

FDI、技术创新与产业结构优化

——基于省际面板数据的实证分析

郑志强

(福建师范大学 经济学院,福建 福州 350117)

摘要:产业结构的优化升级是转变经济增长方式提高经济增长质量和效益的重要途径。在分析 FDI 和技术创新对产业结构优化影响机制的前提下,基于 2005—2016 年中国 31 个省份的面板数据构建实证方程,分别运用固定效应和随机效应验证 FDI 和技术创新对产业结构优化的影响机制和大小,随后分东部、中部和东北部、西部地区深入探究两者对产业结构优化的差异化效应。结果显示:全国层面上,FDI 与产业结构优化呈倒 U 型关系,技术创新与产业结构优化之间存在着正相关关系,同时,人口受教育程度和政府消费能促进产业结构优化,区域层面上,FDI、技术创新以及控制变量对产业结构优化的影响存在异质性。

关键词:FDI;技术创新;产业结构优化

中图分类号:F062.9 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-7192(2019)01-0056-09

产业结构的优化升级是改善一国经济结构、提高经济整体实力的重要组成部分,也是转变经济增长方式、提高经济增长质量和效益的重要途径。2015 年,国家提出供给侧结构性改革,通过调整资源配置来优化经济结构,而产业结构又是经济结构的核心部分。根据迈克尔·波特的国家竞争理论,一国需要经历从要素驱动到投资驱动再到创新驱动和财富驱动的发展阶段,从而实现经济的持续增长,并在国际市场上赢得竞争力。我国总体上处在从投资驱动向创新驱动转换的关键时期,在外部经济环境充满了不确定性的当前,迫切需要通过产业结构的优化来拉动内需从而促进经济的内生增长。

中国经济经历近 30 年的快速增长的同时却忽略了经济健康可持续发展所需要的一些因素,出现了产业结构失衡、资源环境污染严重等一系列问题。从目前来说,产业结构优化升级已经成为促进经济发展的主要因素。加入 WTO 以后,中国经济日益融入到全球经济的大市场中,接受市场经济的检验,注重调整产业结构适应现代化经济的需要。纵观历史,世界经济的每次大发展,也是信息技术革命推动下的产业结构不断优化升级的过程,不管是美、日、德等发达国家,还是像中国这样的发展中

国家,都为转变经济增长方式、提高国家整体实力而经历了一个优化产业结构的过程。从我国的当前情况来看,较低的自主创新能力导致了产业结构的低度化。与此同时,改革开放以来我国积极引进外商直接投资(Foreign Direct Investment,以下简称 FDI),这在一定程度上促进了我国的技术进步,并且影响了我国产业的发展。技术创新是促进产业结构优化的重要推动力。如何进一步大力发展高端产业,促进产业结构优化,进而形成成熟完善的高端化现代产业体系,以及如何突出 FDI 和技术创新对产业结构优化的作用,成为当前以及未来所面临的重大难题。因而,本文研究产业结构优化与 FDI、技术创新的关系,具有重要的现实意义。

一、文献综述

国外学者对 FDI 与产业结构的研究主要从两个方面展开:第一,FDI 能够优化产业结构。日本经济学家小岛清(K. Kojima, 1978)^[1]提出“边际扩张理论”,认为 FDI 能够优化东道国弱势产业的产业结构;2005 年 Eva 以捷克作为研究对象,发现 FDI 可以促进关联产业的产业结构升级调整。第二,FDI 不能促进产业结构优化甚至会有消极影响。

Hunya(2002)^[2]指出,FDI对其传统优势产业不会产生很大影响,原因就是外国资本进入的行业和本国对外出口的行业相同。Tilman Altenburg(2008)^[3]等以中国的产业为研究对象,由吸纳外资引起的技术模仿能力和原始创新能力的提升,使得国内的产业结构也得到进一步优化。Lucchese(2011)^[4]指出行业间创新机会和技术特征的差异是各国产业结构变动的原因。Zhao Qiong和Niu Minyu(2013)^[5]研究发现,如果东道国改善投资环境,引进FDI对第H产业的投资,能够促进东道国产业结构优化升级。

