

# 外部关税变动对中国区域劳动力就业的影响

张明志，岳 帅

**[摘要]** 本文利用 UNCTAD 数据和中国人口普查微观数据，基于地区就业的行业结构和贸易对象国对中国征收的行业层面的进口关税，构建地区层面外部关税变动指标，研究外部关税变动对中国区域劳动力就业的影响。研究发现：①外部关税下降幅度越高的地区，总体就业、可贸易部门和不可贸易部门的就业增加也越多；②出口和内销规模扩张的就业创造效应、生产率提升的就业破坏效应，是外部关税下降影响地区可贸易部门就业的重要渠道；③外部关税下降带来的地区可贸易部门出口扩张、就业增加和工资上涨，通过产业关联和消费驱动等正向溢出效应增加地区不可贸易部门就业，通过就业的部门间再配置效应减少地区不可贸易部门就业；④外部关税下降对地区不可贸易部门就业的影响呈现出先抑制后促进的动态演进过程，这与外部关税变动下中国区域劳动力供给的调整紧密相关。此外，外部关税变动对地区不同属性劳动力就业的影响效果存在显著差异。本文的研究结论对于外部关税变动下稳定区域劳动力就业的相关政策制定具有一定的参考意义。

**[关键词]** 外部关税；区域劳动力就业；出口；内销；生产率

**[中图分类号]**F240 **[文献标识码]**A **[文章编号]**J1006-480X(2022)01-0113-19

## 一、引言

《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》指出，要“强化就业优先政策。千方百计稳定和扩大就业，坚持经济发展就业导向，扩大就业容量，提升就业质量，促进充分就业，保障劳动者待遇和权益”。稳外贸作为稳定和扩大就业的重要手段，一直是学术界关注的焦点(Fu and Balasubramanyam, 2005; 史青等, 2014; 邵敏和武鹏, 2019)。外部关税<sup>①</sup>作为出口贸易成本的重要构成，其变动直接关系到中国对外贸易发展的外部环境是否稳定。加入世界贸易组织以来，中国外部关税税率总体上呈下降趋势，从 2000 年的 3.25% 下降到 2014 年的 1.83%，但是，在 2008 年全球金融危机、2018 年中美贸易摩擦，以及 2020 年新冠肺炎疫情爆发等不利的外部冲击下，世界各国均有动机重新使用关税来维持本国国内经济稳定。中国面临的外部关税下降在局部领域或特定时期出现逆转的可能性仍然较高，居安思危，高度重视外部关税变动对就

[收稿日期] 2020-09-02

[基金项目] 国家自然科学基金面上项目“贸易冲击与中国区域劳动力就业：机理研究、实证检验与量化评估”（批准号 72173110）；教育部人文社会科学研究规划基金项目“外部冲击与中国对外贸易多元化研究：全球价值链视角”（批准号 21YJA790079）。

[作者简介] 张明志，厦门大学经济学院教授，博士生导师，经济学博士；岳帅，厦门大学经济学院博士研究生。通讯作者：张明志，电子邮箱：mzzhang@xmu.edu.cn。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见，当然文责自负。

① 本文将贸易对象国对从中国进口商品征收的关税称作“外部关税”。

业的影响不仅很有必要,而且意义重大。

与维持就业总量稳定同等重要的是,劳动力市场发展的区域间差异在带来人口流动增加的同时,也加剧了“人地空间矛盾”。2021年8月,国务院印发了《“十四五”就业促进规划》,明确强调要提高区域就业承载力,推动区域就业协调发展。这表明区域劳动力就业的差异问题已经引起党和政府及社会各界的高度关注。同时,中国的对外开放在不同区域间存在阶段性推进的特征,对外贸易发展水平在沿海与内陆地区之间、不同规模的城市之间表现出较大差异。那么,劳动力就业的区域间差异和对外贸易发展水平的区域间差异存在何种关系?外部关税变动在中国区域劳动力就业调整中发挥了怎样的作用?这些问题亟需学术界作出回答。

近年来,越来越多的学者开始关注对外贸易对区域劳动力市场的影响(Topalova,2010;Kovak,2013;Autor et al.,2013;张川川,2015a;Dix-Carneiro and Kovak,2017;何冰和周申,2019;戴觅等,2019;赵春明等,2021)。其核心观点是,由于不同行业受对外贸易冲击的程度不同,而不同地区在行业上存在专业化分工的差异,因此,对外贸易会影响区域劳动力市场的调整。与此同时,随着外部关税作用的再度凸显,外部关税变动对企业生产率(Lileeva and Trefler,2007)和产品质量(Ludema and Yu,2016)的影响逐渐引起学术界的兴趣,但是研究外部关税变动对中国区域劳动力就业影响的文献尚不多见。此外,不同于既有分析出口影响就业的文献,本文在考察外部关税下降通过出口扩张影响就业的同时,还特别关注其可能引起的地区内销变动。由于地区内销变动也会影响就业调整,忽视地区内销变动,仅考虑外部关税下降情形下出口扩张对就业的影响将失之偏颇。同时,按照Melitz(2003)构建的企业异质性贸易模型,外部关税变动会影响异质性企业的进入退出决策,改变行业和地区的生产率水平,最终影响地区就业,而这一作用机制在现有研究中或多或少地被忽略了。

本文还将重点关注外部关税变动对地区不可贸易部门就业的影响。不可贸易部门不仅具有较强的就业吸纳能力,可以更大程度地缓解就业压力,而且不可贸易部门就业增加在一定程度上反映了地区就业结构的优化。更重要的是,外部关税变动下,若是就业在部门间呈相反的变动趋势,那么外部关税上涨时,可以利用不可贸易部门适度缓冲可贸易部门就业可能遭受的负向冲击;若是就业在部门间呈相同的变动趋势,则外部关税上涨时,就要警惕不可贸易部门就业可能遭受的不利影响。

部分文献从制造业就业影响服务业就业的乘数效应出发,研究了不可贸易部门就业增加的原因(Moretti,2010;袁志刚和高虹,2015;张川川,2015b)。何冰和周申(2019)基于就业的乘数效应研究发现,进口关税削减有助于增加地区不可贸易部门就业。但是,乘数效应没有完整揭示对外贸易影响地区不可贸易部门就业的具体机制。同时,现有文献未能深入研究对外贸易影响地区不可贸易部门就业的动态调整过程。Dix-Carneiro and Kovak(2017)最先将动态调整引入对外贸易影响劳动力就业的分析框架中,但是,没有深入到对不可贸易部门就业的探讨。因此,本文从产业关联、消费驱动和就业的部门间再配置效应出发,研究外部关税变动影响地区不可贸易部门就业的作用机制及动态演进过程。值得一提的是,无论是外部关税变动下地区内销规模变动,还是产业关联、消费驱动等效应的发挥,均较好地贴合了当前构建新发展格局的背景。

因此,本文以2000—2010年为样本期间,以中国加入世界贸易组织为背景,首先在静态分析框架中研究外部关税变动对中国区域劳动力就业的影响。研究发现,外部关税下降增加了地区总体就业、可贸易部门和不可贸易部门就业。这一结论在使用工具变量和进行一系列稳健性检验后依然成立。机制检验表明,外部关税下降通过促进出口与内销规模扩张增加了地区可贸易部门就业,通过促进生产率提高带来地区可贸易部门就业的减少,并通过产业关联、消费驱动以及就业的部门间再

配置效应等影响地区不可贸易部门就业。在静态分析的基础上，本文进一步纳入动态分析框架发现，外部关税下降在短期内减少地区不可贸易部门的就业，而在长期内增加地区不可贸易部门就业，其背后的可能原因是：可贸易部门对不可贸易部门的影响经历了由部门间再配置效应为主转向正向溢出效应为主的动态调整过程。

本文可能的边际贡献在于：①已有文献大多基于国家、行业或工业企业等层面关注出口额或出口渗透率对就业的影响，较少基于外部关税变动的视角，研究其对区域劳动力就业的影响，本文试图弥补这方面的不足；②已有文献较少探讨对外贸易影响地区不可贸易部门就业的机制和动态演进过程，本文将外部关税变动对区域劳动力就业的影响从可贸易部门拓展至不可贸易部门，基于产业关联、消费驱动和就业的部门间再配置效应，深入研究外部关税变动影响地区不可贸易部门就业的机制及其呈现动态演进过程的原因；③已有文献较多关注出口扩张对就业的影响，本文将外部关税变动下内销规模变动、企业进入退出出口市场带来的生产率变动与出口扩张一起纳入外部关税下降影响区域劳动力就业的分析框架中，揭示了外部关税变动影响地区可贸易部门和不可贸易部门就业的机制差异及原因。

