DOI：10.19361/j.er.2024.02.03

需求引致增长、结构增长与中国空间不平等

龚维进　徐春华*

摘要：本文将区域邻接关系引入传统基尼系数，构建了空间基尼系数指标，并基于地级区划数据测度了中国省域的空间基尼系数，以反映中国空间不平等水平。同时，将区域之间的商品贸易分解为需求引致增长和结构增长，基于 2006—2020 年有关数据，采用空间计量技术考察了需求引致增长和结构增长对省域空间基尼系数的影响。结果表明，商品贸易的需求引致增长会促进省域空间基尼系数上升，但是结构增长会抑制省域空间基尼系数上升，整体上结构增长的抑制作用大于需求引致增长的促进作用，兼具短期和长期效应。运用共同因子法处理需求引致增长、结构增长与空间基尼系数之间的内生性之后，结果具有较强的一致性和稳健性，且空间不平等具有时空维度的循环因果累积效应。因此，本文的研究结论对实现区域经济全面协调发展具有启示意义。

关键词：空间基尼系数；需求引致增长；结构增长；共同因子法
中图分类号：F727

一、引言

区域之间的商品贸易会影响经济发展差异已经被大多数学者广泛接受和大量引用。不仅跨越国境的国际贸易会影响区域不平等（Nolan et al.，2019；Hirte et al.，2020；Ezcurra and Villar，2021；Dorn et al.，2022），而且发生在国家内部不同区域之间的贸易同样会对区域经济发展产生影响。作为中国经济体系的重要构成部分，省际贸易担负着拓展国内需求、平衡区域发展等多重目标，省际贸易的均衡发展对实现国内经济稳增长具有举足轻重的作用。同时，中国省际贸易对促进区域协调发展、形成统一市场有着重要意义（王庆喜、徐维详，2014）。从现有文献看，有学者基于区域收入水平、生产率差异、贸易成本和时空格局等多个视角进行了探讨。

*龚维进，首都经济贸易大学城市经济与公共管理学院，邮政编码：100070，电子信箱：gweijin@ sina.com；徐春华（通讯作者），厦门大学经济学院，邮政编码：361005，电子信箱：xch@ xmu.edu.cn。

本文得到教育部人文社会科学研究青年基金项目“‘切变’视角下省际边界区域乡村振兴空间优化布局路径研究”（批准号：23YJC790031）、国家社会科学基金一般项目“共同富裕进程中省界县域农村相对贫困的识别与治理研究”（批准号：23BJL112）、国家社会科学基金重点项目“实施扩大内需战略同深化供给侧结构性改革有机结合的重大举措研究”（批准号：23AZD016）的资助。非常感谢匿名评审专家的宝贵意见，当然文责自负。

区域之间的贸易会影响区域收入水平。以土耳其为例,Coşar 等(2022)表明,区域之间的贸易能够增加低收入区域的收入水平,从而降低区域的空间不平等水平,短期的弹性值最大为 0.24,长期的弹性值最大为 0.27。Trevor 和 Zhu(2019)通过构建一般均衡模型,分析了内贸和外贸对中国的区域劳动生产率的影响。结果表明,内贸和劳动力迁移成本的降低对劳动生产率的贡献率高达 38%,而同期外贸成本的降低对劳动生产率的贡献仅为 7%。不仅如此,中国内贸的发展还有利于缩小中国区域之间的收入差距,相反,外贸的自由化却起到了相反的作用。

基于贸易流视角,Gunessee 和 Zhang(2021)认为,市场一体化水平的提升和贸易成本的降低有利于缩小区域差距。Delina 等(2019)通过建立贸易成本函数,计算了加拿大区域内部、区域边界和区域之间的贸易成本,认为省际之间的双边贸易对偏远省份经济发展的促进作用大于中部省份,有利于缩小经济不平等水平。正如 Trevor 和 Zhu(2019)所言,与美国、加拿大等发达国家相比,中国内贸的成本还有较大的降低空间,可以继续为中国整体福利水平的提升提供动力。对于中国这样的发展中国家和转型国家而言,需要提高区域之间的贸易水平,进而缩小区域之间的不平等水平(Dorn et al.,2022)。

正是由于区域之间贸易存在贸易成本,中国省际贸易在流出和流入两个方面存在着不对称性、不均衡性、邻近性和空间相关性(王庆喜、徐维详,2014)。侯传璐和覃成林(2019)从网络分析视角,认为中国省际贸易网络覆盖范围广且层次分化明显,并对区域经济发展产生差异性影响。同时,内陆省份的工业化进程等也会增加对大宗货物的运输需求(宗会明等,2021)。周向红和崔兆财(2020)借助 TOE(Technology Organization Environment)理论模型的分析,发现信息化水平会对货物贸易的源地和汇地的省际货物贸易产生影响,进而对异地消费需求和市场进入产生影响,最终影响区域经济发展。

事实上,区域之间的贸易不仅会影响经济发展的空间格局,而且具有时间效应。区域之间的贸易会对区域的收入水平产生影响,带来区域的空间不平等,且这种影响空间不平等的效果兼具短期和长期效应(Coşar et al.,2022)。龚维进等(2021b)采用空间计量经济学的方法,将省际货物贸易分解为引致增长和结构增长两个部分,发现引致增长具有促进区域经济增长的短期总效应和抑制区域经济增长的长期总效应,而结构增长具有阻碍区域经济增长的短期总效应和促进区域经济增长的长期总效应,表现出区域经济增长的空间差异。

综上所述,不难发现区域之间的贸易可以通过收入水平、贸易成本等途径影响区域经济差异和空间不平等。但是对于中国而言,省际贸易影响区域空间不平等的相关研究至少存在以下不足:一是区域之间的贸易可以通过收入水平等途径影响空间不平等,但是其作用机制有待于进一步完善。我们拟从需求引致增长和结构增长视角将省际贸易进行分解,丰富省际贸易影响中国空间不平等的机制。二是现有学者认为省际贸易影响空间不平等既具有空间效应,还具有时间效应,但是鲜见有学者同时探讨省际贸易对中国空间不平等的时空效应。三是与现有文献采用工具变量法(IV)、广义矩估计(GMM)等方法解决内生性问题不同,本文根据空间计量经济学的最新进展,拟采用 Common Factor 法处理省际贸易与空间不平等之间可能存在的内生性。

二、理论分析与研究假说

在推动国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局下,对经济循环的探

讨既包括生产视角,也包括流通视角,现有学者往往过于关注国际贸易中的国际流通,而较少注意国内贸易中的国内流通,使得诸如以外贸依存度衡量中国经济发展的对外依赖程度,得到中国经济更加依赖国际循环的结论。事实上,从流通环节看,中国的国内贸易远比国际贸易规模大,对经济发展的促进作用更加显著(裴长洪、刘洪愧,2021)。不仅如此,中国省际贸易潜力也高于国际贸易潜力(施炳展、张瑞恩,2021)。因此,由国内贸易规模扩大带来的居民消费将会对区域经济差异化发展产生重要影响。

居民消费行为是在其既定收入约束前提下居民各种消费需求的外在体现。由马斯洛需求层次理论可知,人们的需求从低到高依次可分为衣食方面的生理需求、避免焦虑和恐惧的安全需求、与他人建立感情的社交需求、实现自身潜能的自我实现需求。因此,当人们的收入水平处于较低阶段时,居民消费主要以相对低层次的满足生理需求方面的数量消费为主,随着收入的不断增长,对这一层次需求的消费品数量也将不断增多。

消费是驱动经济增长的"三驾马车"之一,不同区域消费需求的规模存在差异,从而会对不同区域的经济增长产生差异性影响,亦即具有需求引致增长效应。居民消费数量的增加还会推动产业结构升级,由此导致消费的需求引致增长效应在不同工业化发展水平的不同区域具有不同的作用效果。已有研究表明,在工业化中后期,往往更倾向于鼓励消费以助力经济高速增长(史琳琰等,2023)。因此,不同区域的消费需求引致增长效应差异将导致经济发展水平的区域差异,引发经济发展的空间不平等。由此提出如下假说:

假说1:区域之间贸易规模的扩大会提高消费数量,区域消费数量增加带来的需求引致增长效应会影响经济发展的空间不平等。

不仅如此,随着居民收入水平和经济发展水平的持续提高,居民消费并不局限于对同一类别消费品(如食品)需求数量的增加,而是会增加对不同类别消费品的需求,使得居民消费由原来低层次的消费需求逐渐转向高层次的消费需求,体现了居民消费质量的提升,亦即消费结构的变化。值得注意的是,区域消费结构的变动也将直接提升该区域的经济增长。已有研究显示,消费结构升级对经济(高质量)发展呈现出显著的促进作用(史琳琰等,2021;楠玉,2022),区域经济发展速度会随着消费结构升级而加快(邹海,2022),尤其是后工业化时期,为了实现经济高质量发展的需要更应把消费结构升级作为新的经济增长点(史琳琰等,2023)。

随着居民消费结构的多样化,学者也开始关注不同类型的消费对经济增长的差异性影响。譬如,鲁婧颉等(2021)研究发现文化消费从增长效率、稳定性和可持续性三方面提升了中国经济增长的质量。因此,不同区域居民消费结构的差异必然会对其经济增长产生差异性的影响,由此进一步拉开不同地区之间的经济发展差距,从而提升空间不平等水平。就长期而言,社会生产力发展水平不断提升的趋势确保了居民生活水准的长期提升,使得居民消费的结构增长效应在长期中占据主导地位。基于以上认识提出如下假说:

假说2:区域之间贸易种类的增加会改变消费结构,消费多样化具有的结构增长效应会影响经济发展的空间不平等,特别是在长期中消费对空间不平等的影响将由需求引致增长效应转向结构增长效应。