我国学者多从上述两个方面来展开研究:第一,FDI优化了我国的产业结构。张帆(1999)^[6]指出外资进入技术密集型的产业可以促进资源的合理配置,从而优化我国产业结构。李奇泳、王帅(2009)^[7]研究了FDI的引进对青岛产业结构的影响。方燕、高静(2010)^[8]以1999年到2008年间三大产业分别的FDI投资额以及国民生产总值建立修正模型,得出FDI与我国产业结构优化之间存在正相关关系。朱燕(2011)^[9]测算出了外商直接投资与苏州市的产业结构所具有的长期稳定关系。王静(2018)^[10]以市场化指数为门限变量研究了外资进入程度对各地区产业结构的影响,FDI对产业结构的优化程度受市场化力度的影响。第二,FDI不能促进产业结构优化甚至会有消极影响。郭克莎(2000)^[11]认为FDI的引进主要被第二产业所吸纳,这会导致第二产业在整个产业中所占比重会迅速上升,从而影响第三产业的发展。陈明森(2003)^[12]认为,由于我国各级政府在制定政策吸引外商直接投资时并没有一个明晰的导向,从根本上致使我国产业结构程度同构化与低度化现象的出现。陈迅和高远东(2006)^[13]发现,根本上来说,FDI进入产业结构的调整以及其自身的发展并不起决定性的作用。唐艳(2011)^[14]以本土企业的价值链升级为视角,认为FDI的引进并未对本土企业产生技术溢出效应,从而并未对产业结构产生优化作用。戴宴清(2012)^[15]利用了中部六省的数据,利用外资额和产业结构优化之间的关系进行了实证研究,发现中部地区的外商直接投资并未促进其产业结构的优化升级,甚至有一些负面影响。

国内学者对技术创新与产业结构优化之间的关系形成了比较统一的观点,技术创新促进了产业

结构的优化。王新红(2012)^[16]通过陕西省2004—2009年的数据来进行分析,运用灰色关联分析方法研究了技术创新投入与产业结构优化的灰色关联度,并指出研发投入对于产业结构有优化作用。龚轶(2013)^[17]在Savona和Lorentz(2008—2010)的研究基础上,发现技术创新提高了劳动生产率,其成本的降低也会推动中国产业结构的优化升级。白洁(2013)^[18]在2006—2010年通过运用省际面板数据,对我国地区阶段发展差异所带来的研发投入等因素以及对区域产业结构高度化的影响差异进行考察,结果发现就全国而言以研发投入为主要途径的技术创新对我国产业结构高度化具有明显推动作用,但就区域而言,这种推动作用存在差异的。李海东(2014)^[19]探究了技术创新和产业结构升级之间的关系,提出了增强企业自主创新能力和产业结构升级能力的相关政策建议。

综上所述,相较国内的研究,国外学者的研究更为规范和成熟化。梳理发现,当前FDI对中国产业结构从整体而言具有正反两方面的影响。因此,政府在吸引FDI方面的优惠政策需立足我国现在的产业结构及未来的调整方向,通过政策引导将FDI的正面影响发挥到最大、负面影响降到最低,进而才能在一定程度上促进我国产业结构的优化升级。

二、影响机制分析

从上述可知FDI对产业结构优化有正负两方面的影响,因此笔者将基于这两方面展开分析,并探究技术创新对产业结构优化的影响机制。

1. FDI对产业结构优化的影响分析

一是FDI促进产业结构优化的影响机制,这主要是通过产业关联效应来实现的。在经济全球化和产业发展高度分工的背景下,当FDI进入东道国的某一产业时会使得该产业的相关生产活动发生变动,改变原有产业的市场供给和需求状况,进而改变该产业的生产结构,由于产业间存在着供求关系进而波及到相关的产业部门,最终使其他产业的生产活动也发生改变,从而会优化产业之间的结构。此外FDI的引进还具有技术溢出效应,给东道国带来产业发展相关的先进技术和管理经验,从而优化东道国产业结构。二是FDI的引进可能会对产业结构的优化产生消极影响,在类似我国这样的发展中国家,由于还未形成成熟和完善的市场经济环

境,引入的 FDI 会大量流入到房地产业和快钱行业, FDI 的这种结构性倾斜在一定程度上加剧了东道国产业结构不合理的局面,这种结构性倾斜还体现在地区上。在我国,由于中西部地区经济发展的劣势, FDI 大多被东部沿海地区所吸纳,这又导致了区域经济发展的不平衡,形成恶性循环。

2. 技术创新对产业结构优化的影响分析

技术创新能够从两个方面优化产业结构:一是技术创新提高生产要素利用率。在市场经济体制下,生产要素的本质就是追求利益最大化,技术创新活动能够加速传统产业部门生产过程中新技术、新材料和新装备的不断投入和应用,改变了生产要素在各个产业中的配置和需求情况,对生产要素的相对成本以及要素之间的边际替代率产生了影响,从而提高了各个生产部门的劳动生产率,直接推动传统产业的改造和升级,从而推动产业结构的优化升级。二是技术创新改变市场需求结构,技术创新可以促进生产技术和工艺的不断提升和进步,使得不同部门之间的分工越来越细化,使原有相关产业不断地延伸和细化,从而加快了产品的更新换代,以满足多元化、个性化的需求。新需求的产生可以积极地改造着原有的产业部门并带动一批新的产业部门发展,从而对市场需求结构产生影响并向更高层次递进,不断加快原有产业结构变革的步伐,有利于推动新兴产业深入发展。

