

经济结构转变与增长实现

——基于中国省份经济结构动态空间模型的分析

侯新烁^{*}

摘要：重拾结构转变引致经济增长论题，收集1978—2015年中国省级面板数据，从新结构经济学视角审视经济结构互动系统，利用动态空间增长效应模型识别“短期直接与间接效应”、“长期直接与间接效应”矩阵，深入探讨了结构与增长作用关系的机制和内涵。结果表明：空间尺度上，经济结构增长效应存在空间系统关联；时间断面上，结构的长、短期效应差异显著，且样本期内“富者愈富”的空间效应趋向仍然存在，需理顺增长与结构的互促关系；时空维度上，动态空间溢出效应分解指出各经济结构变量的表现更为显著的是短期特征，长期稳定可能还未出现，经济分析应注重短期阐释而非仅有长期探讨。影响机制兼具复杂性和动态性，要求结构调整需系统考虑时空协调性。

关键词：新结构经济学；长短期效应；动态交互；动态空间模型

一、引言与选题缘起

长期以来，增长实现研究较为注重长期分析；在要素和空间维度，因结构调整导致的短期波动并未受到应有的重视。近年来，经济结构作为“深层因素”决定增长的实现开始受到“新结构经济学”的关注（林毅夫，2010，2014）。为谋求区域协调和增长稳定，推进结构调整和发展方式转变，势必需要承受长期积累的结构扭曲的后遗症（袁富华，2012），识别经济结构转变的短期与长期效应。在中国，空间经济的块状布局呈现本来就孕育着结构难题；至今，参差不齐的发展格局是“一部分地区先富”战略安排的直接结果，先发地区与后发地区的经济增长路径选择或有趋同或有差异。在梯度发展过程中，罕有研究展开中国经济增长的结构效应识别（短期与长期），且以结构转变为题阐释中国区域经济增长的内在实现逻辑更需强调系统化的空间运行机制（张斌、茅锐，2016）。本文探讨发现，结构调整内生于增长，局部之和大于总体，中国经济动力探源可以在时空多维体系中谋取。以此，从分块经济管理实践出发，基于新结构经济学中结构转变决定经济增长过程的基本理论，厘清空间区域联动发

^{*} 侯新烁，湘潭大学商学院，邮政编码：400015，电子信箱：houxinshuo@126.com。

本文感谢教育部人文社科基金项目“中国区域人口流向空间匹配模式及其局部双边增长效应研究”（项目编号：15YJCZH063）、湖南省教育厅优秀青年项目“人口流动的流向变化、空间模式与地区经济发展关系研究”（项目编号：15B246）、湖南省社科项目“人口流向、结构转变与区域增长关系的空间尺度研究”（项目编号：14YBA357）的资助。非常感谢匿名审稿人提出的宝贵修改建议。文责自负。

展的机理有助于帮助当局找到“对症处理”的药方,顺应主动或是被动结构调整之大势亟需从众多结构失衡之间的关联性入手找到统筹全局的解决举措(陆铭,2013)。

自改革和开放以来,高增长与矛盾积累过程中“中国经济增长的内在动力是什么?”是促成学者关注经济结构与区域增长关系研究的原始驱动力。通过对中国特质的梳理,学者们已明确区域经济结构调整是解密中国增长实践逻辑的关键之一,在表现出明显无序性(高帆,2010)和还处于转型增长期(Song et al.,2011)的增长中,结构效应表现更需得到强调(史晋川,2016)。然而,当我们带着中国特质的指引阅读和梳理相关学术文献后发现,既有研究在宏观意义上给出了很多确定性的结论,但仍旧遗留了很多难以用总量来解答的论题,本质上根源于分析过程中对结构性问题(空间分布结构和要素配置结构)重视不足,因为经济增长不仅关乎于总量产出,更与经济体的基本转型有关,从部门结构到人口与地理构成,甚至到更为重要的社会组织结构,增长与经济体各个方面都有深远的关联(Acemoglu,2012),结构引致增长的判断需得到新视角的强调(梁俊、龙少波,2016)。

