的劳动力,此时却很难获得工作机会。内生性变换模型的估计结果说明,克服内生性问题后,上述结果依然稳健。

(三)稳健性分析

接下来本文采用一系列检验来分析结论的稳健性。城镇居民样本为城镇居民调查问卷的个体,农民工样本为外来务工人员调查问卷的个体。以下回归结果均为完整估计模型。

1. 区分户籍的估计结果。表6前两列报告了城镇居民样本和农民工样本下的计量模型估计结果。不同子样本的回归结果显示,在其他条件不变的情况下,临时性就业变量在1%的显著水平上均显著为负,结果依然稳健。由第(1)、(2)列估计结果可知,在城镇居民样本下,即个体所在企业、行业、城市特征相同且二者的教育、经验、健康、年龄等个体特征也相同时,临时性就业身份仍然会使其工资收入低27.25%,而农民工样本下该值为14.68%。

表6 不同子样本下的 OLS 回归结果

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
|-----------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | 城镇居民 | 农民工 | 城镇居民 | 农民工 | 全样本 | 全样本 | 全样本 | 全样本 |
| <i>informal</i> | -0.241*** (-10.520) | -0.137*** (-6.519) | -0.191*** (-6.406) | -0.123*** (-5.842) | -0.266*** (-12.952) | -0.162*** (-13.174) | -0.241*** (-11.116) | -0.146*** (-11.427) |
| <i>N</i> | 6 153 | 1 818 | 6 153 | 1 818 | 6 898 | 6 898 | 6 100 | 6 100 |

2. 新临时性就业变量的再检验。为了检验关键解释变量的度量对估计结果的影响,此处将短期合同工从临时性就业类别下剥离,构建新的临时性就业变量(*informal*)。informal取值1为无合同的临时工,取值0为固定工、长期合同工(一年以上)和短期合同工。重新考察临时性就业对我国个体劳动力收入的影响。表6第(3)、(4)列报告了不同临时性就业变量定义下的分样本回归结果。结果显示临时性就业变量在1%的显著性水平上均显著为负,回归结果稳健,且临时性就业身份对于城镇居民工资收入的抑制作用仍然大于农民工样本。

3. 基于2002年、2013年CHIP数据的分析。考虑到数据选择对于估计结果的影响,本文采用2002年和2013年CHIP数据库中的城镇居民样本和农民工样本进行稳健性检验。按照2007年的方法进行一致性整理后,可以得出类似结论,计量结果见表6后四列。第(5)、(6)列为2002年,第(7)、(8)列为2013年完整估计模型的回归系数和Beta值。结果显示,在其他条件不变的情况下,临时性就业变量在1%的水平上均显著为负,结果稳健。这不仅说明本文研究结果的可靠性也说明了研究结论不受数据时效性的影响。

4. 区分行业的回归结果。样本中个体所从事的行业存在显著差异,且考虑到建筑业和第三产业的行业特性使得这些行业更加普遍地采用非正规雇佣方式,我们进一步探讨前文估计结果是否受行业特性的影响,结果显示上述结论仍然稳健,但存在行业差异。同前所述,本文在这里再单独针对工业、建筑业、第三产业进行分析。表7的(1)–(3)列为工业、(4)–(6)列为建筑业、(7)–(9)列为第三产业的估计结果。

表7 不同行业下不同样本的 OLS 回归结果

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) |
|-----------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|---------------------|--------------------|---------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|
| | 全样本 | 城镇居民 | 农民工 | 全样本 | 城镇居民 | 农民工 | 全样本 | 城镇居民 | 农民工 |
| <i>informal</i> | -0.304*** (-6.877) | -0.299*** (-6.205) | -0.435*** (-3.380) | -0.167* (-1.754) | -0.109 (-0.920) | -0.481* (-1.909) | -0.190*** (-10.602) | -0.239*** (-8.843) | -0.126*** (-5.777) |
| <i>N</i> | 1 622 | 1 497 | 125 | 249 | 213 | 36 | 6 028 | 4 371 | 1 657 |

回归结果显示,在工业和第三产业样本下,临时性就业变量的估计系数均在1%的水平上显著为负,结果仍然稳健。但建筑业行业的实证结果显示,临时性就业变量在全样本和农民工样本中的显著性水平下降,而对于城镇居民样本则不显著。这很可能是因为近年来中国出现了较为严重的“民工荒”。建筑业作业时间长、工作生活条件差、欠薪问题严重、在施工中易受自然环境影响,因此建筑业企业只有用高工资吸引临时工,促使农民工薪资水平上涨。

