

在“一带一路”背景下 公共服务供给通过外资对县域经济转型的影响机制

罗平¹, 罗薇薇², 谭笑³

(1. 云南大学发展研究院, 昆明 650091; 2. 云南省科学技术情报研究院, 昆明 650051;

3. 中国财政科学研究院, 北京 100000)

摘要: 公共服务不仅是反映人们生活水平的重要指标, 还是反映一座城市的发展水平的重要指标。以县域经济发展为研究对象, 对县域公共服务进行科学分析, 从贸易便利和政府发展两个角度, 深入探讨公共服务供给通过外资对县域经济转型的影响机制。同时, 选取“一带一路”沿线的17个省、自治区及直辖市1126个县的经济数据, 进行数据分析和计量检验, 结果发现: 在县域经济的发展转型中, 直接公共服务的促进作用并不明显, 但却能通过引入外商投资等方式间接产生比较明显的促进作用; 此外, 借助“一带一路”倡议的政策优势, 提升了直接公共服务对县域经济转型中的正向效应; 社会性和经营性公共服务通过外资影响县域经济转型时产生了正向溢出, 导致本地聚集过多的资源, 产生“虹吸效应”, 从而对周边县域的经济发展产生了负面影响。

关键词: 公共服务供给; 外资; 县域经济转型; 影响机制

中图分类号: F727 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—980X(2021)10—0119—11

一、引言

“一带一路”是我国发展多边经济贸易的重要举措, 在合作倡议下, 我国经济发展打开了新的市场。多边合作、区域经济带的发展等都为我国城乡经济发展带来更多的机遇和挑战。在这样的大环境下, 我国县域经济也在承受着外来元素的冲击, 县域经济结构的转型势在必行(史君, 2021)。在“一带一路”倡议的影响下, 县域公共服务设施建设面临着巨大的挑战。在我国“十三五”计划中, 推进基本公共服务均等化的规范性文件指出: 现阶段基本公共服务制度的框架应包括公共教育、就业创业、医疗卫生及住房保障等领域, 因为公共服务能够为人们提供最基本的生活保障和发展条件, 所以县域经济转型离不开公共服务的支撑(熊兴等, 2019)。

在“一带一路”的背景下, 很多专家和学者从不同的角度对公共服务供给通过外资对县域经济转型产生影响的问题进行了探讨, 并给出了各自的观点。现将相关研究资料进行汇总和分类, 具体如下:

首先, 从县域经济转型角度看, 县域经济在发展阶段, 逐步摆脱了传统的发展模式, 转型成为县域经济快速发展的重要渠道(苏科和黄志亮, 2019)。张承欢(2010)以芜湖为研究对象, 介绍了县域经济转型升级的宝贵经验。她认为, 县域经济转型的重点应该放在社会管理、生态建设及节能减排等方面, 现阶段我国县域已经向多元化社会结构转变。近几年, 为了促进县域经济的发展, 国家在行政资源配置上加快了改革的步伐, 如省管县、强县扩权等, 为县域经济转型提供了广阔空间。刘骁男(2015)以中西部地区资源型县域经济转型发展为研究对象, 从中西部地区资源型县域经济的特点等方面, 分析了目前县域经济转型遭遇的困境。他认为, 县域经济转型应该从4个方面努力, 即: 培育非资源型工业体系、发展现代化农业、推动第三产业发展及简政放权。

其次, 从县域经济转型的影响因素角度看, 在社会经济发展的过程中, 县域经济转型的影响因素涉及社会发展的方方面面。董晓芳和刘逸凡(2018)认为, 影响县域经济转型的重要因素之一是交通基础设施的建设, 尤其是国家级、省级高速公路的开通, 为县域经济转型带来了无限商机。王志扬和宁琦(2016)在研究中发现, 基础教育和医疗卫生是影响县域经济转型的重要因素, 这些公共服务的成功建设是推动县域经济转型的强大动力。李维和高远东(2013)从资本投入的角度分析了影响县域经济转型的因素, 他们认为, 资本投入

收稿日期: 2020—02—25

作者简介: 罗平, 博士, 云南大学发展研究院副教授, 研究方向: 经济学、金融学等; (通讯作者) 罗薇薇, 博士, 云南省科学技术情报研究院助理研究员, 研究方向: 经济与政策、南亚东南亚国际科技合作、创新政策等; 谭笑, 博士, 中国财政科学研究院教授, 研究方向: 地方经济发展及政府投融资。

对县域经济转型的影响是不容忽视的。因此,要快速推进县域经济转型,就应该全面评估资本投入对县域经济转型产生的风险,进而提出解决办法。此外,安徽省财政科学研究所课题组等(2019)在对县域经济转型问题进行研究的过程中发现,公共文化有助于改善县域经济的发展思路,助力县域经济发展软实力,即公共文化对县域经济结构实施合理分配具有很大的帮助。

最后,从公共服务基本职能角度看,影响县域经济发展的主要因素集中在政府职能、财政支出等方面。邓悦和詹添丞(2013)认为,财政支持行为对县域经济的发展具有显著的推进作用,主要体现在两个方面:一方面,政府发挥其经济职能,改善经济发展的环境,拉动县域经济交易,促进县域经济的进一步发展;另一方面,政府通过外资投入、拉动消费等措施,扩大基本公共服务的供给,进而刺激县域经济快速转型。庄子银和段思淼(2018)认为,基本公共服务的建设虽然能够促进县域经济的发展,但是其支出成本的增加却在一定程度上抑制了经济的发展。滕堂伟和林利剑(2012)在研究中发现,要快速推动县域经济的发展,必须权衡基本公共服务供给与经济协调发展的关系,这样才能准确把握基本公共服务和经济发展的关系;他们的研究结果充分表明了基本公共服务与县域经济发展之间存在着显著的正向关系。

综上所述,关于公共服务对县域经济转型影响的问题,专家学者们在长期的研究和探索中从不同的角度进行了分析和论证,不论从以上归纳的哪一个角度来看,都能够从政府、市场及社会等层面深入剖析出县域经济转型遇到的困境,但很多专家和学者也已经在自己的研究中给出了发展转型的建议和对策。以上研究资料在以往研究过程中取得了一定的成就,为本论文的探索提供了一些可参考的方向和依据。

二、公共服务供给通过外资对县域经济转型的影响

(一)县域经济转型的现状

公共服务对县域经济转型的影响可通过不同角度产生,如图 1 所示。

在“一带一路”的背景下,县域经济虽然快速转型,但在转型的道路上也遇到了各种困难。其转型困境主要体现在以下三个方面:首先,县域经济转型期间引入外资(IOC)结构不完善,可持续性不强。现阶段,我国很多县域经济步入转型大军,但是出现了一个非常普遍且不容忽视的现象,即在转型初期发展动力十足,而进入转型后期却表现出后劲不足。其最大的原因在于这些县域在转型的过程中忽视了外资投入存在的风险;对于经济结构过于单一的县域而言,缺乏足够吸引外资的项目,必然会给县域经济转型带来一定的风险。

