

中国贸易开放的非正规就业效应研究*

李金昌 刘 波 徐蔼婷

【摘 要】文章基于 2000~2012 年中国 30 个省份的面板数据,采用系统广义矩估计方法和修正的最小二乘虚拟变量估计方法克服内生性问题,量化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。加入世界贸易组织以来中国非正规就业增长中的 18.89%~35.41%由贸易开放创造。增加物质资本投资和人力资本投资会阻碍贸易开放对非正规就业的带动作用,而且相对于人力资本投资,物质资本投资引发的“资本替代劳动”现象更容易产生阻碍作用。尽管目前这种阻碍作用尚未凸现,但长远来看必须处理好两种资本投资与非正规就业之间的关系,警惕其对非正规就业的负面冲击。

【关键词】贸易开放 物质资本 人力资本 非正规就业 动态面板数据模型

【作 者】李金昌 浙江工商大学,教授;刘 波 浙江工商大学统计与数学学院,博士研究生;徐蔼婷 浙江工商大学统计与数学学院,副教授。

20 世纪以来,国际经济学界逐步确立了以赫克歇尔—俄林模型为代表的新古典贸易理论分析框架的主导地位,认为贸易开放能通过资源配置和技术进步促进经济增长。然而关于贸易开放如何影响正规就业、非正规就业及失业的研究并不多见,这主要是因为几乎所有国际贸易模型均基于充分就业的前提假设。无论是发达国家还是发展中国家,就业问题一直是阻碍经济发展、影响社会稳定的重要因素。一个显而易见的事实是,诞生于发展中国家的“非正规就业”在缓解就业和创造收入方面发挥了重要作用,正随着资本的国际化在全球范围内急速扩张。国际劳工组织研究显示,非正规就业占非农就业的比例在亚洲为 65%、北非为 48%、拉美为 51%、南非为 78%(黄宗智,2013)。不论是缓解就业压力还是在降低生产成本上,广泛存在的非正规就业在全球经济一体化浪潮中均发挥了积极、有效的作

* 本文为国家自然科学基金“非正规部门规模、效应及与国民经济运行协调度——基于新 SNA 框架的研究”(编号:71073142)的阶段成果。

用。因此忽视贸易开放对非正规就业的影响显然是不恰当的。改革开放以来,非正规就业人数占中国非农就业人数比重从1978年的0.17%上升至2009年的60.97%,已占据就业总量的“大半壁江山”(胡鞍钢、马伟,2012);而且非正规就业一直以来都是中国乡村转移剩余劳动力和城镇下岗、失业人员的重要就业渠道。在国际竞争逐渐增强、新型城镇化导致就业矛盾不断突出的双重压力下,出口和进口贸易会对非正规就业群体产生何种效应?效应的发挥是否会受到其他因素的影响?回答这些问题对于扩大就业、实现贸易发展和就业提升的“双赢”具有现实意义,对于完成“着力做好保障和改善民生工作、不断提高对外开放水平”的经济工作任务具有指导意义。

一、文献综述

鉴于非正规就业的特殊性,诸多文献主要借助于经典的理论框架来解释贸易开放对非正规就业的影响机制,如异质性劳动力模型(Goldberg等,2003)、二元经济模型(Marjit等,2007;Ghosh等,2008)、多部门一般均衡模型(Marjit,2003;Maiti等,2008)及李嘉图模型(Correa等,2013)。这些研究从不同角度对贸易开放影响非正规就业的可能机制进行理论预测,但缺乏相应的经验证据。近年来学术界开始从实证角度探讨贸易开放对非正规就业的实际影响,研究结论却存在较大差异。Ghosh等(2008)利用18个中东欧和前苏联国家1990~1995年的面板数据,采用固定效应模型分析出口贸易、进口贸易和外商直接投资对非正规就业的影响,发现贸易开放和非正规就业之间存在显著的正向关系。Indrajit(2010)利用印度1970~2005年的时序数据,采用相关系数分析方法发现以多种指标衡量的贸易开放与以多种指标测度的非正规就业之间呈现稳健的正相关关系。Fugazza等(2010)利用1990~2004年32个国家的面板数据,采用OLS方法从不同维度研究了贸易开放和非正规就业之间的关系,得出截面数据表明贸易开放不利于非正规就业发展,时序数据表明贸易开放促进了非正规就业发展,而面板数据表明贸易开放和非正规就业之间无必然联系的结论。Bosch等(2012)利用巴西1983~2002年的微观数据考察贸易开放和劳动力市场改革对非正规就业的影响,发现贸易开放仅能解释非正规就业变化的1.0%~2.5%。唐俊波(2014)利用中国1991~2010年的时间序列数据,采用VAR模型分析各因素对非正规就业的影响,发现贸易开放对非正规就业的影响在广度和深度上都优于其他因素。