三、计量建模

1. 计量模型设定

基于上述分析,为了研究 FDI 和技术创新对产业结构优化的影响,设定基本回归方程:

$$IND_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 FDI_{it} + \alpha_2 TEC_{it} + X\alpha_{it} + v_i + u_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中, i 代表第 i 个省份, t 代表年份。 α_0 代表常数项, v_i 、 u_t 分别表示截面和时间固定效应, ε_{it} 为随机误差项, α_1 、 α_2 、 α_{it} 表示相应变量的参数。 IND 为被解释变量,表示产业结构水平; FDI 和 TEC 为核心解释变量,分别代表外商直接投资和技术创新, X 表示控制变量。为了使实证研究结果更加充分合理,本文将人口受教育程度(EDU)、全社会固定资产投资(FIX)、政府消费支出(GOV)和城镇化(URB)等控制变量纳入到式(1)中,得到最终回归方程:

$$IND_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 FDI_{it} + \alpha_2 TEC_{it} + \alpha_3 + EDU_{it} +$$

$$\alpha_4 FIX_{it} + \alpha_5 GOV_{it} + \alpha_5 URB_{it} + u_{it} \quad (2)$$

2. 变量描述

(1)被解释变量。产业结构优化可以认为产业结构向更合理和更高级的方向发展。具体来说,更高级是指产业结构从低水平向高水平发展,具体表现为由第一产业占主导向第二、第三产业占主导转换,由低技术复杂度向高技术复杂度转换,由劳动和资源密集型向资本和技术密集型转化。本文从产业结构高级化方面衡量产业结构优化。产业结构高级化进行衡量的方法很多,有距离判别法、单一指标法、指标体系法、Moore 指数法等。其中,单一指标法运用的比较普遍,陈静、叶文振(2003)^[20]用第三产业增加值占国民生产总值的比重这个指标衡量产业结构优化;干春晖等(2011)^[21]认为产业结构的发展水平可以用第三产业产值与第二产业产值之比来表示。李治国等(2013)^[22]用第二产业增加值和第三产业增加值之和占 GDP 的比例来衡量产业结构的优化程度;原毅军等(2014)^[23]认为产业结构优化程度可以用第三产业增加值与第二产业增加值比重来衡量。本文借鉴原毅军等(2014)的研究成果采用第三产业增加值与第二产业增加值的比重来衡量产业结构优化程度。此外,本文采用产业结构优化的另一种衡量方法来对模型进行稳健性检验。

(2)核心解释变量。 FDI 用各省(自治区、直辖市)利用外商直接投资额占各地区生产总值的比重来衡量。由于从各统计年鉴得来的数据是以美元表示,本文用各年人民币兑美元的汇率进行了转换。本文中的技术创新是指技术的自主创新,王俊(2013)^[24]用新产品销售与销售总收入的比重衡量技术创新;原毅军、谢荣辉(2015)^[25]认为技术创新水平可以用专利申请受理量来衡量;袁博、刘凤朝(2014)^[26]以单位研发投入授权的专利数反映技术创新水平。林春艳等(2016)^[27]采用 R&D 经费支出衡量技术的自主创新。本文借鉴林春艳等(2016)的研究成果,以 R&D 经费支出占 GDP 的比重来衡量技术创新水平。

(3)控制变量。人口受教育程度(EDU)。一个地区的人口受教育程度是人才储备的基础条件,而高素质人才的储备可以促进一个地区的技术密集型产业的发展,从而增加其产业附加值,优化其结构。本文用大专及以上学历人口数占 6 岁及以上人口总数的比重来衡量人口受教育程度。

全社会固定资产投资(*FIX*)。固定资产投资是一个地区经济发展的重要影响因素,可能在一定程度上影响产业结构的水平,用各地区全社会固定资产投资与其生产总值的比重来表示。政府消费支出(*GOV*)。政府通过制定相关产业政策可以影响到产业结构的优化,用各地区政府消费支出与其生产总值的比重来表示。城镇化(*URB*),一般来说产业都集聚在城市,因此城镇化在一定程度上影响产业结构,城镇化水平可以用城镇人口与总人口之比来表示。

3. 数据说明

利用我国31个省份2005—2016年各指标的面板数据来研究FDI、技术创新对产业结构优化的影响。数据均来自《新中国六十年统计资料汇编》以及各年份的《中国统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国对外经济统计年鉴》,各变量的统计性描述见表1。产业结构优化(*IND*)均值为0.9853,最大值和最小值相差3.6563,标准差0.5295,说明各省份产业结构的发展水平在全国范围内存在着较大的差异。*FDI*占GDP的平均水平为0.0240。技术创新(*TEC*)均值为0.0137,最大值为0.0601,最小值为0.0012,其中2016年,R&D经费占GDP比重超过3%的仅有北京、天津和上海3个地区,投入水平远低于发达国家的投入水平,说明中国整体技术创新水平较低。