其次,经济欠发达地区经济结构相对独立,系统性较弱,尤其在工业方面,很多县域经济的发展出现“大帮哄”的现象(周书灵和孟民,2010),没有充分利用本地特色的资源。众所周知,县域经济技术与城镇相比较为落后,技术力量的薄弱必然导致缺少推动县域经济转型的核心力量。最后,在经济的新常态“三期叠加”的情况下,导致经济下行压力非常大,这对县域经济转型来说是一个巨大的挑战。由于县域经济发展较为落后,公共服务供给十分薄弱,无法在经济稳定的大环境下吸引更多的外资支持县域经济转型。

(二)公共服务供给通过外资对县域经济转型的影响

1. 政府发展

从政府发展的角度看,依据不同的分类标准,公共服务有多种类型。依据内容和形式分类,公共服务可以分为基础公共服务、经济公共服务、公共安全服务及社会公共服务。依据专业属性分类,公共服务可以分为国防建设、文化经济产业开发建设、精神文明和物质文明建设等。依据工程专业属性分类,公共服务可以分为公用设施工程、民生工程、安居工程及法治工程等(Akheil et al, 2018)。公共服务建设不仅能够为中外

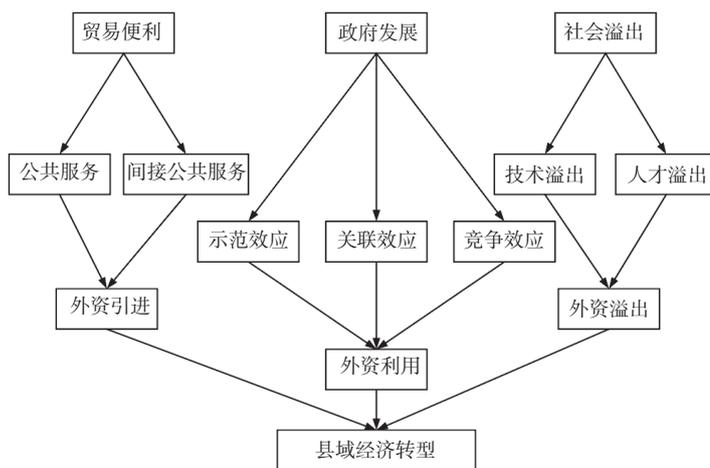


图 1 县域经济转型机理分析

人才和技术的交流搭建平台,而且能够促使各级政府为推动县域经济发展吸引更多的外资,帮助县域经济走出困境,然而在建设公共服务设施方面往往会偏重于经济公共服务。首先,公共服务供给通过外资的示范效应为县域经济转型提供了宝贵经验。可以说,县域经济在转型的过程中会模仿这种示范效应,并在模仿的基础上进行二次改造和创新,让先进的经济发展模式更加符合县域本土经济的发展特色。其次,公共服务供给通过外资的关联效应,为县域经济的发展提供了技术支持和资金保障。外资的融入,改变了县域经济结构。从我国已经加入“一带一路”的县域经济转型现状来看,外资的关联效应系数越大,本地企业的供需关系就越密切,县域经济转型的加速效果就越显著(Ajay et al, 2019)。最后,公共服务供给通过外资竞争效应影响县域经济的转型。我国各级政府在吸引外资时,不仅要吸收外资的资金,而且还要吸收外商的先进技术和高端人才,借助外资企业的这些优势,帮助县域经济在转型期间迅速提高市场竞争力,激活县域本土企业的发展。

2. 贸易便利

县域公共服务包含直接公共服务和间接公共服务。县域公共服务建设与经贸投资有很大的关系,县域经济的转型依靠经贸投资力量,尤其是外资的投入。自“一带一路”倡议提出和实施以来,我国加入“一带一路”的17个省、自治区、直辖市的县域经济纷纷开始转型(Richard, 2019),交通、通信等基础设施成为县域公共服务建设的重点项目,同时也是备受外资投资者关注的项目。“要想富,先修路”交通设施建好了,县域经济才能得到真正的发展。县域公共服务除了交通、通信等直接公共服务设施建设外,还有间接公共服务设施的建设,如教育、医疗等,这些软服务项目的建设有助于缩短外资投入和回报的周期,提高县域居民的生活质量,改善县域居民的劳动环境。一方面,县域公共服务设施建设有助于吸引大量的外资,外资投入后可以促进县域居民再就业,吸纳县域大量的剩余劳动力,增强县域居民的购买能力,促进县域人均收入水平和消费水平的提高;另一方面,外资在县域投资形式方面主要包含中外合资、外商独资、合作开发等,外资的融入对县域经济的转型具有助推的作用。目前,我国县域经济转型普遍存在资金不足、技术薄弱及高精尖人才缺乏等问题。从贸易便利的角度看,外资的投入对解决县域经济转型现存的问题具有很大的帮助。

3. 社会溢出

社会溢出是指社会某个组织在开展活动时,所产生的活动预期效果之外的额外效果(王玉虎和张娟, 2018)。不同的社会活动能够产生不同的社会溢出效应。在我国县域经济转型过程中,模仿、学习和创新是县域公共服务溢出的基础。在“一带一路”的背景下,公共服务供给通过外资产生的社会溢出效应对县域经济转型的影响,主要体现在以下两个方面:一是技术人才的溢出效应。县域政府为吸引外商投资办厂,通常需要引进大量的高端人才;通过人才的引进,不仅能在很大程度上帮助县域经济转型和发展,节约培养人才资源的成本,而且可以提高人才技术、经验普及和推广的效率;二是技术溢出效应。经济发展离不开技术的支持。县域本土企业技术上实现更新换代,有助于县域经济在技术和经验交流中提升经济快速发展的能力。

三、县域公共服务水平发展现状

(一)“一带一路”背景下县域公共服务的基本情况

作为区域间社会、经济、政治生活的枢纽,县域具有连接城乡、承上启下、沟通条块、上下结合的基本特征(Martin和Mok, 2008)。在与中央政府保持高度一致的同时,县域又因其自身地方具体情况的不同而保持着一定程度的独立性。近年来,随着经济的发展,县级政府面临着前所未有的挑战,其既要维护公共利益,还要整合内外资源,遵守市场规律,促进县域发展。十八届三中全会以后,中央提出“政府要加强发展战略、规划、政策等制定和实施,加强市场监管,加强各类型公共服务的提供,加强中央政府职责及能力的宏观调控,加强地方政府公共服务、社会管理、市场监管等职能的履行”,这无疑对县级政府履行提供公共服务的职能具有积极的促进作用。县级政府职能涉及公众的社会保障、义务教育及医疗卫生、就业等公共服务,但从目前的状况来看,各地县级政府对此类领域的投入比例并不高。我国县域公共服务存在着供需脱节、公共服务供给主体单一等问题。林秀梅和曹张龙(2020)从服务业发展角度对不同地域的公共服务质量和空间集聚效应展开分析,他们认为从不同地区经济水平公共服务质量存在很大差异。但总体而言,基础教育、公共卫生及社会保障的需求较高。然而当地政府出于政绩突出、收益明显等考虑,更加看重基础建设的投入。不过,在“一带一路”背景下,外资的引入则在某种程度上将公共服务与外资投入纳入到同一分析框架内,对于公共服务这

