

# 人口结构、企业出口与加工贸易： 微观机理与经验证据<sup>\*</sup>

铁 瑛 张明志

**内容提要：**本文研究了城市劳动参与率对企业出口贸易的影响。基于城市人口结构信息与微观企业信息的匹配，实证研究表明：(1)城市劳动参与率的提高促进了企业出口量的扩张；(2)城市劳动参与率对企业出口量的促进作用主要通过加工贸易来实现；(3)对于不同的企业，城市劳动参与率的影响作用会有所差异，资本密集型企业、本土企业以及生产率较低的企业，其出口会受到城市劳动参与率更强的促进作用。本文从理论和实证两个层面分别刻画和验证了人口结构对出口贸易影响的微观作用机制。本文的研究结论意味着需要重视人口结构转型对我国出口贸易可能产生的不利冲击。推进供给侧结构性改革，降低企业的税费负担，助推工人技能水平的不断提升，最大限度地激活劳动力市场，是当前人口结构转型背景下应对我国出口面临的种种困难的必要举措。

**关键词：**人口结构 企业出口 加工贸易 企业异质性

**作者简介：**铁 瑛，上海对外经贸大学国际经贸研究所助理研究员，200336；

张明志(通讯作者)，厦门大学经济学院教授、博士生导师，361005。

**中图分类号：**F740 **文献标识码：**A **文章编号：**1002-8102(2017)07-0121-15

## 一、引言及文献综述

长期以来，我国外贸的发展在相当程度上依赖于相对丰裕的劳动力要素禀赋。然而，当前我国人口结构转型趋势已经日益明显，人口红利逐步消融(蔡昉，2010)，所导致的直接结果就是劳动力供给的不断下降<sup>①</sup>，2005 年之后开始出现并迅速蔓延的“民工荒”问题就是重要的明证之一。<sup>②</sup>

<sup>\*</sup> 基金项目：教育部人文社会科学研究规划基金项目“人口结构、劳动力成本与中国出口竞争力研究”(15YJA790083)。资助单位：上海对外经贸大学上海国际贸易中心战略研究院。感谢匿名审稿人的宝贵意见和建议，当然，文责自负。

<sup>①</sup> 依据《新中国六十年统计资料汇编》以及《中国统计年鉴》(2008—2014 年)。中国人口自然增长率从 1965 年的 28.38%，一直下降到 1980 年的 11.87%，1990 年上升到 14.39%，之后又呈持续下降态势，2010 年下降到 4.79%，2014 年则为 5%左右。而劳动参与率则从 1965 年的 38%左右，持续上升到 2008 年的 57%左右，之后开始持续下降。

<sup>②</sup> 也有学者指出劳动市场供求结构差异等摩擦性因素也是“民工荒”越演越烈的重要原因，如佟家栋、周燕(2011)等。

我国出口增速在此之后开始逐步放缓<sup>①</sup>,与人口结构变动呈现出高度的一致性。那么人口结构变动多大程度上导致了出口增速的放缓?人口结构变动又是如何影响企业出口贸易的?人口结构转型背景下,加工贸易又在其中发挥了什么样的作用?这些正是本文所要回答的主要问题。

人口结构的变化直接影响到一国劳动供给,充足的劳动供给有助于一国高投资、高资本的形成,即带来所谓的“人口红利”(Bloom 和 Williamson, 1998; 陆旸、蔡昉, 2014)。在内生增长理论中,劳动供给还直接影响到研发,从而影响技术进步,这就使得人口结构变动对一国的经济增长还可能存在增长效应,代表性的文献如 Romer (1990) 等。就我国的人口结构转变、人口红利与经济增长的关系而言,国内一些文献做了比较全面和深入的探讨,如蔡昉 (2004)、王伟同 (2012) 等。也有一部分文献关注到了人口红利与出口的关系,例如,陈松、刘海云 (2013) 指出我国出口导向型发展战略根源于人口红利;而马述忠等 (2016) 则探讨了出口转型升级是否有助于缓解我国当前人口结构变动所带来的人口红利消融问题。

国内也有非常丰富的文献探讨了人口结构与国际贸易特别是经常项目收支之间的关系,如姚洋和余森杰 (2009)、田巍等 (2013)、胡翠和许召元 (2014)、谢建国等 (2015)、李兵和任远 (2015), 等等。这方面的研究大都围绕生命周期理论展开,以人口结构影响储蓄率进而影响一国经常项目收支为核心机制,但目前还缺乏微观层面影响机制的探讨,同时研究结论不尽相同。一部分研究如李兵、任远 (2015) 等认为,随着一国非劳动年龄人口的上升,负储蓄会增加,从而使得储蓄率降低,甚至变成负储蓄,从而降低一国的贸易顺差。另一部分研究则认为,随着一国非劳动年龄人口的上升,家庭未来收入与消费的不确定性提高,从而使得人们更多进行“预防性储蓄”,这就造成了当期储蓄率的提升,从而提升一国的贸易顺差,即著名的“预防性储蓄”理论。后者同样得到一些文献的经验验证,如胡翠、许召元 (2014) 等。谢建国等 (2015) 从进口需求的角度再次审视了这一问题,并认为由于劳动人口增长率与劳动参与率对进口需求的差异化影响,使得高劳动参与率与低劳动人口增长率会导致贸易顺差,反之则形成逆差。还有一类研究考察了人口结构对国家贸易模式的影响,其核心逻辑在于人口结构的变动改变了一国的劳动力供给,从而影响了一国的劳动力资源禀赋,这可能带来一国比较优势的变化,如随着老龄化程度的加深,劳动力资源会变得相对紧缺,对于一个原本劳动相对充裕的国家可能变成资本相对充裕,这就使得劳动密集型产品不再拥有比较优势。代表性的研究有 Naito 和 Zhao (2009)、Yakita (2012)。

但已有研究均立足于宏观层面,从国家的角度来看待人口因素对国际贸易的影响。然而,中国的情况有其特殊性,在过去的几十年内,中国发生了人类历史上最大规模的人口迁移 (Ma 和 Tang, 2016)。在改革开放后,随着户籍制度的不断放宽,中国发生约 3 亿 4 千万人次的迁移 (Chan, 2013),而且中国的人口迁移方向与人口分布一致 (邹湘江, 2011; 劳昕、沈体雁, 2015),这就形成了我国当前东西部人口分布迥异的局面。在近期,也有一些学者开始注意到中国内部人口流动的经济效应,例如, Ma 和 Tang (2016) 构建了一个精妙的理论模型,将不完善的劳动力流动纳入到异质性企业理论框架内,研究发现在 2000—2005 年的人口流动可以解释实际收入变化的 22%,并且主要是大城市从人口迁移中受益。但他们所关注的是人口迁移,而不是人口结构