综观已有研究,尚存以下不足:(1)既有文献大部分属于理论研究,鲜有的实证研究也仅停留在静态探讨,缺乏贸易开放对非正规就业动态效应的考察。(2)从研究方法上看,已有研究采用的分析方法较为单一,没有克服变量的内生性问题。(3)现有研究没有充分考虑影响非正规就业的其他控制变量,也没有分析贸易开放对非正规就业的非线性效应。鉴于此,本文尝试在劳动力调整模型的框架下,利用2000~2012年30个省份的面板数据系统探讨贸易开放对非正规就业的影响。

二、模型设定、变量测度及内生性处理

(一) 模型设定

本文借鉴 Bond 等(2007)的劳动力调整模型研究贸易开放的非正规就业效应为:

$$INF_{it} - INF_{it-1} = \gamma \times (INF_{it}^* - INF_{it-1}) \quad (1)$$

式(1)中, INF_{it} 、 INF_{it-1} 分别为 i 地区 t 时期、 $t-1$ 时期的实际非正规就业规模, INF_{it}^* 为 i 地区 t 时期的潜在非正规就业规模, γ ($0 \leq \gamma \leq 1$) 为调整参数。根据国内外学者关于非正规就业影响因素的分析, 将 INF_{it}^* 的函数设定为:

$$INF_{it}^* = F(open_{it}, end_{it}, gdp_{it}, une_{it}, gap_{it}, tax_{it}, \varepsilon_{it}) \quad (2)$$

式(2)中, $open_{it}$ 表示贸易开放度, end_{it} 表示要素禀赋水平, gdp_{it} 表示经济发展水平, une_{it} 表示城镇失业状况, gap_{it} 表示城乡收入差距, tax_{it} 表示税收负担状况, ε_{it} 表示随机误差项。

将式(2)代入式(1), 并结合研究需要, 将计量模型设定为^①:

$$INF_{it} = \lambda INF_{it-1} + \beta_0 open_{it-1} + \beta_1 open_{it-1} \times end_{it} + \beta_2 gdp_{it} + \beta_3 une_{it} + \beta_4 gap_{it} + \beta_5 tax_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$\lambda = 1 - \gamma$$

在其他因素不变的条件下, 贸易开放对非正规就业的短期效应和长期效应分别为 β_0 和 $\beta_0 / (1 - \lambda)$ 。 λ 越小, 长期效应越小, 如果 λ 为 0, 则仅存在短期效应。

(二) 变量测度

1. 对非正规就业的测度

非正规就业由非正规部门就业和正规部门的非正式就业构成。非正规部门就业在中国主要指个体就业, 正规部门的非正式就业主要指在国有、集体企业及新兴正规部门内没有签订正式劳动合同或虽然签订劳动合同但没有享受社会保险待遇的就业。考虑到中国经济转型特点和数据可获得性, 非正规就业用城镇私营就业^②、个体就业和未统计就业之和占城镇总就业比重测度, 胡鞍钢和赵黎(2006)、黄宗智(2013)的研究均支持此观点。

2. 对贸易开放的测度

本文选择贸易依存度衡量贸易开放, 在稳健性检验部分, 分别用出口依存度和进口依存度进行分析。由于各统计年鉴中进出口数据以美元计量, 本文利用平均汇率换算为人民币。

3. 对要素禀赋的测度

为检验贸易开放对非正规就业的影响是否符合赫克歇尔—俄林理论, 本文引入贸易开

① 这里之所以将贸易开放变量取滞后 1 期, 主要是为了减轻非正规就业和贸易开放之间可能的双向因果关系。

② 中国私营企业规模差异较大, 主要以微型企业为主。2006 年全国有 500 万家登记注册的私营企业, 其中在城镇登记的员工数量为 0.395 亿人, 每个企业平均 13 个员工; 2005 年的抽样调查发现只有 1.13% 是规模大于 100 位员工的企业。当然私营企业就业人员中也有高技术的高薪人员, 但绝大多数无疑是普通员工, 也是待遇较差的非正规就业人员(黄宗智, 2013)。