由此不难发现,区域贸易增强带来消费数量的增多和种类的增加,均会对区域经济增长产生差异性影响。当然,区域经济差异也可能会影响区际贸易(Ezcurra and Villar,2021),即区域贸易与空间不平等之间可能存在内生性关系。

三、方法与数据

(一)区域经济差异的基尼系数空间分解:空间基尼系数

基尼系数(Gini Coefficient/Index,Gini)是一个衡量国家或地区居民收入差距的常用指标,且$0 \leqslant Gini\ Coefficient \leqslant 1$,反映了居民之间的收入差距。与传统基尼系数未考虑独立的经济活动参与主体居民之间的相关性相比,本文参考 Rey 和 Smith(2013)、Smith 和 Rey(2018)、Panzera 和 Postiglione(2020)、Cartone 和 Panzera(2022)等学者的做法,将经济系统内部子区域之间的相关性纳入考察范围,对传统基尼系数进行适当地改进。具体而言,假设一个区域系统 N 有 n 个子区域,$N=1,2,\cdots,n$,且 $1 \leqslant i, j \leqslant n$,$i$ 和 j 均为 N 的子区域,则基尼系数可以用(1)式来表示:

$$Gini = \frac{\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}|x_i - x_j|}{2n^2\bar{x}} \tag{1}$$

(1)式中:x_i 和 x_j 分别为测度子区域 i 和子区域 j 不平等程度的变量,如区域的收入水平等,$|x_i - x_j|$ 为 x_i 与 x_j 差的绝对值,$\bar{x}$ 为 x 的均值,n 为区域系统的子区域数量。假设子区域 i 和子区域 j 之间的邻接关系可以采用空间权重矩阵来反映,则可以通过在(1)式中引入 w_{ij},将(1)式右边的分子部分写成如下形式:

$$\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}|x_i - x_j| = \sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}(w_{ij} \times |x_i - x_j| + (1 - w_{ij}) \times |x_i - x_j|) \tag{2}$$

(2)式表明,引入空间邻接关系之后,可以将基尼系数分为两个部分:邻居区域之间的差异(*NG*)和非邻居区域之间的差异(*NNG*)。将(2)式代入(1)式并拆分同类项,可以得到区域的空间基尼系数 *SpGini* 为:

$$SpGini = \frac{\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}w_{ij} \times |x_i - x_j|}{2n^2\bar{x}} + \frac{\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}(I_n - w_{ij}) \times |x_i - x_j|}{2n^2\bar{x}} \tag{3}$$

由(3)式可知,等式右边的两个部分分别为邻居区域的差异部分和非邻居区域的差异部分。由此不难发现,在传统基尼系数中引入空间权重矩阵来反映区域之间的邻接关系,将基尼系数分解为邻居区域之间的差异与非邻居区域之间的差异之和,即可从区域视角探讨空间邻接关系对区域空间不平等的重要影响。

值得一提的是,当空间权重矩阵 $w_{ij}=1$ 时,即所有区域均为邻居区域时,则(3)式可简化为传统基尼系数。现实中,经济体内部的子区域之间并非所有子区域均存在邻接关系。当 $0<w_{ij}<1$ 时即区域之间存在正向的空间相关性且增强时,由于非邻居区域的观测值之间差异更大,*NNG* 相对于 *NG* 便会增加。相反,当 $-1<w_{ij}<0$ 时即区域之间存在负向的空间相关性时,结果正好相反。

(二)省际商品贸易的时空分解:需求引致增长与结构增长

为了同时考察商品贸易的需求总量和贸易结构对区域经济差异的影响,本文基于区域之间商品贸易的视角,参考 Thissen 等(2016)的做法,将区域之间的商品贸易分解为与商品贸易量的增加有关的需求引致增长部分(Demand-Led Growth Component),以及与商品贸易种类的增加有关的结构增长部分(Structure Growth Component),结构增长在市场上表现为竞争地位的增强。对一个区域系统 N 而言,为了叙述方便我们在后文中将研究的对象区域称为目标区域,将在空间上与目标区域存在邻接关系的区域称为邻居区域。

假设 t 期目标区域 i 商品 p 在邻居区域 j 的市场份额为 $M_{p,i,j,t}$,可表示为:

$$M_{p,i,j,t}=\frac{H_{p,i,j,t}}{D_{p,j,t}} \tag{4}$$

(4)式中:$H_{p,i,j,t}$表示 t 期从目标区域 i 销售到邻居区域 j 的商品 p 数量,$D_{p,j,t}$表示 t 期邻居区域 j 商品 p 的市场需求或市场规模。值得一提的是,由于目标区域 i 和邻居区域 j 互为邻居区域,因此目标区域 i 和邻居区域 j 既是生产型区域,也是消费型区域。即不仅目标区域 i 生产商品 p 并销售至邻居区域 j,同时邻居区域 j 也可能生产商品 p 并销售至目标区域 i,不仅同一个区域可以进行区域内贸易,任意两个区域之间也存在商品贸易并形成贸易流。此时,目标区域 i 对商品 p 的生产水平为 x 时的需求引致增长部分 $G_{p,i,t}^{dema,x}$可以表示为:

$$G_{p,i,t}^{dema,x}=\sum\nolimits_j M_{p,i,j,t-1}(D_{p,i,j,t}-D_{p,i,j,t-1}) \tag{5}$$

(5)式表明,商品 p 的需求引致增长部分为目标区域 i 商品 p 对邻居区域 j 的市场份额与 $(D_{p,i,j,t}-D_{p,i,j,t-1})$需求变化的乘积,构成了目标区域 i 对商品 p 消费的引致需求。

相应的,结构增长部分 $G_{p,i,t}^{stru,x}$可表示为:

$$G_{p,i,t}^{stru,x}=\sum\nolimits_j (M_{p,i,j,t}-M_{p,i,j,t-1})D_{p,i,j,t} \tag{6}$$

(6)式表明,商品 p 的市场份额变化与需求量的乘积,构成了商品 p 的结构增长部分。

由(5)式和(6)式可知,无论是目标区域 i 对商品 p 需求规模的变化,抑或是商品 p 市场份额的变化,均会对区域之间的商品贸易和区域经济不平等产生影响。

(三)研究设计与数据说明

1.计量模型设计

为了聚焦商品贸易的需求引致增长效应和结构增长效应对中国区域经济产生的差异性影响,本文在参考 Thissen 等(2016)模型设定的基础上,设定广义嵌套空间(General Nesting Spatial,GNS)模型如下:

$$\begin{aligned}&\ln SpGini_{it}=\delta W\ln SpGini_{jt}+\beta\ln X_{it}+\gamma W\ln X_{jt}+u_i+v_t+\varepsilon_{it}\\&u_i=\lambda Wu_j+\varepsilon_i\end{aligned} \tag{7}$$

(7)式中:$\ln SpGini_{it}$表示 t 期目标区域 i 空间基尼系数的对数值,$\ln SpGini_{jt}$表示 t 期邻居区域 j 空间基尼系数的对数值,δ、β、γ 和 λ 均为模型的待估参数,W 为空间权重矩阵,λ 表示误差项的空间自回归系数。X 为解释变量矩阵,且 $X=X(G_{p,i,t}^{dema,x},G_{p,i,t}^{stru,x})$,其中 $G_{p,i,t}^{dema,x}$和 $G_{p,i,t}^{stru,x}$分别表示目标区域 i 对商品贸易产生的需求引致增长效应和结构增长效应。u_i、v_t 和 ε_{it}分别表示空间效应、时间效应和误差项。

需要说明的是,由于《中国交通统计年鉴》中并未给出省域之间分商品种类的商品贸易量数据,因此我们需要对(5)式和(6)式进行简化,即不考虑分商品分类的需求引致增长和结构增长效应,仅考虑区域之间的大宗商品贸易的需求引致增长和结构增长效应,具体可表示为:

$$G_{i,t}^{dema,x}=\sum\nolimits_j M_{i,j,t-1}(D_{i,j,t}-D_{i,j,t-1}) \tag{8}$$

$$G_{i,t}^{stru,x}=\sum\nolimits_j (M_{i,j,t}-M_{i,j,t-1})D_{i,j,t} \tag{9}$$

(8)式和(9)式分别表示不区分商品种类即大宗商品贸易的需求引致增长和结构增长,因此,(7)式中的解释变量矩阵 X 可简化为 $X=X(G_{i,t}^{dema,x},G_{i,t}^{stru,x})$。

当然,目标区域的空间差异水平除了受到商品贸易的需求引致增长和结构增长的影响,

还将受到其他因素的综合影响。为了保证模型估计结果的一致性和稳健性,本文参考 Díez-Minguela 等(2020)在(7)式中引入区域的市场潜能(*poten*)、人均收入水平(*pergdp*)和人力资本水平(*psacp*)作为控制变量。其中,市场潜能的计算方法参考余运江和高向东(2017);人均收入水平数据来源于《中国统计年鉴》;人力资本水平的测度参考覃成林和杨霞(2017)的做法,采用每万人在校大学生数量作为代理变量。加入控制变量之后,本文的解释变量矩阵 X 可表示为:

$$X=X(G_{i,t}^{dema,x},G_{i,t}^{stru,x},poten,pergdp,psacp)$$

2.数据说明

从现有文献看,受限于中国省际贸易流量的相关数据,国内学者倾向于将国家铁路行政区域间货物交流统计板块中各省铁路货运交流数据作为省际贸易规模的替代指标(王庆喜、徐维详,2014;侯传璐、覃成林,2019;龚维进等,2021a)。