① 根据海关总署的统计数据,我们计算得到,出口增速曾在 2004 年达到 35.4% 的历史高峰,而后开始缓慢回落,在 2008 年跌到 17.2%,之后出口增速开始明显放缓,至 2013 年仅为 7.9%,2014 年进一步下降到 6.4%,2015 年甚至出现了负增长。

对国际贸易的影响。Tombe 和 Zhu(2015)关注了人口流动不畅而引起的劳动市场资源错配对全要素生产率的损害。鉴于我国不同地区之间业已存在的重大差异,立足于宏观层面的研究,其局限性日益凸显。而基于微观层面的信息,同时纳入人口流动的因素,重新考察人口结构对出口贸易的影响不仅很有必要,而且意义重大。本文构建了劳动参与率这一指标来反映城市人口结构,并利用《中国城市统计年鉴》的相关数据予以测算。一方面,劳动参与率本身是一个广泛被使用的人口结构指标(如田巍等,2013);另一方面,这一指标可以有效反映流动人口的影响。<sup>①</sup> 进一步,将其与微观企业数据相匹配,这使得我们可以在“城市—企业”层面研究人口结构因素对企业出口的影响。

与本文研究相关度最高的文献有两篇:姚洋和余森杰(2009)、田巍等(2013)。姚洋、余森杰(2009)利用刘易斯二元经济理论,站在中国的角度,探讨了人口结构变化可能对中国出口产生的影响。这一研究主要立足于宏观层面的考察,并且重点在于探讨中国外向型经济政策的延续性。田巍等(2013)利用加入人口结构信息的拓展引力模型直接考察劳动参与率对双边贸易流的影响,虽然细化到了行业的层面,但本质上仍是宏观层面的考察,同时是基于跨国面板的实证研究,没能顾及中国内部人口流动这一特点。

现有研究中对于人口结构因素影响国际贸易作用机制的刻画,一般是在宏观层面围绕生命周期理论来展开。依据我们对已有文献的梳理,目前还缺乏微观层面影响机制的探讨以及相应经验证据的支持。<sup>②</sup> 我们尝试借鉴 Ma 和 Tang(2016)的思路,从成本角度来刻画城市人口结构对企业出口的影响。加工贸易在我国出口腾飞的过程中发挥了重要的影响作用,它对于廉价劳动力的大量需求也充分发挥了我国劳动力禀赋优势,满足理论方面所阐述的成本对劳动供给敏感的情形,而加工贸易转型又与人口结构转型几乎同步。因此,本文在理论分析中特别区分出贸易方式的影响并在后面的实证分析中予以检验。

综上所述,相对于已有研究,本文的边际贡献有以下三点:(1)将城市层面的人口结构信息匹配到企业层面,从微观的角度考察了城市人口结构对我国企业出口的影响,丰富了现有人口结构与国际贸易问题的研究框架;(2)纳入贸易方式的影响,从加工贸易角度解读了劳动供给变化对企业出口的影响;(3)基于成本的角度阐述和验证了人口结构对出口贸易影响的微观作用机制,这不论是对于现有人口结构与国际贸易的理论研究框架而言,还是就异质性企业理论来说,都是一个较好的补充。

## 二、理论分析

### (一)城市人口结构、劳动供给与企业出口

劳动投入一直是企业生产过程中最为核心的要素投入,Melitz(2003)更是在单劳动要素投入的设定下构建起新贸易理论的基准框架。宏观层面上,人口结构的变化与劳动要素供给直接相关(童玉芬,2014)。虽然随着中国城市带建设、交通便利化以及大型都市的膨胀,居住地与工作地

① 在劳动参与率的计算公式中,因为户籍制度的存在,使得分母总人口可以表现一个城市的全部应有总人口,而分子从业人员却反映了外地流动至本城市的劳动力人口以及本市流出的劳动力,所以劳动参与率这一指标可以有效反映流动人口因素。

② Ma 和 Tang(2016)提供了城市间不完美劳动力流动的理论框架,但他们所关注的问题并不在于人口结构因素的影响,而是人口流动的发生。

点相距较远的情形并非少见<sup>①</sup>,但就中国城市发展的整体概况而言,居住地与工作地点大都位于同一地级市范围之内,因此,地级市层面上的人口结构状况基本上能够反映出城市内企业所面临的劳动供给情况。城市劳动参与率提升所带来的劳动供给的增加,正如 Ma 和 Tang(2016)等所分析的,既可以增加当地的消费需求,活跃当地市场,又会降低名义工资率,降低企业生产的边际成本,此外还会吸引更多的企业进入市场,提升市场竞争程度,倒逼企业降低成本,而企业生产成本的下降则有助于企业出口的扩张。

## (二)城市人口结构、技能供给与企业出口

城市人口结构因城市的聚集效应会引发劳动技能的提升并增加高技能劳动力的供给。一方面,Shapiro(2006)指出城市劳动力的聚集意味着企业更大概率获得高技能劳动力,降低了企业寻找高技能劳动力的成本;另一方面,高技能劳动力的聚集带来了更好的生活品质,这会吸引更多高技能劳动力的流入。Kim 等(2010)指出劳动力的流入不仅意味着劳动供给的上升,同时也意味着高技能劳动力的流入。进一步,城市劳动参与率的上升会提升人力资本水平,这在无形中可以改善企业的技能劳动力构成,从而提升企业的生产效率,降低企业生产的成本,推动企业的出口贸易发展。

综合上述两点,我们可以得到命题 1:城市劳动参与率对企业出口会产生正向促进作用。

## (三)城市人口结构、加工贸易与企业出口

加工贸易一直是我国出口贸易发展的一大特色,带有明显的“任务贸易”属性。加工贸易的兴起一开始就是源于中国大量廉价劳动力的几近无限的供给。作为跨国公司全球布局的产物,中国的加工贸易企业虽然通过引进国外先进生产线和高水平的管理,使用高质量的进口中间品,生产并出口了包括高新技术产品在内的大量资本技术密集型产品,但加工贸易企业从根本上说仍然是在利用中国相对廉价的劳动力。同时,加工贸易企业因为“两头在外”,主要服务于国际市场,所以它们较少受到城市劳动力聚集所带来的本地市场需求扩大的影响。因此,加工贸易企业对城市劳动参与率变动所带来的劳动力供给的变化会相对敏感。特别是,由于贸易成本是客观存在的,在面对同样的劳动力供给变动如劳动力流入城市所带来的劳动供给增加的情形下,加工贸易企业更多地只能选择出口,因此这一变动所带来的成本降低会更有力地促进加工贸易企业的出口。而一般贸易企业则不同,它们可以更灵活地选择服务本地市场或是进行出口,同样的劳动供给变动所带来的成本降低会同时通过本地市场和出口市场两个渠道对企业产生影响作用。