表1 变量描述性统计

变量	说明	均值	标准差	最小值	最大值	样本数
<i>IND</i>	产业结构优化	0.9853	0.5295	0.4991	4.1554	372
<i>FDI</i>	外商直接投资	0.0240	0.0188	0.0002	0.0819	372
<i>TEC</i>	技术创新	0.0137	0.0106	0.0012	0.0601	372
<i>EDU</i>	人口教育程度	0.1030	0.0658	0.0000	0.4546	372
<i>FIX</i>	固定资产投资	0.7108	0.5650	0.2398	10.6461	372
<i>GOV</i>	政府消费	0.1554	0.0633	0.0845	0.5226	372
<i>URB</i>	城镇化	0.5148	0.1463	0.2190	0.8960	372

四、实证结果分析

1. 变量的平稳性检验

为避免模型出现“伪回归”问题,在进行面板回归分析前,首先需要对本文所使用的面板数据是否平稳进行检验,为此我们对研究涉及的所有相关变量进行了单位根检验。为增强检验结果的稳健性,同时采用LLC、Breitung、Fisher-ADF、Fisher-PP和Hadri检验综合考虑数据的平稳性。其中,LLC检验、Breitung检验的原假设为存在同质面板单位根;Fisher-ADF检验、Fisher-PP检验和Hadri检验的原假设为存在异质面板单位根,具体检验结果见表2,这里我们将所有变量视为平稳变量。

表2 面板数据单位根检验结果

变量	LLC	Breitung	Fisher-ADF	Fisher-PP	Hadri	结果
<i>IND</i>	-2.6196*** (0.0044)	-0.5249 (0.2998)	93.2238*** (0.0063)	111.3217*** (0.0001)	11.2613*** (0.0000)	平稳
<i>FDI</i>	-4.9362*** (0.0000)	-1.6205** (0.0526)	118.8651*** (0.0000)	97.7371*** (0.0026)	8.0645*** (0.0000)	平稳
<i>TEC</i>	-5.1853*** (0.0000)	0.5889 (0.7220)	113.1862*** (0.0001)	50.9551 (0.8406)	11.8290*** (0.0000)	平稳
<i>EDU</i>	-8.4006*** (0.0000)	0.0509 (0.5203)	134.2478*** (0.0000)	124.6211*** (0.0000)	13.5471*** (0.0000)	平稳
<i>FIX</i>	13.2744 (1.0000)	-1.4121** (0.0790)	102.6368*** (0.0009)	47.0077 (0.9210)	6.7095*** (0.0000)	平稳
<i>GOV</i>	-8.1282*** (0.0000)	0.0927 (0.5369)	126.9796*** (0.0000)	91.1189*** (0.0094)	5.6492*** (0.0000)	平稳
<i>URB</i>	-3.3493*** (0.0004)	-2.3031** (0.0106)	79.0963** (0.0705)	65.7409 (0.3486)	10.9780*** (0.0000)	平稳

注: *、**、*** 分别表示在10%、5%和1%的置信水平上显著,括号中的数值为各个系数对应的t统计量。表3、表4、表5同。

2. 全国层面回归结果与分析

由于本文面板数据的时间维度为2005—2016年,截面维度为31个省份,时间维度小于截面维度,属于短面板问题,故使用静态面板数据模型。为此,采用Hausman检验来判断选择固定效应模型还是随机效应模型。表3显示全国层面的计量回归结果,Model 1、Model 2、Model 3、Model 4是分别将FDI和TEC作为核心解释变量纳入回归方程,Model 5、Model 6是将FDI和TEC同时作为核心解释变量纳入回归方程进行回归的结果。

首先,仅考虑FDI对产业结构优化的影响,见表3 Model 1和Model 2,即固定效应和随机效应计量估计。从计量回归结果来看,上述两种方法得出的系数估计结果正负方向全部一致,并且数值之间的差距较小,根据Hausman检验选择固定效应解释模型。其中,FDI对产业结构升级的影响为正,回归结果并不显著。但是,FDI平方项的回归系数为-75.7666,且在5%的水平下通过了显著性检验,这表明产业结构优化与FDI之间呈倒U型关系,即当FDI低于某一临界值时,FDI促进了产业结构优化,当FDI超过临界值时,FDI对产业结构优化的抑制效应开始显现。

其次,仅考虑技术创新对产业结构优化的影响,见表3 Model 3和Model 4,即固定效应和随机效应,根据Hausman检验选择随机效应解释模型,技术创新回归系数为19.007,在1%的显著性水平下通过检验,即R&D经费投入提高1%,产业结构就优化19.007%。