(四)机制识别:“补偿性工资差异”与“人力资本积累机制”

1. 临时性就业者的补偿性工资差异。考虑到临时性就业和正规就业类型的工资方程存在选择性偏误,估计时对选择性偏差进行了调整。借鉴 Neuman 和 Oaxaca(2004)的研究,正式工和临时工的平均工资差异可分解为:

$$\ln w_f - \ln w_{temp} = (X_f - X_{temp})\beta_f + X_{temp}(\beta_f - \beta_{temp}) + (\theta_f \lambda_f - \theta_{temp} \lambda_{temp}) \frac{-b \pm \sqrt{b^2 - 4ac}}{2a} \quad (7)$$

其中, f 为正式工群体, $temp$ 为临时工群体, $\ln w$ 是估计出的对数工资的均值, X 为工资决定要素的均值向量, β 是估计出的工资决定要素的回报率。分解出的第一项为由个体特征差异导致的工资差异,第二项为工资决定要素回报率差异带来的工资差异,表示市场对不同劳动者群体拥有的同样一组特征估价不同,第三项为选择性因素带来的工资差异。本文采用该分解方法,对2007年正式工与临时工之间的工资差异进行分解,结果见表8。

表8 正式工与临时工的工资差异

| 差异指标 | 总差异 | | 特征差异 | | 选择性差异 | | 回报差异 | |
|------|---------|---------|---------|---------|---------|--------|----------|----------|
| | 差异值 | 百分比 | 差异值 | 百分比 | 差异值 | 百分比 | 差异值 | 百分比 |
| 全样本 | 0.642 8 | 100.00% | 0.323 3 | 50.30% | 0.188 1 | 29.26% | 0.131 3 | 20.43% |
| 建筑业 | 0.446 5 | 100.00% | 0.380 9 | 85.31% | 0.242 9 | 54.40% | -0.177 3 | -39.71% |
| 农业 | 0.282 2 | 100.00% | 0.523 2 | 185.40% | 0.105 7 | 37.46% | -0.346 8 | -122.89% |
| 制造业 | 0.452 9 | 100.00% | 0.034 6 | 7.64% | 0.233 6 | 51.58% | 0.184 7 | 40.78% |
| 其他行业 | 0.673 | 100.00% | 0.355 4 | 52.81% | 0.179 8 | 26.72% | 0.137 8 | 20.48% |

由表8的全样本分解结果可见,正式工比临时工的小时工资高89.65%。其中临时工和正式工之间的特征差异产生的工资差异占总工资差异的50.30%;其他特征回报率差异导致的工资差异为20.43%;由样本选择性偏差带来的工资差异占总工资差异的29.26%。这意味着排除特征因素和选择性因素,临时工比正式工工资低13.88%。这与补偿性工资差异理论的分析相反,中国的临时工整体并未获得补偿性工资。这可能是我国临时工面临较高的失业风险和较强的工作不稳定性,但在签订契约时,由于个体议价能力有限和法律意识薄弱等很难获得作为风险溢价补偿以及弥补离职金的这部分“补偿工资”。

实际上,工作性质差异可使部分临时工获得来自劳动力所从事的工种之间差别的这部分“补偿工资”,如劳动强度和危险程度等,一般强度较高、危险性较大及给予人不适应较强的工种往往有着较高的收入水平。继而,本文分行业子样本进一步分解工资差异。结果显示,在雇佣临时工从事劳动强度或危险程度较高的工种占比较高的建筑业和农业,排除特征因素和选择性因素后,从事建筑业的临时工比正式工工资高19.72%;排除特征因素和选择性因素后,从事农业的临时工比正式工工资高41.91%。这与补偿性工资差异理论的分析一致。临时性就业的工作稳定性较差、解约成本较低,因而临时工面临较高的市场风险。但在中国劳动力市场中,仅特定行业为了吸引临时性就业者,企业向临时工支付了补偿性工资。

2. 临时性就业对人力资本积累的影响。前文的估计结果均显示临时性就业对我国劳动力工

资收入产生了显著的抑制作用,那么很可能是因为“人力资本效应”超过了“补偿性工资效应”。我们推断,临时性就业会降低个体的人力资本积累。在职培训是人力资本形成和积累的重要方式之一(Becker, 1962)。如果劳动力可以接受与工作技能有关的培训,则可以提高劳动生产率,进而获得较高的工资。Arulampalam 和 Booth(1997)等的研究表明,临时性就业的劳动者通常很难获得职业生涯晋升和获得工作相关培训机会。然而尽管劳动者希望通过努力工作释放积极信号,同时积累工作经验从而获得劳动合同转换的机会,但提供员工培训的企业不太可能雇佣临时性就业者,即使是雇佣了临时性就业者,这类劳动者参与企业特定培训的可能性也较低(Albert 等, 2005)。这些都不利于临时性就业的劳动者通过在职培训实现人力资本积累。因而,我们将考察临时性就业是否会导致个体减少在职培训机会及培训时间。