区域经济构成的结构性和空间尺度分布在研究中需得到重新审视。梳理相关文献,学者们在多学科领域内对距离、区位和分布等与增长进程的地理空间关联进行了描述(如Henderson et al.,2012),指出中国区域“块块”增长过程的实现并非孤立的系统,空间依赖性和异质性表达的交互现象需要经济分析提供联动的和具针对性的信息支撑。然而,针对增长实现机制中经济结构转变与增长关系的时空二维度经验证据支撑依旧不多,静态分析工具的选择忽视了系统化的经济运行机制和过程,在向均衡靠拢的经济过程中,区域增长分析需重视经济时间概念、强调增长是系统的平衡问题。因此,本文对结构转变的“地区空间跨期效应”的讨论,除增进分析的可信性(在计量上对参数估计偏差尽可能的修正),更是对结构转变与增长实现的系统性内生机理加以阐释(识别结构转变的空间跨期效应,凸显动态性),明确中国区域经济结构调整导致的长期均衡和短期增长特征。经济结构与增长关系的阐述和空间模型的构建是本文研究的基础,空间动态分析技术的应用则是本文主题的实现工具。

本文主要贡献在于:主题选择上,抓准中国区域经济增长过程中的空间与时间两维度特征,重拾结构变动引致增长实现的论题讨论;方法论层面,借助省级数据的空间动态化处理描摹经济系统达到均衡状态的运行过程并阐释结构特征;经济内涵解释中,重视结构作用发挥的空间跨期性,识别并对比结构调整导致的长短期增长效应。研究在补充中国区域系统化经济运行机制认知的同时,也提供了理顺增长和结构互促关系的经验证据,此可成为谋划消除结构失衡副作用并展开结构合理性调整的文献基础。

二、动态效应识别与研究模型

(一) 动态效应识别

对长期增长的追求是促使我们对经济结构长期和短期效应加以区分的原动力,也是在增长分析中纳入时间概念的重要体现。实践中,关注短期增长目标实现(对应于波动)的同时也会考虑长期是否可持续(对应于平衡),长期与短期并不一定冲突,需强调的是经济系统的平衡。在短期波动向长期均衡调整过程中,我们需要弄清楚“时点”的出现,增长的动态性

识别处理也因此变得棘手。总结起来,理论和实践都从未放弃过“在波动中实现平衡目标”,分析思路则是对增长过程的长期均衡状态的实证检验(Barro et al., 1991)。

为拆解结构性变化作用于地区增长的长期和短期影响,技术上主要集中于两个方向:变量协整检验和经济增长模型动态化。首先,协整分析通过协整检验、VAR模型和VECM模型对变量的长期效应和脉冲响应情况进行分析,是对变量间是否存在长期均衡关系加以识别的主要途径和工具(Granger, 1981);其次,模型动态化是将时间概念引入经济增长理论的重要途径,参数估计是动态面板数据应用的最大难点所在(王少平、封福育, 2006),因为动态模型会导致解释变量与随机扰动项相关从而产生内生性问题。为解决这一问题,广义矩GMM方法(Arellano and Bond, 1991)和固定效应动态面板估计方法的扩展(Han and Phillips, 2010)提供了研究者对经济系统内生性问题进行控制的切实可行途径,其主要特征在于承认经济活动的系统性和动态性。