最后,将FDI和技术创新同时作为解释变量纳入到模型中,见表3 Model 5和Model 6,根据Hausman检验选择固定效应解释模型。其回归结果与前面两次回归相似,FDI与产业结构优化呈倒U型关系;技术创新与产业结构优化之间存在着正相关关系,回归系数为14.4562,并在1%的水平下通过了显著性检验,也就是说R&D经费投入每增加1个百分点,产业结构就优化14.4562%,可见R&D经费的投入大大促进了产业结构的优化。从控制变量的影响来看,其对产业结构的优化具有较强的解释

能力,3次结果都显示,人口受教育程度、政府消费与产业结构优化之间存在着较强的正相关关系,并且都通过了显著性检验,以Model 5为例,回归系数分别为3.3920和1.2708,也就是说,人口受教育水平和政府消费支出每提高1个百分点,产业结构水平就分别提高3.3920个百分点和1.2708个百分点;固定资产投资与产业结构优化之间存在着微弱的正相关关系,但没有通过显著性检验;而城镇化对产业结构的优化存在负面影响,且都在1%的水平下通过了显著性检验,回归系数为-0.9768,也就是说,城镇人口比例每提高1%,产业结构水平就下降0.9768%。究其原因,城镇化水平提高意味着人口向城市转移,但是向城市转移的农村人口大多进入工厂成为普工,从事第二产业相关工作,从而第二产业增加值上升,抑制了产业结构的优化。

3. 分区域的回归结果与分析

基于中国地区经济发展不平衡的现实,为深入研究FDI、技术创新以及控制变量对产业结构影响的地域性差异,分别对东部、中部和东北部与西部地区进行回归(表4)。回归结果显示,FDI对东部地区产业结构优化的影响并不显著,与中部和东北部地区产业结构优化之间呈现倒U型关系,但是西部地区则相反呈现U型关系,即当FDI低于某一临界值时,FDI抑制了产业结构优化,当FDI超过临界值时,FDI对产业结构优化的促进效应开始显现。原因可能是西部地区产业发展相对落后,产业竞争力不强,引入FDI后对原有产业的发展造成了冲击,但是大量引进FDI使得传统产业不断改造升级,从而优化产业结构。R&D经费投入对东部地区产业结构优化的影响显著为正,对中部和东北部地区为负,回归系数分别为23.0349和7.3677,对西部地区的影响并不显著。由上述全国层次回归结果可知,东部地区技术创新对产业结构优化效应要大于全国层面的技术创新效应,而西部地区的技术创新效应小于全国层面。而技术创新对中部和东北部地区产业结构影响为负,回归系数为-32.5696,且在1%的水平上通过了显著性检验。

表3 全国层面的计量回归结果

变量	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
	FE	RE	FE	RE	FE	RE
<i>FDI</i>	3.371 7 (1.22)	4.913 5* (1.79)			3.084 73 (1.13)	3.809 143 (1.42)
<i>FDI * FDI</i>	-75.766 6*** (-2.13)	-84.152 1*** (-2.37)			-64.860 0*** (-1.83)	-66.576 1*** (-1.91)
<i>TEC</i>			16.754 0*** (3.37)	19.007 *** (4.43)	14.456 2*** (2.86)	18.197 0*** (4.30)
<i>EDU</i>	3.916 3*** (8.36)	4.117 1*** (8.85)	3.399 6*** (6.81)	3.393 9*** (7.10)	3.392 0*** (6.81)	3.366 4*** (6.94)
<i>FIX</i>	0.016 9 (0.91)	0.003 3 (0.18)	0.015 3 (0.83)	0.011 7 (0.65)	0.017 9 (0.98)	0.011 2 (0.62)
<i>GOV</i>	1.250 4*** (2.82)	1.824 0*** (4.49)	1.327 1*** (3.02)	1.758 6*** (4.37)	1.270 8*** (2.89)	1.807 0*** (4.54)
<i>URB</i>	-0.750 3*** (-2.25)	-0.458 7 (-1.55)	-0.912 8*** (-2.69)	-0.886 2*** (-2.87)	-0.976 8*** (-2.88)	-0.886 6*** (4.54)
<i>Cons</i>	0.757 6*** (4.49)	0.478 1*** (3.06)	0.665 4*** (4.12)	0.557 0*** (3.58)	0.723 5*** (4.32)	0.534 3*** (3.47)
<i>Obs</i>	372	372	372	372	372	372
<i>R²_overall</i>	0.548 0	0.603 7	0.597 0	0.609 2	0.603 9	0.623 4
<i>F/Wald</i>	24.10***	187.34***	29.72***	198.02***	22.28***	212.83***
Hausman 检验	28.16***		7.42		17.75**	