本文的数据来源主要为 2007—2021 年《中国统计年鉴》《中国交通年鉴》《中国城市统计年鉴》,以及各省份统计年鉴和 2006—2020 年《中华人民共和国国民经济和社会发展统计公报》作为补充。其中,各省份空间基尼系数由 336 个市州数据分别计算得到①,目标区域商品贸易的需求引致增长部分和结构增长部分采用国家铁路省份间商品贸易量数据,经笔者整理和计算后得到。

就数据本身而言,国家铁路地区间货物交流数据源于铁路物流的 O-D 交流表,反映了区域之间货物交流的规模与方向,以矩阵形式给出了交通节点和贸易流量,具体可用表 1 表示。

表 1　　铁路物流 O-D 交流表

始发地	目的地				
	N_1	N_2	N_j	N_n	合计
N_1	T_{11}	T_{12}	T_{1j}	T_{1n}	O_1
N_2	T_{21}	T_{22}	T_{2j}	T_{2n}	O_2
N_i	T_{i1}	T_{i2}	T_{ij}	T_{in}	O_i
N_n	T_{n1}	T_{n2}	T_{nj}	T_{nn}	O_n
合计	D_1	D_2	D_j	D_n	

其中,N_i为交通节点,T_{ij}为节点 i 和节点 j 间的交通流,O_i和 D_i分别是节点 i 发出和接收的交通流量。譬如,N_1为北京,N_2为天津,则 T_{11}为北京至北京的货物运输量,T_{12}为北京发往天津的货物运输量,T_{21}为天津发往北京的货物运输量,T_{22}为天津发往天津的货物运输量。

需要说明的是,参考王庆喜和徐维详(2014)的做法,本文研究数据不包括铁路运输不发达的西藏和海南的数据、资源型省份山西和内蒙古的数据(侯传璐、覃成林,2019),以及数据不完整的中国港澳台地区数据,因此本文经验分析部分的研究样本为中国 27 个省份数据。

①通过 336 个市、州和区人均 GDP 数据计算各省份的空间基尼系数水平。譬如,江苏省拥有南京、无锡、徐州、常州、苏州、南通、连云港、淮安、盐城、扬州、镇江、泰州和宿迁共 13 个地级市,结合 13 个地级市之间的空间邻接关系(限于篇幅,本文采用的是二进制邻接矩阵),我们根据 2006 年 13 个地级市的人均 GDP 水平计算江苏省 2006 年的空间基尼系数水平,再根据 2006—2020 年 13 个地级市的人均 GDP 水平分别计算 2006—2020 年江苏省的空间基尼系数水平。对于直辖市而言,如北京市拥有东城、西城、朝阳、丰台、石景山、海淀、门头沟、房山、通州、顺义、昌平、大兴、怀柔、平谷、密云和延庆共 16 个区,基于 16 个区的二进制邻接矩阵,我们根据每一年 16 个区的人均 GDP 数据,分别计算该年北京市空间基尼系数。因此,可以得到 2006—2020 年各省份空间基尼系数水平,从而形成 2006—2020 年各省份的空间基尼系数平衡面板数据。

四、中国区域差异缩小与贸易增加的典型事实

(一)中国省际区域经济差异持续缩小

如前所述,在普通基尼系数测度方法的基础上引入空间因素,即可衡量区域间空间经济不平等程度。接下来,笔者将采用空间基尼系数测度中国区域之间的空间不平等及其变化,并与国家统计局给出的历年基尼系数作对比①。图 1 给出了中国 2006—2020 年间全国 SpGini 和 Gini 折线图②,图 2 给出了 2006—2020 年间东中西三大区域的空间基尼系数折线图③。

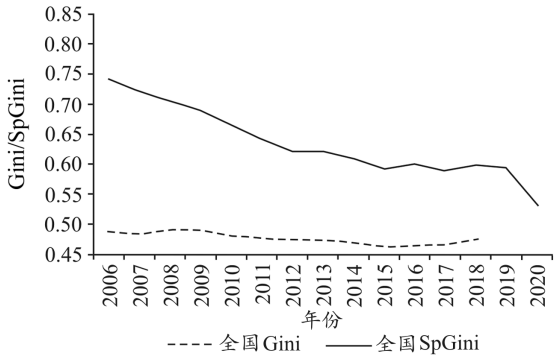

图 1　全国 SpGini 和 Gini 变化图

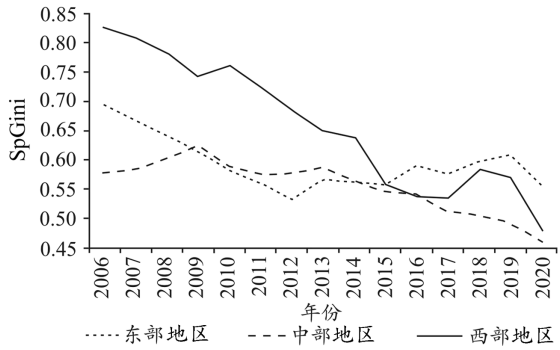

图 2　分东中西三大地区 SpGini 变化图

由图 1 可知,考虑到空间因素之后,样本年份期间中国 SpGini 明显大于 Gini,但是两者差距正在缩小。究其原因,可能是由于难以获取高收入阶层居民真实的收入信息使得中国基尼系数结果偏低。样本年份期间全国层面的 SpGini 和 Gini 均有一定程度的下降,但是 2016 年以来 Gini 连续 3 年持续上升仍值得关注。同时,图 2 表明三大区域的 SpGini 均表现出波动下降趋势,特别是中部和西部地区空间不平等水平降低较快,东部地区空间不平等水平降低较慢,且仍有进一步提升趋势。④

①全国 Gini 仅发布至 2018 年,之后并未发布。

②其中,2006—2018 年全国 Gini 数据来源于国家统计局住户调查办公室(LJ)。

③参考《中国统计年鉴》给出的东中西部地区划分方法,东部地区包括辽宁、河北、北京、天津、山东、江苏、浙江、上海、福建、广东、广西共 11 个省份,中部地区包括黑龙江、吉林、河南、湖北、江西、安徽和湖南共 7 个省份,西部地区包括山西、甘肃、青海、宁夏、新疆、四川、重庆、云南和贵州共 9 个省份。

④有需要具体数据的读者可与作者联系,下同。

(二)省际商品贸易对中国区域经济增长的拉动作用持续增强

有学者指出,中国省际商品贸易的增加不仅会提升区域商品消费数量,还会增加区域商品贸易的种类,进而有利于中国区域经济的短期和长期增长(龚维进等,2021b)。将 2006—2020 年中国省际贸易分解为需求引致增长和结构增长两个部分,图 3 给出了全国和东中西部地区商品贸易的需求引致增长和结构增长变化图。

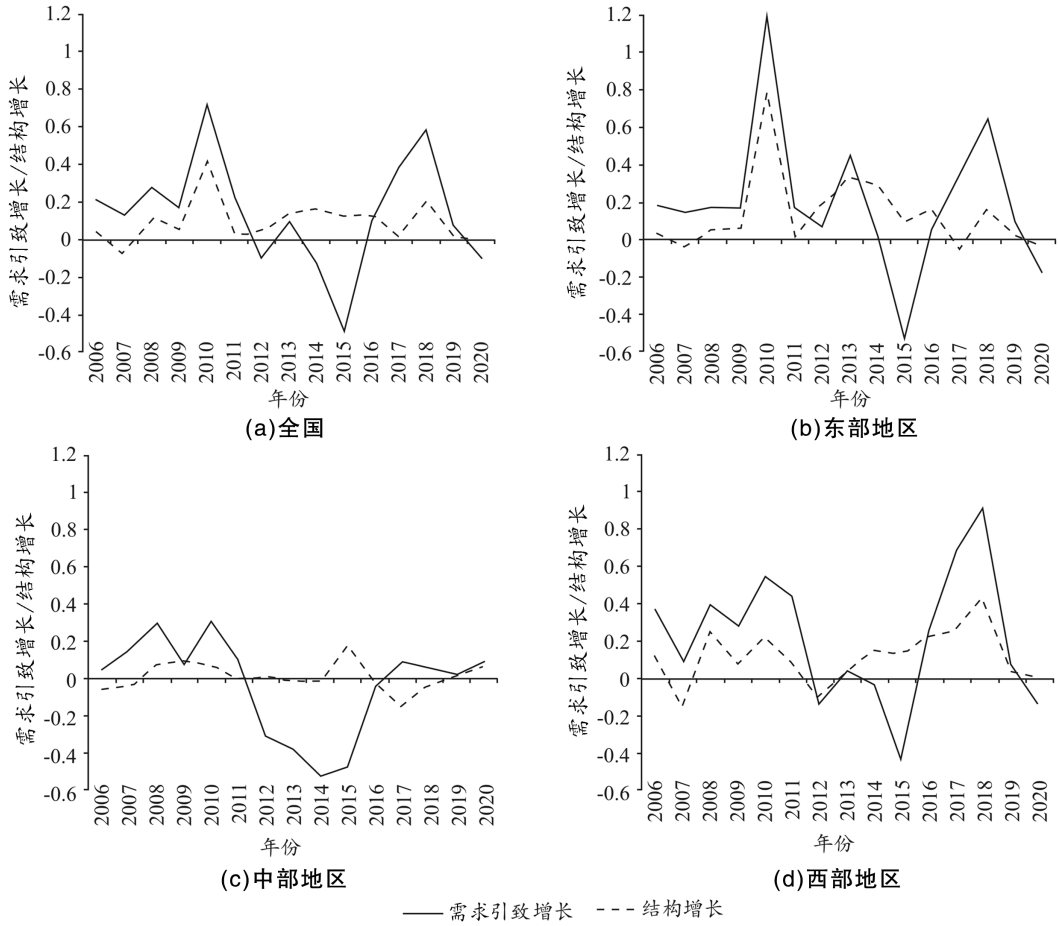

图 3　全国及东中西部地区商品贸易的需求引致增长和结构增长差异图

从时间维度看,图 3 表明无论是全国层面的需求引致增长和结构增长水平,还是分东中西部三大区域的需求引致增长和结构增长水平,均呈现出需求引致增长高于结构增长、低于结构增长,再到高于结构增长,最后低于结构增长的 4 个阶段,且与全国 Gini 保持了较强的一致性。中部地区仅表现出前三个阶段,而且需求引致增长和结构增长呈现双上升的趋势。同时,中部地区需求引致增长和结构增长之间的差异较小,其 SpGini 也相对较小(见图 2)。