种提升地方软实力的客观条件,也必将成为外资投入区位选择的重要参考条件。所以,外商的资金投入对我国县域公共服务的发展具有一定的影响。

(二)不同视角下县域公共服务分类

1. 公共服务在政府发展视角下的分类

基于经济发展的目的,政府通常将提供给居民的公共服务划分为社会性公共服务和经营性公共服务。其中,社会性公共服务满足居民的基本文化需求,此类公共服务会对生产率产生一定程度的促进作用,主要包括:基础教育、基本公共卫生、基本公共文化等类型的服务项目(James, 2009)。而经营性公共服务主要是保障居民的各种基本生活需求,主要包括:通信邮电、基础设施等类型的服务项目。鉴于我国社会性公共服务县域差异明显大于经营性公共服务的现状,可知基础教育、公共卫生、社会保障等公共服务项目的供给差异导致了县域的差距。以上公共服务具体指标的选取,见表1。

表1 政府发展视角下的公共服务水平指标体系

一级指标	二级指标	权重	三级指标	权重
社会性公共服务	基础公共教育	0.1446	教育财政支出比重(%)	0.0489
			人均教育支出(万元)	0.0238
			校均教师数(人)	0.0300
			中小学师生比(%)	0.0419
	基本社会保障	0.2051	在岗职工年平均工资(万元)	0.0896
			养老保险参保率(%)	0.0233
			医疗保险参保率(%)	0.0298
			单位从业人员比重(%)	0.0624
	基本公共文化	0.1002	人均公共图书馆藏书(册)	0.0101
			公共图书馆数量(个)	0.0145
			广播覆盖率(%)	0.0379
			电视覆盖率(%)	0.0377
	基本公共卫生	0.1521	卫生机构、医院数(个)	0.0303
			卫生机构床位(张)	0.0455
			万人执业医师数(人)	0.0631
			万人注册护士数(人)	0.0132
	基本社会服务	0.1040	万人拥有社会福利单位数量(个)	0.0188
			万人拥有医院数(所)	0.0459
万人拥有社会福利单位床位数量(张)			0.0393	
公路密度(千米/平方千米)			0.0682	
经营性公共服务	基础设施	0.1932	高速公路密度(千米/平方千米)	0.0782
			等级公路占比(%)	0.0465
			每百人邮电业务量(元)	0.0325
	通信邮电	0.1008	固定电话普及率(%)	0.0211
			通信电话用户密度(人/平方千米)	0.0472

数据来源:2016—2018年的《中国县域统计年鉴》、WIND数据库、EPS数据库。

2. 公共服务在贸易便利性视角下的分类

根据国际公共服务的分类研究,在“一带一路”背景下的公共服务产品体系可以划分为货币金融保障、国际援助、贸易保障性服务、安全保障等体系。以上产品体系具体包括了直接影响贸易的公共服务产品项目和间接影响贸易的公共服务产品项目。其中,前者包括通信邮电、基础设施等服务项目;后者则包括基础教育、基本公共卫生、基本社会服务、基本社会保障、基本公共文化等服务项目(Wollmann, 2018)。从外商进行投资的视角审视,以上各类直接或间接地影响贸易的公共服务均可直接或间接地影响到外资选择区位的决定和意愿。能够直接影响到外资区位选择的公共服务有基础设施和邮电通信;能够间接影响到外资区位选择的公共服务有基础教育、基本公共卫生、基本社会保障、基本公共文化等软实力投入(Sorin和Rhys, 2016)。基于我国县域的直接公共服务水平较高的地区主要集中在东北三省(黑龙江、吉林、辽宁)和东部沿海地区(浙江、上海等省、直辖市)的现实情况,可知以上几个地区的贸易便利性相较于西部地区更高,西部地区的新疆、青海等自治区、省份的直接公共服务还有很大的提升空间。以上公共服务指标的选取,见表2。

表2 贸易便利性视角下的公共服务水平指标体系

一级指标	二级指标	权重	三级指标	权重
间接性公共服务	基础公共教育	0.1446	教育财政支出比重(%)	0.0489
			人均教育支出(万元)	0.0238
			校均教师数(人)	0.0300
			中小学师生比(%)	0.0419
	基本社会保障	0.2051	在岗职工年平均工资(万元)	0.0896
			养老保险参保率(%)	0.0233
			医疗保险参保率(%)	0.0298
			单位从业人员比重(%)	0.0624
	基本公共文化	0.1002	人均公共图书馆藏书(册)	0.0101
			公共图书馆数量(个)	0.0145
			广播覆盖率(%)	0.0379
			电视覆盖率(%)	0.0377
	基本公共卫生	0.1521	卫生机构、医院数(个)	0.0303
			卫生机构床位(张)	0.0455
			万人职业医师数(人)	0.0631
			万人注册护士数(人)	0.0132
基本社会服务	0.1040	万人拥有社会福利单位数量(个)	0.0188	
		万人拥有医院数(所)	0.0459	
		万人拥有社会福利单位床位数量(张)	0.0393	
直接性公共服务	基础设施	0.1932	公路密度(千米/平方千米)	0.0479
			高速公路密度(千米/平方千米)	0.0470
			等级公路占比(%)	0.0342
			用电人口比率(%)	0.0210
			用气人口密度(人/平方千米)	0.0110
	通信邮电	0.1008	人均供水量(立方米/人)	0.0321
			每百人邮电业务量(元)	0.0325
			固定电话普及率(%)	0.0211
			通信电话用户密度(人/平方千米)	0.0472

数据来源:2016—2018年的《中国县域统计年鉴》、WIND数据库、EPS数据库。

四、数据来源和研究方法

(一)数据来源和变量选择

本文对经济转型指标评价体系进行构建时,需要考虑我国县域的实际情况。以科学发展观与可持续发展战略为指导原则,借鉴已有研究成果,从4个方面展开分析。这4个方面分别包括:发展目标、要素构成、经济体制、市场规模(Helle, 2012)。构建县域经济转型指标时,具体遵循以下原则:第一,坚持重点突出的原则。对于我国县域的经济转型,所选经济指标的重要性与其作用必须有所区别,即把非重要指标和重要指标加以区分。第二,系统性和层序性结合。构建指标评价体系时,兼顾各系统职能,构成相应的系统,避免过于复杂;同时应注意指标较少而无法全面反映信息的问题。第三,科学性和可操作性结合。对经济转型各方面内容的特性、相关性和相互作用的机理加以抽象而全面的解释。同时,指标评价体系应有计算简便可行的特征,并且统一核算口径和统计口径,将计算方法规范化、标准化(李少惠和韩慧, 2020)。根据以上指导原则,本文选取的具体指标见表3,以熵值法根据指标变异的程度来确定各指标权重,并将数据进行标准化处理,加权得出县域经济的转型水平。

外商进行资金投入时,以直接投资的总量和县域面积的比值表示引入外资(IOC)的密度分布。出于过滤外资对县域经济发展的贡献度的考虑,本文没有选择外商进行直接投资的数据总量,而是选取了外商投资的密度。其中,利用外资(UOC)选取外资实际利用额度与当年GDP的比值(戴洪涛, 2019),作为外资利用率。以上变量可以反映出外资对我国县