本文根据“最近 12 个月内获得过何种培训?”和“这次培训一共多少天?”两个问题,构建了个体获得的与工作技能有关的培训时间变量为 *training*, 是否获得与工作技能有关的培训变量为 *train=0* 或 1。替换(1)式中的被解释变量,采用 *Probit* 模型对 *train* 其进行估计,估计结果列于表 9 前 3 列,采用 *Tobit* 模型对 *training* 进行估计,估计结果列于表 9 后 3 列。

表 9 临时性就业对在职培训机会和培训时间的影响

| 变量 | 全样本(1) | 城镇居民(2) | 农民工(3) | 全样本(4) | 城镇居民(5) | 农民工(6) |
|-----------------|-------------------|-------------------|-------------------|--------------------|--------------------|-------------------|
| <i>informal</i> | -0.264***(-6.273) | -0.299***(-5.565) | -0.206***(-2.811) | -33.606***(-4.914) | -39.850***(-4.258) | -11.812**(-2.504) |
| <i>N</i> | 7 971 | 6 153 | 1 809 | 7 971 | 6 153 | 1 818 |

Probit 回归结果显示,在全样本和城镇居民及农民工子样本下,临时性就业变量 *informal* 的估计系数均在 1% 的显著性水平上显著为负。这说明在其他条件相同的情况下,临时性就业身份显著降低了个体获得与工作技能有关的培训机会。*Tobit* 回归结果显示,在全样本和城镇居民子样本中,临时性就业变量 *informal* 的估计系数均在 1% 的显著性水平上显著为负;农民工样本中,临时性就业变量 *informal* 的估计系数均在 5% 的显著性水平上显著为负。这说明在其他条件相同的情况下,临时性就业身份显著降低了个体获得与工作技能有关的培训时间。即临时性就业者很难获得工作相关培训机会,临时性就业不利于个体的人力资本积累。

六、结论

在我国临时性就业普遍存在的条件下,如何在利用临时性就业实施积极就业政策的同时,提高人民收入水平和加强人力资本积累,进而为缩小工资差距、提高就业质量、顺利实现经济结构调整和产业升级转型提供人才保障呢?本文使用 *CHIP2007* 年调查数据实证分析了临时性就业对劳动者工资收入的影响及影响机制。本文将无合同的临时工以及短期合同工(一年以下合同)视作临时性就业者。首先,统计结果显示,临时性就业者的人力资本如教育程度、经验值和健康状况等因素均劣于正规就业者,女性、农民工、受雇企业规模较小、受雇于民营企业和其他内资企业(不包括国有企业)的劳动者成为临时性就业者的概率更高。人力资本水平相同的同行业的临时性就业者工资水平低于正规就业者。其次,实证结果显示,在其他条件不变的情况下,临时性就业会使得个体的工资收入显著减少约 18.05%。在采用异方差工具变量法和内生性转换模型控制样本选择性偏差和可观测控制变量影响后,临时工与正式工之间仍存在无法解释的工资差异。且这一负向作用在考虑改变指标度量、按户籍和行业特性划分子样本及其他年份样本等情形下仍然稳健。最后,机制检验表明,仅在高劳动强度或危险强度工种的临时工比例较高的行业中,企业向临时工支付了“补偿性工资”,但临时性就业会通过显著降低个体获得与工作技能有关的培训机会而抑制其人力资本积累。

根据研究结论,我们提出如下政策建议:第一,各级政府和有关部门应严格落实目前劳动力市场改革过程中提出的“限制临时工比例、提高解雇成本和获得同工同酬权利”的劳动政策。规范采用临时性就业方式的企业建立补偿机制和失业基金,其中失业基金由企业和工人共同缴纳。此外,还应提高临时工的劳动保护意识,鼓励劳动者通过寻求法律或工会帮助提高自身的议价能力,获得应有的“补偿性工资”和“企业内部与正式工同等的职业技能有关的培训机会”等合法劳工权益。第二,各级政府还应鼓励中介机构开展就业专业技能培训业务并给予一定的政策倾斜,如职业中介机构、就业训练中心和再就业培训基地等,通过市场机制调动中介机构为临时性就业者提供有助于获得正式工作的职业培训。与此同时,各省市劳动就业服务管理局应严格监管各类中介机构的管理和审核,同时负责指导城镇劳动力就业前培训、下岗失业人员再就业培训和创业培训等。只有临时性就业方式与培训相结合,临时性就业方式才可以有效成为正规就业方式的补充,进而提高劳动积极性和就业质量。