动态性的另一重要影响出现在空间层面,区域间经济关联成为增长的重要来源(赵作权、宋敦江, 2011)。经济地理、地理经济学、空间经济学等在经济分析的不同道路上进行探索的研究,逐渐通过距离、区位和分布等特征对增长与地理空间的关系加以描述(Krugman, 1991; Glaeser et al., 2009; Henderson et al., 2012),而且在空间计量建模中指出,若要获得更加符合现实的经济增长认知是需要对经济体之间如何相互作用予以识别的(Fingleton and Lo'Pez-Bazo, 2006)。活动的跨区域关联,导致某一经济体的结构效应并不必然一致。研究者认为这源于经济增长过程的动态空间系统内要素与空间相关而产生的内生性:来自于因变量对自变量时间滞后项和空间滞后项的“依赖”(Elhorst, 2012)。此即为本研究以空间尺度切入对经济结构与区域增长关系进行探讨的原因。

(二) 动态空间面板模型

动态空间模型的一个重要功能在于处理不同区域间跨期交互效应(interaction effect)。静态空间模型隐含比较基础不变的假设,并不能反映经济运行的时间性,因此需对滞后变量带来的时空依赖性加以识别。根据Debarsy等(2012),一般的动态面板模型可表述为式(1),被称为动态空间杜宾模型(Dynamic Spatial Durbin Model, DSDM)。其中, ι_N 是元素为1的 $N \times 1$ 向量, α 为常数, ζ_i 为时间固定效应系数,因此, $\alpha \iota_N$ 为截距项, μ 为空间个体固定效应或者随机效应向量, $\zeta_i \iota_N$ 为时间固定效应向量。该模型可基于Lee和Yu(2012)、Elhorst等(2013)提供的偏差修正的准最大似然法(偏差修正的QLM方法)展开估计。

$$Y_i = \tau Y_{i-1} + \eta WY_{i-1} + \rho WY_i + \alpha \iota_N + X_i \beta + WX_i \theta + \mu + \zeta_i \iota_N + \varepsilon_i \quad (1)$$

本文主要目的在于应用该动态空间模型,对中国区域经济结构增长效应的动态经济行为加以识别,并通过经济结构的长期与短期的直接、间接效应分解和计算,对中国区域结构效应的长短期表现加以阐述。为达到此目的,根据Elhorst(2010),此时我们需要对模型进行变换:首先将 ρWY_i 移项至方程左侧,然后两侧左乘 $(I - \rho W)^{-1}$,估计方程可转化为式(2),其中 R 为包含截距、个体与时间固定效应的余项;当然,Yu等(2012)提出了通过一阶差分变换消除时间固定效应的处理方法,也可得到与式(2)相同形式的模型结构,只是 R 中不再包含截距和时间固定效应且各变量转变为矩阵加权形式,相关估计原理和处理固定效应的数理

推导过程参阅 Yu 等(2012)和 Elhorst(2013),或向本文作者咨询,不再赘述。

$$Y_t = (I - \rho W)^{-1}(\tau I + \eta W)Y_{t-1} + (I - \rho W)^{-1}(X_t\beta + W X_t\theta) + R \quad (2)$$

此时,用 x_k 表示解释变量 X 的第 k 个元素,或称第 k 个解释变量。当设定 $\tau=0$ 和 $\eta=0$, Y 对 x_k 的偏微分矩阵元素即为变量 x_k 短期效应矩阵;当 $Y_{t-1} = Y_t = Y^*$ 、 $WY_{t-1} = WY_t = WY^*$, Y^* 表示达到长期均衡时 Y 的水平,此时 Y 达到稳态,化简后再对 x_k 求偏微分,即得到变量 x_k 的长期效应矩阵。进一步,根据 Debarys 等(2012),相应短期和长期效应矩阵中(式(3)和(4)):对角线元素均值为直接效应,非对角线元素行和均值或列和均值为间接效应。自此,再由乔莱斯基分解,可得到长期的直接和间接效应、短期的直接和间接效应及其检验区间。

$$\begin{bmatrix} \frac{\partial E(Y^*)}{\partial x_{1k}} & \dots & \frac{\partial E(Y^*)}{\partial x_{Nk}} \end{bmatrix} = (I - \rho W)^{-1}(\beta_k I_N + \theta_k W) \quad (3)$$

$$\begin{bmatrix} \frac{\partial E(Y^*)}{\partial x_{1k}} & \dots & \frac{\partial E(Y^*)}{\partial x_{Nk}} \end{bmatrix} = [(I - \tau)I - (\rho + \eta)W]^{-1}(\beta_k I_N + \theta_k W) \quad (4)$$