基于此,我们得到命题 2:城市劳动参与率的提高对加工贸易企业的促进作用更强。

## (四)城市人口结构、企业异质性与企业出口

新新贸易理论指出企业异质性会带来企业行为的重大差异。基于已有文献针对企业出口行为的研究成果,我们从企业要素投入结构、企业所有权性质和生产率水平等异质性视角进一步分析城市人口结构对企业出口的影响。

直观来看,在城市劳动参与率提高的背景下,相对于资本密集型企业,劳动密集型企业的出口理应受到更大的促进作用,因为劳动密集型企业的成本构成主要为用工成本。但值得一提的是,资本与高技能劳动力的互补性较强,如果我们考虑到城市劳动参与率的提高既可能带来劳动供给的增加,也可能带来高技能劳动力供给的增加,而基于长期以来中国高技能劳动力相对稀缺的背

<sup>①</sup> 如北京、上海等大型都市,由于房价、城市中心区域拥挤等问题,可能存在居住于郊区或周边城市,但工作地点却仍在大型都市内的情形。

景(王志华、董存田,2012),高技能劳动力供给的增加有助于资本密集型企业节省搜寻成本以及提高劳动与资本的契合度,从而有利于企业生产效率的提升,由此则会促进企业出口。此外,考虑到中国长期以来业已存在的普遍的劳动力报酬低估(Hsieh 和 Klenow,2009),城市劳动参与率提高所带来的劳动供给增加对劳动密集型企业降低成本的作用可能也是有限的。因此,综合来看,城市劳动参与率对企业出口的影响因企业要素投入结构的差异,其影响效应是否存在显著的差异还有待于进一步的考察和验证。

国有企业因其市场化程度相对低些,其雇佣决策往往基于行政命令(戴觅等,2013),因此它们对于城市劳动参与率变动所带来的劳动供给和技能供给的变化均不会非常敏感。而外资企业和私营企业则有所不同,外资企业进入中国的一大动因正是源于对廉价劳动力的利用。总体而言,私营企业的生产规模普遍较小,管理水平不高,技术水平相对低些,因此长期以来私营企业的出口对低劳动力成本优势颇为依赖。因此,相对于国有企业,城市劳动参与率的提升对外资企业和私营企业的出口促进作用更强。

生产率水平的差异是企业异质性的核心所在。高生产率的企业往往规模较大,规章制度完备,各方面的管理均比较规范,同时对劳动力的质量要求也比较高,因此,在不考虑对高技能劳动力影响的情形下,城市劳动力参与率提高所带来的单纯的劳动力供给增加对它们而言意义不大。但类似于资本密集型企业,高生产率企业对于高技能劳动力的需求却是相对迫切的,城市劳动生产率提升所带来的高技能劳动力供给的增加对它们却是重要的。而对于低生产率水平的企业而言,它们大都技术水平较低,本来就徘徊于服务于国内市场与国际市场之间,城市劳动参与率的提高所带来的用工成本的降低对其出口却是意义重大。因此,综合而言,城市劳动参与率的提升对低生产率企业的出口会有更强的促进作用。

基于上述分析,我们提出命题 3:城市劳动参与率提高对外资企业、本土私营企业及低生产率企业的出口促进作用更强。

### 三、数据说明、指标测算与实证策略

#### (一)数据说明

本文所使用的企业层面微观数据主要来源于中国工业企业数据库(2000—2007 年),企业的加工贸易占比来源于海关数据库(2000—2006 年),城市层面的数据来自于《中国城市统计年鉴(1988—2007 年)》。本文对中国工业企业数据库相关数据的处理方式主要参照聂辉华等(2012)所推荐的 Cai 和 Liu(2009)的处理方式,具体不再赘述。但就“规模以上”标准,我们相对于 Cai 和 Liu(2009)来说更宽松,我们主要剔除了从业人员小于 8 的企业。在此基础上,本文进一步剔除了矿产类和能源类企业,因为这些企业主要受到资源制约,与本文研究几乎没有关系。而后本文将城市层面数据与企业层面数据进行匹配,主要利用企业所在地的邮政编码进行匹配,进一步使用省市县码进行复核,从而得到平衡面板,共计观测值 293256 个,构成本文基准部分估计所需的样本。

因为本文同时涉及对加工贸易的考察,企业的具体贸易方式唯有海关数据库汇报,因而在机制检验的部分,我们进一步将海关数据库与工业企业数据库以及《城市统计年鉴》进行匹配。借鉴余森杰(2011)的匹配方式,最终得到非平衡面板,共计观测值 236444 个,其中持续出口一年以上的有效数据 124564 个。直观起见,具体的变量说明与数据来源如表 1 所示。

表 1		变量说明
变量名	变量含义	数据来源
<i>Export</i>	企业出口额	工业企业数据库,出口交货值
<i>LPR</i>	劳动参与率	《中国城市统计年鉴》
<i>PTA</i>	加工贸易占比	海关数据库,笔者根据贸易方式整理计算得到
<i>Tfp</i>	全要素生产率	作者计算得出,详见指标测算
<i>Labor</i>	企业规模	工业企业数据库,从业人员数量
<i>Subsidy</i>	补贴	工业企业数据库,补贴
<i>Fdiratio</i>	外资占比	工业企业数据库,外资资本与港澳台资本之和除以实收资本
<i>D1</i>	哑变量,1 表示是规模以上海港	作者整理得到
<i>D2</i>	哑变量,1 表示是规模以上内河港口	作者整理得到
<i>D3</i>	哑变量,1 表示是省会城市	作者整理得到
<i>D4</i>	哑变量,1 表示是东部地区	作者整理得到
<i>Distance</i>	企业所处城市到达最近规模以上港口的球面距离	作者计算得到

注:(1)港口数据采用的是规模以上港口(2014 年标准,来源于《中国港口年鉴》)。(2)由于东北的一些特殊性,我们并没有把东北三省(黑龙江、吉林、辽宁)纳入东部地区范畴。(3)球面最短距离常见于引力模型的估计,计算所需的城市所在经纬度来源于 Google Earth 地图。

(二)核心指标选取与测算

关于人口结构,学界常见的衡量指标包括抚养比(李兵、任远,2015)、年龄结构(邓明,2014)、婴儿出生率和死亡率(汪伟,2012)。上述这些指标主要适用于宏观层面的研究,因为宏观层面上人口的跨国流动往往是微弱的,可以忽略不计,但如果是进行城市层面的研究,那么这些指标对地区真实人口情况的反映可能就是有限的,因为它们均无法直接反映国内地区间的人口流动,而邹湘江(2011)基于第六次人口普查数据的研究显示,人口迁移流动对我国城镇人口增长的贡献率达 65.36%,这充分说明了人口流动对城市层面人口结构变动的重要性。由于本文的研究主要涉及的是企业层面的问题,而人口流动对于企业所面临的劳动力供给有着明显的影响,尤其是对于出口加工类企业而言更是如此,且我国存在着明显的人口流动事实,鉴于此,本文选择劳动参与率(*LPR*)这一指标以便纳入人口流动信息。一方面,在劳动参与率(*LPR*)的具体计算上,我们使用《中国城市统计年鉴》中的从业人员除以年末总人口,年末总人口可以反映人口规模信息,从业人员就可以充分反映人口流动信息;另一方面,*LPR*也是常用的反映人口结构的指标,代表性的研究如田巍等(2013)、陆旸和蔡昉(2014)以及谢建国等(2015)。综上所述,我们认为在现有数据条件下,劳动参与率指标相比于其他指标更能够反映城市的人口结构信息。