主要参考文献:

- [1]陈珣,徐舒. 农民工与城镇职工的工资差距及动态同化[J]. 经济研究, 2014, (10): 74-88.
- [2]陈祎,刘阳阳. 劳动合同对于进城务工人员收入影响的有效性分析[J]. 经济学(季刊), 2010, (2): 687-712.
- [3]孙睿君,李子奈. 不同期限类型劳动合同的工资决定机制及差异——基于中国家庭住户收入调查数据的经验研究[J]. 财经研究, 2010, (2): 36-47.
- [4]魏下海,余玲铮. 我国城镇正规就业与非正规就业工资差异的实证研究——基于分位数回归与分解的发现[J]. 数量经济技术经济研究, 2012, (1): 78-90.
- [5]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.
- [6]Albert C, Carlos G S, Hernanz V. Firm-provided training and temporary contracts[J]. Spanish Economic Review, 2005, 7(1): 67-88.
- [7]Alvarado L K A. The effects of fixed-term contracts on workers in Colombia[J]. Cuadernos de Economia, 2014, 33(63): 421-446.
- [8]Arulampalam W, Booth A. Who gets over the training hurdle? A study of the training experiences of young men and women in Britain[J]. Journal of Population Economics, 1997, 10(2): 197-217.
- [9]Becker G. Investment in human beings[J]. Journal of Political Economy, 1962, 70(1): 9-49.
- [10]Booth A L, Francesconi M, Frank J. Temporary jobs: Stepping stones or dead ends?[J]. Economic Journal, 2002, 112(480): 189-213.
- [11]Gao Q, Yang S, Li S. Labor contracts and social insurance participation among migrant workers in China[J]. China Economic Review, 2012, 23(4): 1195-1205.
- [12]Gash V, McGinnity F. Fixed-term contracts—the new European inequality? Comparing men and women in West Germany and France[J]. Socio-Economic Review, 2007, 5(3): 467-496.
- [13]Hagen T. Do temporary workers receive risk premiums? Assessing the wage effects of fixed-term contracts in West Germany by a matching estimator compared with parametric approaches[J]. Labour, 2002, 16(4): 667-705.
- [14]Jimeno J F, Toharia L. The effects of fixed-term employment on wages: Theory and evidence from Spain[J]. Investigaciones Economicas, 1993, 17(3): 475-494.
- [15]Leandro E. Temporary/Permanent workers wage gap: A brand-new form of wage inequality?[J]. Labour, 2010, 24(2): 178-200.
- [16]Lewbel A. Using heteroscedasticity to identify and estimate mismeasured and endogenous regressor models[J]. Journal

- of Business and Economic Statistics, 2012, 30(1): 67–80.
- [17]Maddala G S. Limited-dependent and qualitative variables in econometrics[M].Cambridge: Cambridge University Press, 1986.
- [18]Mishra V, Smyth R. Estimating returns to schooling in urban China using conventional and heteroskedasticity-based instruments[J]. Economic Modelling, 2015, 47: 166–173.
- [19]Pallais A. Inefficient hiring in entry-level labor markets[J]. The American Economic Review, 2014, 104(11): 3565–3599.
- [20]Picchio M. Temporary contracts and transitions to stable jobs in Italy[J]. Labour, 2008, 22(1): 147–174.
- [21]Rosen S. Implicit contracts: A survey[J]. Journal of Economic Literature, 1985, 23(3): 1144–1175.
- [22]Scherer S. Stepping-stones or traps? The consequences of labour market entry positions on future careers in West Germany, Great Britain and Italy[J]. Work, Employment and Society, 2004, 18(2): 369–394.