三、中国区域经济结构增长效应的动态分析

(一) 数据说明与计量模型设定

本文采集了包含除西藏外的 30 个省(市、自治区)1978–2015 年的相关经济社会和经济结构变量数据,由此展开经济结构转变的跨期(短期与长期)空间增长效应识别研究;特别的,为提供可对比的研究结果,借鉴国内外学者围绕“结构红利”相关文献的设定(如 Peneder,2003;侯新烁等,2013),综合学者们普遍关注的产业结构、收入分配结构、投资和消费结构等,将经济结构归纳为地区间和地区内两类,以避免单一结构描述的片面性并得到可对比的分析结果。同时,根据柯布–道格拉斯型生产函数 $Y = AK^\alpha L^\beta$ 进行人均化处理得到 $Y/pop = A(K/pop)^\alpha (L/pop)^\beta$,最终得到的人均资本和人均劳动力数量成为本文控制变量;相关变量统计口径详见表 1。数据来源:国家统计局地区年度数据库,部分缺失数据使用《新中国 60 年统计资料汇编》等资料进行补齐。

表 1 经济结构变量设定与统计描述

变量名		变量定义	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
因变量	lnGDP	人均 GDP 对数	1 140	8.40	1.61	5.16	11.58
区域内	is	农业产值/非农产值	1 140	0.30	0.23	0.00	1.49
	invs	全社会固定资产投资总额/GDP	1 140	0.39	0.18	0.08	1.37
	fs	城乡居民储蓄存款年底余额/GDP	1 140	0.49	0.26	0.03	1.21
	ci	农村居民家庭人均纯收入/城镇居民家庭人均可支配收入	1 140	0.42	0.12	0.21	1.02
区域间	ls	地区最终消费/当年各地区最终消费之和	1 140	0.03	0.02	0.00	0.12
控制	lnk	人均资本存量对数	1 140	7.98	1.66	4.27	12.81
	lvp	劳动人口/总人口	1 140	0.52	0.09	0.30	1.07

动态空间模型的估计需要先验地确定空间权重矩阵的形式(Elhorst,2012),本文认真对比 0–1 相邻矩阵、距离矩阵和经济矩阵等不同矩阵蕴含的经济内涵,最终根据研究目的的适宜性,认为选取基于引力模型构造的地区联系矩阵更具切合性。矩阵适宜性考虑因素如下:

其一,增长过程的空间效应具有全局性,地区 i 的经济策略可被其他所有地区所观察,因此不相邻地区也存在相互作用;其二,空间成本的存在往往使得地区间的互动关系随着距离衰减,引力模型所描述的贸易和经济活动联系程度测量,恰好能为这种分布趋势提供测度依据;其三,连续权重矩阵较之离散权重矩阵往往可以使得回归更为稳定(Charlton et al., 2006)。矩阵 W 的权重元素定义方式如下,其中 d_{ij} 为地区 i 和地区 j 之间的距离, Q_{ij} 表示经济活跃程度,本文中以地区 j 初始人均 GDP 描摹,人均化可消除规模差异影响。

$$w_{ij} = \frac{Q_{ij}}{d_{ij}^2}, \text{当 } i \neq j; w_{ij} = 0, \text{当 } i = j \quad (5)$$

