

区域协调发展、产业结构优化与全要素生产率 ——以长三角为例

郭家堂, 刘 亮

(上海社会科学院 应用经济研究所, 上海 200020)

摘 要:文章以长三角为例,基于产业结构优化视角分析区域协调发展对城市全要素生产率的影响,利用城市加入长三角经济协调会的拟自然实验,构建双重差分模型对理论假设进行检验。研究发现:区域协调发展对城市全要素生产率有显著促进作用,其对以 Malmquist 指数衡量的城市全要素生产率提升幅度达 3.56%;区域协调发展通过促进城市产业结构高级化,从而提升全要素生产率;区域协调发展虽然有助于促进城市产业结构的合理化,但是产业结构合理化对全要素生产率的作用并不显著。

关键词:区域协调发展;全要素生产率;产业结构;长三角

中图分类号:F293 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-6487(2022)24-0097-06

0 引言

党的二十大报告明确提出“深入实施区域协调发展战略”区域协调发展是当前我国推动经济高质量发展的国家重大战略之一。如成立于 1997 年的长江三角洲城市经济协调会(简称“经济协调会”),一个重要的目标是解决长三角地区城市间的产业同质化问题^[1],破除“行政区经济”藩篱^[2],促进城市群产业结构优化^[3],实现一体化发展。自成立至今,经济协调会经历了 5 次扩容,将城市合作范围扩大至上海、江苏、浙江和安徽,紧扣“一体化”和“高质量”发展,落实国家区域协调发展战略。

随着国家大力实施区域协调发展战略,学者们开始逐渐以经济协调会作为区域协调发展的拟自然实验,对其经济效率^[3-5]、环境保护^[6,7]以及对外贸易^[8]等方面的政策效应展开检验。这些文献虽然均采用双重差分(DID)模型展开实证,但结论却不一。一系列双重差分模型的前沿研究文献发现^[9],不少基于政策发生在多个时间点的双重差分模型(简称交叠 DID 模型, Staggered Difference-in-Difference)的研究可能忽视了一个重要的实证偏误问题,即交叠 DID 模型作为一种面板数据双向固定效应模型,回归所得的政策效应本质上是多个两组两时段传统 DID(简称 2×2 DID)的加权平均效应,其中可能存在负效应或负权重现象,导致明显的估计偏误。

鉴于此,本文首先从产业结构优化视角分析了区域协调发展对城市全要素生产率的作用,并提出理论假设;然后,构建双重差分模型对理论假设进行基准回归检验,以及一系列双重差分模型的传统稳健性检验;最后,采用

Bacon 分解^[9]、两阶段双重差分(Two-stage DID)回归等前沿估计方法进行更加严格的稳健性检验。本文更为准确地考察了区域协调发展对全要素生产率的影响及其作用机制,并从以下两个方面丰富了现有研究文献:一方面,检验政府因素对全要素生产率的作用,是对现有研究文献普遍关注市场因素(如金融发展、研发创新等)影响的补充;另一方面,从府际关系另一重要维度——地方政府合作——展开研究,进一步丰富了府际关系视角下的中国经济问题研究文献。

1 研究假设

城市是产业集聚的空间^[10],集聚的向心力和离心力不断推动城市体系完善,城市群应运而生^[4]。新经济地理学用“中心-外围”模型^[11]揭示了城市群产业发展的市场客观规律,即城市群中心与外围将会基于深度的产业分工聚集着不同的产业,并不断动态调整,促进城市群的规模经济和集聚经济发展,实现更高质量发展。

然而,中国是一个内部市场分割极为严重的经济体,其中最重要的因素是地方政府横向治理问题^[12]。即改革过程中采用以 GDP 增长为单一任务的财政分权制度,激励了地方保护主义和市场分割行为,导致巨大的效率损失。

激励地方政府横向合作,实施区域协调发展,对破除地区之间利益藩篱和政策壁垒具有重要的决定性作用。经济协调会作为地方政府合作机制,有助于打破城市行政边界壁垒^[2],为城市依托比较优势进行合理产业布局,为产业顺应生命周期实现梯度转移^[5,13]提供保障。

基金项目:国家社会科学基金资助项目(19BJY101)