表3 县域经济转型的具体评价指标

一级指标	二级指标	三级指标
发展目标	发展目标	经济增长率
		企业增加值
	发展模式	产业结构比重
		高技术产业比重
要素构成	资本投入	外资依存度
		增量资本产出率
	技术进步	研发投入强度
		万人拥有专利数
经济体制	制度变迁	对外贸易依存度
	制度创新	替代产业扶持机制
		衰退产业企业退出援助机制
市场规模	需求规模	人均储蓄水平
		人均消费水平

域经济发展的贡献度。在选取控制变量时,为防止多重共线性引起的偏误估计,在实际操作中,以检验控制变量间相关性为前提,确认各变量间的相关系数,继而剔除掉城镇化变量。控制变量的选取以遵循影响县域经济的重要性为基本原则,具体变量包括:金融发展、土地财政、工业化水平、户籍制度、农业技术水平、财政分权和城镇化等。根据以上原则,在具体的数据选择中,以“一带一路”相关的 18 个省、自治区及直辖市为基础,分别包括:黑龙江、辽宁、吉林、内蒙古、青海、宁夏、甘肃、重庆、陕西、新疆、广东、广西、云南、浙江、福建、海南、上海、西藏,然后进一步剔除掉数据缺失的省、自治区及直辖市、县份,最终选择除西藏以外的 17 个省、自治区及直辖市共计 1126 个县,对 2016 年到 2018 年的面板数据进行计量检验。本文所选取的样本数据均来源于《中国县域统计年鉴》、前瞻网数据库、EPS 数据库(Alzeban, 2020)。具体主要变量的描述性统计见表 4。

表 4 主要变量的描述性统计

变量名称	样本数	最小值	最大值	标准误	均值
公共服务(PUS)	2 931.000	0.008	0.235	0.019	0.044
社会公共服务(SPS)	2 931.000	0.001	0.153	0.014	0.019
经营公共服务(OPS)	2 931.000	0.004	0.157	0.009	0.023
间接公共服务(IPS)	2 931.000	0.004	0.170	0.016	0.029
直接公共服务(DPS)	2 931.000	0.001	0.138	0.007	0.010
县域经济转型(ETL)	2 931.000	0.000	13.907	0.918	1.110
户籍制度(HRS)	2 931.000	0.001	17.632	1.015	0.967
土地财政(LAF)	2 931.000	0.000	116.254	2.540	0.334
利用外资(UOC)	2 931.000	0.000	44.312	6.087	0.657
引入外资(IOC)	2 931.000	0.000	75.132	1.260	0.171
农业技术水平(ATY)	2 931.000	0.000	8.176	0.836	4.261
工业化水平(ION)	2 931.000	0.000	1 501.613	44.974	5.664
财政分权(FID)	2 931.000	0.002	249.151	8.640	3.703
金融发展水平(FDE)	2 931.000	0.000	1 611.070	19.334	1.326

(二)模型设计

针对公共服务供给通过引入外资(IOC)对县域经济转型的影响,将从政府发展、贸易便利性、空间溢出三个视角构建模型,并采用地理的相邻权重矩阵。设置空间权重矩阵与回归结果有着紧密的关系,更对计量分析起到极为重要的作用。和已有研究成果有所区别,本文除使用传统邻接权重外,还将地理空间距离引作空间权重矩阵。另外,如果观测单元地理空间位置相邻便赋值 1,否则赋值 0。但如此一来,却又不符合“一带一路”沿线县份的空间分布情况,以至于实际结果会出现一定程度的误差。所以,为了避免这种局限性,在构建矩阵时有必要以县域球面距离作为基础,并使用距离平方倒数。其中,空间的权重矩阵表示为 W ,县域的公共服务表示为 PUS_{ij} ,社会公共服务和经营公共服务分别表示为 SPS_{ij} 与 OPS_{ij} ,间接公共服务和直接公共服务分别表示为 IPS_{ij} 与 DPS_{ij} ,县域的经济转型水平表示为 ETL_{ij} ,户籍制度、土地财政、利用外资、引入外资、农业技术水平、工业化水平、财政分权、金融发展水平分别表示为 HRS_{ij} 、 LAF_{ij} 、 UOC_{ij} 、 IOC_{ij} 、 ATY_{ij} 、 ION_{ij} 、 FID_{ij} 、 FDE_{ij} 。具体模型设计分别如下所示。其中,县市以 i 代表;年份以 j 代表;经济发展空间相关系数以 β 代表;随机干扰项以 ε 代表。

政府发展角度:

$$ETL_{ij} = \alpha_1 OPS_{ij} + \alpha_2 SPS_{ij} + \alpha_3 UOC_{ij} + \alpha_4 OPS_{ij} \times UOC_{ij} + \alpha_5 SPS_{ij} \times UOC_{ij} + \alpha_6 IOC_{ij} + \alpha_7 HRS_{ij} + \alpha_8 FDE_{ij} + \alpha_9 ION_{ij} + \alpha_{10} URB_{ij} + \alpha_{11} ATY_{ij} + \alpha_{12} FID_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

贸易便利性角度:

$$ETL_{ij} = \alpha_1 DPS_{ij} + \alpha_2 IPS_{ij} + \alpha_3 IOC_{ij} + \alpha_4 DPS_{ij} + \alpha_5 IPS_{ij} \times IOC_{ij} + \alpha_6 LAF_{ij} + \alpha_7 HRS_{ij} + \alpha_8 FDE_{ij} + \alpha_9 ION_{ij} + \alpha_{10} URB_{ij} + \alpha_{11} ATY_{ij} + \alpha_{12} FID_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (2)$$

空间溢出角度:

$$ETL_{ij} = \alpha_1 PUS_{ij} + \alpha_2 UOC_{ij} + \alpha_3 PUS_{ij} \times UOC_{ij} + \beta_1 W \times PUS_i + \beta_2 W \times UOC_{ij} + \beta_3 W \times PUS_{ij} \times UOC_{ij} + \alpha_4 IOC_{ij} + \alpha_5 HRS_{ij} + \alpha_6 FDE_{ij} + \alpha_7 ION_{ij} + \alpha_8 URB_{ij} + \alpha_9 ATY_{ij} + \alpha_{10} FID_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (3)$$

$$ETL_{ij} = \alpha_1 DPS_{ij} + \alpha_2 IPS_{ij} + \alpha_3 IOC_{ij} + \alpha_4 DPS_{ij} \times IOC_{ij} + \alpha_5 IPS_{ij} \times UOC_{ij} + \beta_1 W \times DPS_i + \beta_2 W \times IPS_{ij} + \beta_3 W \times IOC_{ij} + \alpha_6 LAF_{ij} + \alpha_7 HRS_{ij} + \alpha_8 FDE_{ij} + \alpha_9 ION_{ij} + \alpha_{10} URB_{ij} + \alpha_{11} ATY_{ij} + \alpha_{12} FID_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (4)$$

$$ETL_{ij} = \alpha_1 OPS_{ij} + \alpha_2 SPS_{ij} + \alpha_3 UOC_{ij} + \alpha_4 OPS_{ij} \times UOC_{ij} + \alpha_5 SPS_{ij} \times UOC_{ij} + \beta_1 W \times OPS_i + \beta_2 W \times SPS_{ij} + \beta_3 W \times UOC_{ij} + \alpha_6 IOC_{ij} + \alpha_7 HRS_{ij} + \alpha_8 FDE_{ij} + \alpha_9 ION_{ij} + \alpha_{10} URB_{ij} + \alpha_{11} ATY_{ij} + \alpha_{12} FID_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (5)$$