整体上,2006—2012 年商品贸易的需求引致增长大于结构增长,2013—2016 年商品贸易的需求引致增长小于结构增长,2017 年以来商品贸易的需求引致增长再次反超结构增长。特别值得一提的是,除了中部地区的需求引致增长和结构增长之间的差异始终较小外,2017 年全国、东部和西部地区需求引致增长水平快速提升,打破了商品贸易的结构增长连续 5 年超过需求引致增长的趋势,从而对中国 Gini 的再次上升和 SpGini 的下降减缓产生了重要影响。

五、中国区域经济差异缩小的经验分析

(一)最优模型选择

根据空间计量经济学的最新进展,包括 OLS 在内的空间计量经济学模型共有 8 种(Vega and Elhorst,2015),因此 Ciccarelli 和 Elhorst(2018)建议根据经验分析结果的参数检验进行最优模型选择。表 2 给出了商品贸易的需求引致增长和结构增长对区域空间不平等影响的不同模型的估计结果①。

表 2　　**最优模型检验结果**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	OLS	SDM	SDM	SDM	SDM	SDEM	SDM
intercept	0.678*** (11.235)	0.620*** (6.596)	–	–	–	–	–
$G_{i,t}^{dema,x}$	0.032** (2.085)	0.008 (0.533)	−0.003 (−0.398)	0.011 (0.688)	−0.002 (−0.352)	−0.003 (−0.403)	−0.002 (−0.322)
$G_{i,t}^{stru,x}$	−0.032 (−1.443)	0.001 (0.018)	0.005 (0.503)	−0.001 (−0.015)	0.005 (0.487)	0.005 (0.540)	0.004 (0.449)
poten	−0.007*** (−3.595)	0.007*** (2.770)	−0.009*** (−2.938)	0.009*** (2.507)	−0.009 (−1.494)	0.005 (1.323)	0.005 (1.269)
$W\times G_{j,t}^{dema,x}$	–	0.031 (1.471)	0.023** (2.303)	0.041 (1.515)	0.016* (1.659)	0.017 (1.388)	0.017 (1.450)
$W\times G_{j,t}^{stru,x}$	–	0.012 (0.360)	−0.041*** (−2.579)	0.011 (0.282)	−0.031* (−1.832)	−0.031* (−1.742)	−0.030* (−1.723)
$W\times poten$	–	−0.013*** (−4.190)	0.003 (0.962)	−0.009 (−1.391)	0.037*** (5.877)	0.036*** (5.517)	0.032*** (5.195)
$W\times \ln SpGini_{jt}$	–	−0.062 (−0.981)	−0.108* (−1.659)	−0.065 (−1.011)	−0.269*** (−4.175)	−0.215*** (3.323)	−0.239*** (−3.681)
λ	–	–	–	–	–	−0.142*** (−3.166)	–
Time-fixed	NO	NO	NO	YES	YES	YES	YES
Spatial-fixed	NO	NO	YES	NO	YES	YES	random
R^2	0.0572	0.2557	0.8527	0.2616	0.8707	0.8696	0.0864
$adj-R^2$	0.0454	0.2516	0.3873	0.1859	0.0959	0.1000	0.0792
σ^2	0.0212	0.0165	0.0030	0.0170	0.0025	0.0027	0.0031
Durbin-Watson	2.5647	–	–	–	–	–	–
Log-likelihood	208.898	256.5459	583.6961	258.006	617.214	615.678	527.568
φ^2-test	–	–	–	–	0.090 [0.000]	–	–
Spatial - Hausman test	–	–	–	–	31.571 [0.000]	–	–
LM-SAR	15.086 [0.000]	–	–	–	49.929 [0.000]	44.782 [0.000]	38.048 [0.000]
Robust-LM-SAR	15.038 [0.000]	–	–	–	44.923 [0.000]	44.923 [0.000]	33.263 [0.000]
LM-SEM	15.802 [0.000]	–	–	–	52.524 [0.000]	47.102 [0.000]	39.299 [0.000]
Robust-LM-SEM	16.115 [0.000]	–	–	–	46.866 [0.000]	46.866 [0.000]	35.443 [0.000]

注:表中使用的空间权重矩阵为二进制邻接矩阵,***、**、*分别表示 1%、5%、10%的显著性水平,( )内给出了参数估计的 T 统计量,[ ]内给出了参数估计的 P 值,-表示空白值,*intercept* 表示常数项。下同。

①受篇幅限制,既不控制时间效应也不控制空间效应的 SDM、DSDM、SAR 等估计结果,以及仅控制时间效应或空间效应的 DSDM、SAR 等结果留存备索。同样,受篇幅限制,我们仅给出控制变量中的市场潜能 *poten* 的估计结果,有需要区域人均收入水平和人力资本水平估计结果的读者可与作者联系。

表 2 结果显示，φ^2-*test* 检验值为 0.090 接近于 0，在 1%的水平上显著，表明需要同时控制时间固定效应和空间固定效应。同时空间豪斯曼 Spatial-Hausman 检验值为 31.571，同样在 1%的水平上显著，表明需要同时控制时间固定效应和空间固定效应即控制时空双固定效应。第(1)—(7)列的估计结果中第(5)列时空双固定效应 SDM 的对数似然函数值 Log-Likelihood 最大为617.214，残差平方和 σ^2 最小为 0.0025，且第(5)列 LM-SAR 和稳健的 LM-SAR，以及 LM-SEM 和稳健的 LM-SEM 均在 1%的显著性水平上拒绝了本文的计量模型应该简化为 SAR 或者 SEM 模型。因此，第(5)列时空双固定效应的 SDM 为本文的最优经验分析模型。

根据第(5)列时空双固定效应的 SDM 估计结果，邻居区域商品贸易的需求引致增长和结构增长会对目标区域的空间不平等产生差异性影响。邻居区域商品贸易的需求引致增长会提升目标区域的空间不平等水平，弹性值为 0.016，且在 10%的水平上显著，假说 1 即由贸易数量的增加带来的需求引致增长效应会影响空间经济不平等是成立的。与之不同的是，邻居区域商品贸易的结构增长会对目标区域的空间不平等产生显著的抑制效应，弹性值为 0.031，同样在 10%的水平上显著。就其大小而言，邻居区域商品贸易的结构增长对目标区域空间不平等的抑制效应大于需求引致增长的促进作用，且结构增长的抑制效应约为需求引致增长促进作用的 1.94 倍，因此假说 2 即消费多样化引起的结构增长同样会对空间经济不平等产生重要影响也是成立的。

邻居区域空间不平等水平对目标区域的空间不平等水平同样具有重要影响。根据第(5)列的估计结果，邻居区域空间不平等水平的提升有助于目标区域空间不平等水平的下降，弹性值为 0.269，且在 1%的水平上显著。就其大小而言，邻居区域对目标区域空间不平等水平的抑制作用约为邻居区域商品贸易结构增长抑制作用的 8.68 倍，约为邻居区域商品贸易需求引致增长对目标区域空间不平等促进作用的 18.81 倍。因此，邻居区域空间不平等水平下降，通过空间外溢效应降低目标区域的空间不平等水平，是降低目标区域空间不平等水平的重要途径之一。

同时，第(5)列时空双固定效应的结果表明无论是目标区域商品贸易的需求引致增长增加，还是目标区域商品贸易结构增长的提升，均未对目标区域的空间不平等水平产生显著影响。值得一提的是，目标区域商品贸易的需求引致增长对自身空间不平等产生的是促进作用，而商品贸易的结构增长对目标区域的空间不平等产生了抑制作用，这也为我们基于商品贸易视角降低空间不平等水平提供了新的思路。当然，第(5)列时空双固定效应 SDM 的估计结果是基于二进制邻接矩阵的，区域之间不同的邻接关系可能会得到不同的估计结果。为了保证本文的估计结果是稳健的和可信的，必须对第(5)列的估计结果进行稳健性检验。

(二)稳健性检验

为了检验表 2 中 SDM 估计结果的稳健性，接下来我们参考覃成林和杨霞(2017)、Fachin 和 Ciccarelli(2017)、龚维进等(2021b)的做法，采用不同类型的距离空间权重矩阵对第(5)列的估计结果进行稳健性检验。具体而言，本文接下来采用反距离矩阵 *inverse*、引力权重矩阵 *gravity*、截断距离 *cut-off* 分别为 300km 和 600km 的距离阈值矩阵 $Dist=300$ 和 $Dist=600$，以及指数距离矩阵 *exponent* 对上述 SDM 估计结果进行稳健性检验。需要说明的是，不同类型的空间权重矩阵可分别表示为：

$$w_{ij}^{inverse}=\begin{cases}1/d_{ij}, i\neq j\\ 0, i=j\end{cases}\qquad w_{ij}^{gravity}=\begin{cases}1/d_{ij}^{2}, i\neq j\\ 0, i=j\end{cases}$$
$$w_{ij}^{cut-off}=\begin{cases}1, d_{ij}\leqslant d_{cut-off}\\ 0, d_{ij}>d_{cut-off}\end{cases}\qquad w_{ij}^{exponent}=\begin{cases}\exp^{-d_{ij}/d_{\min}}, i\neq j\\ 0, i=j\end{cases}\qquad (10)$$