放和物质资本交互项。对于物质资本(K),利用资本—劳动比度量。首先用以2000年为基期的固定资产投资价格指数平减固定资本形成总额;然后利用 $K_t=I_t+(1-\delta)K_{t-1}$ 估算固定资本存量,基期固定资本存量和折旧率均参照张军等(2004)的方法;最后计算固定资本存量与年末就业人数之比^①。非正规就业群体主要由低技能劳动力构成,发展中国家通常在低技能劳动力上具有比较优势。如果一个地区利用低技能劳动力要素参与贸易,其对非正规劳动力的需求便会增加。鉴于人力资本在一定程度上可以代表劳动力技能,本文引入贸易开放和人力资本交互项,检验非正规就业的人力资本效应。依据阚大学、罗良文(2013)的做法,用平均受教育年限测度人力资本(H)。

4. 对其他变量的测度

对于经济发展水平,用人均GDP衡量,并以消费者价格指数折算为2000年不变价;对于城镇失业状况,鉴于中国缺乏失业率的抽样调查数据,利用城镇登记失业率代替;对于城乡收入差距,采用城镇居民人均可支配收入和农村居民人均纯收入的比值作为测度指标;对于税收负担状况,采用地区财政收入和地区生产总值的比值作为测度指标。

各变量根据《中国统计年鉴》、《中国劳动统计年鉴》、《新中国六十年统计资料汇编》及部分年份的地区统计年鉴计算得到。由于西藏的相关数据缺失,所以研究样本包括2000~2012年30个省份。变量的描述性统计如表1所示。

表1 变量的描述性统计(N=390)

	INF	tra	exp	imp	K	H	gdp	une	gap	tax
均值	0.35	0.32	0.16	0.16	8.09	8.79	1.86	3.66	2.99	0.07
标准差	0.10	0.37	0.20	0.19	6.64	1.21	1.33	0.71	0.59	0.02
最小值	0.05	0.03	0.01	0.13	1.12	5.74	0.27	0.80	1.89	0.00
最大值	0.64	1.71	0.93	0.89	52.12	12.85	6.83	6.50	4.76	0.19

注:tra、exp和imp为open的测度指标,分别表示贸易依存度、出口依存度和进口依存度;K和H为end的测度指标,分别表示物质资本和人力资本。

(三) 内生性问题

由于式(3)含有被解释变量滞后项,即使 ε_{it} 无序列相关,其滞后项也可能与 ε_{it} 相关;而且影响非正规就业的其他变量也可能存在内生性问题,所以OLS估计将出现偏误。分离出不随时间变化的因素,偏误将会降低。为此,对式(3)取1阶差分:

$$\Delta INF_{it} = \lambda \Delta INF_{it-1} + \beta_0 \Delta open_{it-1} + \beta_1 \Delta open_{it-1} \times end_{it} + \beta_2 \Delta gdp_{it} + \beta_3 \Delta une_{it} + \beta_4 \Delta gap_{it} + \beta_5 \Delta tax_{it} + \Delta \varepsilon_{it} \tag{4}$$

① 由于统计制度变更的原因,国家统计局不再公布各省份从业人员,2011年从业数据来自各省的统计年鉴;2012年从业数据根据2010年各地就业人数占全国就业人数的比重乘以2012年总就业人数计算得到。

为解决式(4)差分解释变量内生性问题,Arellano等(1991)、Blundell等(1998)分别提出了差分广义矩估计方法(AB)和系统广义矩估计方法(BB)。尽管两种方法均利用工具变量来纠正 OLS 估计偏误,但工具微弱的内生性将导致非一致估计量,尤其在有限样本中弱工具变量会导致小样本偏差和标准误下偏。基于除滞后项以外其他解释变量外生的假设,Kiviet(1995)、Judson等(1999)分别提出了最小二乘虚拟变量估计方法(LSDV)和修正的最小二乘虚拟变量估计方法(LSDVC),两种方法的无偏性和有效性均优于 GMM。最新一项研究比较了几类估计方法的优越性,认为 LSDVC 和 BB 为最优估计方法(Flannery等,2013),本文将采用这两种方法进行模型估计。

三、实证结果及分析

(一) 基本估计结果及分析

Roodman(2009)认为当截面个数相对于工具变量较少时,系统广义矩估计方法会弱化 Hansen 检验的有效性。作为比较,表 2 同时报告能够有效减少工具变量的 BB-Collapsed 法估计结果。而 LSDVC 法有多种初始参数选择方法,本文也同时报告了基于差分广义矩估计方法和系统广义矩估计方法的估计结果。我们主要根据模型 7 和模型 8 的结果进行分析。