作者简介:郭家堂(1982—),男,浙江龙泉人,博士,助理研究员,研究方向:区域经济与高质量发展。

刘 亮(1975—),男,湖南隆回人,研究员,博士生导师,研究方向:经济发展及增长理论。

一方面,区域经济协调消除市场壁垒,促进要素自由流动,从低级产业向高级产业转移,实现产业高级化。随着经济体工业化和城市化程度的提升,经济意义上的城市往往大于行政意义上的城市^[1],相对稳定的行政地理划分容易成为障碍要素流动的壁垒。城市群地方政府的各方合作,如实现基础设施互联互通、人才计划与就业安排协商,则可以弱化城市行政边界效应,提高彼此市场可接近性,促进生产要素自由流动,促进产业向高级化升级。

另一方面,区域经济协调可以优化产业结构,使得产业更加合理化。城市产业发展不可忽视要素禀赋,但是城市群通常是地域相连、文化相融、人缘相亲的,在生产要素禀赋上也极为相近,容易出现产业同质化现象^[1],区域经济协调可以为产业依照城市比较优势进行合理布局。合理的城市产业布局具有明显的“中心-外围”结构,即在中心与外围地区集聚着不同产业,他们之间相互关联、优势互补,并且根据城市经济发展阶段实现动态调整、梯度转移。但是,产业转移过程中难免会存在各种摩擦,既有转出区的推力和承接区的斥力之间的摩擦,也有转出区的阻力和承接区的拉力之间的摩擦^[5],地方政府之间的区域协调保障作用显得尤其关键。

基于以上分析,本文提出:

假设1:区域(经济)协调对城市全要素生产率有显著的促进作用。

假设2a:区域(经济)协调有助于产业结构高级化,进而促进全要素生产率增长。

假设2b:区域(经济)协调有助于产业结构合理化,进而促进全要素生产率增长。

2 研究设计

本文利用长三角城市逐步加入经济协调会作为一次拟自然实验,应用双重差分模型检验经济协调会对城市全要素生产率的作用。选择经济协调会成员的41个地级及以上城市作为处理组,将其他非长三角地带的城市作为不受经济协调会影响的对照组构建双重固定效应模型展开实证检验。

2.1 模型设置

本文参考张学良等(2017)^[4]和孙伟增等(2022)^[14]的研究,设置如下模型:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \beta ECC_{it} + \gamma X_{it} + \eta_i + \mu_t + \delta_s t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,下标*i*表示城市,*t*表示年份。 Y_{it} 为被解释变量,在基准回归中表示*i*城市在*t*年的全要素生产率指数水平。 $ECC_{it} = Treat_i \times Post_{it}$, $Treat_i$ 表示经济协调会成员城市的变量,如果城市*i*属于经济协调会成员,则记为1,否则为0, $Post_{it}$ 衡量城市*i*在*t*年是否为经济协调会成员,加入经济协调会当年及随后年份为1,否则为0。 X_{it} 为包括城市规模、经济发展水平等的控制变量。 η_i 为个

体固定效应,控制不随时间变化的城市特征。 μ_t 为时间固定效应,控制不随城市变化的时间差异影响。 $\delta_s t$ 表示城市所在省份时间趋势项,控制宏观整体趋势影响。 ε_{it} 为误差项,采用稳健标准误,聚类到省级层面。在式(1)的回归模型中,本文关心的是 ECC_{it} 系数的估计值 $\tilde{\beta}$,它衡量了经济协调会对城市全要素生产率(或产业结构优化)的政策效应。

2.2 变量构建

2.2.1 全要素生产率

本文的核心变量是全要素生产率,它是一个反映经济增长过程中扣除资本和劳动投入的贡献以外,其余综合要素对经济增长的贡献度的变量。本文参考郭家堂和骆品亮(2016)^[15]的研究,采用DEA Malmquist指数法测算全要素生产率指数。在具体测算过程中,所采用的产出变量和投入变量如下:(1)产出变量采用GDP作为指标,以2001年不变价计算实际GDP。(2)投入变量主要考虑劳动和资本两种要素,劳动用城市单位从业人员劳动力数量来衡量,资本用资本存量来衡量。资本存量估算参考张军等(2004)^[16]的研究,利用永续盘存法进行估算,估算方程如下:

$$K_{i,t} = K_{i,t-1}(1 - \delta_{i,t}) + I_{i,t} \quad (2)$$

其中,*I*代表实际固定资产投资,选用城市所在省份的固定资产投资指数将名义固定资产投资转换为实际固定资产投资,参考张军等(2004)^[16]的研究,设折旧率为9.6%。利用永续盘存法估算资本存量的关键是基期资本存量的估算,基期的资本存量按如下方程估算:

$$K_{i,0} = I_{i,0} / (\bar{g}_i + \bar{\delta}_i) \quad (3)$$

其中, \bar{g}_i 和 $\bar{\delta}_i$ 为估算期内城市*i*的经济平均增长率和资产的平均折旧率^①。考虑到 $K_{i,0}$ 的估算较不准确,所以采用永续盘存法中距离基期较远的年份,所估算出的误差也会相对小一些。一般而言,学者们通常会根据数据可得性将基期的选择尽可能地远离研究窗口期,缓解实证研究中数据质量导致的偏误,本文选择1997年作为资本存量估算的基期,同时,为了与GDP的基年保持一致,所有年份的资本存量最终转换为2001年当年价计算。

2.2.2 产业结构优化

产业结构优化可以从产业结构高级化和合理化两个维度衡量^[17,18]。产业结构高级化反映区域产业结构的升级水平。本文参考孙伟增等(2022)^[14]的研究,通过对第一、第二、第三产业增加值比重依次赋予更高的权重来构建产业结构高级化指数,具体如下:

$$TS = \sum_{j=1}^3 j * W_j, j = 1, 2, 3 \quad (4)$$

其中, W_j 表示*j*产业增加值占城市GDP的比重。*TS*是产业高级化指数,取值范围为1~3,该指数越大,产业结构高级化程度越高。产业结构合理化反映了一个区域产业间的聚合质量,是资源有效利用程度的反映。根据经济

①在相关统计年鉴中,2001年的城市经济增长率不可得,因此计算 \bar{g}_i 和 $\bar{\delta}_i$ 时没有包括2001年的数据。

学假设,合理的资源分配是一种均衡,即资源在不同产业之间的回报是无差异的。本文参考干春晖等(2011)^[17]的研究,利用泰尔指数法衡量产业结构合理化,公式如下:

$$TL = \sum_{j=2}^3 \left(\frac{V_j}{V} \right) \ln \left(\frac{V_j}{L_j} / \frac{V}{L} \right), j=2, 3 \quad (5)$$

其中, V_j 为 j 产业的增加值, V 为所有产业总增加值, L_j 为 j 产业的劳动力, L 为所有产业的总劳动力。 TL 为产业结构合理化,当资源分配达到理想均衡时, TL 取值为0,该指数越大,表示产业结构合理化程度越低。在产业结构合理化指数构建中,本文只用了第二产业和第三产业的数据。主要是因为不同统计年鉴中关于第一产业劳动人口的数据差异较大,这种差异很难用统计误差解释,即便分离出全市和市辖区的数据后这种不一致依然没有得到缓和。

2.2.3 控制变量

本文的实证还包括以下控制变量:(1)金融发展水平(*Finance*),选取年末住户存款余额占GDP的比重(取对数)衡量。(2)城市规模(*Size*),采用城市建成区面积(取对数)衡量。(3)城市经济发展水平(*AGDP*),采用2001年当年价城市人均实际GDP(取对数)衡量。(4)外商直接投资(*FDI*),采用城市FDI与GDP的比值(取对数)衡量。(5)基础设施(*Hospital*),采用外生性较强的城市医院数量(取对数)作为基础设施的代理变量。

2.3 样本与数据

由于本文采用DEA-Malmquist指数法测算全要素生产率,要求数据为平衡面板数据,城市在部分年份数据缺失使本文的样本损失较大,因此最终纳入回归的城市为154个,其中处理组城市为41个。考虑到2020年年初,新冠肺炎疫情暴发对全球经济带来了前所未有的冲击,因此本文将研究时间跨度设定为2007—2019年。

本文实证的数据主要来自《中国城市统计年鉴》和《中国统计年鉴》,部分缺失数据从城市统计年鉴和政府统计公报进行补充。2011年8月,安徽省巢湖市被撤销,下辖的区县分别并入马鞍山市、芜湖市和合肥市,本文计算了原巢湖市每个区县的10年平均人口比重,以此为权重将2011年之前巢湖市的统计数据分别合并到马鞍山市、芜湖市和合肥市的数据中。对2019年并入济南市的莱芜市做了相同处理。相关变量说明和数据统计分析如表1所示。