The Effect of Temporary Employment on Labor Wages

Li Hongyang, Shao Min

(School of Economics, Nankai University, Tianjin 300071, China)

Summary: Temporary employment is already one of the most important parts of Chinese elastic employment. However, previous literature indicates that temporary employment could not only decrease labor wages, widen wage gap, and then deteriorate employment quality but also hamper human capital accumulation. Human capital accumulation brought by the promotion of know-how and expertise is the insurance for successful economic structural adjustment and industry transformation and upgrading in the largest developing country. Therefore, how to employ temporary employment and at the same time to narrow down the wage differential, promote employment quality, strengthen human capital accumulation, and provide corresponding policy suggestions are significant. However, rare research pays attention to the effect of temporary employment on labor wages in China in the view of employment period differential. Temporary employment could affect labor wages in two aspects. Firstly, risk premium theory believes labor with fixed-term or temporary contracts is facing higher unemployment risk so that they should receive higher hour wages as compensation of risk premium when signing the contracts because there are lower costs of insurance welfare, laid-off costs and penalty costs. Secondly, temporary employment would decrease human capital accumulation. Temporary labor has less possibility to involve in firm-specific training. While temporary employment would increase or decrease labor wages in China, we need specific empirical analysis. This paper uses Chinese Household Income Project(CHIP) data of 2007 to explore the effect of temporary employment on Chinese labor wages, while the temporary employees are defined as labor without contracts or with short-term contracts(less than 1 year). We first use T-test to explore who are temporary employees in China and then use OLS to do empirical research along with robustness check. Then we decompose the wage differential to explore whether temporary labor receives compensatory wages, and utilize Probit and Tobit models to estimate the effect of temporary employment on labor work-related skill training opportunity and term to explore if temporary employment harms human capital accumulation. This paper arrives at the results as follows: firstly, temporary employment significantly decreases about 18.05% of individual average hourly wages after controlling related individual, firm, industry and city characteristics; secondly, this conclusion does not change after considering different subsamples divided by different indicators, household registry, year and industries; in addition, the income difference still exists after using heteroskedasticity-based instrument method and switching regression model to con-

control selection bias and unobservable variables; thirdly, mechanism tests indicate temporary employment impairs human capital accumulation, which mainly significantly decreases personal work-related training opportunities, and only temporary labor in certain industries could obtain compensatory income. This paper provides constructive implications and policy suggestions as follows: firstly, Chinese government should implement the labor policy of “limiting the proportion of temporary labor, increasing firing costs and guaranteeing same salaries” and require firms employing temporary labor to build up compensation system and unemployment funds. Secondly, the agencies for instance job intermediate should be encouraged to conduct career training with preferential policy by market mechanism. The bureau should monitor the agencies and be in charge of pre-employment training for urban workers, laid-off workers retraining of reemployment or starting their own business, etc. The contributions of this paper lie in that: firstly, by distinguishing different self selection forms of temporary employees, self-employed labor, family helpers, and so on, this paper specifically explores wage differential between temporary and formal employees based on employment period. Secondly, CHIP2007 allow us to control the characteristics of employers to get more unbiased estimated results. Then we employ heteroskedasticity-based instrument method and switching regression model to control selection bias and unobservable variables to get more precise results. Thirdly, we also do the mechanism tests, namely the effect of temporary employment on human capital accumulation and whether temporary labor could get compensatory wages in China.

Key words: temporary employment; labor wage; compensatory income; human capital accumulation

(责任编辑 石头)

~~~~~  
(上接第 99 页)

reinforced by the motive of the interests of large shareholders when only large shareholders participate in private placement, and it is more prominent in state-owned enterprises because of stronger motivation (the consolidation of the controlling rights of large shareholders) and more convenient conditions (political connections, government guarantee, and sustained government subsidies) to tunneling in state-owned enterprises; (2) the positive correlation is weakened when institutional investors buy the shares; (3) the positive correlation is reinforced when both large shareholders and institutional investors participate in private placement, which is a conspiracy. It is more prominent in state-owned enterprises because of greater private benefits (richer resources of state-owned enterprises) to large shareholders and institutional investors, and the probability of conspiracy that comes to light is relatively low (the internal control is relatively weaker in state-owned enterprises). Further analysis finds that information transparency weakens the positive correlation, and the higher employment subsidies are, the higher discount rates are; total related transactions in companies with high placement discount rates are much more than the ones in companies with low placement discount rates, thus the effect mechanism of government subsidies on discount rates of private placement is further verified. This paper not only provides a new perspective for understanding the discounts of private placement issue, but also finds that government subsidies can be served as an indirect way of tunneling, which has important practical implications and policy reference to improve the capital market efficiency and strengthen the supervision of government subsidies.

**Key words:** government subsidy; private placement discount; private placement object; tunneling; property right nature

(责任编辑 石头)