1. 贸易开放能够有效带动中国非正规劳动力就业

从表 2 可以看出,贸易开放每提高 1%,可以直接带动非正规就业提升 0.08%~0.15%,非正规就业滞后 1 期的估计系数为正说明非正规就业具有很大的惯性,所以长期来看贸易开放可以间接带动非正规就业提升 0.31%~0.60%。加入世界贸易组织以来,中国贸易依存度由 2001 年的 38.47% 上升至 2012 年的 52.80%,同时,非正规就业比重也由 2001 年的 53.88% 上升为 2012 年的 59.95%,以此推算,中国非正规就业增长中的 18.89%~35.41% 由贸易开放带动。中国贸易开放会对非正规就业产生如此强劲效应的主要原因在于:(1)中国制造业产出占世界制造业产出的 20% 左右,其参与国际贸易的产品也主要集中于制造业领域,而制造业又是中国非正规就业群体最为集中的行业,覆盖了中国 32% 左右的非正规就业者。就此而论,中国制造业大国的国情为贸易开放促进非正规就业提供了基础条件。(2)中国在全球产业链分工中基本处于“微笑曲线”的低端,这就决定其生产的货物和服务在国际市场中处于相对劣势地位。在国际竞争日益激烈的今天,国内企业依靠劳动力低成本优势的状况难以为继,企业的生产组织方式开始慢慢发生变化,一个重要的趋势便是通过转包、外包及分包的方式将附加值低的生产环节转移到非正规部门。(3)由于多数非正规企业无法直接在国际市场进行交易,只有通过正规部门发生关联才能间接地接触到国际市场,所以非正规企业的生产决定和劳动力雇佣决定要根据正规企业的生产和劳动力雇佣变化缓慢做出调整,从而决定贸易开放对非正规就业效应的充分发挥需要较长时间。由此可见,中国近年来积极扩大贸易规模、稳步提高开放水平是促进非正规就业的重要推动力量。

从近十几年中国对外贸易的发展历程来看,大致可以分为两个阶段。“十五”期间、特别

表2 基本模型估计结果

变量	BB-Full		BB-Collapsed		LSDVC-1		LSDVC-2	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
INF _{t-1}	0.559*** (0.03)	0.631*** (0.11)	0.602*** (0.07)	0.644*** (0.00)	0.701*** (0.05)	0.704*** (0.05)	0.757*** (0.05)	0.758*** (0.05)
tra	0.140*** (0.02)	0.248** (0.12)	0.072*** (0.02)	0.205** (0.12)	0.091*** (0.03)	0.180** (0.07)	0.076** (0.03)	0.146** (0.07)
tra × K	-0.007*** (0.00)		-0.004*** (0.00)		-0.003*** (0.00)		-0.003*** (0.00)	
tra × H		-0.023** (0.01)		-0.019** (0.01)		-0.015** (0.00)		-0.012* (0.00)
gdp	0.041*** (0.01)	0.025** (0.01)	0.027** (0.00)	0.021*** (0.01)	0.024*** (0.00)	0.020*** (0.00)	0.200*** (0.20)	0.016*** (0.00)
une	0.002 (0.00)	0.002 (0.00)	0.019** (0.00)	0.013** (0.00)	0.005*** (0.00)	0.006*** (0.00)	0.003*** (0.00)	0.005*** (0.00)
gap	0.031*** (0.00)	0.019 (0.02)	0.020 (0.00)	-0.009 (0.01)	-0.003 (0.00)	-0.008 (0.02)	-0.003 (0.01)	-0.008 (0.02)
tax	0.043** (0.16)	0.169 (0.18)	-0.015 (0.04)	-0.024 (0.03)	0.103 (0.19)	-0.110 (0.20)	0.160 (0.19)	0.167 (0.19)
lterm1	0.317	0.672	0.181	0.576	0.304	0.608	0.313	0.603
lterm2	-0.016	-0.062	-0.010	-0.053	-0.010	-0.051	-0.012	-0.050

