

外需疲软、出口受阻与中国制造业比重下滑*

李小帆 孟克

内容提要:近年来中国制造业比重持续下滑,并在2011年之后出现加速态势。诸如产业结构转型等长期因素可能是中国制造业比重下滑的潜在动力,但是无法解释该比重在2011年后突然出现加速下滑。典型事实分析表明,中国制造业比重与外需变化呈现高度正相关关系,并且两者同时在2011年后出现明显下降。本文利用“偏离—份额”的实证方法,进一步从因果关系上发现2011年后外需疲软能够解释同期中国制造业比重降幅的50%以上。究其原因,2011年之前中国制造业出口的强劲增长有效缓解了其他长期因素对制造业比重的负向影响,但是2011年之后受欧债危机迅速恶化、主要经济体经济复苏低迷、各国贸易保护主义抬头等多种因素的影响,外需疲软导致中国出口受阻,由此导致中国制造业比重加速下降。同时由于空间经济联系,外需疲软的负向冲击在国内区域间传导并由此形成相互加强的互动机制。本文发现出口多元化能够显著平抑外需疲软的负面影响。

关键词:制造业比重 外需疲软 出口受阻 偏离—份额分析法

作者简介:李小帆,对外经济贸易大学中国WTO研究院副研究员,100029;

孟克(通讯作者),对外经济贸易大学中国WTO研究院博士研究生,100029。

中图分类号:F752.7 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2024)01-0158-19

一、引言

制造业是立国之本、强国之基,是国家经济命脉所系。近年来中国制造业增加值占GDP比重持续下滑,引起学者关于中国过早去工业化的担忧(黄群慧等,2017;杨丽丽、盛斌,2019;魏后凯、王颂吉,2019;蔡昉,2022)。具体而言,在2006年达到峰值之后,中国制造业比重开始缓慢下降,截至2011年总体跌幅在一个百分点以内;然而在2011年之后该比重下降速度显著加快,此后10

* 基金项目:教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“WTO改革的热点议题与中国方案研究”(22JJD810003);对外经济贸易大学中央高校基本科研业务费专项资金资助项目“国内外产业转移与中国制造业演进”(23QN07);对外经济贸易大学中央高校基本科研业务费专项资金资助项目“数字内容贸易:统计测度、规制效应及经济影响评估”(CXTD14-02)。作者感谢匿名审稿专家的宝贵意见,文责自负。李小帆电子邮箱:xiaofanli@uibe.edu.cn。

年中国制造业比重从 32% 下降至 27% 以下。

国际经验表明,主要发达国家一般是在进入高收入水平以后才出现制造业比重下滑的。相反,一些后起的发展中国家则经历了“不成熟的去工业化”(Rodrik, 2016),在人均收入水平较低的情况下就出现制造业比重大幅下滑,最终陷入“中等收入陷阱”。现阶段中国人均收入水平与发达国家尚有较大差距,中国制造业比重却出现持续快速下滑,这可能削弱中国经济增长的潜在能力(黄群慧、杨虎涛, 2022; 蔡昉, 2022)。当前发达国家也正在对自身去工业化过程进行反思,先后提出“再工业化”“制造业回流”等口号,并出台了相应的支持政策(闫冰倩、田开兰, 2020)。正是基于以上背景,《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和 2035 年远景目标纲要》明确提出坚定不移建设制造强国,特别强调“保持制造业比重基本稳定”。

那么,中国制造业比重快速下滑的原因是什么?对于这一问题的回答,一方面决定了我们应该持怎样的态度对待制造业比重快速下滑的问题,另一方面也决定了我们应该如何应对。因此,关于中国制造业比重快速下滑的讨论,首要问题就是探究其背后的原因。长期来看,中国制造业比重下滑可能是经济自然演进的结果,例如产业结构转型过程中服务业部门的扩张导致制造业生产率及其比重下降,或者制造业服务化过程中服务相关的中间环节外包导致统计上制造业比重下降,又或者是基于比较优势动态演变的产业梯度转移造成的产业流失。已有研究讨论了中国制造业比重下滑的原因,Rodrik (2016) 认为发达经济体去工业化的原因是技术进步,而发展中经济体在贸易和全球化因素下更容易面临“过早地去工业化”。在此基础上,张辉等(2019)通过对比不同国家产业结构转型的经验数据,指出中国工业占比过早出现产值下降的趋势。魏后凯和王颂吉(2019)指出中国去工业化问题一方面源自各地“一哄而上”地竭力发展服务业,另一方面也源自要素成本过快上涨、产能阶段性过剩等多种影响。蔡昉(2021)认为中国资源配置的僵化是中国现阶段制造业占 GDP 比重早熟型下降的原因。叶振宇(2021)认为当下中国制造业比重过快下降既受“四万亿”刺激政策退出导致的结构性问题和政府主动介入产业结构调整的影响,也受发达国家重振制造业和发展中国家承接产业转移“双侧挤压”的影响。此外,基于全球多区域投入产出模型的分析,闫冰倩和田开兰(2020)指出,受外部冲击而发生的产业转移可能会打乱中国的产业发展和结构调整,进而导致过早地去工业化,甚至出现产业空心化。闫冰倩和冯明(2021)通过结构分解方法测算了不同驱动因素对中国服务业增加值占比的影响,指出服务业中间投入因素是中国服务业扩张最重要的动力。通过梳理文献可知,已有研究大多认为制造业比重下滑是由产业结构转型、制造业服务化、产业梯度转移等内部因素导致的,但无论产业结构转型、制造业服务化还是产业梯度转移,都是一个长期渐进的过程,因而都很难解释 2011 年后中国制造业比重突然出现的快速下滑,因此需要在经济自然演进过程中再叠加其他的突变因素。

本文认为 2011 年之后外需疲软是诱发中国制造业比重在同一时期快速下滑的重要原因。数据表明,除了受 2008 年全球金融危机的影响,2011 年之前中国制造业出口基本处于持续稳定的增长态势,但是 2011 年之后欧债危机迅速恶化,为全球经济和贸易带来巨大冲击,同时世界主要经济体经济复苏低迷,贸易保护主义愈演愈烈,在这些因素的综合作用下,外需疲软导致全球贸易增长基本处于停滞状态(Hoekman, 2015)。上述外需疲软的负向冲击与中国制造业比重快速下滑在发生时间上高度重合。此外,典型事实分析表明 2004—2019 年外需强弱的变化与中国制造业比重的变化存在高度的正相关关系。

理论上讲,诸如产业结构转型等长期因素叠加 2011 年之后外需疲软导致的出口受阻,就能解释 2011 年之后中国制造业比重的快速下滑。如图 1 所示,从长期趋势看,在鲍莫尔效应和恩格尔

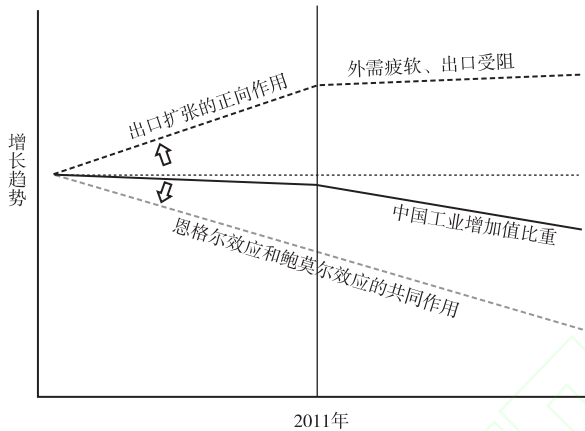


图1 理论示意图

效应的作用下,生产要素向服务业部门聚集,服务业逐渐扩张,并挤压制造业部门的比重,这是产业结构转型的典型事实(Ngai 和 Pissarides, 2007; Matsuyama, 2009; Uy 等, 2013; Herrendorf 等, 2013; Święcki, 2017; 郭凯明等, 2017)。2011 年之前,强劲的外需增长伴随中国出口的持续扩张,为中国制造业扩张注入了动力,由此缓解了生产要素向服务业的流动,抵消了产业结构转型过程中服务业部门扩张带来的挤压效应。^①但是 2011 年之后,在主要经济体经济增速低迷、贸易保护主义抬头,尤其是欧债危机等多种因素的影响下,全球贸易增长开始陷入停滞状态。由于外需疲软,出口对产业结构转型过程中生产要素向服务部门流动的缓解作用大幅减弱,由此导致中国制造业比重在 2011 年之后出现快速下滑。