## 二、理论分析与研究假说

### 1. 外部关税变动对地区劳动力就业的影响：基于出口和内销扩张的机制分析

Kovak(2013)、Dix-Carneiro and Kovak(2017)采用特定要素模型证实了一国内部各地区间实际面对的进口关税水平是不一样的，并将其归因于地区间的专业化分工和行业间的进口关税差异。基于同样的逻辑，虽然贸易对象国对一国出口商品征收的名义进口关税税率对于一国内部的不同地区而言不存在差异，但是行业间外部关税的不同和地区间产业结构的差异会引起一国内部不同地区间实际承担的外部关税存在明显差别。由于外部关税削减带来的出口贸易成本下降具有促进出口扩张的作用(Eaton and Kortum, 2002)，因此，外部关税削减幅度较大的地区，出口贸易成本下降更多，出口增加也更多。

既有文献发现，出口扩张能够增加就业，具有就业创造效应(张川川, 2015a; 邵敏和武鹏, 2019; 赵春明等, 2021)，但是在出口变动之外，内销变动也会影响就业(葛阳琴和谢建国, 2019)。这是因为，出口与内销之间并非完全独立(Vannoorenberghe, 2012; Rho and Rodriguez, 2016)，所以外部关税变动在引起地区出口变动的同时，也可能影响地区内销变动。具体而言，可能存在两种情形：①出口替代内销，即出口增加导致内销减少，一些经验研究证实了这种情形的存在，例如，Blum et al. (2013)等。外部关税削减使出口贸易成本相对于国内贸易成本下降，这可能引起出口扩张和内销收缩，当出口的增加是依靠内销的收缩来实现时，外部关税下降无法增加地区就业。②出口增长带动内销增加，例如 Berman et al.(2015)、Erbahar(2020)。外部关税下降在促进出口增加的同时，可能通过产业关联等路径对内销产生正向溢出作用(Acemoglu et al., 2016)，此时，外部关税下降不仅通过出口而且通过内销拉动地区就业增长。基于此，本文提出：

**假说 1：**在出口增加并非依靠内销收缩来实现的情形下，外部关税下降幅度越高的地区，出口规模扩张越大，就业增加越多。

### 2. 外部关税变动对地区不可贸易部门劳动力就业的影响：基于产业关联、消费驱动与就业的部门间再配置效应的分析

由于不可贸易部门多数产品不直接用于出口，较少受到外部关税变动的直接影响，基于出口和内销传导机制的分析不能简单应用于不可贸易部门。外部关税下降对地区不可贸易部门就业的影

响存在三种可能的情形:①外部关税下降不会影响地区不可贸易部门就业;②外部关税下降带来的可贸易部门工资相对于不可贸易部门的上涨,引起就业的部门间再配置,减少地区不可贸易部门就业(Autor et al.,2013;Acemoglu et al.,2016);③外部关税下降在增加地区可贸易部门就业的同时,促进不可贸易部门就业的增长,此时,地区可贸易部门对不可贸易部门具有正向溢出效应(何冰和周申,2019)。

地区可贸易部门之所以会对不可贸易部门产生正向溢出效应,是因为存在两个可能的影响渠道:①产业关联效应。Acemoglu et al.(2016)和Helm(2020)通过考虑产业关联,分析了一行业受到的贸易冲击对其他行业的间接影响。外部关税下降带来的地区可贸易部门出口扩张将增加对交通运输、金融等生产性服务业的需求,促进地区不可贸易部门产出扩张。②消费驱动效应。Moretti(2010)发现,收入水平提升将增加对地区消费性商品和服务的需求。外部关税下降带来的地区可贸易部门就业和工资性收入增加有助于增加对地区不可贸易部门商品或服务的消费需求。而无论是产业关联效应还是消费驱动效应,外部关税下降带来的地区不可贸易部门产出的扩张,均有助于增加其就业。

因此,外部关税下降对地区不可贸易部门就业的影响取决于产业关联、消费驱动等正向溢出效应和就业的部门间再配置效应之间作用效果的比较。其中,就业的再配置效应在短期内即可产生并发挥作用,不需要以劳动力供给调整为条件(Helm,2020)。而正向溢出效应的发挥,会带来地区可贸易部门和不可贸易部门劳动力需求的增加,此时,需要地区劳动力供给做出相应调整,但是,劳动力供给的调整通常需要较长时间(Dix-Carneiro and Kovak,2017)。正向溢出效应和就业的部门间再配置效应在不同时期的强弱变化,导致外部关税变动对地区不可贸易部门就业的影响呈现动态调整的特征。短期内,外部关税下降带来的影响以就业的部门间再配置效应为主,减少地区不可贸易部门就业;中长期内,以正向溢出效应为主,增加地区不可贸易部门就业。基于此,本文提出:

假说2:外部关税下降通过产业关联和消费驱动等正向溢出效应增加地区不可贸易部门就业,通过就业的部门间再配置效应减少地区不可贸易部门就业;正向溢出效应和就业再配置效应在不同时期的强弱变化,导致外部关税变动对地区不可贸易部门就业的影响存在动态调整过程。

### 3. 外部关税变动下生产率提升的就业破坏效应

Melitz(2003)的异质性企业贸易模型发现,出口企业往往拥有更高的生产率水平。对外贸易带来竞争加剧,生产率高的企业借机扩张,生产率低的企业萎缩甚至退出市场,社会资源向高生产率企业转移,行业平均生产率得以提高。当一个地区内更多企业从事出口活动,竞争加剧使行业的生产率水平获得普遍提升时,地区的生产率水平也会获得提升。即外部关税下降带来的出口贸易成本下降,会通过提高地区内从事出口企业的比重来提高地区的生产率水平,本文将这一现象称为“Melitz效应”。此外,对于发展中国家而言,外部关税下降使地区内更多企业拥有通过出口来接触先进技术的机会,即通过学习效应提高生产率(Coe and Helpman,1995;Keller,2009)。而生产率提高可能使地区采用更多节约劳动的生产技术,并使机器生产更多地替代劳动力,在地区可贸易部门产出既定的条件下,外部关税下降带来的生产率提升会抑制地区可贸易部门的就业增长(Fabien,2002)。

由于不可贸易部门企业大多不直接从事出口,因此,“Melitz效应”在不可贸易部门不一定成立。而在生产率对就业的影响上,区别于可贸易部门,以服务业为代表的不可贸易部门面临的个性化需求的特征更明显,相对难以实现大规模的机械化和模块化生产。正如 Baumol(1967)的“成本疾病”理论所指出的,服务业推行的自动化难以实现对人力的完全替代。因此,生产率提高对地区不可贸

易部门就业的影响可能并不明显。基于此,本文提出:

假说3:外部关税变动下生产率提升的就业破坏效应在地区可贸易部门成立,在不可贸易部门不一定成立。

### 三、模型设定、指标构建与特征事实

#### 1. 计量模型设定

由于地级行政单位是中国重要的行政区划和经济活动单位,且各地级行政单位之间的经济社会发展差异较大,因此本文将其作为区域的界定标准。本文采用长差分的形式设定基准计量模型,如下所示:

$$\Delta Employ_{c,2000-2010} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta Extariff_{c,2000-2010} + \gamma' X_c + \delta_p + \xi_{c,2000-2010} \quad (1)$$

其中,  $\Delta Employ_{c,2000-2010}$  表示 2000—2010 年地区  $c$  的就业变动,后续分析中又细分为地区总体就业变动、可贸易部门与不可贸易部门的就业变动。 $\Delta Extariff_{c,2000-2010}$  表示 2000—2010 年地区  $c$  的外部关税变动。 $X_c$  表示地区层面的控制变量,包括进口变动、外商直接投资变动、期初就业规模和期初净流入人口比重等变量。 $\delta_p$  为省份固定效应, $\xi$  为随机扰动项。同时本文以就业的期初值为权重进行加权最小二乘法回归<sup>①</sup>,并将回归结果的标准误聚类在省份层面。

#### 2. 指标构建和数据来源

本文对所使用的全国人口普查微观数据和《中国城市统计年鉴》等各核心数据库进行匹配后,仅剩余 258 个地级行政单位,由于被剔除的地级行政单位多属于“地区”“盟”,其在经济社会发展程度和人口规模上相对于全国平均水平较小,所以并不会影响本文的主要结论。<sup>②</sup> 同时,受就业数据主要来自全国人口普查微观数据的限制,本文样本时间段为 2000—2010 年。关于核心变量的测度,说明如下:

(1) 外部关税变动。本文借鉴 Kovak(2013)、Dix-Carneiro and Kovak(2017)构建地区层面进口关税的方法,以期初地区就业的行业结构作为权重,加权行业层面外部关税变动,构建地区层面外部关税变动的衡量指标,如下所示:

$$\Delta Extariff_c = \sum_j \frac{L_{cj}}{\sum_j L_{cj}} \Delta tariff_j \quad (2)$$

其中,  $j$  为中国国民经济行业分类(GB/T2002)的 2 位码行业,  $tariff_j$  表示行业  $j$  的外部关税税率,具体为贸易对象国对中国行业  $j$  征收的进口关税,  $\Delta tariff_j$  表示 2000—2010 年行业  $j$  的外部关税变动,  $\Delta Extariff_c$  为地区  $c$  的外部关税变动。  $\frac{L_{cj}}{\sum_j L_{cj}}$  表示期初地区  $c$  行业  $j$  的就业占地区  $c$  总就业的比重。期初就业数据来自 2000 年第五次全国人口普查微观数据。

行业  $j$  的外部关税税率  $tariff_j$  是由世界银行的 UNCTAD 数据库提供的“行业—目的国”层面的 HS6 位编码关税转换而来。其转换主要参考 Lileeva and Trefler(2007) 和 Yu(2015) 的思路,转换过程说明如下:先将 2000 年和 2010 年外部关税所采用的 HS1997 和 HS2007 编码标准统一转化为

<sup>①</sup> 为保证回归结果的准确性,在以地区出口、内销和生产率变动为被解释变量的机制检验中,以对应变量的期初值为权重进行加权最小二乘法回归。

<sup>②</sup> 本文选择的样本具有较强代表性。以 2010 年为例,本文中样本地区常住人口约为 11.8 亿,约占当年全国总人口的 88%,样本地区国内生产总值约为 38 万亿元,占当年全国国内生产总值的比重约为 97%。

HS2002 编码标准,而后以 ISIC-Rev.3 分类标准为转换中介,最后转换为 GB/T2002 的 2 位码行业关税。详细转换过程如式(3)和式(4)所示:

$$\Delta tariff_{it} = \sum_d \frac{X_{id}}{\sum_d X_{id}} tariff_{idt} \quad (3)$$

$$tariff_{it} = \sum_{i \in j} \frac{X_i}{\sum_{i \in j} X_i} tariff_{it} \quad (4)$$

其中, $d$  代表出口目的国, $i$  表示 HS2002 编码的 6 位码行业, $tariff_{idt}$  表示  $t$  年出口目的国  $d$  对中国行业  $i$  征收的关税,权重  $\frac{X_{id}}{\sum_d X_{id}}$  表示期初中国在行业  $i$  上对目的国  $d$  的出口占中国在行业  $i$  上总出口的比重, $tariff_{it}$  表示  $t$  年中国在 HS2002 编码的 6 位码行业  $i$  上面临的外部关税。式(4)中, $\frac{X_i}{\sum_{i \in j} X_i}$  表示期初 HS2002 编码的 6 位码行业  $i$  的出口占其所对应的 GB/T2002 编码的 2 位码行业出口的比重,采用该权重加权 HS2002 编码的 6 位码行业  $i$  的外部关税,得到  $t$  年 GB/T2002 编码的 2 位码行业  $j$  的外部关税  $tariff_{it}$ 。将 2010 年和 2000 年行业  $j$  的外部关税作差,即可得到式(2)中 2000—2010 年行业  $j$  的外部关税变动  $\Delta tariff_{it}$ 。上述权重均采用期初 2000 年的数据构建,旨在降低潜在的内生性问题。

(2)地区就业规模。与多数文献不同的是,本文着眼于就业绝对量的变动。基于就业绝对量变动的研究,更能准确反映由外部关税变动带来的就业规模变动。本文借鉴何冰和周申(2019)的方法测度中国地区总体及分可贸易部门和不可贸易部门的就业规模,且将就业规模的单位取值为十万人。相关数据来自 2000 年和 2010 年的《中国人口普查分县资料》。此外,本文在检验外部关税变动对地区不同属性劳动力就业影响的差异时,不同属性劳动力就业的数据来自第五次和第六次全国人口普查微观数据。

### 3. 特征事实

表 1 列举了 2000—2010 年外部关税削减幅度较大和较小的 5 个地区。表 1 第(1)、(2)列显示,外部关税削减幅度较大的地区都位于东部沿海,而削减幅度较小的地区都位于中西部。第(3)列显示,在外部关税削减幅度较大的地区,就业分布在通信设备、计算机及其他电子设备制造业,以及纺织业等行业,而在削减幅度较小的地区,除周口就业集中在食品制造业外,其他地区均集中在交通运输设备制造业。第(4)、(5)列显示,外部关税削减幅度较大的地区,其出口增加和就业增加规模在样本中的位次也相对靠前。这说明,在外部关税削减幅度更大的地区,出口和就业增加更多。

外部关税削减意味着出口贸易成本下降,在国内贸易成本不变的情形下,出口贸易成本的相对下降可能导致“出口替代内销”这一现象的产生,若是如此,则地区出口扩张不一定带来地区就业的增加。图 1 显示,地区出口变动与内销变动呈正相关关系,基本排除了地区层面出口完全替代内销的可能。

图 2 为 2000—2010 年中国地区层面外部关税变动与就业变动的散点图及拟合直线。可以看出,外部关税变动与地区总体就业变动之间存在负相关关系,即外部关税下降幅度越大的地区拥有越高的就业增量。特征事实从直观上初步验证了本文关于外部关税变动对区域劳动力就业影响的预判。图 3 描绘了外部关税变动与地区不可贸易部门就业变动之间的关系。可以看出,2000—2010 年外部关税变动与地区不可贸易部门就业变动之间也呈负相关关系,由此可见,外部关税变动对地区不可贸易部门就业的影响值得进一步关注。

**表 1** 外部关税削减幅度较大和较小的地区分布

城市	省份	主要行业	出口增加(位次)	就业增加(位次)
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
外部关税削减幅度较大的 5 个地区				
东莞	广东	通信设备、计算机及其他电子设备制造业	4	7
深圳	广东	通信设备、计算机及其他电子设备制造业	3	10
无锡	江苏	纺织业	13	16
佛山	广东	金属制品业	20	8
宁波	浙江	通用设备制造业	5	6
外部关税削减幅度较小的 5 个地区				
十堰	湖北	交通运输设备制造业	186	200
巴中	四川	交通运输设备制造业	246	207
资阳	四川	交通运输设备制造业	225	257
长春	吉林	交通运输设备制造业	91	50
周口	河南	食品制造业	114	256

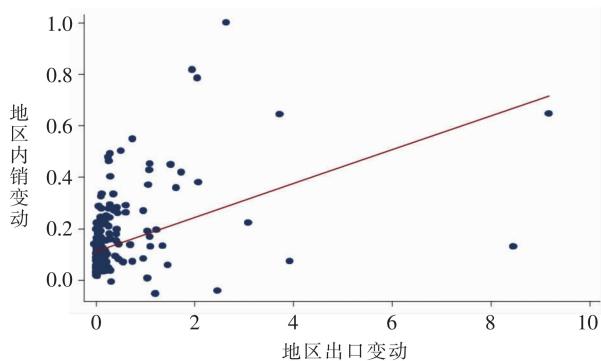


图 1 地区出口变动与内销变动之间关系

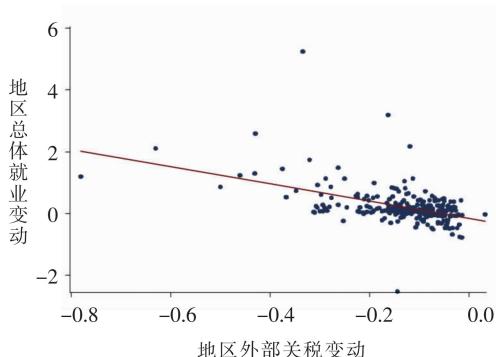


图 2 外部关税变动与地区总体就业变动之间关系

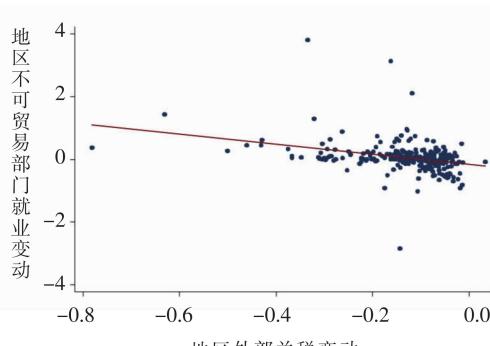


图 3 外部关税变动与地区不可贸易部门就业变动之间关系

表 2 为关键变量的描述性统计。不难看出,2000—2010 年外部关税变动的均值为负,地区总体就业变动、可贸易部门与不可贸易部门就业变动的均值均为正,这也说明了外部关税变动与地区劳动力就业变动可能存在负相关关系。同时,2002—2007 年中国面临的外部关税变动均值约