注：*、**、*** 分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平，括号内数字为标准误。

是 2006 年之前，外部市场较为宽松，出口退税规模不断扩张，促进了进出口贸易额的急速上升。这一时期，劳动力资源比较优势在加入世界贸易组织以后有了更加广阔的发展余地，其在全球范围内的优化配置巩固了中国作为世界经济制造业中心的地位，为非正规就业的发展提供了前所未有的发展机遇。根据计算，这一阶段进出口贸易额的迅速增加使非正规就业持续扩张至 63.19%。2006 年以后，人民币汇率开始进入升值通道，加上全球金融危机的推波助澜，中国的贸易开放环境逐步趋紧，呈现出连续 3 年下降的态势。但贸易开放水平的下降并没有立即对非正规就业产生不利影响，一方面，是因为贸易开放对非正规就业的短期影响较为微弱，贸易开放每下降 1% 仅会引起非正规就业下降 0.08%~0.15%。另一方面，政府出台的一系列就业相关政策延缓了非正规就业的下降。2007 年 6 月通过的《劳动合同法》、同年 8 月通过的《就业促进法》和 2011 年 3 月通过的《个体工商户条例》等法律条例的出台在应对金融危机、和谐劳动关系、促进就业提升方面发挥了重要作用。面对外部经济不确定和内部经济转型升级的压力，为全面促进充分就业、体面就业及和谐就业，国务院 2012 年 1 月批转了六部委联合起草的《促进就业规划(2011~2015 年)》、2013 年 7 月财政部和国家税务总局联合下发了《关于暂免征收部分小微企业增值税和营业税的通知》。这些政策的出台必将会在贸易一体化浪潮中维护非正规劳动力稳定，助推非正规就业增长。

2. 随着要素禀赋的变化,贸易开放的非正规就业创造效应也会发生变化

当物质资本或人力资本较低时,贸易开放可以扩大非正规就业,但当物质资本或人力资本提升到某一临界值,贸易开放对非正规就业的促进效应就逐渐转为抑制效应。从表2可以看出,贸易开放与物质资本和人力资本交互项的估计系数分别为 -0.003 和 -0.012 ,由此可以计算出物质资本和人力资本的临界值分别为25.33和12.17。

根据赫克歇尔—俄林理论,贸易开放有利于劳动密集型地区的就业,不利于资本密集型地区的就业。本文研究表明,赫克歇尔—俄林理论对中国非正规就业的变化也有较强的解释力。2001年以来,中国不同就业类型中增长速度最快的是以个体私营企业为代表的非正规部门就业,这主要由中国劳动密集型的基本国情所决定。长期来看,尽管劳动力成本和原材料价格不断攀升,但在贸易自由化的浪潮中,中国各地区非正规就业仍将继续扩张,依然是新型城镇化进程中缓解就业压力的重要方式之一。其主要原因是:(1)当前中国平均物质资本存量还比较低,离临界值仍有很长距离,根据本文的计算,仅有北京、天津和上海市2011和2012年的物质资本水平超过25.33,说明当前“资本替代劳动”现象尚未引起非正规就业的萎缩。(2)中国区域经济发展不平衡,贸易开放水平存在梯度差异。尽管沿海地区物质资本积累不断增加,一定程度上会对非正规就业发展造成负面冲击,但加工贸易向贸易开放相对较低的中西部地区梯度转移支撑了非正规就业的发展。国务院《关于中西部地区承接产业转移的指导意见》中明确指出各地区要形成比较优势明显、区域特色鲜明的加工贸易发展格局。因此在经济转型的现阶段,引导贸易向内陆尤其是西部地区转移更容易发挥贸易开放的非正规就业创造潜力。长久来看,随着资本投资的不断扩张,其必将会对中国非正规就业产生负面影响,所以在贸易开放为中国带来先进资本设备和管理经验的同时,要积极调整产业结构,充分保证各类人群共同就业。

人力资本和贸易开放交互项的估计系数显著为负,说明人力资本较高时,贸易开放也会阻碍非正规就业发展。同样,通过计算发现几乎所有省份的人力资本水平也都尚未达到临界值,即加大人力资本投资暂时不会扭转中国非正规就业的扩张趋势。结合劳动力市场的特点,中国非正规劳动力多为城镇下岗再就业工人、登记失业人员和乡村转移的剩余劳动力,他们往往具有较低的受教育水平和就业技能。面对日益激烈的国际竞争,专业化、细致化的国际分工及中国价值链低端锚定问题,企业更倾向于雇佣非正规劳动力。这也是国际资本企图和中国劳动力结合的主要原因之一。尽管目前贸易开放为非正规劳动力提供了较多的就业机会,但我们不能因此感到欣喜。随着中国的国际地位不断提升,以低技能劳动力取得成本优势注定不能提升中国产品在国际市场的话语权。因此在积极参与国际贸易的同时,加大人力资本投资、提升劳动力特别是非正规劳动力的就业技能,是实现“提高开放水平、保证民生工作”目标的重要手段。