为了进一步探究外需疲软的负向冲击与中国制造业比重快速下滑的因果关系,借鉴 Autor 等(2013),本文通过偏离一份额分析法(Shift-share Method),利用不同行业受外需疲软负向冲击影响的强弱以及中国不同城市产业结构的差异,在城市层面对此进行实证检验,发现外需疲软的负向冲击的确会显著地降低中国制造业比重,其中中国自身出口受阻是重要的中间渠道。

此外,我们也从生产要素流动的角度验证了上述产业结构转型叠加外需疲软负向冲击的解释,发现外需疲软、出口受阻导致服务业就业比重显著上升、制造业就业比重显著下降。同时,本文借鉴 Adão 等(2020)提出的方法刻画地区间溢出效应,进一步发现外需负向冲击在国内区域间传导,通过空间溢出效应形成彼此加强的正向反馈机制。最后,本文发现出口目的地、出口产品以及出口主体的多元化能够有效平抑外需疲软的消极影响,因此积极实施出口多元化战略是稳住中国制造业比重的重要途径。

相较于已有研究,本文的研究存在以下三方面的边际贡献。首先,本文重点聚焦 2011 年之后中国制造业比重突然出现加速下滑的特征事实,首次从外需疲软、出口受阻的角度对此进行解释,并发现它能够解释 2011 年之后中国制造业比重降幅的一半以上。本文的研究有助于厘清中国制造业 2011 年之后快速下滑的原因和性质。其次,已有文献大多采用定性分析方法讨论中国制造业

^① Uy 等(2013)就是从韩国出口快速增长的角度解释为什么韩国制造业比重没有像其他国家一样出现先上升后下降的“倒 U 型”变化,而是呈现出先上升后保持稳定的变化趋势。作者认为,作为早期东亚经济模式的代表,韩国制造业部门快速的出口扩张缓解了产业结构转型过程中生产要素向服务业部门的流动,从而避免了韩国制造业比重的下滑。

比重下滑的原因,本文通过偏离一份额的实证研究方法对此进行了定量的因果分析。最后,本文实证检验了出口多元化能够有效平抑外需负向冲击对中国制造业比重的负向效应,因而对于如何稳住中国制造业比重提供了一定的政策启示。

二、典型事实与理论分析

(一) 典型事实

图 2 反映了中国制造业比重的变化趋势。^① 其中,实线为中国制造业比重的变化趋势,虚线为中国工业增加值比重的变化趋势。如图所示,制造业增加值比重和工业增加值比重除 2009 年受金融危机影响出现较大下跌,2011 年之前基本保持了较稳定的状态。但是在 2011 年之后,中国制造业和工业增加值比重则出现了明显的加速下滑。以制造业比重为例,从比重达到峰值的 2006 年开始到 2011 年,中国制造业比重仅从 32.5% 左右下降至 32%。但是在同样的时长内,2011—2016 年中国制造业增加值比重就从 32% 下降至 27%,即 2011 年之后中国制造业比重下降速度是之前的 8 倍左右。

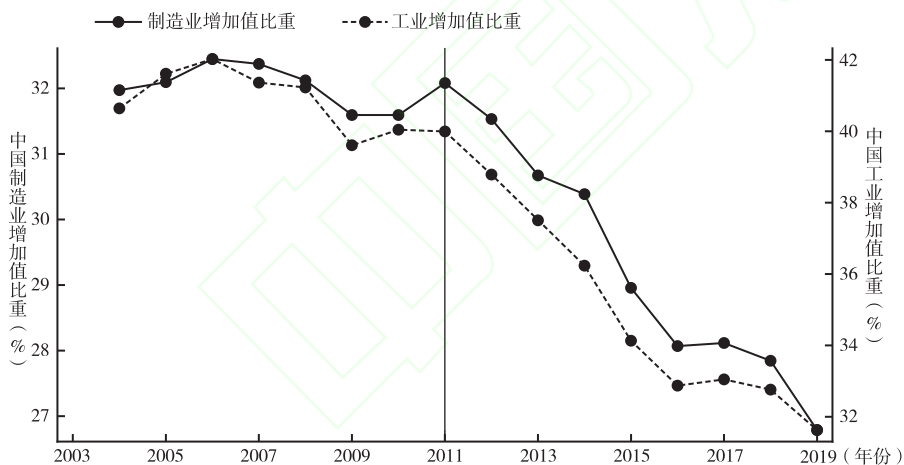


图 2 中国制造业(工业)增加值比重的演变趋势

为了避免内生性问题,我们以除中国以外其他国家的出口额反映世界市场总需求,即外需规模。图 3 中虚线反映外需规模,实线为中国年度进出口总额。如图 3 所示,除了在 2009 年受金融危机的影响出现大幅下跌,两者在 2011 年之前大致保持了稳定增长。但是在 2011 年之后,外需增长基本处于停滞状态,甚至在 2015 年、2016 年出现较明显的下滑。相应地,2011 年之后中国出口增速也出现大幅回落。结合图 2 和图 3,中国制造业比重由极其缓慢的下降阶段进入加速下滑阶段的时间,正好与外需由稳定增长阶段进入停滞阶段的时间高度重合。

^① 由于中国国家统计局数据目前只提供了工业增加值比重,我们通过世界银行提供的数据反映中国制造业比重。世界银行将制造业定义为 ISIC 分类中编码为 15~37 的行业;《中国统计年鉴》将国民经济行业分类下的“B 采矿业”“C 制造业”“D 电力、热力、燃气及水生产和供应业”三大门类作为工业统计口径。除了制造业,工业的统计范围还包括采矿业,电力、热力、燃气及水生产和供应业,因此,工业增加值比重比制造业增加值比重高 5%~10%。尽管范围不同,制造业也占据绝对重要的份额,图 2 表明制造业比重和工业比重的变化趋势大体一致。

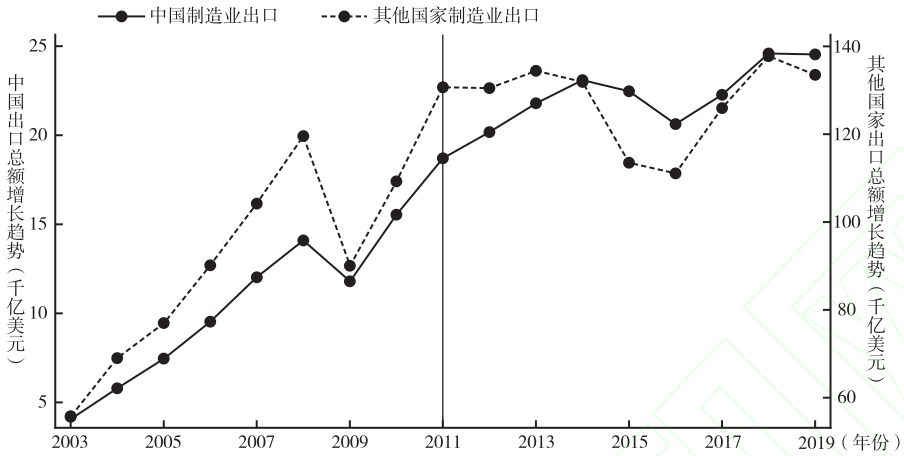


图3 中国和其他国家制造业出口的增长趋势

图4从年度变化的视角考察外需规模、中国出口与中国制造业增加值比重之间的关系。从左图可以看出,2004—2009年中国出口额的年度增速、外需规模的年度增速和中国制造业增加值比重逐年变化量三者的变化呈现了较强的相关关系,其中中国外需规模年度增速用前后两年出口额对数差分衡量。具体而言,在2011年之前,除了2009年受金融危机影响出现极端变化外,外需规模和中国出口额增长幅度基本稳定在20%左右,同期中国制造业增加值比重的变化在0值附近狭窄区间上下波动。但是在2011年之后,外需规模和中国出口额增速迅速下降并在0值附近波动,同期中国制造业增加值比重的增速也从0值附近快速下移到-0.5%~ -1%。此外,三者者在2011年之后的变动趋势也呈现出较强的同步性。