3 实证结果分析

3.1 基准回归结果

本文基准回归结果如表2所示,表2的列(1)是仅控制了个体固定效应和时间固定效应的回归结果,在该列中核心解释变量 ECC 的系数为0.045,在1%的水平上显著。表2的列(2)和列(3)是在列(1)基础上相继增加控制变量

表1 主要变量含义与描述性统计

类型	变量说明	符号	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	全要素生产率指数(Malmquist指数)	<i>TFP</i>	1874	1.0057	0.1006	0.3913	2.0766
作用机制变量	产业高级化指数(Kuznets指数)	<i>TS</i>	1874	2.2928	0.1413	1.8312	2.832
	产业合理化指数(泰尔指数)	<i>TL</i>	1874	0.0429	0.0616	0	0.5988
核心解释变量	城市是否为经济协调会成员的变量(如果城市 i 在 t 年是经济协调会成员城市,则该变量为1,否则为0)	<i>ECC</i>	1874	0.1777	0.3824	0	1
控制变量	金融发展水平(住户存款余额/GDP,取对数)	<i>Finance</i>	1874	0.3565	0.644	-1.9832	2.7348
	城市规模(建成区面积,取对数)	<i>Size</i>	1874	4.675	0.7863	2.9444	7.2923
	人均GDP(取对数)	<i>AGDP</i>	1874	10.347	0.7086	6.8838	12.15
	开放程度(实际FDI/GDP,取对数)	<i>FDI</i>	1874	-4.288	1.2073	-11.307	0.1244
	基础设施(医院数量,取对数)	<i>Hospital</i>	1874	5.0542	0.668	2.7726	8.0236

和省份趋势项后的回归结果,可以发现,在这两列中 ECC 的系数大小略有下降,但仍保持在1%的水平上显著为正。意味着基于经济协调会机制的区域协调发展显著促进了城市全要素生产率增长。

表2 经济协调会对城市全要素生产率作用的检验结果

	(1) <i>TFP</i>	(2) <i>TFP</i>	(3) <i>TFP</i>
<i>ECC</i>	0.0450*** (7.3494)	0.0416*** (7.0531)	0.0356*** (6.9004)
<i>Finance</i>		-0.0159** (-2.2817)	-0.0123* (-1.8404)
<i>Size</i>		0.0539*** (5.1051)	0.0497*** (5.2152)
<i>AGDP</i>		-0.0197* (-1.8914)	-0.0235** (-2.5105)
<i>FDI</i>		-0.0020 (-0.7896)	0.0001 (0.0359)
<i>Hospital</i>		0.0040 (0.8145)	0.0013 (0.2680)
Constant	0.9977*** (916.4326)	0.9266*** (7.3593)	1.0084*** (9.1743)
个体固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
省份时间趋势	否	否	是
样本量	1874	1874	1874
Adjusted R ²	0.3294	0.3376	0.3389

注:括号内的数值是经过聚类稳健性调整后的t值,*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著,下同。

本文实证模型还包含一系列控制变量,以表2列(3)为例,对这些控制变量回归结果进行解释。其中,金融发展(*Finance*)的系数为负,在10%的水平上显著,可能的原因是中国金融中介规模与企业规模不匹配,导致效率损失。城市规模(*Size*)的系数为正,在1%的水平上显著,可能的原因是规模越大的城市,越能发挥规模经济和集聚经济效应,因此有更高的全要素生产率。人均GDP(*AGDP*)的系数为负,在5%的水平上显著,可能的原因是经济发展水平越高的城市,GDP的增长压力越大,经济增长目标约束了全要素生产率增长。外商直接投资(*FDI*)的系数不显著,说明了外商投资的技术溢出效应较小。基础设施(*Hospital*)的系数也不显著,可能的原因是地方政府一直重视基础设施投资,传统基础设施不再是制约全要素生

产率的主要因素。

3.2 稳健性检验结果

3.2.1 平行趋势检验

双重差分模型的关键前提假设是平行趋势假设,即如果没有加入城市经济协调会的事件影响,成员城市和非成员城市的全要素生产率指数的均值差异在样本期间内会保持一致。本文选取城市加入经济协调会前5年和后5年作为研究窗口期,以城市加入经济协调会的前一年作为基期进行平行趋势假设检验,结果如图1所示。可以发现,在城市加入经济协调会之前的相关年份虚拟变量的系数基本上处于0附近,并且统计上不显著;城市加入经济协调会的当年及其后年份的虚拟变量系数值大于0,大部分年份是显著的。由此可以判断,本文的模型设置较好地满足了平行趋势假设。