为 $-0.1012$ ,约占2000—2010年这一变动幅度的76.20%,<sup>①</sup>这说明2002—2007年的外部关税下降在整个样本期间的外部关税下降中占较大比重。此外,出口变动与内销变动的均值也均为正,再次说明了出现“出口替代内销”这一情况的可能性不大。

**表 2** 关键变量的描述性统计

变量	含义	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
$\Delta Employ$	地区总体就业变动	258	0.2095	0.5913	-2.5249	5.2398
$\Delta Employ\_trade$	地区可贸易部门就业变动	258	0.1519	0.2457	-0.1244	1.9640
$\Delta Employ\_nontrade$	地区不可贸易部门就业变动	258	0.0576	0.4970	-2.8490	3.8111
$\Delta Extariff$	外部关税变动	258	-0.1328	0.1026	-0.7809	0.0331
$\Delta Extariff_{2002-2007}$	外部关税变动(2002—2007年)	258	-0.1012	0.0802	-0.5304	-0.0189
$\Delta Export$	出口变动	258	0.3132	0.9345	-0.0441	9.1600
$\Delta Innersale$	内销变动	258	0.1290	0.1395	-0.0511	1.0008
$Employ_{c,2000}$	期初总体就业	258	2.3891	1.7632	0.0844	18.4865
$\Delta FDI$	外商直接投资变动	258	1.0865	1.2674	-0.5950	8.2100
$\Delta Import$	进口变动	258	0.1122	0.2248	-0.0158	1.6912
$Mpopulation_{c,2000}$	期初净流入人口比重	258	0.0412	0.3735	-0.2933	4.7329

## 四、实证研究

### 1. 基准回归结果

依据回归方程式(1),表3报告了外部关税变动影响地区劳动力就业的基准回归结果。其中,第(1)、(3)、(5)列添加外部关税变动与省份固定效应,回归结果显示,外部关税变动的系数在地区总体、可贸易部门与不可贸易部门均显著为负。第(2)、(4)、(6)列继续加入地区层面的控制变量,结果表明,外部关税下降仍然显著促进了地区就业增加,且这种作用不仅存在于地区总体和可贸易部门,也表现在地区不可贸易部门。这说明深入研究外部关税变动影响地区不可贸易部门就业的作用机制很有必要。

表3的回归结果还反映了外部关税变动对地区劳动力就业影响的经济意义。表2的统计性描述显示,在外部关税削减最大和最小的地区,外部关税变动的幅度分别约为-0.78和0.03。以第(2)、(4)、(6)列的回归结果为例,这意味着与外部关税削减幅度最小的地区相比,在外部关税削减幅度最大的地区,总体就业约增加14.17万人,可贸易部门就业约增加3.42万人,不可贸易部门就业约增加9.38万人。<sup>②</sup>总之,基准回归结果证实了外部关税变动带来了地区间劳动力就业变动的差异,

<sup>①</sup> 这里之所以专门考察2002—2007年中国面临的外部关税变动,是因为2001年底中国正式加入世界贸易组织,同时也将2008年金融危机的冲击排除在外。

<sup>②</sup> 地区总体层面就业变动计算为: $-1.7409 \times (-0.7809) - (-1.7409) \times 0.0331 \approx 1.4171$ ,地区可贸易部门就业变动的计算为: $-0.4201 \times (-0.7809) - (-0.4201) \times 0.0331 \approx 0.3420$ ,地区不可贸易部门就业变动的计算为: $-1.1528 \times (-0.7809) - (-1.1528) \times 0.0331 \approx 0.9384$ 。进一步,由于本文中就业单位为“十万人”,因此,地区总体、可贸易部门和不可贸易部门的就业变动分别约为14.17万人、3.42万人和9.38万人。需要说明的是,由于回归中不同部门选用其各自期初就业规模作为控制变量,此处地区总体层面就业变动估算值并不等于地区可贸易部门与不可贸易部门就业变动估算值的加总。

表3 外部关税变动对地区劳动力就业影响的基准回归结果

因变量:就业变动	地区总体		可贸易部门		不可贸易部门	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\Delta Extariff$	-2.5295*** (0.6367)	-1.7409** (0.7273)	-0.9726*** (0.2029)	-0.4201** (0.1791)	-1.9038*** (0.5541)	-1.1528** (0.5052)
控制变量	否	是	否	是	否	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	258	258	258	258	258	258
R <sup>2</sup>	0.5497	0.6624	0.6022	0.7792	0.4857	0.5524

注:\*, \*\*, \*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著, 所有回归均采用最小二乘法进行估计, 括号中为省份层面聚类稳健标准误, 以下各表同。

且在经济意义上这一效应也不可忽视。

## 2. 内生性问题处理

本文构建的外部关税变动指标可以比较有效缓解双向因果关系, 这是因为:①关税本身具有较强的外生性, 尤其是本文中的外部关税由贸易对象国依据其国情制定, 受中国就业的影响较小;②被解释变量地区层面的就业变动无法直接影响到国家—行业层面的外部关税变动。同时, 本文采用长差分的形式设定计量模型, 可以有效剔除个体因素对回归结果的影响。

因此, 内生性问题可能对本文因果识别准确性的干扰性较小。但是出于严谨性考虑, 本文仍采用外部关税的期初值作为工具变量进行两阶段最小二乘法回归。选择该变量是因为:①一般而言, 期初关税水平越高的地区, 后期削减幅度越大, Topalova(2010)证实了进口关税存在此特征。图4也显示出各地区期初外部关税水平和 2000—2010 年外部关税变动幅度间存在负相关关系。②与变动值相比, 期初值不存在时间变动趋势, 进一步降低了与就业变动间存在双向因果关系的可能。工具变量的回归结果如表 4 所示。由面板 B 可知, 第一阶段回归系数与预期相符, 同时, Kleibergen-Paap Wald rk F (简称 KP-Wald 检验) 统计量和 Cragg-Donald Wald F (简称 CD-Wald 检验) 统计量均明显高于 10% 显著性水平下的临界值, 这在一定程度上可以排除明显的弱工具变量问题。面板 A 中第二阶段回归结果显示, 与基准回归结果相比, 工具变量的回归结果未发生明显变化。

## 3. 稳健性检验

本文稳健性检验包括以下几个方面:①控制纺织品和服装出口配额。除外部关税外, 非关税贸易壁垒也是影响出口和就业的重要因素。Facchini et al.(2019)以控制纺织品和服装出口配额来控制非关税贸易壁垒的影响。借鉴其做法, 本文在基准回归的基础上添加纺织品和服装出口额的变动进行稳健性检验。②包含农业部门。由于农业部门在外部关税变动和就业上均显著异于制造业和服

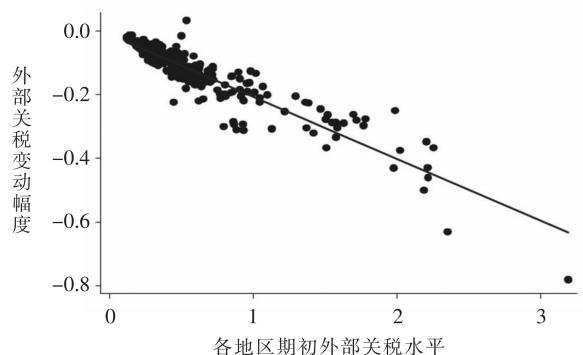


图4 各地区外部关税期初值与 2000—2010 年外部关税变动幅度之间的关系

表 4

工具变量回归结果

因变量:就业变动	地区总体	可贸易部门	不可贸易部门
	(1)	(2)	(3)
面板 A:第二阶段回归			
$\Delta Extariff$	-2.0974** (0.8439)	-0.6797*** (0.2560)	-1.2432** (0.5968)
控制变量	是	是	是
省份固定效应	是	是	是
面板 B:第一阶段回归			
$Extariff_{2000}$	-0.1910*** (0.0141)	-0.1997*** (0.0152)	-0.1836*** (0.0142)
KP-Wald F 统计量	183.36	173.74	167.35
CD-Wald F 统计量	918.41	933.68	758.78
观测值	258	258	258
R <sup>2</sup>	0.9062	0.8209	0.8956