全要素生产率(*Tfp*)是本文另一核心指标。对它的测算,本文是在保证样本量的情况下,假定经典的 C-D 生产函数,按照 2 分位行业分组进行 L-P 方法回归得到全要素生产率。

进而,结合第一部分对其他变量来源的介绍,表 2 给出了主要变量的描述性统计。



表 2
 主要变量统计性描述

变量名	均值	标准差	25%分位数	75%分位数
$\ln Export$	4.188	5.019	0	9.638
$LPR$	0.289	0.275	0.130	0.357
$\ln Tfp$	2.675	2.025	1.293	3.551
$\ln Labor$	5.340	1.124	4.564	6.016
$\ln Subsidy$	1.092	2.413	0	0
$Ratio$	1.738	0.315	1.538	1.904
$Fdiratio$	0.256	0.399	0	0.500
$D1$	0.420	0.494	0	0.5
$D2$	0.238	0.426	0	1
$D3$	0.321	0.467	0	0
$D4$	0.770	0.421	0	1
$\ln Distance$	3.270	2.463	0	5.084

(三)实证模型设定、分析思路与方法选择

我们基于已有研究和前述的理论分析来构建本文实证研究的基准模型：

$$\ln Export_{jdt} = \alpha + \beta_{\gamma} LPR_{dt} + X_{jt} \cdot \gamma + G_d \cdot \delta + \epsilon_{jdt} + \theta_t \tag{1}$$

$$\ln Export_{jdt} = \alpha + \beta_{\gamma} LPR_{dt} + \beta_{\epsilon} LPR_{dt} \times PTA_{jdt} + X_{jt} \cdot \gamma + G_d \cdot \delta + \epsilon_{jdt} + \theta_t \tag{2}$$

其中,式(1)考察城市劳动参与率对企业出口量的影响,用于验证命题 1, $\beta_{\gamma}>0$  即可说明命题 1 成立,即城市劳动参与率正面促进了企业出口。式(2)用于考察加工贸易的调节作用,用于验证命题 2, $\beta_{\epsilon}>0$  即可说明命题 2 成立,即城市劳动参与率对加工贸易企业出口的促进作用更强。 $X_{jt}$  表示企业层面控制变量向量,本文充分借鉴关于异质性企业出口的实证研究文献,企业层面控制变量选取生产率水平( $Tfp$ )、企业规模( $Labor$ )、补贴( $Subsidy$ )、投入结构( $Ratio$ )以及外资占比( $Fdiratio$ ),企业规模以雇佣规模表示<sup>①</sup>。投入结构用资本劳动比来表示,除了反映企业的要素密集度信息外,还可以捕捉到部分不能通过全要素生产率表现的技术信息。<sup>②</sup> 在基准回归部分为了方便与 Heckman 估计结果的对比,我们没有将其引入主体方程,仅是在 Heckman 估计时引入选择方程。外资占比则反映所有制信息的差异。 $G_d$ 表示城市层面控制变量向量,因为模型的核心解释变量劳动参与率是城市层面的,这就使得我们不可能对城市固定效应进行有效控制,为了尽可能降低遗漏变量的影响,我们加入 4 个哑变量,分别是是否为规模以上海港( $D1$ )、是否是规模以上内河港口( $D2$ )、是否是省会城市( $D3$ )以及是否位处东部地区( $D4$ ),我们还加入城市到达最近规模以上海港的球面距离( $Distance$ )来控制城市地理位置对出口成本的影响, $\theta_t$  表示年份固定效应。

在实证检验思路,第一步,利用式(1)进行基准的回归估计,来对命题 1 进行验证。第二步,利用式(2),引入劳动参与率与企业加工贸易占比的交互项( $PTA$ ),评估城市人口结构对企业出口的影响是否因贸易方式而有较大的差异,来对命题 2 进行验证,同时检验本文的核心理论机理,其

① 也有使用总产出或资本规模来表示的,但相对来说以从业人员表示的雇佣规模更为常见一些。  
 ② 在出口额的基准回归中,为了便于和 Heckman 估计结果进行比对,我们将其纳入膨胀方程,但没有在主体方程中体现。

中 PTA 的计算方法是通过海关数据库汇报的贸易方式信息,计算每个企业加工贸易方式的出口占总出口额的比重。第三步,进行了拓展性研究,细致地分析了企业异质性因素的影响,来对命题 3 进行验证,也可以作为机制检验的一个补充。

在具体的估计中,本文主要采用劳动参与率的 10 期滞后作为代理变量,来克服可能的内生性问题。<sup>①</sup> 这一滞后期的选择主要受限于数据以及人口结构这一变量的特殊性<sup>②</sup>,在 1998 年前后,《中国城市统计年鉴》的统计口径发生变化,这使得唯有滞后 10 期以上或 2 期以下才能保证统计口径的统一。同时,人口结构是一个短期内变化不会太大的变量<sup>③</sup>,虽然有人口流动的影响,但一般在一到二年内不会有明显的反应,我们综合权衡之下,选择 10 期滞后作为代理变量,我们在探讨加工贸易的调节作用时会对潜在的内生性问题以及滞后 10 期作为代理变量的合理性进行更详细的分析。由于我们所掌握的数据是一个典型的短面板,  $N$  远大于  $T$ , 这样的数据一般都存在较严重的异方差,如果不对此进行处理,则会造成估计失效。因而,全文的实证部分未有特别说明的,标准误均进行了异方差稳健修正。

在基准回归部分,我们采用的是 ZIP(零膨胀泊松估计),这一方法的选定主要依据企业出口量存在大量的零值,直接进行 OLS 估计会得到有偏的结果,因此,必须对零值问题进行适当的处理。采用零断尾的 Tobit 估计或是 Heckman 估计也是一种解决的途径<sup>④</sup>,但零断尾的 Tobit 估计非常严重依赖于扰动项的正态性与同方差性,下文检验表明二者均是不成立的。而 Heckman 方法所进行的样本选择偏误纠正依赖于选择模型的设定。相比之下,ZIP 方法对于膨胀方程要求比较低,并且在大样本条件下,无论泊松分布是否成立,使用泊松回归并进行稳健标准误修正依然可以得到对参数和标准误的一致估计(Wooldridge, 2010),本文在稳健性的部分有更加详细的比对与说明。进而,我们尝试对城市人口结构的作用进行细化,我们选取加工贸易占比来反映贸易方式的影响。中国加工贸易的兴起很大一部分原因在于廉价的劳动力,与劳动供给多寡紧密相关。那么我们所想要验证的是加工贸易企业出口会否受到城市劳动参与率更强的促进作用。最后,我们通过分样本研究来做进一步的拓展分析,研究了其他企业异质性因素的影响。