五、“一带一路”县域经济转型通过外资受到公共服务影响的实证分析

(一)政府和外商视角下的回归

本文采用个体时间双固定效应的回归检验,依据回归结果显示 Log likelihood 函数值比较高、F 值显著,方程的拟合性比较好,说明回归变量的设计是相对合理的。根据本文的研究思路,仍旧从政府视角和外商视

角两个角度对回归结果进行分析,具体回归结果见表5。该表中,基于政府经济发展的角度,M1的社会公共服务(*SPS*)和经营公共服务(*OPS*)全均显著为正,*OPS*系数低于*SPS*系数,表明促进县域创新、加速经济转型需通过社会公共服务对文化、教育进行优化,累积人力资源和创新资本。M2的*OPS*×*UOC*系数低于*SPS*×*UOC*系数,表明经济转型的有利因素主要在于通过社会性公共服务提高利用外资的基本效率。利用外资(*UOC*)系数大于引入外资(*IOC*)系数,利用外资(*UOC*)对县域经济转型的影响高于引入外资(*IOC*)对县域经济转型的影响。所以,我国县域经济转型的主要问题在于创新滞后等痼疾;相比社会保障等经营性公共服务,通过社会性公共服务提升科学技术水平刺激专利增长、人才积累,对县域经济转型和产业结构调整具有重要意义。在引入外资(*IOC*)的客观条件下,应进一步学习外商的先进管理经验和先进技术,以内外互补、补助的形式加速产业结构调整,进一步推动我国的县域经济转型。基于以上分析可知,对于我国县域经济转型,技术创新比资本带来的动力更加强劲。基于外商便于贸易的角度,直接公共服务(*DPS*)对经济转型的影响系数无论在M1还是M2中均不显著。但是,M2的直接公共服务(*DPS*)与引入外资(*IOC*)交互的系数显著为正,这意味着在县域经济的转型过程中,提升直接公共服务吸引外资会产生正向的影响。除此以外,与之相对应的间接公共服务(*IPS*)也显著为正,然而其与引入外资(*IOC*)的交互项系数不显著,这意味着在外商的角度下审视,非贸易的间接公共服务在改善县域软实力的同时对吸引外资产生了正向影响,而软实力对于外资的区位选择的影响程度相对来说没那么大。“一带一路”沿线涵盖了我国内陆很多贫困县。因此外资的引入可以加速推进县域的经济转型。最后对控制变量的回归结果进行分析,我国县域的现行土地、人口等政策对居民的生产生活产生着影响,继而影响到县域的经济转型。所以,“一带一路”的各项政策,不但能影响县域地方政策的调整,而且能够加速推进县域经济转型。

表5 基本回归结果

政府角度			外商角度		
变量名称	M1	M2	变量名称	M3	M4
经营公共服务(<i>OPS</i>)	0.337**(2.15)	0.35**(2.08)	直接公共服务(<i>DPS</i>)	0.354*(1.87)	0.397**(2.11)
社会公共服务(<i>SPS</i>)	0.665**(2.37)	0.109(0.49)	间接公共服务(<i>IPS</i>)	0.425*(1.63)	0.012**(2.01)
利用外资(<i>UOC</i>)	0.088*** (4.13)	0.069*(1.64)	引入外资(<i>IOC</i>)	0.059*** (2.57)	0.039*** (3.24)
<i>OPS</i> × <i>UOC</i>		0.004** (2.05)	<i>DPS</i> × <i>IOC</i>		0.208*** (4.35)
<i>SPS</i> × <i>UOC</i>		0.199*** (2.03)	<i>IPS</i> × <i>IOC</i>		0.003(1.37)
土地财政(<i>LAF</i>)	0.213** (2.08)	0.137*** (3.06)	土地财政(<i>LAF</i>)	0.136(1.18)	0.045*** (3.03)
户籍制度(<i>HRS</i>)	-1.047** (-2.29)	-1.078** (-2.07)	户籍制度(<i>HRS</i>)	-0.793* (-1.75)	-0.760* (-1.34)
金融发展水平(<i>FDE</i>)	0.015(1.1)	0.018(1.04)	金融发展(<i>FDE</i>)	0.008(0.44)	0.008(0.49)
工业化水平(<i>ION</i>)	0.019(0.77)	0.026(0.91)	工业化(<i>ION</i>)	0.011(0.41)	0.019(0.67)
农业技术水平(<i>ATY</i>)	0.037*(1.66)	0.039** (2.87)	农业技术水平(<i>ATY</i>)	0.019** (2.01)	0.017** (2.15)
财政分权(<i>FID</i>)	0.076(0.18)	0.101(0.14)	财政分权(<i>FID</i>)	0.099(1.09)	0.058(1.12)
<i>cons</i>	0.004** (2.09)	0.007(0.29)	<i>cons</i>	0.021*** (4.39)	0.017** (2.57)
<i>R</i> ²	0.219	0.643	<i>R</i> ²	0.503	0.318
<i>logl</i>	316.03	897.11	<i>logl</i>	217.046	767.033
<i>F</i>	100.01	487.373	<i>F</i>	235.743	188.641
Hausman	23.56	31.554	Hausman	44.112	76.542
time	yes	yes	time	yes	yes
individual	yes	yes	individual	yes	yes

注:括号中是估计系数*Z*值;*表示*P* < 0.1,**表示*P* < 0.05,***表示*P* < 0.01。

(二)莫兰指数(Moran's I)检验

与国内外很多空间计量相关的文献相同,本文采用莫兰指数(Moran's I)对“一带一路”背景下公共服务通过外资影响县域经济转型进行空间的相关性检验,具体公式如下所示:

$$Moran's I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \quad (6)$$

$$S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2, \bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \quad (7)$$

其中:地理空间权重矩阵表示为*w_{ij}*,第*i*空间单元变量观测值表示为*x_i*。衡量整个全局空间的相关性时,使用莫兰指数(Moran's I),其整体取值范围在-1~1之间。莫兰指数(Moran's I)取值正负代表空间相关性的方

向。假如莫兰指数(Moran's I)取值为正,意味着观测单元之间空间正相关;假如莫兰指数(Moran's I)取值为负,意味着观测单元之间空间负相关;假如莫兰指数(Moran's I)取值为0,则意味着空间不相关。其绝对值越大表示空间相关性越强,所以莫兰指数(Moran's I)绝对值的大小决定空间相关性程度的大小。

核心变量的莫兰指数(Moran's I)检验结果见表6。通过显著性检验,各变量的莫兰指数(Moran's I)均显著为正,意味着外资变量、公共服务供给和县域经济转型有着稳健而且十分明显的空间依赖性,并不是完全随机的状态。