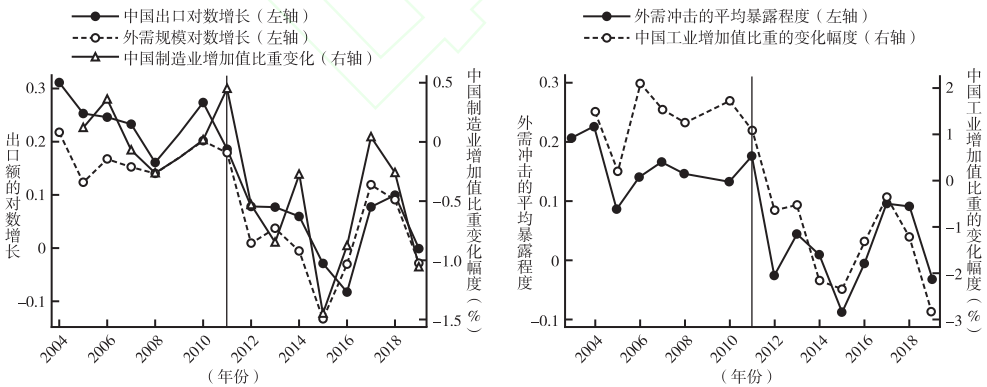


图4 中国制造业(工业)增加值比重变化与出口增长、外需增长的协同趋势

为了从因果关系上实证分析外需负向冲击对中国制造业比重的影响,借鉴 Autor 等(2013),本文将在城市层面利用偏离一份额方法进行实证研究,构建城市层面外需冲击的暴露程度^①指标,并以此作为回归分析的核心解释变量。图4右图中实线是本文实证检验中城市层面核心解释变量

① 由于不同行业受外需疲软的影响程度不同,同时各个城市行业结构又存在显著差异,因此如果一个城市占比较大的行业刚好也是外需疲软较明显的行业,那么我们就称该城市对外需疲软负向冲击的暴露程度较大,反之亦然。

的平均值,也即各城市对外需疲软负向冲击的暴露程度的平均值,虚线是城市层面工业增加值比重变化的平均值,两者呈现高度的相关性。更为重要地,相较于 2011 年之前较稳定的状态,两者在 2011 年之后都出现了快速下跌,波动区间显著低于 2011 年之前。

(二)理论分析

随着一国经济的发展和收入水平的提高,该国制造业所占比重将逐渐下降,服务业所占比重则相应提高,这是各国产业结构转型的普遍规律。对此,目前学界通常以鲍莫尔效应和恩格尔效应进行解释。具体而言,一方面,由于居民对制造业产品和服务业产品的需求具有互补性,同时实际中制造业生产率快于服务业,所以更多的生产要素将配置到服务业上(鲍莫尔效应);另一方面,由于服务业的需求收入弹性大于制造业产品,所以随着居民收入水平的提高,最终消费对于服务业产品的需求增长将快于制造业产品(恩格尔效应)。

以上两种效应是导致一国制造业比重随着经济发展而下降的基本动力或长期因素,但是在此过程中,一国制造业出口的增长对于本国制造业比重又会带来相反的影响。这是因为在制造业出口快速增长的过程中,不断扩大的市场规模导致制造业对于生产要素的需求持续扩张,从而提高制造业为生产要素支付的价格水平,吸引生产要素留在或流入制造业。也正因如此,2011 年之前的全球化浪潮为中国出口提供了强劲动力,中国强劲的出口增长很大程度上抵消了鲍莫尔效应和恩格尔效应的影响。

但是 2011 年之后,欧债危机迅速恶化,为全球经济和贸易带来巨大冲击,同时世界主要经济体经济复苏低迷,贸易保护主义愈演愈烈,中国面临的外部需求持续下滑,中国制造业出口也明显受此拖累。海外需求疲软导致中国制造业总需求萎缩,引致制造业部门的产能相对过剩。相较而言,大部分服务行业参与国际贸易的程度较低,服务业受外需冲击的影响较小。由此,中国制造业的劳动力需求受到抑制,制造业工资水平下降,进而加速了劳动力等生产要素流向服务行业,导致中国制造业比重加速下滑。

外需疲软的负向冲击会产生空间溢出效应,负向影响会在区域间进一步传导。在现代经济中,国内区域间存在广泛的经济联系,外需疲软给制造业带来的负向影响会循着国内市场和供应链被进一步放大。一方面,外需疲软阻塞了制造业企业的出口路径,大量制造业企业出口转内销导致产能总体过剩,引发价格下跌和产能利用率下降,这将导致关联区域的制造业受到影响;另一方面,当一个地区的制造业受到外需负向冲击,该地区的制造业生产规模受到抑制,从而将减少对于其他地区中间品供给的需求。

出口多元化策略有助于分散风险,缓解外需疲软对中国制造业比重的负面影响。首先,通过拓展出口目的地,市场的分散化降低了对特定市场的依赖性。其次,通过提供多样化的出口产品,降低对于特定行业特定产品出口的依赖性。此外,增加出口企业数量也能够更广泛的范围内分散风险,增强制造业的整体抗风险能力。总之,出口多元化能够降低对于特定市场的依赖性。在外需疲软的负向冲击下,多元化有助于本地寻找新的出口增长点。

基于以上分析,本文提出以下四个命题假设。

假设 1:外需疲软是中国制造业比重在 2011 年之后加速下滑的重要原因。

假设 2:外需疲软会加速劳动力要素从制造业部门流向服务业部门。

假设 3:外需疲软对于制造业比重的影响会在区域间传导。

假设 4:出口多元化策略有助于缓解外需疲软对中国制造业比重的负向影响。

三、实证设计与数据说明

(一) 模型设定

首先,我们介绍本文核心解释变量的构造和含义。本文研究的问题是外需疲软的负向冲击对中国制造业比重的影响。本文拟基于偏离一份额方法构建“外需冲击暴露程度”指标,该方法最早由 Bartik(1991)、Blanchard 和 Katz(1992)提出。具体而言,偏离一份额方法的基本思想在于将总体变化分解为结构性差异与外部冲击的影响,其中外部冲击被视为偏离项 (shifter),各地区的行业结构被视为份额项 (share)。由于各行业受到的外部冲击不尽相同且相互独立,因此行业结构不同的地区会面临不同程度的冲击。该方法的关键识别假设在于地区各行业的份额项与当地各行业本地冲击无关。由于偏离一份额方法的适用性较广且能够较好地进行因果分析,因而得到广泛的应用(Adão 等,2019;Kovak,2013)。在本文中,由于各行业外需疲软的程度不同,同时中国不同城市制造业行业结构存在差异,因此外需疲软负向冲击对各个城市的影响因城市产业结构的不同而有所差异。换言之,一个城市制造业各行业所占比重与外需疲软程度越相关,那么该城市受外需疲软负向冲击的影响就越大。参照 Autor 等(2013),我们按照如下方法构建本文核心解释变量:

$$\Delta FD_{it} = \sum_j \alpha_{ij} \times \Delta \ln(EXP_{jt}) \quad (1)$$

其中, i 代表城市, j 代表制造业具体行业, t 代表年份。 ΔFD_{it} 表示 t 年 i 城市对于外需变化的暴露程度。 α_{ij} 为 i 城市 j 行业所占比重,以样本初期中国各城市行业就业比重衡量。 $\Delta \ln(EXP_{jt})$ 反映 j 行业 t 年世界市场的总需求,由各国出口额的总和衡量。考虑到中国出口增速与自身制造业比重变化均可能受其他因素影响(如中国制造业成本的变化),为了避免内生性问题,我们在衡量世界市场总需求变化的过程中剔除了中国的出口。如图4所示,变量 $\Delta \ln(EXP_{jt})$ 在2011年后普遍为负值。根据式(1),对于 i 城市而言,假设 j 行业占比较大,恰好 j 行业外需疲软较明显,则 $\alpha_{ij} \times \Delta \ln(EXP_{jt})$ 的值较小。由此, i 城市制造业各行业所占比重与各行业外需疲软程度越相关,核心解释变量 ΔFD_{it} 的值越小,即 i 城市受外需疲软负向冲击的影响越大。