(10)式中:d_{ij}为目标区域i与邻居区域j之间的欧氏距离(Euclidean Distance),$d_{\min}$为目标区域之间的最小欧氏距离,$d_{cut-off}$表示截断距离矩阵的截断距离。

事实上,省际贸易除了与地理临近和空间距离远近有关,还与文化距离、制度壁垒等有关(陈永伟,2016;侯传璐、覃成林,2019)。因此,本文还参考董晓松等(2019)的做法,通过构造文化权重矩阵 *culture* 来进行稳健性检验。参考二元邻接矩阵的设定方法,若两个省份属于同一个亚文化区则赋值为1,非同一个亚文化区的省份之间赋值为0,则文化空间权重矩阵可表示为:

$$w_{ij}^{culture}=\begin{cases}1, \text{同一个亚文化区}\\ 0, \text{非同一个亚文化区}\end{cases}\qquad (11)$$

表3给出了商品贸易的需求引致增长和结构增长与区域空间不平等的SDM稳健性检验结果。

表3　　稳健性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	inverse	*gravity*	*expone*	*culture*	*Dist*=300	*Dist*=600
$G_{i,t}^{dema,x}$	0.001 (0.131)	0.001 (0.035)	−0.001 (−0.002)	−0.005 (−0.626)	0.001 (0.091)	−0.001 (−0.087)
$G_{i,t}^{stru,x}$	−0.002 (−0.168)	0.001 (0.073)	0.003 (0.283)	0.008 (0.787)	−0.003 (−0.255)	0.006 (0.616)
poten	0.009** (−2.397)	0.005 (1.259)	0.006* (1.664)	−0.005 (−1.130)	−0.001 (−0.042)	0.001 (0.155)
$W\times G_{j,t}^{dema,x}$	0.078** (2.042)	0.028* (1.680)	0.021* (1.796)	0.023** (2.332)	0.047*** (2.552)	0.026* (1.669)
$W\times G_{j,t}^{stru,x}$	−0.115** (−2.339)	−0.042** (−1.948)	−0.034** (−2.162)	−0.037** (−2.535)	−0.063*** (−2.666)	−0.047** (−1.985)
$W\times poten$	0.174*** (6.375)	0.077*** (6.081)	0.054*** (6.652)	0.005 (0.821)	−0.006** (−2.201)	0.010** (1.985)
$W\times \ln SpGini_{jt}$	−0.677*** (−7.382)	−0.500*** (4.928)	−0.382*** (−4.985)	−0.226*** (−4.056)	−0.164*** (−2.695)	−0.643*** (−5.715)
Time-fixed	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Spatial-fixed	YES	YES	YES	YES	YES	YES
R^2	0.889	0.8741	0.8766	0.8686	0.8678	0.8762
$adj-R^2$	0.1066	0.1077	0.1259	0.0927	0.1107	0.0798
σ^2	0.0025	0.0028	0.0027	0.0032	0.0029	0.0028
Log-likelihood	621.277	610.520	615.067	604.062	606.024	608.254
φ^2-test	0.090 [0.000]	0.090 [0.000]	0.085 [0.000]	0.107 [0.000]	0.111 [0.000]	0.106 [0.000]
Spatial-Hasuman	30.859 [0.000]	33.013 [0.000]	24.727 [0.000]	22.147 [0.000]	243.351 [0.000]	206.001 [0.000]

根据表3的估计结果,不同距离空间权重矩阵和文化距离矩阵下时空双固定效应SDM的$adj-R^2$均大于等于0.0798,残差平方和σ^2最大为0.0032,Log-likelihood均大于等于604.062,φ^2检验值均小于等于0.111接近于0,部分Spatial-Hausman检验值同样表明需要

同时控制时间固定效应和空间固定效应。因此,表3中的商品贸易的需求引致增长和结构增长对区域空间不平等的估计结果与表2第(5)列的结果具有极强的稳健性,即估计结果是可信的。

表3的估计结果表明,邻居区域商品贸易需求引致增长的增加会提升目标区域的空间不平等水平,不同空间权重矩阵下的弹性值介于0.021~0.078之间,且至少在10%的水平上显著。因此,省际贸易的需求引致增长不利于空间不平等水平下降,其原因可能是同一种商品贸易存在边际效用递减规律。

与邻居区域商品贸易的需求引致增长不同,邻居区域商品贸易的结构增长会降低目标区域的空间不平等水平,这与表2第(5)列二进制邻接矩阵的结果也是一致的。在不同类型的空间权重矩阵下,邻居区域商品贸易结构增长对目标区域空间不平等抑制作用的弹性值介于0.034~0.115之间,且所有类型的空间权重矩阵下的估计结果至少在5%的水平上显著。就弹性值大小的绝对值而言,邻居区域商品贸易的结构增长能够更大程度地降低目标区域空间不平等水平。

邻居区域空间不平等水平是影响目标区域空间不平等水平的又一重要因素。邻居区域空间不平等水平每提升1%,会引起目标区域不平等水平下降0.164~0.677,且均在1%的水平上显著。

(三)空间效应分析:直接效应、间接效应和总效应

Ciccarelli和Elhorst(2018)指出在考察要素变化对区域的影响时,需要考察区域之间的反馈效应。表4给出了商品贸易的需求引致增长和结构增长对区域空间不平等影响的直接效应、间接效应和总效应的估计结果。

表4　　未考虑变量内生性的空间效应估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	Binary	*inverse*	*graviry*	*expone*	*Culture*	*Dist* = 300	*Dist* = 600
直接效应							
$G_{i,t}^{dema,x}$	−0.004	−0.003	−0.002	−0.002	−0.007	−0.002	−0.002
	(−0.516)	(−0.043)	(−0.209)	(−0.232)	(−0.862)	(−0.255)	(−0.309)
$G_{i,t}^{stru,x}$	0.007	0.004	0.003	0.005	0.012	0.001	0.009
	(0.702)	(0.444)	(0.313)	(0.531)	(1.072)	(0.076)	(0.917)
poten	0.003	0.001	0.001	0.002	−0.005	−0.001	−0.001
	(0.898)	(0.121)	(0.104)	(0.597)	(−1.334)	(−0.344)	(−0.005)
间接效应							
$G_{i,t}^{dema,x}$	0.015*	0.034*	0.021*	0.017*	0.022**	0.019***	0.017
	(1.634)	(1.950)	(1.611)	(1.630)	(2.316)	(2.598)	(1.516)
$G_{i,t}^{stru,x}$	−0.028*	−0.049**	−0.031*	−0.028**	−0.036***	−0.024***	−0.033**
	(−1.868)	(−2.253)	(−1.895)	(−2.059)	(−2.591)	(−2.729)	(−1.962)
poten	0.029***	0.068***	0.055***	0.042***	0.005	−0.002*	0.006*
	(5.662)	(6.026)	(6.080)	(6.663)	(1.052)	(−1.884)	(1.712)
总效应							
$G_{i,t}^{dema,x}$	0.011*	0.030**	0.019*	0.015*	0.015*	0.017*	0.015*
	(1.809)	(2.098)	(1.646)	(1.634)	(1.809)	(1.744)	(1.602)
$G_{i,t}^{stru,x}$	−0.021*	−0.045**	−0.028*	−0.023*	−0.025*	−0.024*	−0.024*
	(−1.814)	(−2.273)	(−1.784)	(−1.709)	(−1.902)	(1.746)	(−1.636)
poten	0.033***	0.068***	0.055***	0.044***	0.001	−0.004	0.006
	(5.295)	(6.109)	(5.783)	(6.485)	(0.016)	(−1.091)	(1.520)

考虑区域之间的反馈效应之后,表 4 的结果表明商品贸易的引致增长会通过直接效应提升空间不平等,结构增长会通过间接效应降低空间不平等。第(1)—(7)列的结果表明,对于商品贸易的需求引致增长而言,间接效应的弹性值介于 0.015~0.034 之间,除了截断距离为 600km 的权重矩阵下给出的结果不显著外,其他至少在 10%的水平上显著。不同的是,商品贸易的结构增长能够降低区域的空间不平等水平。商品贸易的结构增长每提升 1%,会使得区域的空间不平等水平降低 0.024~0.049,所有权重矩阵下均至少在 10%的水平上显著。就商品贸易需求引致增长和结构增长对区域空间不平等影响的绝对值而言,所有不同权重矩阵下商品贸易的结构增长效应对空间不平等的抑制作用均大于需求引致增长对空间不平等的促进作用。

商品贸易的需求引致增长具有提升空间不平等的总效应,而结构增长具有降低空间不平等的总效应。不同类型的空间权重矩阵估计结果表明,商品贸易的需求引致增长每提升 1%,会引起区域空间不平等提升 0.011~0.030,均在 10%的水平上显著。与商品贸易的需求引致增长完全不同的是,在不同类型距离矩阵中,商品贸易的结构增长均表现出显著的抑制空间不平等的总效应,弹性值介于 0.021~0.045 之间,且至少在 10%的水平上显著。就商品贸易的需求引致增长和结构增长对区域空间不平等的总效应而言,所有不同类型空间权重矩阵下商品贸易结构增长对区域空间不平等的抑制效应均大于需求引致增长对区域不平等的促进作用。