表4 区域层面的计量回归结果

变量	东部地区		中部和东北地区		西部地区	
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
	FE	RE	FE	RE	FE	RE
<i>FDI</i>	6.237 1 (0.97)	11.048 8* (1.76)	10.610 9 (1.63)	13.904 2** 2.36	-14.773 1** (-2.62)	-14.587 9** (-2.52)
<i>FDI * FDI</i>	-62.486 2 (-0.97)	-121.294 4* (-1.84)	-143.521 2* (-1.67)	-195.978 8** -2.56	425.522 8*** (3.09)	392.518 8*** (2.76)
<i>TEC</i>	23.034 9*** (3.42)	16.227 6*** (2.66)	-54.438 6*** (-4.26)	-32.569 6*** -3.16	7.367 7 (0.62)	-1.984 1 (-0.23)
<i>EDU</i>	5.300 0*** (8.37)	5.589 0*** (8.12)	3.293 0*** (3.08)	4.080 4*** 4.10	-1.411 3* (-1.93)	-1.050 1 (-1.41)
<i>FIX</i> (1.81)	0.370 7** (1.73)	0.263 7* (0.65)	0.011 3 (0.99)	0.016 9 (-0.12)	-0.013 6 (1.89)	0.201 9* (1.89)
<i>GOV</i>	4.942 7*** (5.41)	5.929 4*** (6.20)	5.606 7*** (4.53)	4.108 5*** (3.81)	-0.136 4 (-0.32)	0.329 3 (0.79)
<i>URB</i>	-2.365 7** (-2.52)	-1.834 6*** (-3.60)	1.988 0** (2.11)	0.476 4 (0.72)	1.103 3* (1.96)	0.050 6 (0.10)
<i>Cons</i>	0.516 4 (0.89)	0.123 8 (0.42)	-0.732 7** (-2.02)	-0.156 6 (-0.58)	0.626 7*** (3.19)	0.869 4*** (4.47)
<i>Obs</i>	120	120	108	108	144	144
<i>R²_overall</i>	0.779 4	0.815 3	0.203 9	0.269 9	0.244 9	0.354 6
<i>F/Wald</i>	45.04***	379.93***	10.16***	61.50***	3.15***	19.50
Hausman 检验	27.31***		9.91		21.20***	

在控制变量方面,表4表明,人口受教育程度、固定资产投资、政府消费支出和城镇化水平对三个地区产业结构的影响效果并不一致。其中,东部、中部和东北部地区人口受教育程度对产业结构优化的影响为正,且对东部地区的影响要大于对中部和东北部地区的影响,回归系数分别为5.3000和4.0804,且都在1%的水平下通过显著性检验,但是人口受教育程度对西部地区的影响在10%的显著性水平下为负。固定资产投资对产业结构的影响,只在东部地区通过了显著性水平检验,检验水平为5%,对中部和东北部、西部地区产业结构的影响都不显著。而政府消费与东部、中部和东北部地区产业结构优化之间存在着正相关关系,系数分别为4.9427和4.1085,并且都在1%的水平上通过了显著性检验。可以看出,政府消费对中部和东北部地区的影响要小于对东部地区的影响,而对西部地区的影响并不显著。在城镇化方面,东部与西部存在着相反的影响,城镇化对东部地区产业结构优化的影响显著为负,而对西部地区产业结构优化的影响显著为正,但是对中部和东北部地区产业结构优化的影响并不显著。

4. 稳健性检验

(1)内生性。在回归分析时,为了避免核心解释变量和控制变量可能与随机扰动项存在同期相关而产生内生性问题。因此,该部分用外商直接投资、技术创新的滞后一期替代当期来对模型重新进行回归分析。回归结果如表5中第3列所示,由于解释变量和控制变量的同期项和滞后项有较高的相关性,因而滞后期的回归结果仍然可信。从表5可知,滞后效应中 FDI 平方的估计系数仍然为负,大小与随机效应相差不大,且在10%的水平下通过了显著性检验;滞后效应和随机效应下的技术创新估计系数大小相当,并且都在1%的水平下通过了显著性检验,再次说明技术创新水平越高越能够促进产业结构的优化。

(2)变换被解释的衡量方法。中国各地区经济发展水平存在显著的地域差异,某些年份、某些地区的产业产值和产业增加值存在差异。本文借鉴于春晖等(2011)的研究成果,采用第三产业与第二产业的产值之比重新衡量产业结构的优化水平,并以此为被解释变量对外商直接投资、技术创新、人

口受教育程度、固定资产投资、政府消费和城镇化进行回归,回归结果见表5第4列。从表5可见,变换被解释变量重新回归的结果与原回归的结果基本一致,估计系数的符号都相同,大小也相近,并且在相通的水平下通过了显著性检验,从而进一步验证了之前的回归结果是稳健的。