务业,基准回归中剔除了农业部门,本部分引入农业部门进行稳健性检验。③以期初地区出口结构为权重。基准回归中采用期初地区就业结构作为权重测度地区外部关税变动,这可能存在对地区内未出口的行业赋予权重的问题,本部分以期初地区出口结构作为权重,重新测度外部关税变动进行稳健性检验。④以 2002—2007 年外部关税变动为解释变量。本文以中国加入世界贸易组织为背景,研究外部关税变动对区域劳动力就业的影响,在基准回归中将样本区间界定在 2000—2010 年,这可能混杂了 2008 年全球金融危机的影响,因此,本部分以 2002—2007 年的外部关税变动替代 2000—2010 年外部关税变动进行稳健性检验。考虑上述因素后,基准回归结果依然稳健<sup>①</sup>。

## 五、机制检验

### 1. 外部关税变动对地区出口、内销和生产率的影响

理论分析表明,出口、内销和生产率是外部关税变动影响地区就业的重要渠道。本部分检验外部关税变动对地区总体及各部门出口、内销和生产率的影响。地区内销界定为地区产出与出口的差额,由于不可贸易部门出口规模较小,本文不考虑不可贸易部门可能存在出口的现象,因此地区不可贸易部门的内销即为其产出。地区生产率采用全要素生产率衡量,并使用随机前沿分析方法(SFA)测度。回归结果如表 5 所示<sup>②</sup>。

表 5 第(1)列的回归结果显示,外部关税下降有助于增加地区可贸易部门出口<sup>③</sup>。第(2)、(4)列的回归结果表明,外部关税下降增加了地区可贸易部门和不可贸易部门的内销。这意味着外部关税

① 稳健性检验的回归结果请参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

② 此处仅报告外部关税变动对地区可贸易部门和不可贸易部门出口、内销和生产率影响的估计结果。此外,实证检验也发现,外部关税的下降也提升了地区总体出口、内销和生产率,具体回归结果请参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

③ 前文证实,外部关税变动与期初值间存在较高的相关性,而期初外部关税会影响到期初出口,因此,为减轻遗漏变量偏误,在外部关税变动影响地区出口的回归中进一步控制期初出口。

表 5 外部关税变动对地区不同部门出口、内销和生产率的影响

因变量	可贸易部门			不可贸易部门	
	出口	内销	生产率	内销	生产率
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\Delta Extariff$	-1.0747* (0.5742)	-0.8461** (0.3182)	-0.0355* (0.0191)	-0.2793*** (0.0633)	0.1077*** (0.0272)
控制变量	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是
观测值	258	258	258	258	258
R <sup>2</sup>	0.9882	0.8431	0.6844	0.6747	0.4544

下降不仅没有带来出口对内销的完全替代,而且对内销产生了正向溢出作用,且这种溢出作用还延伸至不可贸易部门。第(3)、(5)列的回归结果显示,外部关税下降提高了地区可贸易部门生产率,却降低了地区不可贸易部门生产率<sup>①</sup>。此外,检验还发现,在外部关税变动对地区生产率的影响中“Melitz 效应”成立<sup>②</sup>。

## 2. 外部关税变动影响地区可贸易部门劳动力就业的作用机制

表 5 证实了外部关税下降有助于提高地区可贸易部门的出口、内销和生产率。表 6 以地区可贸易部门就业变动为被解释变量,第(1)列引入地区可贸易部门的出口变动、内销变动和生产率变动<sup>③</sup>,发现出口和内销扩张均有利于增加地区可贸易部门就业,而生产率提升则减少了地区可贸易部门就业。第(2)列在第(1)列的基础上加入外部关税变动与地区出口变动的交互项,第(3)列引入外部关税变动与地区可贸易部门内销变动的交互项,交互项系数均显著为负,说明出口和内销规模扩张是外部关税下降增加地区可贸易部门就业的渠道。第(4)列加入外部关税变动、地区出口企业占比变动与生产率变动的三重交互项,回归系数显著为正,说明外部关税下降带来的出口企业占比上升,通过提高地区可贸易部门的生产率,减少了地区可贸易部门的就业。

## 3. 外部关税变动影响地区不可贸易部门劳动力就业的作用机制

表 5 证实了外部关税下降有利于地区不可贸易部门内销(亦即“不可贸易部门产出”的增加)。表 7 第(1)列以地区不可贸易部门就业变动为被解释变量,引入地区不可贸易部门产出变动、生产率变动和地区出口变动,结果显示,地区不可贸易部门产出的提高有助于其就业的增加,这个结论相对直观;生产率的回归系数不显著,其背后的原因可能是不可贸易部门难以实现大规模的标准化生产,生产率提高所采用的“机器换人”的难度较大(Baumol,1967);出口的回归系数不显著,说明地区出口对不可贸易部门就业不存在直接影响。可见,地区不可贸易部门产出的提高是其就业增加的重要原因。

依据理论分析,需要进一步验证可贸易部门对不可贸易部门的溢出效应是外部关税影响地区不可贸易部门产出和就业的重要路径。表 7 第(2)、(3)列通过检验地区可贸易部门出口、就业和工资变动对地区不可贸易部门产出变动的影响,验证产业关联、消费驱动等正向溢出效应和就业的部

① 后文实证检验发现,地区不可贸易部门生产率变动不会影响到地区不可贸易部门的就业,因此,本文不再详述外部关税削减引起地区不可贸易部门生产率下降的原因。

② 关于“Melitz 效应”的回归结果,请参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

③ 为减轻地区出口变动、生产率变动和产出变动与就业变动间互为因果带来的内生性问题,本文也采用期初值替代变动值进行稳健性检验,结果未发生明显变化,检验结果备索。

表 6 外部关税变动影响地区可贸易部门劳动力就业的作用机制

因变量:就业变动	(1)	(2)	(3)	(4)
$\Delta Extariff$	-0.4699 (0.2885)	-0.3800 (0.3575)	-0.0240 (0.4069)	0.0934 (0.4601)
$\Delta Export$	0.0873** (0.0341)	-0.0318 (0.0727)	0.0531 (0.0312)	0.0744 (0.0572)
$\Delta Innersale\_trade$	0.2199* (0.1223)	0.2453** (0.1182)	-0.2575* (0.1433)	0.1948 (0.2032)
$\Delta TFP\_trade$	-2.6241** (1.0114)	-1.9823*** (0.6257)	-1.4085* (0.7590)	-3.0050*** (0.6116)
$\Delta Extariff \times \Delta Export$		-0.3200* (0.1801)		
$\Delta Extariff \times \Delta Innersale\_trade$			-1.4142*** (0.2739)	
$\Delta Extariff \times \Delta Exratio \times \Delta TFP\_trade$				4.9211* (2.7780)
控制变量	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
观测值	258	258	258	258
R <sup>2</sup>	0.8186	0.8244	0.8370	0.8202

注:交互项的各子项和三重交互项的二次项均已控制,限于篇幅,此处省略。表 7 同。

门间再配置效应的存在性<sup>①</sup>。其中,第(2)列回归结果显示,地区可贸易部门的出口扩张增加了地区不可贸易部门产出,证实了产业关联效应的存在。第(3)列显示,地区可贸易部门的就业增加、工资上升提高了地区不可贸易部门产出,地区可贸易部门和不可贸易部门的工资差距减少了地区不可贸易部门产出,这表明消费驱动效应和就业的部门间再配置效应成立<sup>②</sup>。

表 7 的第(4)—(6)列以地区不可贸易部门就业变动为因变量,检验产业关联、消费驱动和就业的部门间再配置效应在外部关税变动影响地区不可贸易部门就业中的作用。其中,第(4)列引入地区外部关税变动、可贸易部门出口变动与不可贸易部门产出变动的三重交互项,结果显示,地区可贸易部门出口扩张增加地区不可贸易部门产出的产业关联效应,是外部关税下降增加地区不可贸易部门就业的路径之一。第(5)列引入地区外部关税变动、可贸易部门就业变动与不可贸易部门产出变动的三重交互项,结果表明,地区可贸易部门就业增加带来不可贸易部门产出扩张的消费驱动效应,是外部关税下降增加地区不可贸易部门就业的渠道之一。第(6)列引入地区外部关税变动、可贸易部门工资变动与不可贸易部门产出变动的三重交互项,结果显示,地区可贸易部门工资增加通过消费驱动效应促进不可贸易部门产出扩张,是外部关税下降增加地区不可贸易部门就业的另一