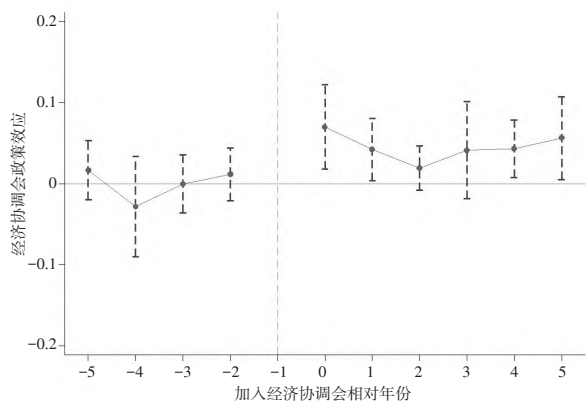


图1 平行趋势假设检验结果

注:虚线表示在10%的水平上显著性区间,回归中采用聚类稳健标准误,结果包含了控制变量。

3.2.2 安慰剂检验

本文使用随机生成政策处理组的安慰剂检验方式进行稳健性检验,以此排除随个体和时间同时变化的不可观测因素的干扰。检验的基本逻辑是在全样本中随机设定政策处理组或政策实施的年份进行新的回归,如果在这些回归中,出现了显著政策效应,那么就意味着基准回归所评估的政策效应很有可能不是该政策所形成的效应,反之,则可认为基准回归的结果是稳健的。

本文按照如下步骤进行随机生成政策处理组。第一步,考虑到城市经济协调会的成员一共有41个城市,随机抽取41个城市作为新的处理组;第二步,本文的样本中有15个城市是在1997年加入经济协调会,1个城市是在2003年加入经济协调会,6个城市在2010年加入经济协调会,8个城市在2013年加入经济协调会,4个城市在2018年加入经济协调会,7个城市在2019年加入经济协调会,随机从第一步抽取的41个城市按照上述城市加入经济协调会的时间进行设定;第三步,将随机设定后的41个处理组城市与其他城市合并形成新的回归样本,利用基准回归模型进行回归检验。总共重复上述随机实验1000次,将这些回归结果中的ECC系数、P值进行保存,绘制如图2所示的安慰剂检验结果图。可以发现,ECC系数($\hat{\beta}$)值

集中于0附近分布,基准回归的系数(图中的虚线)超出安慰剂效应的99%置信区间范围,由此可见,基准回归结果得到了安慰剂稳健性检验的支持。

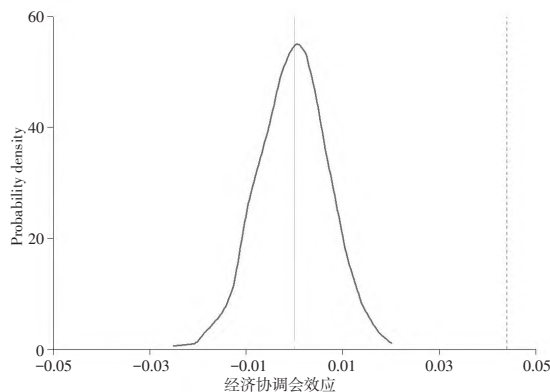


图2 安慰剂检验结果

注:图中曲线是随机处理1000次绘制估计系数的分布,垂直虚线是本文的基准回归估计系数区间。

3.2.3 Bacon分解检验

经济协调会成员从成立之初的15个城市发展为41个城市,经历了2003年、2010年、2013年、2018年和2019年5次扩容,也就是说本文的研究样本受到经济协调会的作用影响是交叠出现的,因此本文的实证模型为交叠DID模型。在交叠DID模型中,基准回归所估计的政策效应为多个两组两时段的传统DID(简称 2×2 DID)估计结果的加权平均效应^[9],部分 2×2 DID由于将已经是经济协调会成员的城市作为对照组,其所估计的系数为负或者权重值可能为负,影响基准回归对政策效应估计的准确性^[9,10]。换言之,处理时点随时间变化导致本文基准回归所估计的政策效应存在着偏误,需要对此加以考虑。