表7是空间溢出的检验结果。比较M5的W×DPS与W×IPS系数,间接公共服务空间溢出系数0.734远小于直接公共服务空间溢出系数1.997。联系我国“一带一路”背景,基础建设、通信邮电等指标的水平提升可使经济链接要素显著增强(胡小娟和张智越,2011),从而促进“一带一路”县域经济的发展转型。相比而言,M6的W×IOC系数小于0,意味着本地引入外资以后出现了负向溢出情况,其原因是经济发展的同时会聚集资源和人才,从而影响到周边相邻的县份,使之出现资源和人才流失的不利情况,最终会影响其经济转型。比较M7中的W×OPS和W×SPS系数,分别是1.096和3.016,可知经营性公共服务和社会性公共服务均产生了正向溢出,而且后者的溢出系数较高,意味着“一带一路”沿线县域的基础建设虽然较为完善,但基础教育、公共卫生、社会保障等社会性公共服务还有着明显的差异,提升空间仍然较大。提升这些地方政府的软实力将会对聚集资源和人才产生积极作用,从而带动技术创新,使经济转型得以加速实现。由高度显著的W×UOC系数分析判断可知,县域间利用外资进行生产经营时催生了周边邻县的“学习效应”,此类技术溢出及企业先进技术经验的推广传播增加了利用外资效率的溢出性,更进一步拉动了“一带一路”沿线县域的经济转型。

(三)回归计量结果

1. 针对时间区间的回归结果

为了解我国“一带一路”沿线县域经济转型受到公共服务供给通过外资影响的多寡,本文将提取“一带一路”倡议提出前后两个时间区间的数据进行回归对比,由于“一带一路”倡议的提出时间是在2013年,即回归2016—2018年和2010—2013年这两段时间的数据进行比较,具体回归结果见表8。从政府的角度进行分析,M1和M2中的回归结果表明,“一带一路”沿线县域的经济转型受到社会性公共服务和经营性公共服务的影响系数随着“一带一路”倡议的实施均有不同程度的提升,其中M1里利用外资(UOC)的系数0.007明显小于M2里利用外资(UOC)系数0.069,这意味着我国“一带一路”倡议的实施大力推动了沿线县域的经济

表6 莫兰指数(Moran's I)检验结果

莫兰指数(Moran's I)	2016年	2017年	2018年
经济转型水平(ETL)	0.221 ^{**} (2.12)	0.236 ^{**} (2.41)	0.236 ^{***} (2.37)
经营性公共服务(OPS)	0.119 ^{**} (1.99)	0.088(1.059)	0.107 ^{***} (11.13)
社会性公共服务(SPS)	0.212 ^{**} (2.27)	0.106 ^{**} (2.16)	0.209 ^{***} (2.15)
直接公共服务(DPS)	0.298 ^{***} (3.01)	0.291 ^{***} (3.24)	0.288 ^{***} (2.76)
间接公共服务(IPS)	0.224 ^{**} (2.25)	0.268 ^{***} (2.46)	0.291 ^{***} (2.65)
引入外资(IOC)	0.039 ^{***} (7.01)	0.089 ^{***} (6.14)	0.029 ^{***} (5.44)
利用外资(UOC)	0.119 ^{***} (4.25)	0.099 ^{***} (4.76)	0.091 ^{***} (3.05)

注:括号内是估计系数的Z值;***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平。

表7 空间溢出的计量结果

变量	M5	变量	M6	变量	M7
W×ETL	0.363 ^{***} (3.59)	W×ETL	0.322 ^{***} (3.41)	W×ETL	0.371 ^{***} (3.63)
DPS	0.258 ^{***} (3.29)	PUS	1.117 ^{***} (3.21)	OPS	0.149 ^{***} (6.04)
IPS	1.357 ^{***} (9.66)	IOC	0.001 ^{***} (4.76)	SPS	0.601 ^{***} (4.62)
IOC	0.018(1.29)	UOC	0.12(1.17)	UOC	0.019 ^{***} (8.29)
DPS×IOC	0.011 ^{***} (6.03)	PUS×FI	0.007 ^{***} (9.33)	OPS×UOC	0.001 ^{***} (2.89)
IPS×IOC	0.016 ^{***} (4.34)	PUS×IOC	0.001 [*] (1.68)	SPS×UOC	0.007 ^{***} (4.09)
W×DPS	1.997 ^{***} (5.06)	W×PUS	0.001 ^{***} (4.71)	W×OPS	1.096 ^{***} (2.76)
W×IPS	0.734(1.03)	W×IOC	-0.674 [*] (-1.71)	W×SPS	3.016 ^{***} (5.57)
W×IOC	-0.378 ^{***} (-8.26)	W×UOC	0.007 ^{***} (4.19)	W×UOC	0.001 ^{***} (5.74)
IOC	0.005 ^{***} (4.98)	LAF	0.411 ^{***} (7.12)	IOC	0.012 ^{***} (3.49)
HRS	0.007 ^{***} (3.79)	HRS	0.206(0.87)	HRS	0.534 ^{***} (20.74)
FDE	0.002(1.03)	FDE	0.021 ^{***} (7.31)	FDE	0.018 ^{***} (7.51)
ION	0.021(0.41)	ION	0.128 ^{***} (2.71)	ION	0.754(1.01)
ATY	0.012 ^{***} (6.84)	ATY	0.002 ^{***} (3.36)	ATY	0.011 ^{***} (7.24)
FID	0.013(1.31)	FID	0.018 ^{***} (4.99)	FDE	0.751 ^{***} (7.41)
R ²	0.244	R ²	0.417	R ²	0.221
logl	976.4342	logl	1077.336	logl	663.142
Wald test lag	82.524	Wald test lag	52.551	Wald test lag	53.141
LR test lag	44.421	LR test lag	23.146	LR test lag	59.6451
Wald test error	31.606	Wald test error	8.164	Wald test error	28.662
LR test error	18.413	LR test error	9.022	LR test error	10.154
Hausman	61.411	Hausman	34.7412	Hausman	48.694

注:括号内是估计系数Z值;***、**、*分别表示1%、5%、10%显著水平。

(Nicholas et al, 2020)。从外商的角度进行审视,从 M3 和 M4 的回归结果可知,在“一带一路”沿线县域的经济转型过程中,直接公共服务带来的影响不明显。在 M3 和 M4 里,间接公共服务(IPS)系数相差较小,意味着“一带一路”沿线县域在经济转型过程中受到间接公共服务的正向影响(李赫然,2018)。对比交互 DPS×IOC 系数可知,加强贸易相关的直接公共服务能够在加速引入外资的基础上进一步推动“一带一路”沿线县域的经济转型。