① 由于影响地区不可贸易部门产出的因素较多,为保证实证结果的准确性,本部分在控制本文基准回归原有变量的基础上,添加地区不可贸易部门产出的期初值、不可贸易部门生产率和资本变动等其他影响不可贸易部门产出的因素。同时,与前文一样,本部分采用期初值替代变动值进行检验,结果未发生明显变化,检验结果备索。

② 这一效应能否成立还取决于外部关税下降是否会提高地区可贸易部门的工资,并增加地区可贸易与不可贸易部门的工资差距。地区层面工资的测度步骤和具体回归结果请参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

表7 外部关税变动影响地区不可贸易部门就业的作用机制

因变量	地区不可贸易部门就业		地区不可贸易部门产出			地区不可贸易部门就业	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	
$\Delta Extariff$	-0.1779 (0.2637)	-0.0419 (0.0408)	0.0282 (0.0289)	0.0151 (0.2248)	0.3525 (0.2567)	0.6523*** (0.1744)	
$\Delta Innersale\_nontrade$	3.0726** (1.1388)			0.7069*** (0.1591)	0.7507*** (0.1501)	0.7276*** (0.1019)	
$\Delta TFP\_nontrade$	-0.0118 (0.4750)	-0.0034 (0.0668)	0.0499 (0.0412)	0.3320 (0.3974)	0.4797 (0.4581)	0.1048 (0.3912)	
$\Delta Export$	0.0230 (0.1133)	0.0131* (0.0068)		-0.0041 (0.1204)	0.1817 (0.1094)	-0.0921 (0.0581)	
$\Delta Employ\_trade$			0.0470*** (0.0053)		-0.6284*** (0.1911)	-0.7494*** (0.1856)	
$\Delta Wage\_trade$			0.1421* (0.0739)			-0.0729 (0.0769)	
$\Delta difWage\_trade$			-0.1622* (0.0861)			-0.0245 (0.0628)	
$\Delta Extariff \times \Delta Export \times \Delta Innersale\_nontrade$				-0.3273** (0.1508)		-1.9277** (0.7360)	
$\Delta Extariff \times \Delta Employ\_trade \times \Delta Innersale\_nontrade$						-2.0479*** (0.4635)	
$\Delta Extariff \times \Delta Wage\_trade \times \Delta Innersale\_nontrade$						1.5458** (0.5684)	
控制变量	是	是	是	是	是	是	
省份固定效应	是	是	是	是	是	是	
观测值	258	258	139	258	258	139	
R <sup>2</sup>	0.6697	0.9863	0.9951	0.7046	0.7262	0.8446	

条渠道。同时,第(6)列还引入了地区外部关税变动、部门间工资差距与地区不可贸易部门产出的三重交互项,结果显示,外部关税下降带来的地区部门间工资差距的扩大,会产生就业的部门间再配置效应,引起地区不可贸易部门就业向可贸易部门转移。<sup>①</sup>

#### 4. 外部关税变动影响地区不可贸易部门劳动力就业的动态演进

由理论分析可知,就业的部门间再配置效应在短期内即可发挥作用,而消费驱动和产业关联等正向溢出效应的发挥需要经历较长时间。本文基准回归的样本时间段为2000—2010年,这种基于中长期的分析忽略了短期内就业的部门间再配置效应可能强于溢出效应的情形。为弥补这一不足,本部分进一步检验外部关税变动下消费驱动效应、产业关联效应等正向溢出效应和就业的部门间再配置效应的动态调整过程,并分析外部关税变动影响地区不可贸易部门就业的动态演进。数据来

<sup>①</sup> 将地区可贸易部门工资和部门间工资差距放入同一回归方程是由于工资本身具有双重属性,即在研究收入增加带来消费驱动效应产生的同时,需要控制其带来的就业的部门间再配置效应。

源于 CEIC 中国经济数据库<sup>①</sup>, 其中地区不可贸易部门的就业数据为地区不可贸易部门的城镇单位就业人数, 回归结果如表 8 所示。

表 8 第(1)—(3)列的回归结果显示, 2002—2004 年、2002—2005 年和 2002—2006 年外部关税下降减少了对应时期地区不可贸易部门就业, 这很可能是因为短期内就业的部门间再配置效应较强, 吸引了劳动力从不可贸易部门转向可贸易部门。第(4)—(6)列采用 2002—2007 年的外部关税变动, 分别对 2002—2007 年、2002—2008 年和 2002—2009 年的地区不可贸易部门就业变动作回归。将外部关税变动固定在 2002—2007 年, 主要是因为这一时期的外部关税下降占 2000—2010 年外部关税下降的较大比重, 同时这有助于考察在外部关税阶段性调整完成后, 其对就业的影响是否依然存在<sup>②</sup>。此外, 本部分还分别控制了 2007—2008 年和 2007—2009 年的外部关税变动。回归结果显示, 2002—2007 年的外部关税下降有助于增加 2007 年之后各时期的地区不可贸易部门就业, 这表明在中长期, 外部关税下降增加了地区不可贸易部门就业。其背后原因可能是在中长期产业关联和消费驱动等正向溢出效应的作用强于就业的部门间再配置效应<sup>③</sup>。

此外, 理论分析表明, 短期内产业关联和消费驱动等溢出效应未能发挥作用的原因可能在于劳动力供给未能及时调整。本部分采用地区内 15—64 岁劳动年龄人口的规模表示地区的劳动力供

**表 8 外部关税变动影响地区不可贸易部门劳动力就业的动态调整过程**

因变量: 地区不可 贸易部门就业	2002—2004 (1)	2002—2005 (2)	2002—2006 (3)	2002—2007 (4)	2002—2008 (5)	2002—2009 (6)
$\Delta Extariff_{2002-2004}$	1.9263** (0.8124)					
$\Delta Extariff_{2002-2005}$		1.6831*** (0.5040)				
$\Delta Extariff_{2002-2006}$			1.2186** (0.5518)			
$\Delta Extariff_{2002-2007}$				-3.3240*** (0.5244)	-3.6473*** (0.5864)	-2.4759*** (0.8450)
$\Delta Extariff_{2007-2008}$					-1.1785 (0.8257)	
$\Delta Extariff_{2007-2009}$						1.2192 (2.1545)
控制变量	是	是	是	是	是	是
观测值	216	216	216	216	216	216
R <sup>2</sup>	0.6029	0.7425	0.7421	0.7771	0.8048	0.8335

① 这一数据仅从 2002 年开始才可获取, 虽然与本文基准样本匹配后, 仅剩 216 个的地级市, 但 2001 年底中国才正式加入世界贸易组织, 这一数据限制并不会对本部分的研究结论产生实质性影响。

② 这与 Dix-Carneiro and Kovak(2017) 的研究相似。需要说明的是, 由于长差分的模型设定方式可以有效控制城市层面的遗漏因素, 并降低序列相关问题, 因此放松省份层面固定效应和聚类稳健标准误在很大程度上不会影响到回归结果的准确性。

③ 按照与表 7 第(4)—(6)列相同的识别方法分析发现, 在 2002—2004 年和 2002—2006 年的较短时期内, 产业关联和消费驱动的溢出效应未能有效发挥作用, 这一定程度上佐证了前面的推断, 相关回归结果备索。

给,检验外部关税变动对地区劳动力供给的影响<sup>①</sup>。回归结果显示,2000—2005年,外部关税变动不会显著影响到地区劳动力供给。而在2000—2010年,外部关税下降增加了地区劳动力供给。这表明外部关税下降在较长时期内才能改变地区劳动力供给。这可能是由于一方面劳动力供给的调整相对于外部关税变动存在一定的滞后性,另一方面也可能是由于2000—2005年中国采取了更为严格的限制人口流动的户籍政策(戴觅等,2019)。

## 六、拓展性分析

### 1. 外部关税变动下不可贸易部门就业的再探讨:生产性服务业与消费性服务业

机制检验发现,外部关税下降通过产业关联和消费驱动等正向溢出效应增加地区不可贸易部门就业。直观上看,生产性服务业与可贸易部门的产业关联更紧密,而消费驱动效应在消费性服务业上表现得更为突出。为此,本文将地区不可贸易部门细分为生产性服务业和消费性服务业<sup>②</sup>,从侧面再次验证产业关联和消费驱动效应是否成立,回归结果如表9所示。