本文中一共产生20组 2×2 DID,可以将他们按照处理组和对照组的特征分成4种类别组合(见下页表3),表3中B类和D类的对照组是已经成为经济协调会成员的城市,这些城市事实上已经受到政策的影响,属于“坏”的对照组,如果这类组合的权重过高,将会导致基准回归所得到的ECC系数所反映的政策净效应偏误过大。而A类和C类是将(暂时或一直)未加入经济协调会城市作为对照组,政策发生时对照组没有受到政策“污染”,因此其政策评估效应是“干净的”。本文采用Bacon分解法^[9]对4种类别的 2×2 DID进行系数估计,并进行权重分解,结果如表3所示,可以发现在本文中,C类的 2×2 DID权重高达80.7%,系数为0.048,非常接近于基准回归中表2的列(1)回归结果($\hat{\beta}=0.045$)。下页图3则清晰地展示了所有20组 2×2 DID的估计系数和权重,显然,本文基准回归所得出的结论,受城市加入经济协调会时间不一致导致的估计偏误影响较小。

3.2.4 基于两阶段双重差分(Two-stage DID)模型检验

Bacon分解检验清晰地展示了交叠DID模型政策效应偏误来源,但是并未提供解决偏误估计问题。解决双向固定效应(Two Way Fixed Effects, TWFE)下的交叠型DID模型偏误问题(简称TWFE偏误问题)是近年来的计量经济

表3 Bacon分解检验结果

类别	2×2 DID 分组比较		权重	平均效应
	处理组	对照组		
A	较早加入协调会城市	较晚加入协调会城市	0.055	0.062
B	较晚加入协调会城市	较早加入协调会城市	0.025	0.065
C	新加入协调会城市	从未加入协调会城市	0.807	0.048
D	新加入协调会城市	(观察期)一直是协调会成员城市	0.112	-0.001

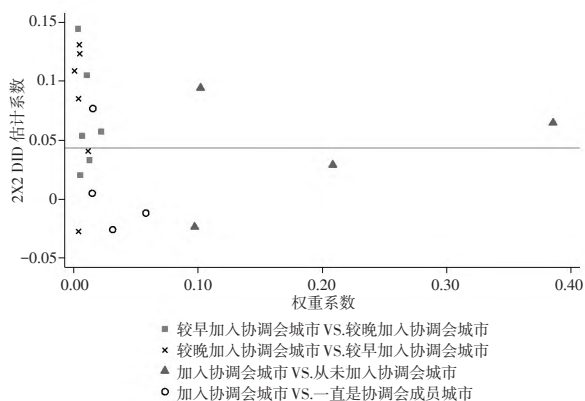


图3 Bacon分解检验分组检验政策效应系数与权重关系图

学前沿问题,已形成了一定的共识,即准确地估计政策效应应该规避“已处理”组群进入对照组的问题, Gardner (2021)提出先对组别效应和时期效应进行识别,然后将他们剔除再进行处理,变量回归的两阶段估计法(Two-stage DID)比较适合本文的样本特征,因此采用两阶段估计法进行稳健性检验,结果如表4的列(1)所示,可以发现考虑了TWFE偏误问题后,本文核心解释变量的系数(0.0824)高于基准回归的系数(0.0356)。

表4 经济协调会对全要素生产率作用的稳健性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Two-stage DID 回归	采用SFA测算TFP	控制处理组趋势	PSM-DID
	TFP	TFP2	TFP	TFP
<i>ECC</i>	0.0824*** (4.5827)	0.0023** (2.7846)	0.0292*** (6.1606)	0.0371*** (9.0626)
<i>Finance</i>	是	-0.0034** (-2.4285)	-0.0137* (-2.0612)	-0.0181 (-1.2835)
<i>Size</i>	是	0.0020 (0.6408)	0.0506*** (4.6792)	0.0574*** (3.2255)
<i>AGDP</i>	是	0.0012 (0.6976)	-0.0193* (-1.8250)	-0.0646** (-2.7251)
<i>FDI</i>	是	0.0010** (2.1305)	-0.0020 (-0.7939)	0.0049 (1.0723)
<i>Hospital</i>	是	0.0019 (1.5883)	0.0039 (0.7860)	-0.0183 (-1.5622)
Constant	是	-0.0494** (-2.2318)	0.9400*** (7.1610)	1.5085*** (5.4749)
个体固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
省份时间趋势	是	是	是	否
处理组趋势	否	否	否	是
样本量	1874	1874	1874	1010
Adjusted R ²		0.8355	0.3997	0.3052