表 8 针对时间区间的回归结果

政府视角			外商视角		
时间区间	2010—2013年(M1)	2016—2018年(M2)	时间区间	2010—2013年(M3)	2016—2018年(M4)
经营公共服务(OPS)	0.297(0.89)	0.35**(2.08)	直接公共服务(DPS)	0.008(0.79)	0.397**(2.11)
社会公共服务(SPS)	0.102*** (3.02)	0.109(0.49)	间接公共服务(IPS)	0.013** (243)	0.014** (2.01)
利用外资(UOC)	0.007*** (5.96)	0.069* (1.64)	引入外资(IOC)	0.022(0.09)	0.039*** (3.24)
OPS×UOC	0.001** (2.01)	0.004** (2.05)	DPS×IOC	0.043** (2.01)	0.208*** (4.35)
SPS×UOC	0.195** (1.95)	0.199** (2.03)	IPS×IOC	0.009(1.02)	0.003(1.37)
土地财政(LAF)	0.003(1.03)	0.137*** (3.06)	土地财政(LAF)	0.005** (2.07)	0.045*** (3.03)
户籍制度(HRS)	-0.391*** (-3.21)	-1.078** (-2.07)	户籍制度(HRS)	-0.597*** (-4.99)	-0.760* (-1.34)
金融发展水平(FDE)	0.01** (2.41)	0.018(1.04)	金融发展水平(FDE)	0.006* (1.56)	0.008(0.49)
工业化水平(ION)	0.001(0.21)	0.026(0.91)	工业化水平(ION)	0.134(0.13)	0.019(0.67)
农业技术水平(ATY)	0.141** (2.09)	0.039** (2.87)	农业技术水平(ATY)	0.131(1.13)	0.017** (2.15)
财政分权(FID)	0.013(1.32)	0.101(0.14)	财政分权(FID)	0.007(0.78)	0.058(1.12)
cons	0.097(0.23)	0.007(0.29)	cons	0.814*** (2.08)	0.017** (2.57)
R ²	0.174	0.643	R ²	0.264	0.318
logl	468.007	897.11	logl	268.533	767.033
F test	135.748	487.373	F test	99.4	188.641
Hausman	34.954	31.554	Hausman	13.707	76.542
time	yes	yes	time	yes	yes
individual	yes	yes	individual	yes	yes

注:扩号内是估计系数的Z值;***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平。

2. 针对样本的分类回归结果

在扩权县、贫困县及民族县中,民族县的情况比较特殊,其公共服务的影响系数不显著,这是因为民族地区多位于西部经济落后地区(Hollis 和 Alan, 1966),地方财政的各类问题十分严重,这导致民族县长期依赖于中央政府的财政输血才得以正常运转。通过“一带一路”沿线的分布图可知,民族县和贫困县在范围上有着较大面积的重合,通过表9可知,贫困县引入外资(IOC)系数为4.032,是最高的。这是由于贫困县经济基础薄弱等原因,使得引入外资促进经济发展的效果更加明显。所以,“一带一路”县域可以依靠政策优势,带动周边邻县的经济增长(Olson, 2004)。同时,在各类公共服务中,扩权县的影响最大,其根源在于扩权县自主性更强,能充分利用各类资源推动当地的经济增长。

表 9 分类回归结果

变量	扩权县	贫困县	民族县	变量	扩权县	贫困县	民族县
直接公共服务(DPS)	2.026*** (-4.18)	0.654* (-1.61)	0.514* (-1.68)	经营公共服务(OPS)	2.603*** (-4.34)	0.096*** (-4.36)	1.699 (-0.68)
间接公共服务(IPS)	3.895* (-1.53)	0.018*** (-5.72)	0.374 (-0.09)	社会公共服务(SPS)	2.45 (-1.18)	2.126 (-1.34)	0.028 (-0.03)
引入外资(IOC)	0.023 (-0.06)	4.032*** (-2.66)	0.025 (-0.33)	利用外资(UOC)	0.105*** (-3.54)	0.234*** (-5.37)	0.293*** (-7.79)
DPS×IOC	0.154 (-0.25)	0.470** (-2.51)	0.01 (-0.04)	OPS×UOC	0.594 (-1.29)	0.574*** (-3.36)	0.539 (-0.07)
IPS×IOC	0.335 (-0.53)	0.219 (-1.24)	0.228 (-0.75)	SPS×UOC	0.721* (-1.59)	0.579*** (-3.43)	0.554 (-1.16)
土地财政(LAF)	0.229 (-0.21)	0.003 (-0.14)	0.007 (-0.19)	土地财政(LAF)	0.134 (-0.13)	0.001 (-0.02)	0.003 (-0.07)
户籍制度(HRS)	0.497 (-1.64)	-0.504*** (-2.71)	-1.114*** (-3.89)	户籍制度(HRS)	-0.526* (-1.38)	-0.559*** (-2.58)	-1.283*** (-3.86)
金融发展水平(FDE)	0.004 (-0.18)	0.002 (-0.15)	0.001 (-0.1)	金融发展水平(FDE)	0.001 (-0.08)	0.001 (-0.29)	0.003 (-0.541)
工业化水平(ION)	0.001 (-0.09)	2.318 (-0.12)	0.001 (-0.24)	工业化水平(ION)	0.007 (-0.18)	0.184 (-0.04)	0.186 (-0.09)
农业技术水平(ATY)	0.001 (-0.01)	0.009 (-0.69)	0.273 (-0.05)	农业技术水平(ATY)	0.014 (-0.28)	0.008 (-0.52)	0.764 (-0.09)
财政分权(FID)	0.009 (-0.18)	0.004 (-0.71)	0.001 (-0.21)	财政分权(FID)	0.001 (-0.02)	0.005 (-0.41)	0.002 (-0.17)
cons	0.072 (-0.09)	1.026*** (-2.46)	0.274 (-0.37)	cons	0.566 (-0.43)	0.872** (-2.26)	0.203 (-0.38)
R ²	0.137	0.253	0.456	R ²	0.012	0.113	0.132
logl	163.114	109.71	108.55	logl	279.083	308.132	832.532
F test	49.874	43.512	44.116	F test	108.23	100.079	324.141
Hausman	7.369	7.106	8.254	Hausman	0.143	0.013	1.023

注:扩号内是估计系数的Z值;***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平。

六、研究结论和政策建议

本文以“一带一路”沿线县域为例证,运用实证验证的方法分析了公共服务通过外商投资对县域经济转型所产生的影响,得出以下结论:

第一,在“一带一路”背景下的县域经济转型和产业结构调整过程中,直接公共服务的促进作用不明显,但却能够通过引入外商投资产生明显的促进作用(Holtz-Eakin et al, 1988)。与之相反,间接公共服务的溢出不明显。与此同时,社会性公共服务和经营性公共服务通过外资对县域经济转型产生的正向溢出也带来了一定程度的不利影响,即“虹吸效应”(刘艺和范世明, 2018);聚集过多的资源和先进技术及设备,不利于周边邻县的经济转型。

第二,通过针对时间区间的回归结果对比得出结论,直接公共服务有赖于“一带一路”倡议,其推动了“一带一路”沿线县域的经济转型;通过针对样本的分类回归结果得出相关结论,在“一带一路”沿线县域引入外资的过程中,贫困县对经济转型的影响明显高于民族县与扩权县。

根据以上结论提出如下政策建议:

第一,除了加强基础设施建设等经营性公共服务外,在引入外资的同时,还应通过完善和发展基础教育、社会保障等社会性公共服务,实现扩充软实力的目标,以进一步提升外资利用率。同时,吸引外商所带来的技术溢出和物质投资,有利于先进技术的转移,促进“一带一路”沿线县域的技术创新,改善国际分工中的地位,使其在国际合作中得以充分发挥区位优势。

第二,应充分利用并发挥“一带一路”的政策优势,有针对性地出台外资相关政策,以多元化的政策格局创造良好的投资环境(刘蕾等, 2018),实现成功引进高新技术外资和大规模外资的目标。在考虑区域间空间依赖性的同时,应把“一带一路”相关的各类政策制度有机地结合在一起,促进相对落后的西部地区与相对发达的东部地区的互动交流,以增强其在经济转型过程中的驱动力。