利用式(1)的关键解释变量,本文主要的实证检验模型如式(2)所示:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \Delta FD_{it} + W_i \times \eta_t + \gamma_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, y_{it} 为回归的因变量。后续回归的因变量包括 i 城市 t 年制造业增加值比重、制造业增加值比重的变化或者就业结构等。核心解释变量 ΔFD_{it} 由式(1)构建,反映 i 城市 t 年对外需冲击的暴露程度。 γ_i 、 γ_t 分别为城市固定效应和时间固定效应,以控制不随时间变动的城市特征变量和各年不同城市普遍面临的影响因素。 ε_{it} 为随机干扰项。

除此之外,具有不同特征的城市,其制造业增加值比重的变化趋势可能存在系统性差异。例如,大城市制造业增加值比重的演变与小城市可能存在系统性差异。如果不同的城市特征对应的时间趋势与回归的核心解释变量 ΔFD_{it} 存在相关性,则式(2)所示的回归估计就会存在偏误。因此,我们在回归模型中加入城市层面初始期不随时间变化的特征与时间哑变量的交互项 $W_i \times \eta_t$,以控制不同特征的城市制造业增加值变动的特有趋势。具体地,为了控制不同经济规模与收入水平的城市特有趋势, W_i 包括初始期城市GDP总额以及人均GDP。此外, W_i 还包括各城市初始期出口率以及制造业平均劳动密集度,以反映外贸参与程度不同的城市以及外贸比较优势不同的城

市特有的时间趋势。

式(2)中系数 β_1 是本文重点估计的参数。如果 β_1 的估计值大于 0,那么 2011 年之后外需疲软的负向冲击(即 2011 年之后核心解释变量 ΔFD_{it} 大幅缩小甚至由正变负)将对中国制造业增加值造成负向影响。更为具体地,如果式(2)被解释变量是制造业增加值比重,那么 β_1 的估计值为正表明外需疲软直接导致中国制造业比重下滑。如果式(2)被解释变量是制造业增加值比重的变化,那么 β_1 的估计值为正表明外需疲软导致中国制造业比重增速缩小,甚至由正变负。

此外,考虑到生产要素在行业间的流动可能需要一定时间,短时间内制造业增加值可能无法进行充分调整,为保证实证检验的稳健性,在后续的回归中,我们既考察了每年外需的变化对于中国制造业比重的影响,同时也考察了每两年外需的变化对于中国制造业比重的影响。

最后,须补充说明的是,本文在区域层面进行实证设计是为了确保实证研究具备可行性和可靠性,而非从区域经济视角讨论制造业比重的变化。将研究分析单元细化到城市层面有助于我们充分利用不同城市产业结构变化的差异,进而基于偏离一份额方法进行因果关系研究;^①若在国家层面进行实证分析,则只能使用年度国家制造业比重的数据,其样本数量不会超过 20 个,这无法满足实证研究的要求。

(二)数据说明

城市层面工业增加值占 GDP 的比重来自 EPS 数据库。需要指出的是,EPS 数据库中仅包含城市层面的工业增加值,而工业行业不仅包括制造业,同时包括采矿业、电力、热力、燃气及水生产和供应业。但是如图 2 所示,虽然由于行业范围更广,工业增加值比重略微大于制造业增加值比重,但是两者的时间趋势大致相同。此外,相较于制造业行业,电力、热力、燃气及水生产和供应业的绝大部分消费市场都在国内,所以这些行业受外需疲软负向冲击的直接冲击影响较小。因此,在城市层面制造业比重数据缺失的情况下,以工业增加值比重替代是较合理的选择。实证研究的样本包括 2003—2019 年中国各城市,其中 2014 年以前样本共包括 345 个城市;由于 2014 年及之后有 103 个城市工业增加值数据缺失,所以 2014 年及之后样本仅包括 242 个城市。其他回归中被解释变量包括各城市就业人数、制造业和服务业就业比重,这些变量所需数据同样来自 EPS 数据库。

表 1 核心变量的描述性统计

变量	时间间隔一年		时间间隔两年	
	均值	标准差	均值	标准差
制造业增加值比重	0.410	0.122	0.412	0.122
制造业增加值比重变化	0.000	0.031	-0.001	0.047
就业人口的对数	12.690	0.832	12.725	0.850
制造业就业人数占比	0.243	0.143	0.239	0.139
服务业就业人数占比	0.537	0.139	0.540	0.137
外需冲击暴露程度(ΔFD)	0.068	0.117	0.112	0.134
中国出口变化($\Delta CHNexp$)	0.151	0.159	0.289	0.245

^① 将宏观问题放到城市层面开展实证分析是相对常见的研究方法,如 Autor 等(2013)就在通勤区层面讨论了中国出口竞争如何影响美国制造业就业;Chodorow-Reich 和 Wieland(2020)基于不同地区的行业就业份额构建了再分配指标,揭示了经济衰退时期就业的恶化趋势。总之,在城市层面进行实证分析能够让我们更细致地观察地区差异,并基于更具体的数据深入理解外需疲软的影响。

式(1)核心解释变量所使用的各行业贸易数据来自 WITS 数据库。具体地, WITS 数据库提供了每年 HS6 位码产品层面全球贸易数据。在此基础上, 将 HS6 位码的代码与中国国民经济行业分类 4 位码行业进行匹配, 并由此计算 4 位码行业的出口增速。式(1)中各城市每个行业所占就业比重 α_{ij} 由 2004 年企业普查数据计算。初期城市层面出口率为 2004 年中国企业普查数据中各城市制造业总出口与总产值之比。为了计算各城市制造业劳动密集度, 我们先根据全国层面各 4 位码行业劳动报酬与总产值之比计算各行业劳动密集度, 然后同样以各城市行业就业比重 α_{ij} 为权重, 计算各城市制造业平均的劳动密集度。初期城市 GDP 和人均 GDP 由 2004 年 EPS 数据库中相应数据衡量。表 1 为本文关键变量的描述性统计。

四、实证结果及分析

(一) 基准回归结果

我们首先按照式(2)所示的回归方程检验外需疲软对制造业比重的影响。为了更直接地对此进行检验, 我们利用城市层面制造业增加值比重的水平值对外需疲软负向冲击的暴露程度进行回归。如果估计系数为正, 表明外需疲软(外需增长)会抑制(拉动)中国制造业增加值比重上升。

表 2 汇报了相关估计结果。所有回归均控制了城市和时间固定效应, 以及城市层面不随时间变化的特征变量与时间哑变量的交互项。如表 2 第(1)列所示, 核心解释变量 ΔFD 的系数为 0.087, 且在 5% 的水平下显著。此外, 受全球金融危机影响, 全球贸易在 2009 年出现大幅萎缩, 相应地 2010 年外部需求又相对于 2009 年出现大幅上涨。为了剔除 2009 年和 2010 年外需极端变化的影响, 第(2)列在第(1)列的基础上剔除了 2009 年和 2010 年的样本, ΔFD 的系数仍然显著为正, 且系数增加至 0.130。第(2)列的估计结果表明, 外需冲击的暴露程度每增加 0.25 个单位(即 ΔFD 从 90% 分位数水平下降至 10% 分位数水平), 制造业增加值比重平均下降 3.25%。基于式(1)中核心解释变量的构造来看, 如果各行业外需增速均匀地放缓 1 单位标准差, 不同城市制造业结构 α_{ij} 的差异不会对核心解释变量的构建产生影响, 即所有城市对应变量 ΔFD 平均下降 1 单位标准差, 那么制造业增加值平均下降 0.1 单位标准差。由此可见, 外需疲软对于制造业增加值比重的影响相当可观。