注:stata 15 软件没有汇报两阶段估计法(Two-stage DID)控制变量的系数和t值,但本文已经在回归时对所有控制变量进行了控制。

3.2.5 其他稳健性检验

前文一系列关于双重差分模型的假设检验较好地支持了基准回归结论,接下来继续通过改变核心变量测度、

改变时间趋势项设置、匹配选择对照组等方式提供更多稳健性检验。

第一,改变城市全要素生产率指数测算方法。在基准回归中,本文采用的是Malmquist指数法测算全要素生产率。这里采用SFA的超越对数形式生产函数测算所得的全要素生产率作为稳健性检验,检验结果如表4列(2)所示,可以发现本文核心解释变量 *ECC* 的系数为正,在5%的水平上显著。

第二,改变时间趋势项控制方式。采用处理组时间趋势加以控制代替对省份时间趋势项进行稳健性检验,检验结果如表4的列(3)所示,可以发现,列(3)中 *ECC* 的系数虽然比基准回归结果的系数小,但是也在1%的水平上显著为正。

第三,基于PSM-DID回归方法检验。本文利用基准回归中的控制变量,采用逐年匹配的方法将经济协调会成员城市与非成员城市进行卡尺最近邻(1:2)匹配,然后再进行新的DID回归检验。表4的列(4)是使用满足共同支撑假设样本的PSM-DID回归结果,可以发现,该回归结果与基准回归结果在系数大小上非常接近,在1%的水平上显著。此外,本文还使用权重不为空的样本和使用频数加权两种方法进行PSM-DID回归,结论是一致的。

由此可见,考虑一系列稳健性问题后,本文基准回归结论是稳健的。

3.3 机制检验

本文使用中介效应模型逻辑对假设2a和假设2b提出的作用机制展开检验。为了对假设2a进行检验,首先,本文将取对数后的产业高级化指数(*lnTS*)作为新的被解释变量,采用式(1)模型进行回归,下页表5的列(1)是该回归检验的结果,可以发现 *ECC* 的系数为正,在1%的水平上显著,即经济协调会促进了产业结构高级化。接着,在保留本文核心解释变量 *ECC* 的基础上,将 *lnTS* 加入本文的基准回归模型对全要素生产率进行回归,结果如表5的列(2)所示,可以发现,在列(2)中, *lnTS* 的系数为正,在10%的水平上显著,核心解释变量 *ECC* 的系数从基准回归的0.036下降为0.033, *t* 值也从6.90降为5.02,意味着产业结构高级化是经济协调会促进全要素生产率增长的主要作用路径。本文的假设2a得到实证支持。

本文对假设2b的检验方式与假设2a的方式相同,检验结果如表5的列(3)和列(4)所示,在列(3)中,取对数后产业结构合理化(*lnTL*)是被解释变量,可以发现在该列中, *ECC* 的系数为负,在5%的水平上显著,由于 *lnTL* 是一个逆向指标,因此经济协调会对产业结构合理化有着提升作用。在列(4)中,被解释变量是基准回归的全要素生产率,在核心解释变量基础上增加了机制变量——产业结构合理化取对数(*lnTL*),可以发现在该列中 *lnTL* 的系数并不显著,意味着产业结构合理化不是经济协调会促进全要素生产率增长的作用路径。由此可见,假设2b没有得到实证的充分支持。