3. 其他控制变量的分析

人均GDP的估计系数为正且在1%的显著性水平下通过检验,表明非正规就业与经济发展水平之间具有协同效应,这也说明非正规就业扩张是顺应经济发展趋势的,是中国经

经济增长过程中的主要就业吸纳方式之一;城镇失业率的估计系数为正,说明非正规就业与城镇失业率之间呈现显著的正相关关系,几乎国内外所有文献都支持这一观点。就中国而言,城镇登记失业并不意味着他们没有从事任何工作,相反这些所谓的失业人员可能会从事自我经营、自我雇佣等非正规就业,也间接表明失业率是中国非正规就业扩张的主要驱动因素之一。城乡收入差距和税收负担的估计系数并不显著,可能是因为它们和经济发展水平变量具有较强的关系。

(二) 稳健估计结果及分析

1. 稳健性检验 I:剔除京津沪的子样本估计

北京、天津和上海市与其他省份存在明显差异,置于同一分析框架可能会影响结果的稳健性。分析中国经济问题时剔除这3个直辖市的子样本不失为一种有效的稳健性检验方法(Tusi, 1996)。考虑到2008年金融危机可能会影响贸易开放对非正规就业的作用效果,把金融危机虚拟变量(Dum2008)一同纳入式(4)进行重新估计。

表3中稳健性检验I为剔除3个直辖市的子样本估计结果。研究发现贸易开放对非正规就业的直接效应及物质资本和人力资本的中介效应,并没有因剔除3个直辖市样本而发生显著改变,尽管人力资本的中介效应不再显著。这充分说明上述基本估计结果是稳健可靠的。人力资本的估计系数不显著也很容易解释。根据本文对平均受教育年限的测算,发现中国人口平均受教育年限为8.79年,基本处于九年义务教育的边缘年限^①。这说明中国各地区人力资本水平依然普遍较低,无法满足技术进步对高素质劳动力的要求,贸易开放背景下劳动力增长只能体现为低技能、低水平非正规劳动力的扩张。“十八大”报告明确指出“支持小微企业特别是科技创新型小微企业发展”,因此提升非正规劳动力的人力资本水平应当成为今后政府、企业的重要工作任务。另外,Dum2008变量的估计系数显著为负,说明相对于常规时期,金融危机时期贸易开放对非正规就业的促进效应有所减弱,这也是符合常理的。由于中国非正规劳动力主要集中在传统部门,对国际市场具有较强的依赖性,金融危机时期国内企业订单减少、市场萎缩、成本上升,与这些企业关系密切的非正规产出和就业也会下降。这一点与基本估计结果较为吻合。

2. 稳健性检验 II:区分出口贸易和进口贸易的估计

前述分析主要从总量角度考察贸易开放对非正规就业的短期和长期效应,但既有文献表明出口贸易和进口贸易的就业效应并不相同,甚至截然相反。那么二者对非正规就业的影响方向和程度是否相同?总量分析显然无法回答这一问题。以下分别考察出口依存度和进口依存度对非正规就业的短期、长期效应^②及其差异。

^① 根据基本估计结果的计算,只有当人力资本超过12.17时,贸易开放对非正规就业的促进效应才转变为抑制效应,而在所有的390个观察点中,仅有2个(0.5%)观察点的人力资本超过了临界值。

^② 本文同时估计了剔除北京、天津和上海市的子样本估计结果,为了与基本估计结果比较,本文仅给出了含有北京、天津和上海市的全样本估计结果。

表3中稳健性检验Ⅱ为出口贸易和进口贸易对非正规就业影响的估计结果。研究发现:(1)出口贸易和进口贸易都可以带动非正规就业;无论短期还是长期,相较于出口贸易,进口贸易对非正规就业的带动效应更为明显。(2)出口贸易和进口贸易的非正规就业创造效应也受到物质资本和人力资本的影响,并且物质资本的影响相对较为明显。由此可见,进口贸易开放并没有减少中国劳动力的就业机会,只是引起就业形式由正规就业转化为非正规就业而已,因此现有研究得出的关于“出口贸易增加就业机会,进口贸易减少就业机会”(李永杰、张华初,2008;高文书,2009)的结论值得商榷。究其原因,一方面,为了应对日益激烈的国际竞争和减少不确定性,企业通过减少工人福利,增加雇用临时工,与小微企业签订合同的方式,把部分生产环节外包出去以降低生产成本,从而推动了非正规就业的发展。另一方面,这与中国的劳动力资源禀赋特征和加工贸易模式不无联系。利用大量低技能、非正规的劳动力对从国际市场进口的中间产品进行加工生产,必将导致进口贸易对就业的影响更加集中于特定人群,相关数据显示,中国加工贸易解决了4000万人的直接就业,占中国第二产业就业人数的20%左右。另外,通过观察出口依存度、进口依存度和物质资本、人力资本交互项的估计系数,不难发现,贸易开放条件下物质资本对非正规就业具有抑制效应,而人力资本对非正规就业的抑制效应较为微弱。由此可见,本文稳健性检验充分表明基本估计部分的实证结论确实值得信赖。