总之,考虑商品贸易的需求引致增长和结构增长在区域之间的反馈效应之后,结果表明商品贸易的需求引致增长主要通过间接效应和总效应促进区域空间不平等水平的提升,而商品贸易的结构增长则通过间接效应和总效应抑制区域空间不平等水平的提升,且结果具有极强的稳健性。值得一提的是,无论是否考虑商品贸易的需求引致增长和结构增长在区域之间的反馈效应,商品贸易的需求引致增长和结构增长均未表现出显著的直接效应。其可能的原因主要是,“十四五”规划提出深入实施扩大内需战略、畅通国内大循环、促进国内国际双循环,全面促进消费等措施,但是通过省际贸易带动区域经济增长、缩小区域空间差异和推进区域一体化发展仍需一段时间。

六、商品贸易效应与区域经济差异内生性的进一步讨论

如前所述,为了最大限度避免省际贸易与空间不平等之间的内生性问题和时间效应造成的回归结果偏误,本文根据空间计量经济学的最新进展,参考 Ciccarelli 和 Elhorst(2018)、Elhorst 等(2020)、龚维进等(2021a)在空间计量经济学中处理变量内生性的方法,采用共同因子(Common Factor)的方法探讨商品贸易的需求引致增长和结构增长与区域空间不平等的内生性关系。

(一)商品贸易效应与区域空间不平等的内生性处理:共同因子法

将共同因子引入动态空间面板模型可以有效解决空间计量经济学的内生性问题,全局的共同因子和局部空间依赖均是影响商品贸易需求引致增长和结构增长与区域空间不平等的重要驱动因素。在此我们参考 Ciccarelli 和 Elhorst(2018)的做法,分别引入解释变量的均值 $\overline{X}_t$ 与被解释变量的均值 $\overline{y}_t$ 及其时间滞后项 $\overline{y}_{t-1}$ 作为共同因子,通过不同的共同因子组合并结合平稳性检验和依赖性检验,试图有效解决需求引致增长、结构增长与空间经济之间的内生性问题。因此,需要将本文的经验分析模型扩展为:

$$\ln SpGini_{it}=\tau\ln SpGini_{i,t-1}+\delta W\ln SpGini_{jt}+\eta W\ln SpGini_{j,t-1}+\beta\ln X_{it}+\gamma W\ln X_{jt}+$$

$$\Gamma_1 \overline{SpGini}_{it}+\Gamma_2 \overline{SpGini}_{i,t-1}+\sum_{i=1}^{N}\prod_{i}\overline{X}_{it}+u_i+v_t+\varepsilon_{it} \quad (12)$$

(12)式中：$\overline{SpGini}_{it}$和$\overline{SpGini}_{i,t-1}$分别表示 t 时期和 $t-1$ 期目标区域的空间基尼系数均值，X_t 为内生解释变量，$\overline{X}_{it}$表示 t 时期除了内生解释变量以外的解释变量矩阵均值。表 5 给出了省际贸易的需求引致增长和结构增长与空间经济不平等内生关系的检验结果①，第(1)—(4)列为不同权重矩阵下商品贸易的需求引致增长为内生变量时商品贸易需求引致增长和结构增长与区域空间不平等之间的估计结果，第(5)—(8)列为不同权重矩阵下结构增长作为内生变量时商品贸易需求引致增长和结构增长与区域空间不平等之间的估计结果。

表 5　　内生性检验结果

	内生变量：$G_{it}^{dema,x}$				内生变量：$G_{it}^{stru,x}$			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Binary	*gravity*	*expone*	*Dist* = 300	*Binary*	*gravity*	*expone*	*Dist* = 300
$\ln SpGini_{i,t-1}$	0.509*** (9.219)	0.518*** (9.264)	0.515*** (9.206)	0.484*** (8.385)	0.508*** (9.194)	0.518*** (9.258)	0.516*** (9.213)	0.4817*** (8.346)
$W\times\ln SpGini_{j,t-1}$	−0.444*** (−5.139)	−0.589*** (−4.454)	−0.396*** (−3.946)	−0.211*** (−2.629)	−0.455*** (−5.282)	−0.599*** (−4.595)	−0.406*** (−4.048)	−0.206*** (−2.576)
$G_{it}^{dema,x}$	0.018** (1.969)	0.016* (1.736)	0.016* (1.718)	0.019* (2.046)	−0.012* (−1.744)	0.016* (1.746)	0.016* (1.717)	0.021** (2.164)
$G_{it}^{stru,x}$	−0.012* (−1.771)	0.011 (−1.581)	−0.010 (−1.506)	−0.013* (−1.87)	−0.175* (−1.931)	−0.011* (−1.693)	−0.010* (−1.648)	−0.014** (−1.982)
poten	−0.023 (−1.029)	−0.019 (−0.873)	−0.027 (−1.234)	−0.028 (−1.264)	−0.019 (−0.893)	−0.016 (−0.718)	−0.024 (−1.120)	−0.028 (−1.262)
$W\times G_{jt}^{dema,x}$	0.011** (2.113)	0.014** (1.988)	0.009* (1.781)	0.005* (1.753)	–	–	–	–
$W\times G_{jt}^{stru,x}$	–	–	–	–	−0.016* (−1.846)	−0.017* (−1.875)	−0.011* (−1.751)	−0.011** (−2.095)
$W\times\ln SpGini_{jt}$	−0.128* (−1.740)	−0.212** (−2.198)	−0.230** (−2.400)	−0.233*** (−3.593)	−0.288** (−2.375)	−0.228** (−2.304)	−0.239** (−2.538)	−0.233*** (−3.583)
Time−dummies	NO	NO	NO	NO	NO	NO	NO	NO
Spatial−fixed	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Common Factor	$\bar{y}_t,\bar{y}_{t-1}$	$\bar{y}_t,\bar{y}_{t-1}$	$\bar{y}_t,\bar{y}_{t-1}$	$\bar{y}_t,\bar{y}_{t-1}$	$\bar{y}_t,\bar{y}_{t-1}$	$\bar{y}_t,\bar{y}_{t-1}$	$\bar{y}_t,\bar{y}_{t-1}$	$\bar{y}_t,\bar{y}_{t-1}$
R^2	0.8537	0.8511	0.8496	0.8428	0.854	0.8510	0.8495	0.8426
$adj-R^2$	0.8500	0.8458	0.8469	0.8448	0.8505	0.8482	0.8468	0.8446
σ^2	0.0008	0.0008	0.0008	0.0008	0.0008	0.0008	0.0008	0.0008
Log−likelihood	963.646	960.813	958.807	962.343	964.142	960.589	958.738	963.829
Corr−Log−likelihood	960.264	957.265	955.456	958.932	960.745	957.040	955.374	960.829
CADF−*test* (t−value)	2.463	2.463	2.463	2.463	2.463	2.463	2.463	2.463
$\hat{\tau}+\hat{\delta}+\hat{\eta}-1$ *test*	−1.063*** (−7.471)	−1.283*** (6.514)	−1.111*** (−6.725)	−0.959*** (−9.114)	−1.235*** (−7.589)	−1.309*** (−6.510)	−1.129*** (−6.723)	−0.957*** (−9.088)
CD−*test*	−1.254	−1.511	−1.402	−0.928	−1.316	−1.398	−1.257	−4.165
α−*test*	0.629 (0.021)	0.684 (0.018)	0.715 (0.011)	0.686 (0.325)	0.635 (0.029)	0.667 (0.022)	0.711 (0.013)	0.665 (0.019)

①受篇幅限制，表 5 仅给出 $\bar{y}_t$ 和 $\bar{y}_{t-1}$ 作为共同因子时的检验结果，有需要分别以 $\bar{y}_t$ 或者 $\bar{y}_{t-1}$，以及 $\bar{y}_t$ 和 $\overline{X}_t$ 作为共同因子估计结果的读者，可与作者联系。另，$\overline{X}_{kt}=(1/N)\sum_{i=1}^{N}x_{ikt}$。

将第 t 期的区域空间不平等和 $t-1$ 期空间不平等作为共同因子纳入空间固定效应的 DSDM,表 5 的估计结果中 CD 检验值介于-4.165~-0.928 之间,$\alpha-test$ 介于 0.629~0.711 之间均小于 3/4,表明已经充分处理了省际贸易的需求引致增长和结构增长与区域空间不平等之间存在的强空间依赖性,CADF 检验的 t 值为 2.463,以及所有权重矩阵下平稳性检验$\hat{\tau}+\hat{\delta}+\hat{\eta}-1$ $test<0$,即模型的估计结果已经满足平稳性条件。同时,表 5 估计结果中 σ^2 为 0.0008,小于表 2 和表 3 的估计结果;Log-likelihood 最小值为 958.738,大于表 2 和表 3 的估计结果,调整 Log-likelihood 最小值为 955.374,以及调整拟合优度 $adj-R^2$ 远大于表 2 和表 3 的估计结果,因此,(12)式模型的设定是有效的,其估计结果是可信且稳健的。

与表 2 和表 3 的估计结果相比,表 5 的结果表明,若将商品贸易的需求引致增长作为空间不平等的内生解释变量,目标区域和邻居区域商品贸易引致增长的增加,均会显著促进空间不平等水平的提升。目标区域商品贸易的需求引致增长对自身空间不平等的弹性值介于 0.016~0.019,且至少在 10%的水平上显著。同时,邻居区域商品贸易的需求引致增长提升对目标区域空间不平等的弹性值介于 0.005~0.014 之间,均在 10%的水平上显著。