四、实证检验

(一)基准回归

本部分着重考察了劳动参与率对企业出口量的影响,基于实证策略部分的说明,我们选用零膨胀泊松估计(ZIP)作为基准方法,为了减弱潜在的内生性影响,我们对劳动参与率进行了 10 期滞后,其余企业层面控制变量进行了一期滞后,具体结果如表 3 所示。列(1)为本文的基准结果,列(2)、(3)对模型构建进行了稳健性考察,列(4)、(5)分别对标准误进行了聚类稳健修正和自助法稳健修正,列(6)没有对异方差进行修正。可以看到,基准结果保持了很强的稳健性,列(6)的结果也再次证实严重异方差对估计有效性的负面影响。膨胀方程均使用所有解释变量<sup>⑤</sup>,出于简洁性,本文没有汇报膨胀方程结果,备索。

① 在加工贸易传导机制证明部分,我们对内生性问题有更为详细的评估。  
② 对宏观变量的一般处理是滞后 5 年。  
③ 一般认为,一个周期长达 65 年。  
④ 本文同样利用这些方法进行了估计,作为稳健性考察。  
⑤ 进而所估计的结果与使用零断尾泊松回归(ZTP)以及零断尾拟泊松回归(PPML)方法基本一致。



表 3
 城市人口结构与企业出口额

	(1) ZIP 基准结果	(2) 剔除企业 异质性信息	(3) 剔除城市信息	(4) 按企业聚类 稳健标准误	(5) 自助法稳健 标准误	(6) 未进行异方差 修正
L10. <i>LPR</i>	0.00432*** (0.00110)	0.0326*** (0.00137)	0.0147*** (0.00106)	0.00432** (0.00219)	0.00432*** (0.00101)	0.00432 (0.00271)
L. <i>lnTfp</i>	0.00932*** (0.000195)		0.0104*** (0.000198)	0.00932*** (0.000344)	0.00932*** (0.000189)	0.00932*** (0.000454)
L. <i>lnLabor</i>	0.0711*** (0.000430)		0.0698*** (0.000436)	0.0711*** (0.000846)	0.0711*** (0.000455)	0.0711*** (0.000876)
L. <i>lnSubsidy</i>	0.00390*** (0.000218)		0.00411*** (0.000223)	0.00390*** (0.000345)	0.00390*** (0.000240)	0.00390*** (0.000425)
L. <i>Fdiratio</i>	0.0803*** (0.00108)		0.0890*** (0.00105)	0.0803*** (0.00211)	0.0803*** (0.000984)	0.0803*** (0.00235)
<i>D1</i>	0.0166*** (0.00192)	0.00432* (0.00222)		0.0166*** (0.00400)	0.0166*** (0.00155)	0.0166*** (0.00396)
<i>D2</i>	0.0179*** (0.00137)	0.00231 (0.00156)		0.0179*** (0.00275)	0.0179*** (0.00122)	0.0179*** (0.00283)
<i>D3</i>	-0.0208*** (0.00134)	-0.0122*** (0.00152)		-0.0208*** (0.00275)	-0.0208*** (0.00121)	-0.0208*** (0.00262)
<i>D4</i>	0.0593*** (0.00181)	0.0540*** (0.00204)		0.0593*** (0.00371)	0.0593*** (0.00170)	0.0593*** (0.00336)
<i>lnDistance</i>	-0.00132*** (0.000399)	-0.00415*** (0.000461)		-0.00132 (0.000833)	-0.00132*** (0.000382)	-0.00132 (0.000807)
时间固定	是	是	否	是	是	是
_cons	1.785*** (0.00399)	2.272*** (0.00341)	1.810*** (0.00264)	1.785*** (0.00777)	1.785*** (0.00398)	1.785*** (0.00814)
<i>OBs</i>	244236	244236	244236	244236	244236	244236
Pseudo <i>R</i> <sup>2</sup>	0.201	0.064	0.176	0.201	0.201	0.201

注：\*、\*\*和\*\*\*分别表示在 10%、5%和 1%的置信水平上显著(下同)，除列(4)、(5)、(6)，括号内为异方差稳健标准误。

如表 3 所示，估计结果表明，劳动参与率正面影响企业出口量，命题 1 得到证明，由于泊松系数和 OLS 系数的含义不同，不能直接针对这一系数给出定量的说明，具体的边际影响我们将在探讨零值问题时进一步说明。企业层面控制变量与已有研究一致，不再赘述。值得一提的是，省会城市的企业出口量更低，可能是因为省会城市往往职能多样、城市规模较大且地租昂贵的缘故。此外，在城市规划中，出于对城市面貌和环境的保护，也往往不会设置重要的工业园区，因而得到这一结果。其余均比较直观，此处不再赘述。

(二)稳健性检验

出于严谨性的考虑，本文进一步从其他侧面进行了稳健性考察，具体包括：(1)“错误实验”：采用滞后 8 期的劳动参与率作为代理变量；(2)在样本中剔除了河南省与四川省；(3)仅考虑了距离

最近港口 500 公里以内城市的样本；(4)只在膨胀方程中保留常数项；(5)使用 Heckman 估计来纠正样本选择偏误，分别使用 MLE 估计与两步法估计。出于篇幅限制，本文没有汇报出具体结果，备索。检验表明，本文的基准估计结果具有很强的稳健性。

(三)零值处理的必要性

出于进一步稳健性考察的需要，我们再次用不同的估计方法估计了(10)式，具体如表 4 所示。列(1)使用最为基准的 OLS 估计，列(2)使用面板固定效应，列(3)使用零断尾的 Tobit 估计，列(4)使用未进行零膨胀处理的泊松回归，列(5)出于对比的方便，再次列出了基准结果。由于泊松回归所得到的参数与 OLS 不具有可比性，我们在列(6)提供了边际影响用于对比。限于篇幅，我们只汇报了核心解释变量的估计结果，其余备索。

在 ZIP 下，我们进行了 Vuong 检验，得到 p 值为 0.0000，强烈拒绝零值不造成估计偏误的零假设，对比列(4)与列(5)可以看到零值偏误的影响是明显的。进一步，考察列(3)，使用零断尾 Tobit 回归，我们使用条件矩检验，并对临界值进行校正，得到的结论是强烈拒绝残差正态性，所得到的结果严重低估了劳动参与率的作用。为了说明“ZIP 回归+稳健标准误”的稳健性，我们也进行了零膨胀的负二项估计(ZINP)，所估计出的结果与 ZIP 估计在三位有效数字内完全一致，我们没有另行列出，备索。最后，我们将列(6)与最为基准的 OLS 估计列(1)相比，可以看到，如果不对零值进行处理，那么会低估劳动参与率的作用，但高估其他企业异质性因素的影响。综合上述分析，我们认为，基准部分回归所选用的方法是适当的，所估计的结果是稳健的。