表3 稳健性检验估计结果

变量	稳健性检验 I		稳健性检验 II			
			出口依存度		进口依存度	
INF _{t-1}	0.845***(0.03)	0.829***(0.03)	0.768***(0.05)	0.787***(0.04)	0.752***(0.10)	0.768***(0.05)
tra	0.044*(0.02)	0.091*(0.05)	0.124**(0.06)	0.071(0.08)	0.158**(0.03)	0.206**(0.12)
tra × K	-0.006***(0.00)		-0.006**(0.00)		-0.006**(0.00)	
tra × H	-0.011(0.00)		-0.002(0.00)		-0.006*(0.01)	
gdp	0.023***(0.00)	0.019***(0.00)	0.019***(0.00)	0.011**(0.00)	0.020***(0.01)	0.014**(0.00)
une	0.002***(0.00)	0.005***(0.00)	0.003(0.00)	0.004(0.00)	0.003**(0.00)	0.004**(0.00)
gap	-0.002(0.01)	-0.008(0.01)	-0.000(0.02)	-0.004(0.02)	-0.005(0.01)	0.010(0.01)
tax	-0.142(0.16)	-0.153(0.17)	-0.143(0.19)	-0.124(0.19)	-0.195(0.16)	0.211(0.19)
Dum2008	-0.064***(0.00)	-0.063***(0.00)	-0.054***(0.00)	-0.043***(0.00)	-0.057***(0.00)	-0.039***(0.00)
lterm1	0.284	0.587	0.534	0.333	0.652	0.888
lterm2	-0.039	-0.071	-0.026	-0.009	-0.024	-0.026

注: *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平, 括号内数字为标准误。所有模型的估计结果均由 LSDVC-2 法估计得到。

四、结论及政策建议

本文利用中国 2000~2012 年 30 个省份的面板数据, 采用系统广义矩估计方法(SYS-GMM)和修正的最小二乘虚拟变量估计方法(LSDVC)克服内生性问题, 实证研究了贸易开放的非

正规就业效应及其在不同物质资本和人力资本水平下的差异。结果显示:(1)中国的贸易开放有效带动了非正规就业的发展,并且相对于出口贸易,进口贸易对非正规就业的带动效应更为明显。自加入世界贸易组织以来,非正规就业增长中的 18.89%~35.41%由贸易开放带动。(2)在贸易开放为非正规劳动力创造就业机会的同时,需要重视物质资本和人力资本的作用。随着物质资本和人力资本的增加,贸易开放对非正规就业的带动效应将会减弱,特别是物质资本,其更容易对非正规就业产生抑制作用。尽管目前两种资本投资尚未减弱贸易开放的非正规就业创造效应,但长远来看必须警惕其对非正规就业的负面冲击。

扩大就业已成为当前中国经济发展中的重大问题,政府一再强调要将更多力气花在扩大就业上,确保就业的稳定和扩大理应成为经济政策制定的主要目标。因此本文的政策涵义在于:(1)进一步加快出口退税进度,确保及时足额退税,为出口贸易带动非正规就业发展保驾护航。由于中国贸易顺差持续扩大、人民币不断升值,在稳定出口的同时,应着力挖掘进口贸易带动非正规就业的潜力。继续加大进口中国急需的原材料和中间产品,逐步建立进口部门和小微企业等非正规部门之间的协调机制,充分保证非正规劳动力在“进口—生产—出口”的过程中形成良性循环,实现贸易开放和就业扩大的共赢。(2)慎重选择物质资本投资,继续加大人力资本投资。开放水平较高、物质资本丰富的沿海地区,引进适合不同类型劳动力就业的资本设备,避免因对高技术劳动力的过度需求而导致的失业问题;开放水平较低、物质资本匮乏的内陆地区,要积极承接沿海地区相对成熟的产业,继续发展劳动密集型产业,延缓“资本替代劳动”现象的到来,防止“变相投资依赖症”的发酵。多方面提供针对非正规劳动力的专业技能培训,建立健全覆盖非正规劳动力的社会保障体系,推进就业“量”与“质”的共同发展,为拓展贸易开放的广度和深度提供高素质人才储备。(3)非正规就业主要由失业、下岗再就业人口和乡村转移劳动力构成,这些就业的增长或下滑具有惯性。在贸易全球化的大趋势下,要注意防范外部冲击对非正规就业的负面影响,防止非正规就业市场出现大幅波动,要认真贯彻《就业促进规划(2011~2015年)》,降低小微企业市场准入“门槛”,落实小微企业税收优惠政策,充分发挥小微企业的作用。