表 2 基准回归: 以制造业增加值比重的水平值为被解释变量

因变量: 制造业增加值比重	间隔一年		间隔两年	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	全样本	剔除 2009—2010 年	全样本	剔除 2009—2010 年
ΔFD	0.087 ** (0.041)	0.130 ** (0.052)	0.135 *** (0.039)	0.171 *** (0.050)
$W_i \times \eta_i$	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	4168	3598	1658	1373
R^2	0.505	0.507	0.558	0.557

注: 括号中数值为估计系数的异方差稳健标准误, 并在城市层面聚类调整; *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平下显著。下同。

此外,考虑到要素流动及制造业增加值比重的调整可能需要一定的时间,表 2 第(3)、(4)列考察了每两年外需的变化对于中国制造业比重的影响。例如,第(3)、(4)列的实证检验可以分析 2013—2015 年外需增速相对于 2011—2013 年有所下降,是否会导致 2015 年制造业增加值比重相对于 2013 年降低。与第(1)、(2)列类似,第(3)列为全样本的回归结果,第(4)列在第(3)列的基础上剔除了金融危机影响的年份。如表所示,两列回归结果中核心解释变量的系数均在 1% 的水平下显著为正。同时,与预期一致,考察每两年增速变动的影响,能够保证生产要素更加充分地流动以及制造业增加值比重更加充分地调整,所以第(3)、(4)列的估计系数较第(1)、(2)列均显著增大。同时,与第(1)、(2)列的结果类似,在剔除了金融危机的极端影响之后,估计系数有所增大。

表 3 中,我们将被解释变量替换为制造业增加值在年份上的差分值来反映中国制造业比重的变化速率,并将其对外需负向冲击的暴露程度进行回归。与表 2 类似,表 3 第(1)、(2)列考察了每一年外需变化所产生的影响,第(3)、(4)列考察了每两年外需变化所产生的影响。同时第(2)、(4)列分别在第(1)、(3)列的基础上剔除了金融危机期间的样本。如表 3 所示,所有回归中核心解释变量 ΔFD 的估计系数均在 1% 或 5% 的水平下显著为正,这表明 2011 年以后外需疲软的负向冲击(即 ΔFD 下降)对中国制造业增加值比重增速产生负向影响。换言之,外需疲软致使中国制造业比重在 2011 年后加速下滑。

表 3 基准回归:以制造业增加值比重的差分为被解释变量

因变量:制造业增加值比重的变化	间隔一年		间隔两年	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	全样本	剔除 2009—2010 年	全样本	剔除 2009—2010 年
ΔFD	0.055 ** (0.0240)	0.068 *** (0.0227)	0.083 *** (0.0278)	0.105 *** (0.0345)
$W_i \times \eta_i$	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	3850	3280	1618	1333
R^2	0.284	0.283	0.425	0.429

为了更直观地理解外需负向冲击对于中国制造业比重下降影响的大小,我们进一步选取 2011—2015 年的样本分析前者对于后者的解释力度。该时间段内,中国制造业增加值比重开始出现大幅下降,同时外需增速也出现大幅回落。如果不考虑 2009 年和 2010 年在全球金融危机影响下外需增速的极端变化,2011 年之前外需增长稳定,基本处于线性增长趋势。但是在 2011—2015 年外需增长则基本处于停滞甚至下降状态,2015 年增速更是跌至 -40%。因此,我们选取 2011—2015 年外需增速和中国制造业增加值比重均大幅下降的时间段,对外需疲软的影响进行更为具体的分析。

如表 4 所示,2011—2015 年核心解释变量 ΔFD 下降了约 0.263,被解释变量下降约 0.068。结合表 2 第(2)、(4)列的回归系数,我们可以计算出 2011—2015 年外需疲软导致中国制造业增加值比重平均下降约 0.035 和 0.046。由此可以发现,2011—2015 年中国制造业增加值比重下降幅度的 50%~66% 可以归因于外需疲软负向冲击。表 4 最后一行考察了外需疲软对于中国制造业比重变化的影响。如表所示,2011—2015 年中国制造业增加值比重的变化值下降约 0.034,结合表 3 核心解释

变量的变动以及估计系数的大小,可以发现中国制造业增加值比重变化值下降的 53% ~ 81% 可以归因于外需负向冲击。由此,表 4 的结果表明,无论是中国制造业增加值比重水平值的变动还是制造业增加值比重差分的变动,一半以上的下降幅度都可归因于外需疲软这一负向冲击。在考虑每两年变动的情况下,由于产业结构的调整更加充分,所以外需负向冲击的解释力度进一步加大。

表 4 外需疲软对于中国制造业增加值比重下滑的解释力度(2011—2015 年)

	自变量变动	因变量变动	间隔一年		间隔两年	
			回归系数	解释程度	回归系数	解释程度
因变量为水平值(见表 2)	-0.263	-0.068	0.130	49.98%	0.171	65.99%
因变量为差分(见表 3)	-0.263	-0.034	0.068	52.60%	0.105	81.22%

接下来,我们从部门间的劳动力要素流动验证外需疲软对于制造业部门规模的影响,也即考察外需负向冲击是否会影响制造业和服务业部门之间的要素流动。生产要素由制造业部门向服务业部门流动是产业结构转型的典型事实,但是如果外需保持稳定增长,制造业部门总需求的扩张就可以部分抵消掉恩格尔效应和鲍莫尔效应的作用,缓解生产要素向服务业部门流动,从而保持制造业比重基本稳定。相反,如果贸易环境恶化,外需疲软,在产业结构转型的潜在动力影响下,生产要素从制造业部门向服务业部门的流动就较为显著,制造业比重就会相应出现较快速的下滑。

我们以各城市制造业和服务业就业结构的变化反映劳动力要素在两个部门之间的配置。具体而言,我们以各城市制造业就业和服务业就业所占比重为被解释变量,按照式(2)所示模型进行回归分析。结果如表 5 第(1)列所示,核心解释变量的回归系数约为 0.121,且在 1% 的水平下显著。利用与表 4 一致的方法进行分析,2011—2015 年外需疲软负向冲击(即 ΔFD 下降)导致制造业就业比重下降 3.18%。相反,对于服务业就业比重而言,第(2)列的估计系数显著为负,这表明外需疲软对于服务业就业比重的影响与对制造业的影响正好相反,2011 年之后外需疲软显著提高了服务业就业比重,其影响大小与制造业就业比重近似。类似地,如果对每两年的变动进行回归分析,外需疲软对于制造业和服务业就业比重的影响与第(1)、(2)列所示的影响方向相同,并且第(3)、(4)列所示的估计系数更大,表明由于考察周期更长,劳动力要素在部门之间的流动更为充分。

表 5 制造业比重变动的另一个视角:生产要素的部门间流动

因变量:就业	间隔一年		间隔两年	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	制造业 就业比重	服务业 就业比重	制造业 就业比重	服务业 就业比重
ΔFD	0.121 *** (0.039)	-0.121 ** (0.048)	0.157 *** (0.049)	-0.193 *** (0.057)
样本量	4829	4829	1990	1990
$W_i \times \eta_i$	控制	控制	控制	控制

续表 5

因变量:就业	间隔一年		间隔两年	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	制造业 就业比重	服务业 就业比重	制造业 就业比重	服务业 就业比重
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
R ²	0.094	0.192	0.176	0.319

(二)中间机制分析

Kee 和 Tang(2016)通过两阶段回归模型验证了汇率变动通过进口中间品价格影响中国出口产品国内增加值比重。借鉴他们的研究方法,我们也通过两阶段回归模型,对以下机制进行验证:外需疲软导致中国制造业出口增速放缓,进而导致中国制造业比重的下滑。具体回归模型如式(3)、式(4)所示:

$$\Delta CHNexp_{it} = \beta_0 + \beta_1 \Delta FD_{it} + W_i \times \eta_t + \gamma_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \widehat{\Delta CHNexp_{it}} + W_i \times \eta_t + \gamma_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