综上所述,区域协调发展促进全要素生产率的增长,主要是通过提升产业结构高级化而非产业结构合理化实现的。

表5 经济协调会对全要素生产率的机制作用检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnTS	TFP	lnTL	TFP
ECC	0.0087*** (3.6713)	0.0331*** (5.0238)	-1.5632** (-2.3465)	0.0373*** (8.2732)
lnTS		0.2860* (1.8192)		
lnTL				0.0011 (0.4288)
Finance	0.0008 (0.3026)	-0.0126* (-1.8701)	-0.0758 (-0.3817)	-0.0123* (-1.8749)
Size	0.0017 (0.5863)	0.0492*** (5.1759)	-0.7751* (-1.7441)	0.0505*** (4.8068)
AGDP	-0.0033 (-0.9404)	-0.0226** (-2.4695)	0.3427 (1.3525)	-0.0239** (-2.5012)
FDI	0.0007 (0.9067)	-0.0001 (-0.0769)	-0.0034 (-0.0617)	0.0001 (0.0381)
Hospital	-0.0025 (-1.5525)	0.0020 (0.4054)	-0.1175 (-0.9146)	0.0014 (0.2905)
Constant	0.8677*** (25.5921)	0.7603*** (4.9075)	-3.4618 (-0.9484)	1.0122*** (9.0741)
个体固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
省份时间趋势	是	是	是	是
样本量	1874	1874	1874	1874
Adjusted R ²	0.9500	0.3400	0.4535	0.3388

4 结论与启示

本文基于产业结构优化的视角,分析了区域协调对城市全要素生产率的作用。以长三角经济协调会为例,采用双重差分模型实证检验了基于经济协调会机制的区域协调发展对城市全要素生产率的影响。主要结论如下:(1)区域协调发展显著促进了城市全要素生产率的增长,该结论得到了一系列稳健性检验的支持。(2)区域协调发展有助于产业结构高级化,进而提升全要素生产率。(3)区域协调发展有助于产业结构合理化,但是产业结构合理化对城市全要素生产率的提升作用不显著。

基于实证分析结果,本文认为:城市要尽快走出传统区域竞争的囚徒困境,主动打破行政壁垒,做实对内开放,融入区域一体化,这是城市群发展的市场客观规律。国际政治经济环境变化和新冠肺炎疫情的影响,凸显了国内市

场的重要性,地方政府要积极落实国家区域协调发展战略,为全国统一大市场建设提供支撑,推动高质量发展。

参考文献:

- [1]范剑勇.长三角一体化、地区专业化与制造业空间转移[J].管理世界,2004,(11).
- [2]唐为.要素市场一体化与城市群经济的发展——基于微观企业数据的分析[J].经济学(季刊),2021,21(1).
- [3]王全忠,彭长生.城市群扩容与经济增长——来自长三角的经验证据[J].经济经纬,2018,35(5).
- [4]张学良,李培鑫,李丽霞.政府合作、市场整合与城市群经济绩效——基于长三角城市经济协调会的实证检验[J].经济学(季刊),2017,16(4).
- [5]张跃.政府合作与城市群全要素生产率——基于长三角城市经济协调会的准自然实验[J].财政研究,2020,(4).
- [6]赵领娣,徐乐.基于长三角扩容准自然实验的区域一体化水污染效应研究[J].中国人口·资源与环境,2019,29(3).
- [7]卢济红,陈喜强.区域一体化合作是否导致污染转移——来自长三角城市群扩容的证据[J].中国人口·资源与环境,2019,29(6).
- [8]强永昌,杨航英.长三角区域一体化扩容对企业出口影响的准自然实验研究[J].世界经济研究,2020,(6).
- [9]Goodman-Bacon A. Difference-in-differences With Variation in Treatment Timing [J].Journal of Econometrics,2021,225(2).
- [10]Baker A C, Larcker D F. How Much Should We Trust Staggered Difference-in-differences Estimates? [J].Journal of Financial Economics,2022,144(2).
- [11]Fujita M, Krugman P. The Spatial Economy: Cities, Regions, and International Trade [J].MIT Press Books,1999,1(1).
- [12]刘志彪,孔令池.从分割走向整合:推进国内统一大市场建设的阻力与对策[J].中国工业经济,2021,(8).
- [13]刘乃全,吴友.长三角扩容能促进区域经济共同增长吗[J].中国工业经济,2017,(6).
- [14]孙伟增,牛冬晓,万广华.交通基础设施建设与产业结构升级——以高铁建设为例的实证分析[J].管理世界,2022,38(3).
- [15]郭家堂,骆品亮.互联网对中国全要素生产率有促进作用吗[J].管理世界,2016,(10).
- [16]张军,吴桂英,张吉鹏.中国省际物质资本存量估算:1952—2000[J].经济研究,2004,(10).
- [17]千春晖,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).
- [18]郝园园,曹洪忠.长三角地区产业结构变迁与经济增长关系的统计检验[J].统计与决策,2022,(14).

(责任编辑/方 思)