参考文献:

1. 高文书(2009):《中国对外贸易就业效应的系统广义矩估计——基于省级动态面板数据的实证研究》,《云南财经大学学报》,第6期。
2. 胡鞍钢、马伟(2012):《现代中国经济社会转型:从二元结构到四元结构(1949~2009)》,《清华大学学报(哲学社会科学版)》,第1期。
3. 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)》,第3期。
4. 黄宗智(2013):《重新认识中国劳动人民——劳动法规的历史演变与当前的非正规经济》,《开放时代》,第5期。
5. 阚大学、罗良文(2013):《外商直接投资、人力资本与城乡收入差距——基于省级面板数据的实证研究》,《财经科学》,第2期。

6. 李永杰、张华初(2008):《国际贸易影响就业的实证分析——以广东省为例》,《国际经贸探索》,第11期。
7. 唐俊波(2014):《贸易开放对非正规就业影响的理论及实证研究》,《商业时代》,第1期。
8. 张军等(2004):《中国省际物质资本存量估算:1952~2000》,《经济研究》,第10期。
9. Arellano M. and Bond S.(1991), Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *The Review of Economic Studies*. Vol.58(2), 277-297.
10. Blundell R. and Bond S.(1998), Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models. *Journal of Econometrics*. 1998, Vol.87(1), 115-143.
11. Bond S. and Van Reenen J.(2007), Microeconomic Models of Investment and Employment. *Handbook of Econometrics*. Vol.6(6), 4417-4498.
12. Bosch M., et al.(2012), Trade Liberalization, Labor Reforms and Formal-Informal Employment Dynamics. *Labour Economics*. Vol.19(5), 653-667.
13. Correa N. and Di Maio M.(2013), Informality, Tariffs and Wealth. *Journal of International Trade & Economic Development*. Vol.22(4), 477-508.
14. Flannery M.J. and Hankins K.W.(2013), Estimating Dynamic Panel Models in Corporate Finance. *Journal of Corporate Finance*. Vol.19(2), 1-19.
15. Fugazza M. and Fiess N.M.(2010), Trade Liberalization and Informality: New Stylized Facts. *Policy Issues in International Trade and Commodities Study Series*. 43, 34-73.
16. Ghosh A. and Paul S.(2008), Opening the Pandora's Box? Trade Openness and Informal Sector Growth. *Applied Economics*. Vol.40(15), 1995-2007.
17. Goldberg P. K. and Pavcnik N.(2003), The Response of the Informal Sector to Trade Liberalization. *Journal of Development Economics*. Vol.72(2), 463-496.
18. Indrajit B.(2010), Liberalization, Informal Sector and Formal-Informal Sector Relationship: A Study of India. *The 31st General Conference of the International Association for Research in Income and Wealth*.
19. Judson R.A. and Owen A.L.(1999), Estimating Dynamic Panel Data Models: A Guide for Macroeconomists. *Economics Letters*. Vol.65(1), 9-15.
20. Kiviet J.F.(1995), On Bias, Inconsistency, and Efficiency of Various Estimators in Dynamic Panel Data Models. *Journal of Econometrics*. Vol.68(1), 53-78.
21. Maiti D. and Marjit S.(2008), Trade Liberalization, Production Organization and Informal Sector of the Developing Countries. *Journal of International Trade & Economic Development*. Vol.17(3), 453-461.
22. Marjit S.(2003), Economic Reform and Informal Wage—A General Equilibrium Analysis. *Journal of Development Economics*. Vol. 72(1), 371-378.
23. Marjit S., et al.(2007), Trade Reform and Informal Wages. *Review of Development Economics*. Vol.11(2), 313-320.
24. Roodman D.(2009), A Note on the Theme of too Many Instruments. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. Vol.71(1), 135-158.
25. Tusi K.(1996), Economic Reform and Interprovincial Inequalities. *Journal of Development Economics*. Vol.50(2), 353-368.

(责任编辑:朱 萍)