表 4 以 ZIP 方法纠正零值的必要性

	(1) OLS	(2) 面板固定效应	(3) Tobit	(4) Poisson	(5) ZIP 基准结果	(6) 边际影响
L10. LPR	0.526*** (0.0291)	-0.000517 (0.0516)	0.380*** (0.0481)	-0.00880** (0.00407)	0.00432*** (0.00110)	0.767*** (0.0475)
控制变量	是	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是	是

注：除列(2)，括号内为异方差稳健标准误。

(四)加工贸易的调节作用

我们结合我国外贸的发展特点，选取加工贸易作为调节因素。具体估计结果如表 5 所示。同样，限于篇幅，我们仅汇报出所关心的结果，其余备索。在前文中没有详细地就内生性问题进行评估，虽然使用宏观层面的信息去考察企业层面的问题可以有效规避逆向因果问题，并且加总到宏观层面本身可以作为微观层面同一变量的有效 IV(Fisman 和 Svensson, 2007)，但仍存在测量误差的问题有待于进一步评估。列(1)报告了基准 OLS 回归的结果，仍然使用劳动参与率的 10 期滞后作为代理变量，列(2)至(4)通过不同的方式引入工具变量进行 GMM 估计<sup>①</sup>，进而评估内生性问题的严重性，列(2)使用滞后 10 期的劳动参与率作为工具变量，列(3)使用滞后 1 期和滞后 2 期的平均作为工具变量<sup>②</sup>，列(4)借鉴 Lewbel(1997)应对测量误差问题。列(5)对列(4)的标准误进行按企业聚类稳健修正。

① 异方差条件下，GMM 估计比 2SLS 估计更为稳健。  
② 超过 3 期就面临统计口径改变的问题。

表 5
 加工贸易的调节作用

	(1) OLS	(2) 10 期滞后作为 工具变量	(3) 滞后两期平均 作为工具变量	(4) Lewbel(1997) 形式工具变量	(5) 聚类稳健 标准误修正
LPR	−0.926*** (0.0295)	−1.046*** (0.0425)	−0.877*** (0.0306)	−1.230*** (0.0484)	−1.230*** (0.0639)
L. PTA×L10. LPR	1.004*** (0.0293)	1.102*** (0.0389)	0.963*** (0.0301)	1.257*** (0.0428)0	1.257*** (0.0589)
控制变量	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是

注:除列(5),括号内为异方差稳健标准误。列(1)所对应的应是 L10. LPR,出于简洁性,将其与 LPR 一栏合并。

由表 5 的估计结果,我们可以看到,GMM 估计下的结果与 OLS 结果是非常类似的,内生性问题并不严重。我们在估计中得到 L. PTA×L10. LPR 的系数为正,这也就意味着加工贸易占比越高的企业,劳动参与率对出口的正面作用越强,从而证实了命题 2,即如理论部分所述,对劳动供给更敏感而对本地市场更不关注的加工贸易企业出口会受到城市劳动参与率更强的促进作用。结合负向的 LPR 水平项考察劳动参与率的整体作用,我们可以得到一个约为 0.92 的拐点,当加工贸易占比超过 0.92 时,劳动参与率正面影响企业出口,而当加工贸易占比低于 0.92 时,劳动参与率负向影响企业出口。为了更直观地理解这一结论,我们给出样本内加工贸易占比的分布图,如下图所示,图中虚线即 PTA=0.92,可以看出加工贸易占比的分布集中在小于 0.1 和大于 0.9 的部分。因而,如果我们不那么追求精确,可以简单依此将出口企业划分为一般贸易企业与加工贸易企业,进而得出结论,劳动参与率对企业出口的促进作用主要通过推动加工贸易类企业的出口来实现。

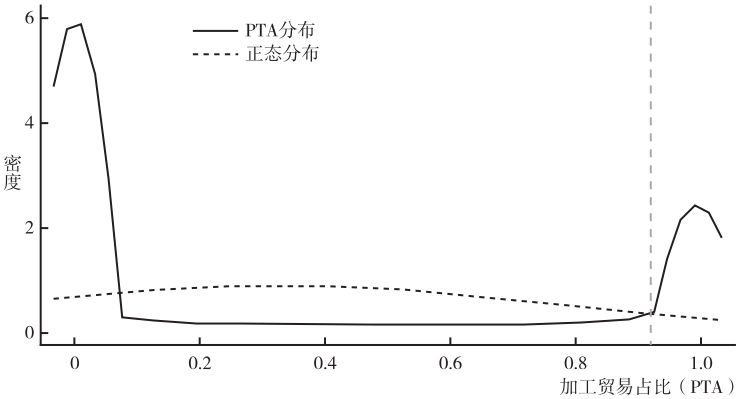


图 加工贸易占比(PTA)分布图

劳动参与率之所以会对一般贸易企业的出口形成负面影响,可能原因有以下三个:第一,中国广泛存在的劳动力报酬负向扭曲(Hsieh 和 Klenow, 2009)导致企业更多雇佣劳动力,并沉浸在劳

动投入低成本的大环境中,缺乏进行研发创新和提升产品质量的动力。<sup>①</sup> 第二,中国长久以来一直是低技能劳动力丰裕,低技能劳动力即使供给充足也可能满足不了一般贸易企业的需要,没有形成有效的劳动供给,即王志华、董存田(2012)所指出的制造业结构与劳动力素质结构不相吻合的问题。第三,加工贸易企业目标明确定位在出口,并且往往带着任务生产,本地市场不是它主要的服务对象,而一般贸易企业则具有自主性,从事一般贸易的企业可能优先满足本地市场伴随人口增加而扩大的需求。

(五)基于企业异质性的拓展性分析

本小节进一步考察包括企业要素密集度、生产率水平和所有制性质等企业异质性特征的影响。首先,使用企业的资本劳动比来区分企业的要素密集度。<sup>②</sup> 出于简便起见,将资本劳动比分位数 0.5 以下的视为劳动相对密集企业,0.5 以上的视为资本相对密集企业,具体估计结果如表 6 前两列所示。其次,对于所有制的影响,我们细分了存在外资、外资控股<sup>③</sup>、本土企业以及国有企业<sup>④</sup> 四大类,具体结果如表 6 列(3)至列(6)所示。最后,我们按照全要素生产率水平进行细分,借鉴戴觅等(2013)的分类方法,取得全要素生产率的分位数,进而按照中位数将样本区分为低生产率企业与高生产率企业,估计结果如表 6 列(7)和列(8)所示。限于篇幅,我们只汇报了核心解释变量的估计结果,其余备索。