回归结果显示,外部关税下降增加了地区生产性服务业和消费性服务业就业,从侧面验证了产业关联与消费驱动效应成立。同时,这也表明虽然消费性服务业与可贸易部门的产业关联较弱,但由于消费驱动效应的作用和消费性服务业本身劳动密集程度较高的特点,其也极易暴露在外部关税变动的风险中。

**表9 外部关税变动对生产性服务业和消费性服务业就业的影响**

因变量:就业变动	生产性服务业	消费性服务业
	(1)	(2)
$\Delta Extariff$	-0.1571** (0.0741)	-0.8391*** (0.2306)
控制变量	是	是
省份固定效应	是	是
观测值	258	258
R <sup>2</sup>	0.5229	0.6388

### 2. 外部关税变动对区域劳动力就业的差异性影响:基于劳动力属性的分析

本部分检验外部关税变动对地区不同属性劳动力就业的差异性影响,同时揭示外部关税变动下地区不同属性劳动力在可贸易部门和不可贸易部门间的再配置,回归结果如表10所示。

(1)劳动力年龄差异。表10面板A的结果表明,在地区总体层面,外部关税下降主要增加青壮年劳动力就业,对中年劳动力就业的影响不大<sup>③</sup>。对于分部门来说,外部关税下降同时增加了青壮年劳动力在可贸易部门和不可贸易部门的就业,而让中年劳动力更多在工作强度相对较小的不可贸易部门获得就业机会。这可能与中年劳动力的家庭和社会压力逐渐变小、体力和工作激情降低相关。

① 劳动力供给的相关数据主要来源于全国人口普查微观数据和全国人口普查抽样调查数据,数据时间段仍然限于2000—2005年、2005—2010年和2000—2010年。具体回归结果请参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

② 生产性服务业包含交通运输、仓储和邮政业,信息传输、计算机服务和软件业,金融业,租赁和商务服务业,科学研究、技术服务与地质勘查等行业,服务业中的其他行业为消费性服务业。

③ 依据世界卫生组织最新年龄段划分方法,将15—44岁归类为青壮年,45—64岁归类为中年。

表 10 外部关税变动对区域不同属性劳动力就业的差异性影响

因变量:就业变动	地区总体		可贸易部门		不可贸易部门	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
面板 A: 劳动力年龄差异						
	青壮年	中年	青壮年	中年	青壮年	中年
$\Delta Extariff$	-1.6864** (0.6399)	-0.0546 (0.1423)	-2.0535*** (0.3912)	0.1523 (0.1664)	-0.6349*** (0.1859)	-0.3613*** (0.1291)
观测值	258	258	258	258	258	258
R <sup>2</sup>	0.6175	0.6879	0.6522	0.5937	0.5687	0.6679
面板 B: 城镇户籍和农业户籍						
	非城镇户籍	城镇户籍	非城镇户籍	城镇户籍	非城镇户籍	城镇户籍
$\Delta Extariff$	-1.2547** (0.5316)	0.0054 (0.2510)	-1.9485*** (0.5001)	0.0473 (0.1046)	-0.6146*** (0.1787)	-0.3817** (0.1399)
观测值	258	258	258	258	258	258
R <sup>2</sup>	0.6026	0.5451	0.6471	0.4114	0.6250	0.5637
面板 C: 流动人口与户籍人口						
	流动人口	户籍人口	流动人口	户籍人口	流动人口	户籍人口
$\Delta Extariff$	-1.6836*** (0.4960)	-0.0574 (0.2744)	-1.0610*** (0.1475)	-0.8402* (0.4720)	-0.7948*** (0.1778)	-0.2015 (0.2832)
观测值	258	258	258	258	258	258
R <sup>2</sup>	0.7489	0.5844	0.8055	0.6670	0.6038	0.6561

(2)城镇户籍和非城镇户籍。表 10 面板 B 的结果表明,在地区总体层面,外部关税下降有助于增加非城镇户籍劳动力的就业,对城镇户籍劳动力就业不存在显著影响。对于分部门来说,外部关税下降同时增加了非城镇户籍劳动力在地区可贸易部门和不可贸易部门的就业,有助于城镇户籍劳动力在不可贸易部门就业,而对其在可贸易部门就业的影响则不显著。这可能是由于与非城镇户籍劳动力相比,相对稳定的社会保障条件使城镇户籍劳动力对可贸易部门工资相对上涨的敏感度较小。

(3)流动人口与户籍人口。借鉴 Facchini et al.(2019)关于流动人口的划分标准,对比人口普查时普查对象所在地与户口登记地是否一致将其划分为流动人口和户籍人口。表 10 面板 C 的结果显示,外部关税下降会显著增加地区总体及各部门流动人口的就业,但对户籍人口就业的影响较弱。这可能是因为与户籍人口相比,流动人口的劳动力供给具有更强的灵活性,而对外贸易带来的就业增加具有较强的不确定性(何冰和周申,2019),流动人口相对更能适应由外部关税变动带来的就业需求变动。

## 七、结论与启示

本文研究了外部关税变动对中国区域劳动力就业的影响及其作用机制。研究发现:①外部关税变动负向影响地区总体、可贸易部门和不可贸易部门的就业,外部关税下降幅度越高的地区,总体就业、可贸易部门和不可贸易部门的就业增加越多;②外部关税下降通过出口和内销规模扩张的就业创造效应、生产率提升的就业破坏效应影响地区可贸易部门就业;③外部关税变动通过可贸易部门与不可贸易部门间的产业关联、消费驱动等正向溢出效应和就业的部门间再配置效应影响地区

不可贸易部门劳动力就业，其中产业关联和消费驱动等正向溢出效应有助于增加地区不可贸易部门就业，就业的部门间再配置效应减少地区不可贸易部门就业；④外部关税变动对地区不可贸易部门就业的影响存在动态调整过程，短期内以就业的部门间再配置效应为主，减少地区不可贸易部门就业，中长期以正向溢出效应为主，增加地区不可贸易部门就业，这与外部关税变动下地区劳动力供给调整密切相关。此外，外部关税变动对地区不同属性劳动力就业的影响存在显著差异。由此得出的政策启示有以下几点：

(1)降低外部关税变动风险，以稳定中国区域劳动力就业。本文的研究结论意味着维持外部关税的稳定对于稳定就业具有重要意义。虽然外部关税由贸易对象国确定，但是，就如何采取相应的对策以降低外部关税变动的不利冲击而言，仍有诸多举措可供选择。比如，中国可以进一步致力于推动WTO改革，构建稳定的多边贸易关系，积极推动区域经济一体化的发展，特别是加快推进中日韩自贸区和区域全面经济伙伴关系的建设，充分发挥共建“一带一路”倡议的优势等。这些举措均有助于降低外部关税变动的风险。

(2)畅通区域间要素流通，为地区内销增加创造条件。本文研究发现，外部关税变动不仅会通过出口，也会通过内销影响地区劳动力就业。因此，外部关税变动背景下政策制定者在继续推动出口增加，发挥外需扩张对就业拉动作用的同时，也应着力疏通促进内销增加的渠道，如进一步畅通国内区域间生产要素和产品的流动，实现出口与内销的同步增长，从而发挥其对就业的促进作用。此外，政府还要高度重视外部关税变动所引发的生产率提升可能对可贸易部门就业造成的破坏，并据此对可贸易部门采取一些必要的救济措施。

(3)高度重视并提前采取措施防范外部关税变动对不可贸易部门劳动力就业的影响。本文的研究结论意味着，外部关税变动对区域劳动力就业的影响并非局限于可贸易部门，而是延伸到了不可贸易部门。从政策制定者的角度看，应合理利用生产关联、消费驱动等溢出效应和就业的部门间再配置效应，有序引导地区间的劳动力流动，调节地区间劳动力供给，趋利避害，使外部关税变动对地区不可贸易部门就业的影响效应达到最优，并依据外部关税变动影响地区不可贸易部门就业的动态演进趋势，因时施策，提高政策的精准度。同时，对于不可贸易部门，不仅要关注与可贸易部门联系紧密的生产性服务业，而且也不应该忽视外部关税上涨通过消费驱动效应对消费性服务业就业的不利影响。