不同的是,若将商品贸易的结构增长作为空间不平等的内生解释变量,表 5 的估计结果表明,目标区域商品贸易结构增长的提升会显著降低自身的空间不平等水平,弹性值介于 0.010~0.175之间,且至少在 10%的水平上显著,这与表 2 和表 3 的估计结果是类似的。同时,邻居区域商品贸易结构增长降低自身区域空间不平等的弹性值介于0.011~0.017之间,同样至少在 10%的水平上显著。就降低目标区域的空间不平等效果而言,将商品贸易的结构增长作为空间不平等的内生解释变量估计结果的效果小于不考虑变量之间内生性的检验结果。在考虑商品贸易的需求引致增长和结构增长与区域空间不平等具有内生性之后,目标区域的空间不平等还受到邻近区域自身第 t 期和 $t-1$ 期空间不平等,以及目标区域 $t-1$ 期空间不平等的综合影响。具体而言,邻居区域第 t 和 $t-1$ 期空间不平等水平的提升具有显著降低目标区域空间不平等的作用,弹性值分别介于 0.128~0.288 和0.206~0.599之间,至少在 10%的水平上显著。但是,目标区域自身 $t-1$ 期空间不平等水平的上升,在所有不同空间权重矩阵下均显著促进自身空间不平等水平的提升,即空间不平等水平在时间维度上具有循环累积因果效应,弹性值介于 0.4817~0.518 之间,且均在 1%的水平上显著。这也为我们降低空间不平等提供了新的思路,必须打破空间不平等自身的循环累积因果效应。

(二)内性性视角下的时间效应和空间效应分析

前文考察了商品贸易需求引致增长和结构增长与空间不平等之间的内生性关系,但并未考虑商品贸易的需求引致增长和结构增长在区域之间的反馈效应。因此,我们需要估算变量内生性情况下,商品贸易的需求引致增长和结构增长对区域空间不平等的直接效应、间接效应和总效应。参考 Ciccarelli 和 Elhorst(2018)、Elhorst 等(2020)的计算方法,表 6 给出了考虑商品贸易需求引致增长和结构增长对区域空间不平等的短期和长期效应估计结果。其中,第(1)—(4)列、第(5)—(8)列分别为商品贸易的需求引致增长、结构增长作为内生变量时不同空间权重矩阵下的短期和长期效应的估计结果。

表 6　　变量内生视角下的时间效应和空间效应估计结果

		内生变量：$G_{it}^{dema,x}$				内生变量：$G_{it}^{stru,x}$			
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
		Binary	*gravity*	*expone*	*Dist* = 300	*Binary*	*gravity*	*expone*	*Dist* = 300
短期效应	变量	直接效应							
	$G_{it}^{dema,x}$	0.018**	0.016*	0.016*	0.019**	0.017*	0.016*	0.016*	0.021**
		(1.970)	(1.693)	(1.634)	(2.066)	(1.893)	(1.821)	(1.669)	(2.207)
	$G_{it}^{stru,x}$	−0.012*	−0.010*	−0.010*	−0.013*	−0.012*	−0.011*	−0.010*	−0.014**
		(−1.842)	(−1.675)	(−1.727)	(−1.796)	(−1.799)	(−1.666)	(−1.791)	(−2.011)
	poten	−0.023	−0.019	−0.028	−0.028	−0.020	−0.016	−0.024	−0.029
		(−1.046)	(−0.864)	(−1.230)	(−1.248)	(−0.936)	(−0.726)	(−1.126)	(−1.309)
	变量	间接效应							
	$G_{it}^{dema,x}$	0.002	0.001	0.001	−0.002*	−0.015*	−0.017*	−0.011	−0.002
		(0.981)	(0.267)	(0.361)	(−1.738)	(−1.756)	(−1.774)	(−1.321)	(−0.459)
	$G_{it}^{stru,x}$	−0.012*	−0.014*	−0.009*	−0.011*	−0.001	−0.001	−0.001	0.001*
		(−1.613)	(−1.876)	(−1.727)	(−1.652)	(−1.009)	(−0.342)	(−0.461)	(1.689)
	poten	−0.002	−0.001	−0.001	0.003	−0.002	−0.001	−0.001	0.003
		(−0.708)	(−0.139)	(−0.344)	(1.133)	(−0.693)	(−0.181)	(−0.387)	(1.184)
	变量	总效应							
	$G_{it}^{dema,x}$	0.019*	0.016*	0.016*	0.018**	0.001	0.001	0.005	0.019**
		(1.949)	(1.652)	(1.628)	(2.061)	(0.081)	(−0.031)	(0.418)	(2.028)
	$G_{it}^{stru,x}$	−0.024**	−0.024**	−0.019**	−0.014**	−0.013*	−0.011*	−0.011*	−0.013**
		(−2.282)	(−2.369)	(−1.991)	(−2.064)	(−1.795)	(−1.772)	(−1.671)	(−2.008)
	poten	−0.025	−0.019	−0.028	−0.026	−0.022	−0.016	−0.025	−0.027
		(−1.043)	(−0.852)	(−1.216)	(−1.248)	(−0.939)	(−0.722)	(−1.115)	(−1.307)
长期效应	变量	直接效应							
	$G_{it}^{dema,x}$	0.049	0.041	0.038	0.108	0.048	0.130	0.041	0.048
		(0.398)	(1.088)	(1.399)	(0.047)	(0.668)	(0.049)	(0.717)	(0.198)
	$G_{it}^{stru,x}$	−0.027	−0.022	−0.021	−0.081	−0.027	−0.046	−0.024	−0.030
		(−0.308)	(−1.046)	(−1.162)	(−0.061)	(−0.846)	(−0.076)	(−0.806)	(−0.220)
	poten	−0.067	−0.047	−0.068	−0.026	−0.046	−0.038	−0.056	−0.066
		(−0.217)	(−0.709)	(−0.981)	(−0.013)	(−0.527)	(−0.407)	(−0.801)	(−0.177)
	变量	间接效应							
	$G_{it}^{dema,x}$	−0.027	−0.026	−0.019	−0.077	−0.047	−0.130	−0.034	−0.015
		(−0.225)	(−0.783)	(−1.011)	(−0.033)	(−0.661)	(−0.049)	(−0.626)	(−0.062)
	$G_{it}^{stru,x}$	0.001	−0.002	−0.001	0.058	0.014	0.036	0.011	0.008
		(0.008)	(−0.077)	(−0.094)	(0.043)	(0.450)	(0.059)	(0.438)	(0.061)
	poten	0.039	0.029	0.035	−0.018	0.022	0.023	0.027	0.020
		(0.129)	(0.568)	(0.685)	(−0.009)	(0.291)	(0.274)	(0.497)	(0.052)
	变量	总效应							
	$G_{it}^{dema,x}$	0.022*	0.016*	0.019*	0.031**	0.001	−0.001	0.006	0.033**
		(1.863)	(1.658)	(1.655)	(1.966)	(0.088)	(−0.011)	(0.427)	(1.998)
	$G_{it}^{stru,x}$	−0.026**	−0.024**	−0.022*	−0.023**	−0.014*	−0.011*	−0.013*	−0.022**
		(−2.177)	(−2.215)	(−1.916)	(−1.970)	(−1.736)	(−1.719)	(−1.898)	(−1.952)
	poten	−0.028	−0.018	−0.034	−0.044	−0.024	−0.016	−0.029	−0.047
		(−1.020)	(−0.842)	(−1.187)	(−1.225)	(−0.929)	(−0.708)	(−1.099)	(−1.288)

考虑商品贸易的需求引致增长和结构增长与区域空间不平等之间具有内生性之后,表6的估计结果同样表明商品贸易的结构增长主要通过空间溢出效应和总效应降低区域的空间不平等水平,而商品贸易的需求引致增长具有提升空间不平等的效果,且与表5的估计结果具有较强的一致性。

就短期效应而言,由第(5)—(8)列可知,将商品贸易的结构增长作为区域空间不平等的内生解释变量,表6表明商品贸易的结构增长具有显著的降低区域空间不平等的短期直接效应和总效应,弹性值分别介于0.010~0.014和0.011~0.013之间,且至少在10%的水平上显著;间接效应总体为负,仅有截断距离为300Km的截断距离矩阵给出了促进空间不平等的弹性值0.001。就长期效应而言,商品贸易的结构增长对区域空间不平等的直接效应和间接效应并不显著,但是长期总效应却具有降低区域空间不平等水平的效果,弹性值介于0.011~0.022之间,至少在10%的水平上显著。因此,从长期看,商品贸易的结构增长有利于降低区域空间不平等水平。

与商品贸易的结构增长具有降低区域空间不平等效果不同的是,商品贸易的需求引致增长具有提升区域空间不平等的效果。第(1)—(4)列估计结果表明,就短期效应而言,商品贸易需求引致增长提升自身空间不平等的短期直接效应和总效应的弹性值均介于0.016~0.019之间,且在10%的水平上显著。与短期效应不同的是,商品贸易需求引致增长的长期直接效应和间接效应并不显著,但是商品贸易需求引致增长具有促进空间不平等的长期总效应,弹性值介于0.016~0.031之间,且至少在10%的水平上显著。

七、结论及对策建议

本文采用空间基尼系数的方法测度了中国区域的空间不平等水平,将省域之间的商品贸易分解为商品贸易的需求引致增长和结构增长,在此基础上构建了商品贸易的需求引致增长和结构增长影响区域空间不平等的理论分析和研究假说以及实证模型,利用2006—2020年面板数据,采用空间计量经济学的方法分析了省际商品贸易对区域空间不平等的影响。