表 6 不同企业异质性信息的分样本考察

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	要素密集度		所有制				全要素生产率	
	劳动 密集型	资本 密集型	Fdiratio>0	Fdiratio>0.5	Fdiratio=0	国有企业	低生产率 企业	高生产率 企业
L10. LPR	0.00346*** (0.00118)	0.00627*** (0.00229)	0.00705*** (0.00113)	0.00897*** (0.00115)	0.0179*** (0.00389)	0.000950 (0.00640)	0.00449*** (0.00144)	0.00322** (0.00154)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是	是	是	是

注:括号内为异方差稳健标准误。

依据表 6,从要素密集度的影响来看,我们很惊讶地发现劳动参与率对资本密集型企业出口的促进作用更强。从预期来说,密集使用劳动要素的企业应该得到劳动参与率更强的促进作用。我们认为,得到这一结果可能是因为我国本就劳动力相对丰裕,尤其是低技能劳动力,因此从成本上来说本就较低,对于劳动密集型企业而言,提升劳动供给所赋予的成本优势并不

① 李坤望等(2014)、张杰等(2014)都发现中国出口产品质量并没有得到提升。  
② 之所以没有选择按照行业进行分类,是因为中国普遍存在的劳动报酬负向扭曲会扭曲企业的投入选择,更多选取价格相对更低的劳动。并且,鉴于我国不平衡的人口分布与人口流动(邹湘江,2011),区域间劳动力供给差异明显。因此,同一行业的企业会因所处区域不同而在投入结构上出现差异,从而,我们选择按照企业的投入结构区分辅以行业固定效应,充分体现企业间的异质性差异。  
③ 这一划分方法缩小了外资控股的样本,因为对于类似“三资企业”等,外资占比不必然要超过 50%才能掌握控制权,因此并不是非常严谨。我们也尝试了如 45%、40%等作为分割点,估计差异不大,出于简洁考虑,我们仅汇报出 50%作为分割点的估计结果。  
④ 国有企业的划分依据是用国有资本与集体资本之和除以实收资本大于 0.5 的企业。

明显。但资本密集型企业却可以利用更便宜的劳动力去实现对部分资本投入的替代,从而降低自己的成本,取得竞争优势。此外,我国的资本密集型企业中包含很多加工贸易企业,尤其是以机电产品为代表的高技术产品生产企业已经是我国加工贸易的重要主体,这也可能造成上述的结果。

其次,劳动参与率对外资企业(无论外资占比多少)和本土企业的出口均有显著的促进作用,但对国有企业出口的影响却不显著,这很可能如戴觅等(2013)所分析的,国有企业的很多行为并非由市场决定,而是来自于行政命令。外资企业出口同样得到了劳动参与率的正向促进作用,我们认为这可能因为外资进入我国有很大一部分就是寻求廉价的劳动力,并且有很多正是从事加工贸易,因此必然会对劳动供给比较敏感。但这一促进作用低于本土企业,我们认为这是因为本土企业发展往往建立在本国禀赋优势之上,同时本土企业中有高达 72.83% 的企业没有出口,劳动参与率提高所带来的成本下降可以降低其出口的门槛,因此劳动参与率的提高对于提升本土企业的出口可能更有意义。

最后,劳动参与率对企业出口的影响不会因为生产率差异而出现大的不同,但高生产率企业的出口受到劳动参与率的影响相对更小一些,这也符合预期,因为生产率水平高的企业成本相应更低,受到劳动供给的影响就较小。但生产率水平低的企业本就面临相对更大的成本压力,因而自然会对劳动供给更加敏感。从而命题 3 得到了证明。

## 五、结论与启示

本文将城市人口结构信息与微观企业信息进行匹配,从微观的视角研究人口结构对企业出口的影响,提出并验证了加工贸易所起到的调节作用。具体来说,理论层面上,我们引入城市人口结构因素,阐述了城市劳动参与率如何基于成本影响到企业出口,并描述了贸易方式的调节作用。实证检验表明:(1)城市劳动参与率的提高促进了企业出口量的扩张;(2)城市劳动参与率对企业出口量的促进作用主要通过加工贸易来实现;(3)对于不同的企业,城市劳动参与率的作用会有所差异,资本密集型企业、本土企业以及生产率较低的企业会受到城市劳动参与率更强的促进作用。基于本文的研究结论,获得启示及相关政策性思考如下。

首先,人口结构转型所带来的劳动参与率的下降的确会对企业出口造成不利的影响,但我们应该看到的是,世界经济增长乏力、贸易保护主义抬头等不利的外部需求环境也是重要的影响因素。加之,东南亚国家加工贸易的逐步崛起,导致我国加工贸易“被动转型”,这也是一个重要的不利因素。因此,当前出口增速放缓是多种不利因素叠加的结果。从这个意义上说,不仅要重视人口结构转型对我国出口贸易可能产生的不利冲击,而且需要理性看待当前出口增速放缓的局面。

其次,本文的研究结论表明,劳动参与率对企业出口的促进作用主要通过加工贸易来实现,这意味着随着人口结构转型的逐步深入,加工贸易的转型升级迫在眉睫。从政策上看,面对劳动人口占比的下降,进一步放松户籍制度的约束,推动劳动力在全国范围内的自由流动,进而矫正当前普遍存在的劳动力市场扭曲,实现劳动力资源的更有效配置,进而提升社会的生产率水平,不仅很有必要,其意义也不言而喻。

最后,随着人口结构转型步伐的加快和劳动参与率的下降,虽然几乎所有企业出口均会遭遇显著的负面影响,但资本密集型企业、本土企业和生产率较低的企业出口遭受的不利冲击会更大,

因此短期内,如何缓解人口结构转型特别是劳动力成本上升对外资企业、本土企业以及生产率较低企业出口的不利冲击也应该纳入政策考量的范畴。特别是,考虑到外资企业是加工贸易的主体,同时外资企业也以资本密集型企业居多,因此劳动参与率的下降对外资企业的出口冲击也不可等闲视之。这也很可能是近些年来一批外资企业撤离中国的重要原因。

总之,在人口结构转型背景下,虽然从中长期来看,人口的质量问题更值得我们关切,但短期内也不能忽视人口结构转型特别是劳动力成本上升给我国出口所带来的各种不利冲击。因此,推进供给侧结构性改革,降低企业的税费负担,不断提高人口的受教育水平,助推工人技能水平的不断提升,最大限度地激活劳动力市场,是当前应对人口结构转型背景下我国出口面临的种种困难的必要举措。