(4)通过缩小区域间对外开放水平的差距，缩小区域间劳动力就业的差异。本文研究发现，外部关税变动的地区间差异会带来区域间劳动力就业变动的差异，对外开放程度越高的地区，越可能获得贸易自由化所带来的直接就业增加和内销扩张引发的间接就业增加的双重益处，由此，进一步缩小区域间对外开放水平的差异，很可能是缩小区域间就业差异，促进区域就业协调发展的一条有效路径。例如，内陆自由贸易区的设立在一定程度上有助于缩小内陆与沿海在对外开放水平的差距，因此，在现行内陆自由贸易区试点的基础上，吸取成功经验，逐步扩大内陆自由贸易区的范围，应该成为下一阶段中国对外开放政策的重要内容之一。

(5)在外部关税变动风险加剧的情形下，针对不同劳动力群体分类制定相应的帮扶政策。本文研究发现，外部关税变动对地区不同属性劳动力就业的影响存在明显差异。这一结论为政府依据不同属性劳动力群体的特征，提前分类制定就业援助或帮扶政策，以充分发挥外部关税变动对区域劳动力就业的有利影响，同时克服其不利影响提供了一定参考。同时，这一结论也为个人在外部关税变动时，根据其自身特征做出最优就业选择或失业应对提供了一定的理论依据。

需要说明的是，本文的研究仍然存在一些局限性。例如，受到主要使用全国人口普查微观数据

的限制,本文仅能以中国加入世界贸易组织和2008年全球金融危机为背景,无法把当前形势下外部关税变动的一些最新特征纳入研究。再如,限于研究主题和篇幅,本文对一些问题的分析还不够深入,特别是,对于外部关税下降促进地区可贸易部门内销扩张的机制,还需要做更细致更深入的探讨。在构建新发展格局的背景下,这些问题仍然是后续研究中的重要着力点。

#### [参考文献]

- [1]戴觅,张轶凡,黄炜. 贸易自由化如何影响中国区域劳动力市场[J]. 管理世界,2019,(6):56–69.
- [2]葛阳琴,谢建国. 需求变化与中国劳动力就业波动——基于全球多区域投入产出模型的实证分析[J]. 经济学(季刊), 2019,(4):1419–1442.
- [3]何冰,周申. 贸易自由化与就业调整空间差异:中国地级市的经验证据[J]. 世界经济,2019,(6):119–142.
- [4]邵敏,武鹏. 出口贸易、人力资本与农民工的就业稳定性——兼议中国产业和贸易的升级[J]. 管理世界,2019,(3):99–113.
- [5]史青,李平,宗庆庆. 企业出口对劳动力就业风险影响的研究[J]. 中国工业经济,2014,(7):71–83.
- [6]袁志刚,高虹. 中国城市制造业就业对服务业就业的乘数效应[J]. 经济研究,2015,(7):30–41.
- [7]张川川. 出口对就业、工资和收入不平等的影响——基于微观数据的证据[J]. 经济学(季刊),2015a,(4):1611–1630.
- [8]张川川. 地区就业乘数:制造业就业对服务业就业的影响[J]. 世界经济,2015b,(6):70–87.
- [9]赵春明,李震,李宏兵. 中国出口增速放缓与区域劳动力市场就业调整[J]. 财经研究,2021,(1):135–152.
- [10]Acemoglu, D., D. Autor, D. Dorn, G. H. Hanson, and B. Price. Import Competition and the Great U.S. Employment Sag of the 2000s[J]. Journal of Labor Economics, 2016,34(S1):S141–S198.
- [11]Autor, D., D. Dorn, and G. H. Hanson. The China Syndrome: Local Labor Market Effects of Import Competition in the United States[J]. American Economic Review, 2013,103(6):2121–2168.
- [12]Baumol, W. J. Macroeconomics of Unbalanced Growth: The Anatomy of Urban Crisis [J]. American Economic Review, 1967,57(3):415–426.
- [13]Berman, N., A. Berthou, and J. Héricourt. Export Dynamics and Sales at Home [J]. Journal of International Economics, 2015,96(2):298–310.
- [14]Blum, B. S., S. Claro, and I. J. Horstmann. Occasional and Perennial Exporters [J]. Journal of International Economics, 2013,90(1):65–74.
- [15]Coe, D. T., and E. Helpman. International R&D Spillovers[J]. European Economic Review, 1995,39(5):859–887.
- [16]Dix-Carneiro, R., and B. K. Kovak. Trade Liberalization and Regional Dynamics [J]. American Economic Review, 2017,107(10):2908–2946.
- [17]Eaton, J., and S. Kortum. Technology, Geography, and Trade[J]. Econometrica, 2002,70(5):1741–1779.
- [18]Erbahar, A. Two Worlds Apart? Export Demand Shocks and Domestic Sales [J]. Review of World Economics, 2020,156(2):313–342
- [19]Fabien, P. V. The Dynamics of Technological Unemployment [J]. International Economic Review, 2002,43(3):737–760.
- [20]Facchini, G., M. Y. Liu, A. M. Mayda, and M. H. Zhou. China's "Great Migration": The Impact of the Reduction in Trade Policy Uncertainty[J]. Journal of International Economics, 2019,120(10):126–144.
- [21]Fu, X. L., and V. N. Balasubramanyam. Export, Foreign Direct Investment and Employment: The Case of China[J]. World Economy, 2005,28(4):607–625.
- [22]Helm, I. National Industry Trade Shocks, Local Labor Markets and Agglomeration Spillovers [J]. Review of Economic Studies, 2020,87(3):1399–1431.

- [23]Keller, W. International Trade, Foreign Direct Investment, and Technology Spillovers [R]. NBER Working Paper, 2009.
- [24]Kovak, B. K. Regional Effects of Trade Reform: What is the Correct Measure of Liberalization [J]. American Economic Review, 2013,103(5):1960–1976.
- [25]Lileeva, A., and D. Trefler. Improved Access to Foreign Markets Raises Plant-level Productivity for Some Plants[R]. NBER Working Paper, 2007.
- [26]Ludema, D., and Z. Yu. Tariff Pass-through, Firm Heterogeneity and Product Quality [J]. Journal of International Economics, 2016,103(9):234–249.
- [27]Melitz, M. J. The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity [J]. Econometrica, 2003,71(6):695–725.
- [28]Moretti, E. Local Multipliers[J]. American Economic Review, 2010,100(2):373–377.
- [29]Rho, Y., and J. Rodriguez. Firm-level Investment and Export Dynamics [J]. International Economic Review, 2016,57(1):271–304.
- [30]Topalova, P. Factor Immobility and Regional Impacts of Trade Liberalization: Evidence on Poverty from India[J]. American Economic Journal: Applied Economics, 2010,2(4):1–41.
- [31]Vannoorenberghe, G. Firm-level Volatility and Exports[J]. Journal of International Economics, 2012,86(1):57–67.
- [32]Yu, M. Processing Trade, Tariff Reductions and Firm Productivity: Evidence from Chinese Firms[J]. Economic Journal, 2015,125(8):943–988.

## The Impact of Tariff Abroad Changes on China's Regional Labor Employment

ZHANG Ming-zhi, YUE Shuai

(School of Economics, Xiamen University, Xiamen 361005, China)

**Abstract:** Utilizing UNCTAD data and China's census micro-data, this paper constructs a region-level tariff abroad change index based on the industry structure of regional employment and the industry-level import tariffs imposed on China by its trade partners; then, this paper studies the impact of tariff abroad changes on China's regional labor employment. The results show that: ①The higher tariff abroad reduction, the greater employment gains in overall, tradable and non-tradable sectors. ②The employment creation effect of export and domestic sales expansion and the employment destruction effect of productivity improvement are the important channels through which tariff abroad reduction affects the employment of regional tradable sectors. ③Export expansion, employment gains and wage increases in regional tradable sector arising from tariff abroad reduction increase employment in regional non-tradable sectors through positive spillover effects such as industry linkages and consumption drives, and reduce employment in regional non-tradable sectors through the inter-sectoral reallocation effect of employment. ④The effect of decreasing tariff abroad on employment in non-tradable sectors in China shows a dynamic evolution process of first suppressing and then promoting, which is closely related to the adjustment of China's regional labor supply under the change of tariff abroad. In addition, there are significant differences in the effects of tariff abroad changes on the employment of labor with different attributes in different regions. The conclusion of this paper provides a valuable reference for the formulation of relevant policies to stabilize regional labor employment amidst tariff abroad changes.

**Key Words:** tariff abroad; regional labor employment; export; domestic sale; productivity

**JEL Classification:** F14 F16 J20

[责任编辑:赵婷]