表5 滞后期与变换被解释变量回归结果

变量	RE	IV-Lag	变换被解释变量
$FDI * FDI$	-21.3547* (-1.73)	-24.1240* (-1.81)	-23.7137* (-1.89)
TEC	18.1659*** (4.20)	18.9761*** (4.17)	17.2859*** (3.96)
EDU	3.2900*** (6.85)	3.0822*** (6.07)	3.5923*** (7.34)
FIX	0.0122 (0.68)	0.0158 (0.90)	0.0143 (0.78)
GOV	1.7359*** (4.32)	1.5926*** 3.86	1.7268*** (4.24)
URB	-0.8698*** (-2.82)	-0.5820* (-1.79)	-0.9034*** (-2.89)
$Cons$	0.5937*** (3.78)	0.4800*** (2.91)	0.5878*** (3.71)
Obs	372	341	372
$R^2_{overall}$	0.6100	0.6175	0.6094
$F/Wald$ 检验	200.36***	191.73***	214.05***

五、结论与政策建议

1. 研究结论

在分析 FDI 、技术创新对产业结构影响机制的前提下,基于2005—2016年中国31个省份的面板数据构建实证方程,分别运用固定效应和随机效应法验证 FDI 和技术创新对产业结构的影响机制和大小;随后分区域深入探究 FDI 和技术创新对产业结构优化的差异化效应,最后的稳健性检验证实了本文回归结果的稳定性。研究结论如下。

(1)根据总样本的回归结果, FDI 与产业结构优化之间存在着倒U型关系,即当 FDI 低于某一临界值时, FDI 促进了产业结构优化,当 FDI 超过临界值时, FDI 对产业结构优化的抑制效应开始显现。技术创新对产业结构优化之间存在显著的正相关关系。具体而言,R&D经费支出每提高1个百分点,第三产业增加值与第二产业增加值的比重就提高14.4562个百分点。

(2)分区域的回归结果显示,FDI对东部产业结构优化的影响并不显著,与中部和东北部地区产业结构优化之间呈现倒U型关系,与全国层面的回归结果一致,但是西部地区则相反呈现U型关系,而技术创新对各区域产业结构的影响呈现区域异质性。具体来说,技术创新与东部地区产业结构优化之间存在显著的正相关,而与中部和东北部地区呈负相关,对西部地区的产业结构并没有显著的影响。

(3)对控制变量的实证考察表明,人口受教育程度对东部、中部和东北部地区产业结构优化的影响为正,且对东部地区的影响要大于对中部和东北部地区的影响,但是人口受教育程度对西部地区的影响为负;政府消费支出对东部、中部和东北部地区产业结构优化有显著正影响,对西部地区影响不显著;城镇化水平与东部地区产业结构优化之间存在显著负相关关系,与西部产业结构化之间存在正相关关系,对中部和东北部地区产业结构优化的影响不显著;而固定资产投资对产业结构优化的影响并不显著。

2. 政策建议

结合上述研究结论,笔者认为,政府可从产业政策、职业教育入手,缓解目前中国产业结构发展水平较低的问题。首先,各地区应该根据实际情况对FDI进行引导,引导其积极改造升级传统制造业,同时完善相关制度环境,鼓励高技术水平的外资进入。技术创新与产业结构优化之间存在显著的正相关关系,技术创新对第一产业的带动作用要小于对第二、第三产业的带动作用,因此在加大对高技术、新兴产业技术投入力度的同时,应加大以新技术对传统产业的改造升级。现阶段,以大数据、云计算、物联网和人工智能为代表的新一代信息技术,在一定程度上使得我国向微笑曲线的两端发展,从而促进了价值链的升级。国家应该大力支持新能源技术的发展,以往我国遵循的是粗放式的增长方式,资源消耗大,对环境也造成了一定的破坏。而新能源和再生能源技术的发展,可以缓解这些问题,加快传统产业的转型升级。加快发展以技术创新为基础的主导产业和优势产业,充分利用大数据促进现代农业的发展,同时推进信息化对现代农业的深度融合。

提升教育结构和产业结构的协调度。当前严峻的就业问题明显说明两者的不协调。创新必须从教育抓起,重视教育“内推外溢”效应发挥。同时,要充分调动高校、科研机构的创新积极性,充分发挥政府资源,大力提升各层次学校的办学质量和科研机构研发水平。