第一阶段回归中,我们按照式(2)所示的回归模型,用城市层面对于中国总出口增速放缓的暴露程度 $\Delta CHNexp$ 对外需冲击的暴露程度 ΔFD_{it} 进行回归,并得到 $\Delta CHNexp$ 的拟合值。其中, $\Delta CHNexp$ 的构造方法与式(1)基本类似,只是将式(1)中除中国以外其他国家的出口增长 $\Delta \ln(EXP_{jt})$ 换成中国自身的出口增长。第二阶段回归中,我们将城市层面制造业增加值比重对第一阶段 $\Delta CHNexp$ 的拟合值进行回归。

两阶段回归结果如表 6 所示。表 6 第(1)列为第一阶段回归结果。如表所示, ΔFD_{it} 在第一阶段中的回归系数为 0.720,且在 1% 的水平下显著,表明外需疲软的负向冲击每加剧 1 单位标准差,将导致中国制造业出口增速放缓 0.56 单位标准差。因此,外需疲软是导致中国制造业出口增长放缓的重要原因。第(2)列为第二阶段的回归结果,回归系数为 0.121,且在 5% 的水平下显著,表明中国制造业出口增速与制造业比重呈正相关关系。正因如此,受 2011 年之后外需疲软负向冲击的影响,中国制造业部门出口增速下降将导致中国制造业比重的下滑。同样,如表第(3)、(4)列所示,按照每两年的变动进行回归分析,结果基本类似。综上,根据表 6 的回归结果可以发现,中国制造业出口增速放缓是外需疲软导致中国制造业比重下滑的重要机制。

表 6 外需负向冲击到中国出口受阻的传导

因变量:制造业增加值比重	间隔一年		间隔两年	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
ΔFD	0.720*** (0.031)		1.073*** (0.058)	

续表 6

因变量:制造业增加值比重	间隔一年		间隔两年	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
ΔCHN_{exp}		0.121 ** (0.057)		0.126 *** (0.041)
$W_i \times \eta_i$	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	4168	4168	1658	1658
R ²	0.936	0.507	0.929	0.552

接下来,我们从国内区域间经济互动的角度进一步考察外需疲软带来的影响。除了直接效应以外,根据 Adão 等(2020)理论模型中关于国内地区间存在的一般均衡效应的论断,外需疲软的影响还将至少通过两条渠道在国内区域间进行传导并放大。一条渠道是出口转内销带来的竞争压力。在外部需求疲软的情况下,国内出口企业将积极主动寻求出口转内销(戴觅、茅锐,2015)。因此,即使对那些原本不出口的地区而言,其他地区出口转内销的行为也会对这些地区产生竞争效应,进而对本地制造业产生挤压作用。另一条渠道是国内产品需求增长乏力。一个不出口的地区也可以通过国内贸易向国内其他出口地区提供中间产品或最终产品,但是由于其他出口地区外部需求放缓,它们对这些地区产品的需求也可能处于停滞,进而导致这些地区制造业总需求增长乏力。

由此,外需疲软的负向冲击不仅对于各城市制造业增加值比重产生直接的负向效应,还会通过区域间经济互动对其他城市产生间接的负向效应。我们将通过实证检验同时验证直接效应和间接效应。借鉴新兴经济地理模型的量化方法(Redding 和 Sturm, 2008; Donaldson 和 Hornbeck, 2016; Adão 等, 2020),我们按照如下方式刻画城市层面的空间溢出效应,构建外需疲软负向冲击的“间接效应1”指标:

$$\Delta FD_{it}^{indirect} = \frac{\sum_{c \neq i} d_{ic}^{-\kappa} \times \Delta FD_{ct}}{\sum_{c \neq i} d_{ic}^{-\kappa}} \quad (5)$$

其中, ΔFD_{ct} 表示按照式(1)构建的 c 城市 t 年对于外需冲击的暴露程度,也可以理解为外需疲软对于 c 城市的直接效应。 d_{ic} 表示 i 和 c 之间的地理距离, $\kappa > 0$ 为弹性。根据式(5),如果 i 地越接近外需冲击暴露程度较大的城市,即 $d_{ic}^{-\kappa}$ 较大以及 ΔFD_{ct} 的绝对值较大,也即 $d_{ic}^{-\kappa} \times \Delta FD_{ct}$ 越大,那么外需疲软负向冲击对于 i 地的间接效应越明显。此外,考虑到式(5)分子的大小还会受到城市 i 在中国国内地理位置中心程度的影响,例如 i 城市在地理上越处于国内中心位置,即它距离其他城市的平均地理距离越小,那么 $\sum_{c \neq i} d_{ic}^{-\kappa}$ 的值就越大。因此我们进一步在 $\sum_{c \neq i} d_{ic}^{-\kappa} \times \Delta FD_{ct}$ 的基础上除以 i 城市的中心度 $\sum_{c \neq i} d_{ic}^{-\kappa}$ 。

根据新兴经济地理模型,弹性 κ 的大小由两方面决定,一是贸易成本对于地理距离的弹性,二

是两地贸易额对于两地贸易成本的弹性。根据 Ma 和 Tang(2020) 的估计结果,中国国内贸易成本对于地理距离的弹性大致为 0.3。同时现有进行贸易量化分析的文献大多使用 Simonovska 和 Waugh(2014) 关于贸易弹性的估计结果,即将贸易弹性赋值为 -4。由此,我们将 κ 的取值设定为 1.2。

在式(5)的基础上,为了更细致地刻画间接效应,我们进一步考虑其他城市的城市规模在间接效应中的影响。例如,宁波市距离台州、杭州大致相当,但是由于杭州城市规模远大于台州市,所以宁波市受到杭州市的间接效应或将更大。为此,参照 Adão 等(2020)的做法,我们在式(5)的基础上进一步添加了 c 城市的相对就业人数 L_c ,以更准确地衡量间接效应,由此得到“间接效应 2”指标,如式(6)所示:

$$\Delta FD_{it}^{indirect} = \frac{\sum_{c \neq i} d_{ic}^{-\kappa} \times L_c \times \Delta FD_{ct}}{\sum_{c \neq i} d_{ic}^{-\kappa} \times L_c} \quad (6)$$

我们将按照式(1)构建的直接效应以及按照式(5)或式(6)构建的间接效应同时放入回归式(2)中。如表 7 所示,无论是逐年还是间隔两年考察制造业增加值比重的变化,直接效应的回归系数均为正数,这表明外需疲软是导致中国制造业增加值比重下滑的原因。与此同时,表 7 回归结果中间接效应的回归系数也显著为正数,表明外需疲软负向冲击对于一个地区的直接效应还会通过空间溢出效应进行扩散,由此对其他地区产生显著的间接效应。综上,表 7 的结果表明,外需疲软对于我国制造业比重的影响将通过空间溢出效应在国内区域间传导并进一步放大。

表 7 空间溢出的间接效应

因变量:制造业增加值比重	间隔一年		间隔两年	
	(1)	(2)	(3)	(4)
ΔFD (直接效应)	0.049 (0.043)	0.054 (0.043)	0.097** (0.041)	0.099** (0.042)
ΔFD (间接效应 1)	0.580** (0.235)		0.682** (0.290)	
ΔFD (间接效应 2)		0.588** (0.285)		0.722** (0.347)
$W_i \times \eta_i$	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	4143	4143	1648	1648
R ²	0.508	0.508	0.561	0.561

注:本文基于式(5)构建了“间接效应 1”指标;基于式(6)构建了“间接效应 2”指标。

(三)出口多元化导向的应对策略

在贸易保护主义不断蔓延的当今,寻找制造业比重持续下降的应对策略是本文应有之义。前

文实证结果表明,在欧债危机、贸易保护主义抬头、贸易不确定性不断加剧的外部环境下,外需疲软是致使中国制造业比重持续下降的重要原因之一。根据 Vannoorenberghe 等(2016)和 Esposito (2022)的研究,多元化的出口策略能够有效平抑单一产品或单一出口市场需求冲击所诱发的负面影响。这一部分,本文将重点从出口多元化的角度讨论关于外需减弱的应对措施,其中出口多元化主要包括出口目的地的多元化、出口产品多元化以及出口企业多元化。