根据分析结果,本文得出以下研究结论:(1)考虑空间因素之后,中国空间基尼系数大于基尼系数,从时间维度看中国省域总体空间基尼系数是下降的,即区域空间不平等水平是下降的。(2)2012年以来商品贸易的结构增长大于需求引致增长,2017年以来全国和东中西部地区商品贸易的需求引致增长快速提升,远超商品贸易的结构增长水平,这一现状在2020年再次转变。(3)若不考虑可能存在的内生性关系,商品贸易的需求引致增长具有显著的提升空间不平等的间接效应和总效应,结构增长具有降低空间不平等的间接效应和总效应,整体上缩小了中国的空间不平等。(4)考虑到商品贸易的需求引致增长和结构增长与空间不平等之间的内生性关系之后,商品贸易的结构增长仍具有显著降低空间不平等的短期间接效应和总效应以及长期总效应。不同的是,商品贸易的需求引致增长仍具有提升空间不平等的短期直接效应和总效应,以及长期总效应。同时,区域的空间不平等存在较强的循环累积因果效应,具有从时间、空间和时空维度强化区域空间不平等的循环累积因果效应。

基于以上研究结论,可以得到以下启示:(1)抓住目前中国省际贸易的结构增长再次超过需求引致增长的重要机遇,在发展省际贸易需求引致增长的同时,重点促进省际贸易的结构增长,扩大结构增长相对于需求引致增长的优势,引导省际贸易尽快由数量增加向种类增多转变。(2)增强省际商品贸易,加快建设国内统一大市场,高效畅通国内大循环,消除国民经济各

环节的硬堵点和软堵点,充分发挥省际商品贸易结构增长对空间不平等的短期和长期抑制作用,削弱需求引致增长对空间不平等的短期和长期促进作用,从时间维度发挥省际贸易对空间不平等的削弱作用。(3)加强区域之间的交通等基础设施建设,在临近区域之间的省际贸易发展的基础上,突破地理距离,利用经济距离和文化距离等因素影响,实现区际贸易互动,降低区域市场分割程度,加强区域经济一体化,从空间维度发挥省际贸易对空间不平等的削弱作用。(4)充分利用区域空间不平等的空间外溢效应,削弱不同空间尺度区域之间的空间差异,阻断区域空间不平等的时间、空间和时空维度的循环累积因果效应,既要重视缩小全国的空间不平等水平,更要重视降低区域内部的空间不平等水平,最终实现区域经济全面协调发展。

参考文献:

1.陈永伟,2016:《文化差异对省际贸易的影响及其作用机制研究——基于姓氏距离的考察》,《经济学报》第 3 期。
2.董晓松、商会勇、姜旭平,2019:《基于文化与地理双重互动的互联网消费增长空间计量研究》,《中国软科学》第 4 期。
3.龚维进、徐春华、王宇琼,2021a:《省际商品贸易的区域经济增长动力分解及空间外溢效应研究》,《国际贸易问题》第 1 期。
4.龚维进、倪鹏飞、徐海东、徐春华,2021b:《互联网驱动中国区域经济增长:时空效应与复合机制》,《管理科学学报》第 11 期。
5.侯传璐、覃成林,2019:《中国省际贸易网络的特征及影响因素——基于铁路货运流量数据及指数随机图模型的分析》,《财贸经济》第 3 期。
6.裴长洪、刘洪愧,2021:《构建新发展格局科学内涵研究》,《中国工业经济》第 6 期。
7.施炳展、张瑞恩,2021:《中国省际贸易潜力估算——基于国内贸易与国际贸易对比视角》,《国际贸易问题》第 12 期。
8.鲁婧颉、随洪光、周瑾,2021:《文化消费与经济增长质量提升》,《南开经济研究》第 5 期。
9.楠玉,2022:《消费结构升级与高质量增长:机制与评估》,《首都经济贸易大学学报》第 3 期。
10.覃成林、杨霞,2017:《先富地区带动了其他地区共同富裕吗——基于空间外溢效应的分析》,《中国工业经济》第 10 期。
11.史琳琰、张彩云、胡怀国,2021:《新发展格局下如何实现经济发展的阶段性跨越?——论消费的“量”与“质”》,《商业研究》第 6 期。
12.史琳琰、张彩云、胡怀国,2023:《消费驱动型发展的理论逻辑、生成路径及对中国式现代化的启示》,《经济学家》第 2 期。
13.王庆喜、徐维详,2014:《多维距离下中国省际贸易空间面板互动模型分析》,《中国工业经济》第 3 期。
14.余运江、高向东,2017:《市场潜能与流动人口工资差异:基于异质性视角的分析》,《世界经济》第 12 期。
15.周向红、崔兆才,2020:《信息化差距影响省际贸易不均衡的机理研究——基于 2003—2012 年铁路货运数据的实证检验》,《公共管理学报》第 1 期。
16. 宗会明、黄言、季欣,2021:《2000 年以来中国铁路货物运输格局演化特征与影响因素》,《经济地理》第 7 期。
17.邹海,2022:《居民消费升级助力经济增长的效果分析》,《湖南社会科学》第 6 期。
18.Cartone, A., and D.P. Panzera, 2002. “Postiglione Regional Economic Disparities, Spatial Dependence and Proximity Structures.” *Regional Science Policy & Practice* 14(5):1034-1050.
19.Ciccarelli, C., and J.P. Elhorst. 2018. “A Dynamic Spatial Econometric Diffusion Model with Common Factors: The Rise and Spread of Cigarette Consumption in Italy.” *Regional Science and Urban Economics*72(4):131-142.
20.Coşar, A.K., B. Demir, D. Ghose, and N. Young 2022. “Road Capacity, Domestic Trade and Regional Outcomes.” *Journal of Economic Geography*22(5):901-929.
21.Delina, E., E. AgnostevaaJames, A.Yoto, and V. Yotov. 2019. “Intra-national Trade Costs: Assaying Regional Frictions.” *European Economic Review*112(1):2-50.
22.Díez-Minguela, A., R. González-Val, J. Martinez-Galarraga, M.T. Sanchis, and D.A. Tirado. 2020. “The Long-Term Relationship between Economic Development and Regional Inequality: South-west Europe, 1860-2010.” *Papers in Regional Science* 99(3):479-508.
23.Dorn, F., C. Fuest, and N. Potrafke. 2022. “Trade Openness and Income Inequality: New Empirical Evidence.” *Economic Inquiry* 601(1):202-223.
24.Elhorst, J.P., J.L. Madre, and A. Pirotte. 2020. “Car Traffic, Habit Persistence, Cross-Sectional

Dependence, and Spatial Heterogeneity: New Insights Using French Departmental Data." *Transportation Research Part A: Policy and Practice* 132(1):614-632.
25. Ezcurra, R., and A.D. Villar. 2021. "Globalization and Spatial Inequality: Does Economic Integration Affect Regional Disparities?" *The Annals of Regional Science* 67(2):335-358.
26. Fachin, S., and C. Ciccarelli. 2017. "Regional Growth with Spatial Dependence: A Case Study on Early Italian Industrialization." *Papers in Regional Science* 96(4):675-695.
27. Gunessee, S., and C. Zhang. 2021. "The Economics of Domestic Market Integration." *Journal of Economic Surveys* 36(4):1069-1095.
28. Hirte, G., C. Lessmann, and S. André. 2020. "International Trade, Geographic Heterogeneity and Interregional Inequality." *European Economic Review* 127(4),103427.
29. Nolan, B., M.G. Richiardi, and L. Valenzuela. 2019. "The Drivers of Income Inequality in Rich Countries." *Journal of Economic Surveys* 33(4): 1285-1324.
30. Panzera, D., and P. Postiglione. 2020. "Measuring the Spatial Dimension of Regional Inequality: An Approach Based on the Gini Correlation Measure." *Social Indicators Research* 148(2):379-394.
31. Rey, S.J., and R.J. Smith. 2013. "A Spatial Decomposition of the Gini Coefficient." *Letters in Spatial and Resource Science* 6(2):55-70.
32. Smith, R.J., and S.J. Rey. 2018. "Spatial Approaches to Measure Subnational Inequality: Implications for Sustainable Development." *Development Policy Review* 36(2):657-675.
33. Thissen, M., T. Graaff, and F. Oort. 2016. "Competitive Network Positions in Trade and Structural Economic Growth: A Geographically Weighted Regression Analysis for European Regions." *Papers in Regional Science* 95(1):159-180.
34. Trevor, T., and X.D. Zhu. 2019. "Trade, Migration, and Productivity: A Quantitative Analysis of China." *American Economic Review* 109(5): 1843-1872.
35. Vega, S.H., and J.P. Elhorst. 2015. "The SLX Model." *Journal of Regional Science* 55(3):339-363.

Demand-Led Growth, Structural Growth and China's Spatial Economic Inequality

Gong Weijin[1] and Xu Chunhua[2]
(1: College of Urban Economics and Public Administration, Capital University of Economics and Business; 2: School of Economics, Xiamen University)

Abstract: This paper introduces the regional adjacency relationship into the traditional Gini coefficient, constructs the spatial Gini coefficient index (SpGini), and measures the level of inequality in China's spatial economy based on prefecture level zoning data. At the same time, the commodity trade between regions was decomposed into demand-led growth and structural growth. Based on relevant data from 2006 to 2020, spatial econometric techniques were used to examine the impact of induced growth and structural growth on the provincial spatial Gini coefficient. The results indicate that demand-led growth caused by commodity trade will promote the increase of provincial spatial Gini coefficient, but structural growth will inhibit its increase. Overall, the inhibitory effect of structural growth is greater than the promoting effect of demand-led growth, and it has both short-term and long-term effects. After using the common factor method to handle the endogeneity between demand-led growth, structural growth and spatial Gini coefficient, the results show strong consistency and robustness, and spatial inequality has cyclic causal cumulative effects in terms of spatiotemporal dimensions. Therefore, the research conclusion of this article is beneficial for achieving comprehensive and coordinated development of regional economy.

Keywords: Spatial Gini Coefficient, Demand-Led Growth, Structural Growth, Common Factor Method
JEL Classification: O18

(责任编辑:彭爽)