参考文献

- [1] 安徽省财政科学研究所课题组,朱克俊,余卫民,等,2019.财政支持县域经济转型发展问题研究——以安徽省县域经济为例[J].经济研究参考(17): 117-128.
- [2] 戴洪涛,2019.经济新常态下乡村旅游业转型升级研究[J].社会科学家(10): 97-103.
- [3] 邓悦,詹添丞,2013.地方财政支出与区域经济发展关系的实证分析——以地市级城市面板数据为例[J].江西财经大学学报(3): 18-24.
- [4] 董晓芳,刘逸凡,2018.交通基础设施建设能带动县域经济发展么?——基于2004—2013年国家级高速公路建设和县级经济面板数据的分析[J].南开经济研究(4): 3-20.
- [5] 胡小娟,张智越,2011.我国制造业利用外资技术溢出效应的实证分析[J].学术论坛,34(1): 113-116.
- [6] 李赫然,2018.以生态文明建设推动农村经济转型升级[J].人民论坛(24): 78-79.
- [7] 李少惠,韩慧,2020.我国省域公共图书馆服务资源承载力差异及影响因素研究[J].图书馆建设(5): 139-150, 166.
- [8] 李维,高远东,2013.县域经济影响因素的动态作用分析——以重庆市各区县为例基于通径分析方法的解释[J].理论学刊(4): 61-64.
- [9] 林秀梅,曹张龙,2020.中国生产性服务业集聚对产业结构升级的影响及其区域差异[J].西安交通大学学报(社会科学版)(1): 30-37.
- [10] 刘蕾,匡萍,刘倩,2018.农村劳动力转移、市民化与地方公共服务供给压力:基于三个层面的实证检验[J].宏观经济研究(12): 104-113, 122.
- [11] 刘骁男,2015.推进中西部地区资源型县域经济转型发展的思考[J].中国财政,697(20): 62-63.
- [12] 刘艺,范世明,2018.公共产品理论指引下构建农村养老服务供给主体支持体系研究——基于不平衡不充分的视角[J].湖南社会科学(3): 130-137.
- [13] 史君,2021.“一带一路”背景下企业参与精准扶贫能否带动更好的创新绩效——基于高管特征的调节效应[J].财会通讯(17): 57-61.
- [14] 苏科,黄志亮,2019.三重约束下三峡重庆库区发展中政府——市场的角色定位研究[J].西部论坛,29(4): 14-28.
- [15] 滕堂伟,林利剑,2012.基本公共服务水平与区域经济发展水平的相关性分析——基于江苏省13个市的实证研究[J].当代经济管理,34(3): 61-66.
- [16] 王玉虎,张娟,2018.乡村振兴战略下的县城城镇化发展再认识[J].城市发展研究,25(5): 1-6.
- [17] 王志扬,宁琦,2016.基础教育财政投入的经济增长效应[J].地方财政研究(3): 65-71, 84.
- [18] 熊兴,余兴厚,王宇昕,2019.基本公共服务与县域经济发展关系研究——来自三峡库区重庆段区县的例证[J].西部论坛,29(6): 110-121.

- [19] 张承欢, 2010. 对芜湖县承接产业转移的几点思考[J]. 全国商情(14): 22-23.
- [20] 周书灵, 孟民, 2010. 欠发达地区农村经济结构调整与金融发展分析——宿州个案研究[J]. 财经问题研究(5): 126-129.
- [21] 庄子银, 段思淼, 2018. 区域技术市场发展对创新的驱动作用——来自2002—2015年省级面板数据的实证分析[J]. 科技进步与对策, 35(15): 29-38.
- [22] AKHEIL S, JUSTIN M S, MARY K F, et al, 2018. Constrained or creative? Changes in financial condition and entrepreneurial orientation in public organizations[J]. Public Administration, 96(4): 769-786.
- [23] AJAY B, MATHIYAZHAGAN K, PREM V, 2019. Modeling the public distribution system: A po-p approach [J]. Opsearch, 56(3): 1024-1066.
- [24] ALZEBAN, 2020. The relationship between internal audit and foreign direct investment [J]. Asia-Pacific Journal of Accounting & Economics, 27(2): 173-194.
- [25] HELLE S, 2012. Regulating commercial public service broadcasting: A case study of the marketization of Norwegian media policy[J]. International Journal of Cultural Policy, 18(2): 223-237.
- [26] HOLLIS B C, ALAN M S, 1966. Foreign assistance development[J]. American Economic Review, 56(4): 116-119.
- [27] HOLTZ-EAKIN D, NEWEY W, ROSEN H S, 1988. Estimating vector autoregressions with panel data[J]. Econometrica, 56(6): 1371-1395.
- [28] JAMES C, 2009. Media system, public knowledge and democracy[J]. European Journal of Communication, 24(1): 5-26.
- [29] MARTIN P, MOK K H, 2008. Reasserting the public in public service delivery: The de-privatization and de-marketization of education in China[J]. Policy and Society, 27(2): 137-150.
- [30] NICHOLAS P, MITCHEL L, GARY H, 2020. Exploring spatiotemporal variations in public library provision following a prolonged period of economic austerity: A gis approach[J]. Area, 52(2): 342-353.
- [31] OLSON D L, 2004. Comparison of weights in topsis models[J]. Mathematical and Computer Modelling, 40((7): 721-727.
- [32] RICHARD F, 2019. Regional employment and housing impacts of tax increment financing districts[J]. Regional Studies, 53(6): 874-886.
- [33] SORIN D, RHYS A, 2016. Market-type mechanisms and public service equity: A review of experiences in european public services[J]. Public Organization Review, 16(3): 301-317.
- [34] WOLLMANN H, 2018. Provision of public and social services in european countries. Any lessons to learn for the asia-pacific region?[J]. Journal of Asian Public Policy, 11(3): 299-315.

Impact of Public Service Supply on the Transformation of the County Economy through Foreign Investment under the “Belt and Road” Background

Luo Ping¹, Luo Weiwei², Tan Xiao³

(1. Development Research Institute of Yunnan University, Kunming, Yunnan 650091, China;

2. Yunnan Academy of Scientific and Technical Information, Kunming, Yunnan 650051, China;

3. Chinese Academy of Fiscal Sciences, Beijing 100000, China)

Abstract: Public service is not only an important indicator reflecting people's living standards, but also an important indicator reflecting the development level of a city. Taking the development of county economy as the research object, this paper makes a scientific analysis of county public services, and deeply discusses the impact mechanism of public service supply on county economic transformation through foreign capital from the perspectives of trade facilitation and government development. At the same time, the economic data of 1126 counties from 17 provinces and municipalities relevant to the “Belt and Road” Initiative are selected for data analysis and quantitative test. The results show that in the development and transformation of county economy, direct public service cannot significantly promote the development of county economy. However, it has significant indirect promotion effect on it through introducing foreign investment. In addition, by taking the advantages of the “Belt and Road” Initiative, the positive effect of direct public services on county economic transformation has been enhanced. There is positive spillover of social and operational public services on the county economic transformation through foreign investment, which then accumulate excessive gathering of resources to this county. It results in a “siphon effect”, which then brings negative impact on the economic development of neighboring counties.

Keywords: public service supply; foreign investment; county economic transformation; influence mechanism