我们基于海关数据计算了各地级市出口目的国数量、出口产品种类数(由出口产品中 HS6 位码的种类数衡量)以及出口企业数,由此作为城市出口多元化指标。^① 为了聚焦出口多元化对外需冲击负向影响的平抑效应,我们将这一部分样本限制在 2010 年之后全球贸易停滞、外需疲软的阶段,这一阶段也是中国制造业比重加速下滑的阶段(见图 2)。此外,如本文第三部分数据说明部分所述,考虑到 2014 年后有 103 个城市的工业增加值数据缺失,我们在样本中剔除了这部分城市,仅保留平衡面板数据进行实证检验。

由于出口多元化指标本身也受到外需冲击的负向影响,为了避免内生性问题,我们选取 2011 年各城市出口多元化指标衡量当地出口多元化程度。具体地,为检验出口多元化策略是否能够平抑外需疲软对中国制造业比重造成的负向影响,我们在回归式(2)的基础上分别引入外需冲击暴露程度 ΔFD 与“出口目的国多元化指标”“出口产品多元化指标”“出口企业多元化指标”的交乘项。由于本文选取的三个出口多元化指标均由 2011 年数据计算得到,并且已经控制了城市固定效应,因此在回归中不再单独控制三个出口多元化指标。此外,由于我国不同地区参与外贸的程度存在显著差异,东部地区出口强度远远大于中西部地区,而出口强度又与出口多元化程度密切相关,因此本文在回归中还进一步控制了外需冲击暴露程度 ΔFD 与东部地区哑变量的交互项。

本文重点关注外需冲击暴露程度 ΔFD 与出口多元化指标交乘项的估计系数。倘若该系数为负,即表明多元化的出口策略能够有效平抑外需疲软对制造业比重的负向影响。如表 8 所示,无论是间隔一年的差分还是间隔两年的差分,三个出口多元化指标与外需冲击暴露程度 ΔFD 交互项的估计系数均为负数,且 6 列回归中有 2 列在 10% 的水平下显著,有 3 列在 5% 及以下的水平下显著。这表明对于初始期出口多元化程度越高的城市,即出口目的国越多、出口产品种类越多、出口企业数量越多的城市,外需冲击对于制造业增加值比重的负向效应越弱。从量级上看,出口多元化指标每上升 1 个对数点,外需疲软的影响将减弱 30% 左右。因此,表 8 的结果表明,促进城市出口目的地多元化、丰富城市出口产品种类、提升地区出口企业数量均能有效应对外部需求冲击,从而缓解其对本国制造业比重带来的负向影响。

表 8 出口多元化的平抑效应

因变量:制造业增加值比重	间隔一年			间隔两年		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ΔFD	0.075 (0.054)	0.076 (0.052)	0.086* (0.050)	0.097 (0.081)	0.095 (0.078)	0.103 (0.079)

① 本文构建了“出口目的国”“出口产品”“出口企业”三个维度的多元化指标。具体而言,本文基于 2011 年海关数据,在城市层面计算了当年城市出口的国家数目、出口的 HS6 位码商品种类以及出口企业的数量,作为三个多元化指标的代理变量。

续表 8

因变量:制造业增加值比重	间隔一年			间隔两年		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\Delta FD \times$ 出口目的国多元化指标	-0.011 (0.011)			-0.026* (0.015)		
$\Delta FD \times$ 出口产品多元化指标		-0.023** (0.012)			-0.037** (0.015)	
$\Delta FD \times$ 出口企业多元化指标			-0.019* (0.011)			-0.036*** (0.014)
$W_i \times \eta_i$	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	1369	1539	1368	640	725	635
R ²	0.626	0.635	0.628	0.651	0.646	0.653

五、结论与建议

近年来中国制造业增加值比重持续快速下滑引起各界的广泛关注,对于该问题的分析,首要的是准确把握其背后的原因。只有这样,我们才能够准确地看待和应对制造业比重下滑的问题。本文指出,2011 年之后外需疲软是同期中国制造业比重突然快速下滑的重要原因。理论上讲,产业结构转型、制造业服务化、产业梯度转移等都可能是中国制造业比重下滑的长期因素,但是它们不能解释 2011 年之后中国制造业比重突然出现的快速下降。但是在这些长期因素的基础上叠加 2011 年之后外需疲软、全球贸易增长停滞的影响,就能够较好地解释这一现象。

具体而言,除了 2009 年和 2010 年受金融危机的影响出现短期剧烈波动外,2011 年之前外需基本处于稳定增长的态势。强劲的外需增长为中国制造业扩张带来动力,并由此抵消了潜在长期因素的负向影响。但是在 2011 年之后,受贸易保护主义抬头、主要经济体经济低迷,尤其是当时欧债危机的持续恶化的影响,外需增长基本停滞。受此外部环境的拖累,中国制造业出口增长动力大幅减弱,进而导致出口增长无法抵消长期因素对于制造业比重的负向影响。

本文通过数据分析表明,外需的变化与中国出口增速以及中国制造业比重之间存在高度的正相关关系。本文利用偏离一份额分析方法,进一步通过实证检验发现 2011 年之后外需疲软能够解释同期中国制造业比重下降幅度的一半以上。从制造业部门和服务业部门之间要素流动的视角也能得到一致的结论。机制分析表明,全球贸易增长停滞、外需疲软导致中国出口受阻,从而导致中国制造业比重下滑。此外,与新兴经济地理模型的结论一致,本文实证发现外需疲软负向冲击的直接影响还将在地区之间产生空间溢出效应,从而对其他地区制造业比重产生间接的负向效应。最后,本文发现出口目的地、出口产品以及出口主体的多元化能够有效平抑外需疲软

的负向影响。

现有文献主要通过定性分析的方法讨论中国制造业比重下滑的原因,关于该问题的量化研究还较为缺乏。基于2011年之后中国制造业比重出现加速下滑的特征事实,本文从外需疲软,出口受阻的角度对上述问题进行了实证分析,发现2011年之前强劲的出口增长基本抵消了产业结构转型中使得制造业比重下滑的长期因素,但是2011年之后由于外需疲软的外部冲击,制造业出口增速大幅回落,削弱了出口对长期因素的缓解作用,进而导致同时期中国制造业比重的快速下滑。

为了防止中国制造业比重持续快速下滑,基于本文的实证分析,我们提出如下三点对策建议。(1)鼓励企业积极实施出口多元化战略,减少对特定出口市场的依赖程度,充分将外需变动的风险分散化,进而平抑外部环境给中国制造业带来的冲击。(2)中国应该继续推进以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局,努力扩大国内需求,鼓励国内消费和投资,以缓解外需疲软给中国制造业比重带来的负向影响。(3)促进制造业企业提高自身的竞争力,加大科技创新和研发投入,增加出口产品的国内附加值,进而保持制造业比重。

参考文献:

1. 蔡昉:《生产率、新动能与制造业——中国经济如何提高资源重新配置效率》,《中国工业经济》2021年第5期。
2. 蔡昉:《早熟的代价:保持制造业发展的理由和对策》,《国际经济评论》2022年第1期。
3. 戴觅、茅锐:《外需冲击、企业出口与内销:金融危机时期的经验证据》,《世界经济》2015年第1期。
4. 郭凯明、杭静、颜色:《中国改革开放以来产业结构转型的影响因素》,《经济研究》2017年第3期。
5. 黄群慧、黄阳华、贺俊、江飞涛:《面向中上等收入阶段的中国工业化战略研究》,《中国社会科学》2017年第12期。
6. 黄群慧、杨虎涛:《中国制造业比重“内外差”现象及其“去工业化”涵义》,《中国工业经济》2022年第3期。
7. 魏后凯、王颂吉:《中国“过度去工业化”现象剖析与理论反思》,《中国工业经济》2019年第1期。
8. 闫冰倩、冯明:《服务业结构性扩张与去工业化问题再审视》,《数量经济技术经济研究》2021年第4期。
9. 闫冰倩、田开兰:《全球价值链分工下产业布局演变对中国增加值和就业的影响研究》,《中国工业经济》2020年第12期。
10. 杨丽丽、盛斌:《制造业 OFDI 的产业“空心化”非线性效应研究——基于中国省际面板数据的 PSTR 分析》,《现代经济探讨》2019年第2期。
11. 叶振宇:《中国制造业比重下降趋势探究与应对策略》,《中国软科学》2021年第5期。
12. 张辉、闫强明、黄昊:《国际视野下中国结构转型的问题、影响与应对》,《中国工业经济》2019年第6期。
13. Adão, R., Arkolakis, C., & Esposito, F., General Equilibrium Effects in Space: Theory and Measurement. NBER Working Paper, No. 25544, 2020.
14. Adão, R., Kolesár, M., & Morales, E., Shift-Share Designs: Theory and Inference. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 134, No. 4, 2019, pp. 1949–2010.
15. Autor, H., Dorn, D., & Hanson, H., The China Syndrome: Local Labor Market Effects of Import Competition in the United States. *American Economic Review*, Vol. 103, No. 6, 2013, pp. 2121–2168.
16. Bartik, T. J., *Who Benefits from State and Local Economic Development Policies?*. Upjohn Institute Press, 1991.
17. Blanchard, O., & Katz, L. F., Regional Evolutions. *Brookings Papers on Economic Activity*, Economic Studies Program. *The Brookings Institution*, Vol. 23, No. 1, 1992.
18. Chodorow-Reich, G., & Wieland, J., Secular Labor Reallocation and Business Cycles. *Journal of Political Economy*, Vol. 128, No. 6, 2020, pp. 2245–2287.
19. Donaldson, D., & Hornbeck, R., Railroads and American Economic Growth: A “Market Access” Approach. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 131, No. 2, 2016, pp. 799–858.
20. Esposito, F., Demand Risk and Diversification Through International Trade. *Journal of International Economics*, Vol. 135, No. 3, 2022, pp. 449–502.

21. Herrendorf, B., Rogerson, R., & Valentinyi, A., Two Perspectives on Preferences and Structural Transformation. *American Economic Review*, Vol. 103, No. 7, 2013, pp. 2752 – 2789.
22. Hoekman, B., *Global Trade Slowdown: A New Normal?*. CEPR Press, 2015.
23. Kee, H., & Tang, H., Domestic Value Added in Exports: Theory and Firm Evidence from China. *American Economic Review*, Vol. 106, No. 6, 2016, pp. 1402 – 1436.
24. Kovak, B. K., Regional Effects of Trade Reform: What Is the Correct Measure of Liberalization?. *American Economic Review*, Vol. 103, No. 5, 2013, pp. 1960 – 1976.
25. Matsuyama, K., Structural Change in an Interdependent World: A Global View of Manufacturing Decline. *Journal of the European Economic Association*, Vol. 7, 2009, pp. 478 – 486.
26. Ma, L., & Tang, Y., Geography, Trade, and Internal Migration in China. *Journal of Urban Economics*, Vol. 115, 2020, No. 103181.
27. Ngai, R., & Pissarides, C., Structural Change in a Multisector Model of Growth. *American Economic Review*, Vol. 97, No. 1, 2007, pp. 429 – 443.
28. Rodrik, D., Premature Deindustrialization. *Journal of Economic Growth*, Vol. 21, No. 1, 2016, pp. 1 – 33.
29. Redding, S., & Sturm, D., The Costs of Remoteness: Evidence from German Division and Reunification. *American Economic Review*, Vol. 98, No. 5, 2008, pp. 1766 – 1797.
30. Simonovska, I., & Waugh, M., The Elasticity of Trade: Estimates and Evidence. *Journal of International Economics*, Vol. 92, No. 1, 2014, pp. 34 – 50.
31. Świącki, T., Determinants of Structural Change. *Review of Economic Dynamics*, Vol. 24, 2017, pp. 95 – 131.
32. Uy, T., Yi, K. M., & Zhang, J., Structural Change in an Open Economy. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 60, No. 6, 2013, pp. 667 – 682.
33. Vannoorenberghe, G., Wang, Z., & Yu, Z., Volatility and Diversification of Exports: Firm-level Theory and Evidence. *European Economic Review*, Vol. 89, No. 10, 2016, pp. 216 – 247.

Weak Foreign Demand, Impeded Exports and the Declining Share of China’s Manufacturing Sector

LI Xiaofan, MENG Ke (University of International Business and Economics, 100029)

Summary: Manufacturing is the foundation and cornerstone of a country, and the lifeblood of national economy. In recent years, the proportion of China’s manufacturing sector value-added to its GDP has been fast declining, raising concerns among scholars about premature deindustrialization. After reaching its peak in 2006, the proportion of China’s manufacturing sector began a slow decline, by less than one percentage point on the whole until 2011. The decline accelerated significantly afterwards, and the figure dropped from 32% to 27% in the following decade.

Understanding the reasons behind this rapid decline will help not only determine our stance on this issue, but also guide our response to it. Long-term factors, such as the natural evolution of the economy during industrial structural transformation and the outsourcing of service-related intermediate processes of service-oriented manufacturing, might explain the gradual decline in the proportion of the manufacturing sector, but cannot explain the sudden rapid decline observed after 2011.

This study interprets the accelerated decline in the proportion of China’s manufacturing sector from the perspective of foreign demand, highlighting weak foreign demand as a crucial factor since 2011. Utilizing the “shift-share” empirical analysis method, we further established a causal relationship, revealing that weak foreign demand after 2011 could explain over 50% of the concurrent decline in the proportion of China’s

manufacturing sector. Before 2011, the growth in China's exports of manufactured goods effectively mitigated the negative impact of the long-term factors on the proportion of the manufacturing sector. However, the rapid deterioration of the Eurozone debt crisis after 2011, sluggish economic recovery in major economies, and the rise of trade protectionism hindered China's exports, leading to the accelerated decline in the proportion of the manufacturing industry. This paper empirically examines and further verifies that weak foreign demand leads to the flow of labor and production factors from the manufacturing sector to the service sector, confirming the main argument of this paper. Moreover, in terms of the impact mechanism, weak foreign demand hindered China's manufacturing exports, playing a significant role in the decline in the proportion of China's manufacturing sector. Furthermore, from the perspective of spatial spillover effects, the negative impact of weak foreign demand is transmitted among domestic regions due to spatial economic connections, thereby forming a mutually reinforcing interaction mechanism. Lastly, the study concludes that diversifying exports can effectively mitigate the adverse effects of weak foreign demand.

In comparison to existing research, this study contributes in three aspects. Firstly, it focuses on the characteristic fact of the sudden acceleration in the decline of the proportion of China's manufacturing sector after 2011, offering an explanation from the angles of weak foreign demand and export obstacles. This helps clarify the reasons and nature of the rapid decline after 2011. Secondly, while existing literature mainly uses qualitative analysis methods, this study employs the "shift-share" method for a quantitative causal analysis of the reasons for the decline in the proportion of China's manufacturing industry. Lastly, the study empirically tests that export diversification can effectively mitigate the negative impact of weak foreign demand on the share of China's manufacturing sector, and provides strategies for stabilizing it.

Policy implications of this study encompass three areas. First, we shall encourage enterprises to actively implement the export diversification strategy, reduce dependence on specific export markets, and effectively diversify the risks associated with changes in foreign demand. This will help mitigate the impact of external factors on China's manufacturing sector. Second, based on our research, China should continue to construct a new development dynamic with the domestic cycle as the mainstay and the domestic and international cycles reinforcing each other. Efforts should be made to expand domestic demand, and boost domestic consumption and investment, thereby alleviating the negative impact of weak foreign demand on the proportion of China's manufacturing industry. Third, China should urge manufacturers to enhance their competitiveness by increasing investment in technological innovation and research and development, increasing the domestic value-added of exported products, and thereby maintaining the proportion of the manufacturing sector in the overall economic structure.

Keywords: Share of Manufacturing Sector, Weak Foreign Demand, Impeded Exports, Shift-Share Method

JEL: F14, F18, O14

责任编辑: 静 好