参 考 文 献

- [1] KIYOSHI K. Japanese direct foreign investment: a Japanese of multinational business operations [J]. Croom Helm, London, 1978(7):388-390.
- [2] HUNYA G. Restructuring through FDI in romanian manufacturing[J]. Economic Systems, 2002, 26(4): 387-391.
- [3] TILMAN A, HUBERT S, ANDREAS S. Breakthrough China's and India's transition from production to innovation [J]. World Development, 2008, 36(2):325-344.
- [4] LUCCHESI M. Innovation, demand and structural change in Europe[Z]. Working Papers, 2011.
- [5] ZHAO Qiong, NIU Minyu. Influence analysis of FDI on China's industrial structure optimization [J]. Procedia Computer Science, 2013, 17:1015-1020.
- [6] 张帆,郑京平. 跨国公司对中国经济结构和效率的影响 [J]. 经济研究, 1999(1): 47-54.
- [7] 李奇泳,王帅. 以产业结构的视角实证分析青岛市引进外资绩效——基于面板数据模型的研究 [J]. 金融经济, 2009(18):29-30.
- [8] 方燕,高静. 外商直接投资对产业结构的影响分析——基于向量误差修正模型的实证研究 [J]. 北京工商大学学报(社会科学版), 2010, 25(1):49-52,58.
- [9] 朱燕. FDI对苏州三大产业结构调整影响的实证研究 [J]. 江苏教育学院学报(社会科学), 2011, 27(1):95-97.
- [10] 王静. FDI促进中国各地区产业结构优化的门限效应研究 [J]. 世界经济研究, 2014(3):73-79,89.
- [11] 郭克莎. 外商直接投资对我国产业结构的影响研究 [J]. 管理世界, 2000(2):34-45,63.
- [12] 陈明森. 自主成长与外向推动:产业结构演进模式比较 [J]. 东南学术, 2003(3):51-66.
- [13] 陈迅,高远东. FDI与中国产业结构变动相互影响的实证研究 [J]. 开发研究, 2006(1):75-77,64.
- [14] 唐艳. FDI在中国的产业结构升级效应分析与评价 [J]. 财经论丛, 2011(1):20-25.
- [15] 戴宴清. 产业结构转型中的外商直接投资效应研究 [J]. 统计与决策, 2012(24):146-148.

- [16] 王新红. 陕西研发投入与产业结构优化分析[J]. 商业研究, 2012(6): 25-30.
- [17] 龚轶. 技术创新推动下的中国产业结构优化[J]. 科学学研究, 2013(8): 1253-1259.
- [18] 白洁. 研发投入、发展差异与产业结构高度化研究[J]. 工业技术经济, 2013(4): 116-120.
- [19] 李海东. 技术创新与产业结构升级研究[J]. 企业经济, 2014(2): 128-131.
- [20] 陈静, 叶文振. 产业结构优化水平的度量及其影响因素分析——兼论福建产业结构优化的战略选择[J]. 中共福建省委党校学报, 2003(1): 44-49.
- [21] 干春晖, 郑若谷, 余典范. 中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响[J]. 经济研究, 2011, 46(5): 4-16, 31.
- [22] 李治国, 周德田. 区域产业结构优化的金融支持研究——以山东省为例[J]. 华东经济管理, 2013, 27(6): 21-26.
- [23] 原毅军, 谢荣辉. 环境规制的产业结构调整效应研究——基于中国省际面板数据的实证检验[J]. 中国工业经济, 2014(8): 57-69.
- [24] 王俊. 跨国外包体系中的技术溢出与承接国技术创新[J]. 中国社会科学, 2013(9): 108-125, 206-207.
- [25] 原毅军, 谢荣辉. 产业集聚、技术创新与环境污染的内在联系[J]. 科学学研究, 2015, 33(9): 1340-1347.
- [26] 袁博, 刘凤朝. 技术创新、FDI与城镇化的动态作用机制研究[J]. 经济学家, 2014(10): 60-66.
- [27] 林春艳, 孔凡超. 技术创新、模仿创新及技术引进与产业结构转型升级——基于动态空间 Durbin 模型的研究[J]. 宏观经济研究, 2016(5): 106-118.

FDI, Technological Innovation and Industrial Structure Optimization

—An empirical analysis based on the provincial panel data

ZHENG Zhi-qiang

(School of Economics, Fujian Normal University, Fuzhou 350117, China)

Abstract: The optimization and upgrading of industrial structure is an important way to transform the mode of economic growth and improve its quality and efficiency. Having analyzed the *FDI* mechanism and the technological innovation that influences the industrial structure optimization, this paper constructs an empirical equation based on the panel data of 31 provinces in China from 2005 to 2016 and thus verifies the influencing size of *FDI* and technological innovation to optimize industrial structure by using the fixed and random effects. Then of the eastern, central and northeastern, and western regions of China the differential effects on the industrial structure optimization have been explored respectively. The outcomes show that at the national level, *FDI* and industrial structure optimization are inverted-U shaped, while there is a positive correlation between the technological innovation and the industrial structure optimization. The population education and government consumption may promote the optimization of industrial structure. Besides, the impact of *FDI*, technological innovation and control variables on industrial structure optimization varies at the regional level. Finally, this paper proposes relevant policy recommendations.

Key words: *FDI*; technological innovation; industrial structure optimization

【编辑 高婉炯】