#### 参考文献:

1. 蔡昉:《人口转变、人口红利与经济增长可持续性——兼论充分就业如何促进经济增长》,《人口研究》2004年第2期。
2. 蔡昉:《人口转变、人口红利与刘易斯转折点》,《经济研究》2010年第4期。
3. 陈松、刘海云:《人口红利、城镇化与我国出口贸易的发展》,《国际贸易问题》2013年第6期。
4. 戴颀、徐建炜、施炳展:《人民币汇率冲击与制造业就业——来自企业数据的经验证据》,《管理世界》2013年第11期。
5. 邓明:《人口年龄结构与中国省际技术进步方向》,《经济研究》2014年第3期。
6. 胡琴、许召元:《人口老龄化对储蓄率影响的实证研究——来自中国家庭的数据》,《经济学(季刊)》2014年第3期。
7. 劳昕、沈体雁:《中国地级以上城市人口流动空间模式变化——基于2000和2010年人口普查数据的分析》,《中国人口科学》2015年第1期。
8. 李兵、任远:《人口结构是怎样影响经常账户不平衡的?——以第二次世界大战为工具变量的经验证据》,《经济研究》2015年第10期。
9. 李坤望、蒋为、宋立刚:《中国出口产品品质变动之谜:基于市场进入的微观解释》,《中国社会科学》2014年第3期。
10. 陆旸、蔡昉:《人口结构变化对潜在增长率的影响:中国和日本的比较》,《世界经济》2014年第1期。
11. 马述忠、王笑笑、张洪胜:《出口贸易转型升级能否缓解人口红利下降的压力》,《世界经济》2016年第7期。
12. 聂辉华、江艇、杨汝岱:《中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题》,《世界经济》2012年第5期。
13. 田巍、姚洋、余森杰、周羿:《人口结构与国际贸易》,《经济研究》2013年第11期。
14. 佟家栋、周燕:《二元经济、刘易斯拐点和中国对外贸易发展战略》,《经济理论与经济管理》,2011年第1期。
15. 童玉芬:《人口老龄化过程中我国劳动力供给变化特点及面临的挑战》,《人口研究》2014年第2期。
16. 汪伟:《人口老龄化、养老保险制度变革与中国经济增长——理论分析与数值模拟》,《金融研究》2012年第10期。
17. 王伟同:《中国人口红利的经济增长“尾效”研究——兼论刘易斯拐点后的中国经济》,《财贸经济》2012年第11期。
18. 王志华、董存田:《我国制造业结构与劳动力素质结构吻合度分析——兼论“民工荒”、“技工荒”与大学生就业难问题》,《人口与经济》2012年第5期。
19. 谢建国、赵锦春、林小娟:《不对称劳动参与、收入不平等与全球贸易失衡》,《世界经济》2015年第9期。
20. 姚洋、余森杰:《劳动力、人口和中国出口导向的增长模式》,《金融研究》2009年第9期。
21. 余森杰:《加工贸易、企业生产率和关税减免——来自中国产品面的证据》,《经济学(季刊)》2011年第4期。
22. 张杰、郑文平、翟福昕:《中国出口产品质量得到提升了么?》,《经济研究》2014年第10期。
23. 邹湘江:《基于“六普”数据的我国人口流动与分布分析》,《人口与经济》2011年第6期。
24. Bloom, D. E., & Williamson, J. G., Demographic Transitions and Economic Miracles in Emerging Asia. *World Bank Economic Review*, Vol. 12, No. 3, 1998, pp. 419—455.
25. Cai, H., & Liu, Q., Competition and Corporate Tax Avoidance: Evidence from Chinese Industrial Firms. *The Economic Journal*, Vol. 119, 2009, pp. 764—795.
26. Chan, K. W., China: Internal Migration. In *The Encyclopedia of Global Human Migration*, Blackwell Publishing, 2013.
27. Fisman, R., & Svensson, J., Are Corruption and Taxation Really Harmful to Growth? Firm Level Evidence. *Journal of Development Economics*, Vol. 83, No. 1, 2007, pp. 63—75.

28. Hsieh, C. T., & Klenow, P. J., Misallocation and Manufacturing TFP in China and India. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 124, No. 4, 2009, pp. 1403—1448.
29. Kim, Y. B., Levine P., & Lotti E., Migration, Skill Composition and Growth. *National Institute Economic Review*, 2010, No. 213, R5—R19.
30. Lewbel, A., Constructing Instruments for Regressions with Measurement Error When No Additional Data are Available, with an Application to Patents and R&D. *Econometrica*, Vol. 65, No. 5, 1997, pp. 1201—1213.
31. Ma, L. & Tang, Y., Geography, Trade, and Internal Migration in China. Working Paper, 2016.
32. Melitz, M. J., The Impact of Trade on Intra-Industry, Reallocation and Aggregate Industry Productivity. *Econometrica*, Vol. 71, No. 6, 2003, pp. 1695—1725.
33. Naito, T., & Zhao, L., Aging, Transitional Dynamics, and Gains from Trade. *Journal of Economic Dynamics & Control*, Vol. 33, No. 8, 2009, pp. 1531—1542.
34. Romer, P. M., Endogenous Technological Change. *Journal of Political Economy*, Vol. 98, No. 5, 1990, pp. 71—102.
35. Shapiro, J. M., Smart Cities: Quality of Life, Productivity, and the Growth Effects of Human Capital. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 88, No. 2, 2006, pp. 324—335.
36. Tombe, T., & Zhu, X., Trade, Migration and Productivity: A Quantitative Analysis of China. Working paper, 2015.
37. Wooldridge, J. M., *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. 2nd ed. Cambridge, MA: MIT Press, 2010.
38. Yakita, A., Different Demographic Changes and Patterns of Trade in a Heckscher-Ohlin Setting. *Journal of Population Economics*, Vol. 25, No. 3, 2012, pp. 853—870.

## Population Structure, Firm's Export and Processing Trade: Micro-mechanism and Empirical Evidence

TIE Ying (Shanghai University of International Business and Economics, 200336)

ZHANG Mingzhi (Xiamen University, 361005)

**Abstract:** This paper studies how city's Labor Participation Rate (LPR) affects firm's export. By matching the city-level data with the firm-level, the empirical work indicates that: (1) the rise of LPR will boost the export volume of firms; (2) the effect of city's LPR on the export volume of firms is mainly achieved through processing trade; (3) the heterogeneity of firms will significantly affect the role of LPR in exporting enterprises. The export of capital-intensive firms, local firms and low-productivity firms will gain more if LPR rises. This paper captures and verifies the micro impact mechanism of population structure on firm's export trade based on angle of pure theory and empirical research. The conclusion indicates that we need to pay attention to the possible negative impact of demographic transformation on China's export trade. To cope with the difficulties of China's export in the context of the transformation of population structure, it is necessary to promote the reform of supply side structure, to reduce the tax burden of enterprises, to boost the skill level of workers, and to maximize the activation of labor market.

**Keywords:** Population Structure, Firm Export, Processing Trade, Firm's Heterogeneity

**JEL:** F14, F16, J23

责任编辑:原 宏