基于以上设定,本文关注中国区域经济结构效应的动态溢出效果识别,模型动态化处理更可识别时间上的内生交互过程,这是经济发展过程自身的内生性体现。结合式(1),本文经济结构效应检验模型可以式(6)表示, X 表征各经济结构变量和控制变量。其中,脚标 i 对应地区 i ,脚标 j 对应地区 j , t 和 $t-1$ 分别对应当期和上一期。即模型表明地区 i 的经济发展水平会受到地区 i 本身经济发展的滞后影响,还受到地区 j (j 不等于 i) t 时期和 $t-1$ 时期空间溢出过程的影响,该过程是包含地区间跨期动态空间效应的重要方式。

$$\begin{aligned} \ln gdp_{it} = & \alpha + \tau \ln gdp_{it-1} + \eta \sum_{j=1}^N w_{ij} \ln gdp_{jt-1} + \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} \ln gdp_{jt} + \\ & \beta^T X_{it} + \sum_{k=1}^K (\theta_k \sum_{j=1}^N w_{ij} x_{kjt}) + \mu_i + \zeta_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (6)$$

(二) 动态条件下的经济结构增长效应

表 2 报告了普通面板和静态空间模型的估计结果,作为分析的对照基础。表 2 显示,相关估计结果具有稳健性,且拟合优度 R^2 情况也说明了 DSDM 的适宜性。同时,本文预先展开了截面和面板的 Moran 检验,表明存在较为显著的空间相关。在无因变量滞后项 (Y_{t-1} 和 WY_{t-1}) 时, is 系数介于 -0.671 到 -0.601 之间在 1% 水平上显著,系数绝对值相较之普通固定效应模型有所下降,这表明以非农化为特征的经济结构调整对区域人均 GDP 水平的提升有积极作用,但 FE 模型因忽视了地区间联系高估了这一效果的表现;投资结构 $invs$ 在各模型中系数均为正且显著,投资占比每提升 1%,人均经济产出将提高 0.38% 到 0.42%;FE 模型中, fs 和 ls 系数分别为 1.654 和 2.725 在 1% 和 10% 水平上显著,表明较高金融发展深度和较大城乡收入差距的省份看似有更高的经济发展水平,同时 ls 系数的正向表现说明高经济发展伴有高消费水平,高产出同时也分享更多发展成果;其他方面,资本积累和劳动力依旧是区域增长的支撑力量,表现为 lnk 系数 0.578、 lhp 系数 0.730 均在 1% 水平上显著,这是中国增长依然具有新古典特征的体现。然而,空间交互项 (Wx 列系数) 基本均显著则指出不只存在因变量的空间依赖,同样存在结构变量的空间依赖,经济结构的局部溢出在中国区域增长过程中需得到强调。另外,可反映结构扭曲的特征事实在于,在 SAR、SEM 和 SDM 模型中,高金融发展深度 (fs 系数由正转为负,系数值介于 -0.441 到 -0.505 之间,在 1% 水平上显著) 和较大的城乡收入差距 (ci 系数为正,介于 0.243 至 0.283 之间,在 1% 水平上显著) 均抑制了经济水平的提升,且 $W \times invs$ 系数 0.0466 不显著,投资结构未能形成空间溢出。当然,以上分析并未考虑动态性。

表 2

基础模型估计结果汇总

模型 因变量	FE $\ln gdp$	SAR $\ln gdp$	SEM $\ln gdp$	SDM $\ln gdp$	Wx	DSDM $\ln gdp$	Wx
L. $\ln gdp$						1.059*** (0.0123)	
L. $W\ln gdp$						-0.810*** (0.0233)	
is	-1.445*** (0.0866)	-0.601*** (0.0406)	-0.650*** (0.0460)	-0.671*** (0.0468)	0.670*** (0.0904)	0.236*** (0.0209)	-0.234*** (0.0391)
$invs$	0.425*** (0.0978)	0.123*** (0.0440)	0.0984** (0.0426)	0.0784* (0.0432)	0.0466 (0.0718)	0.382*** (0.0174)	0.928*** (0.0294)
fs	1.654*** (0.0619)	-0.0397 (0.0367)	-0.505*** (0.0373)	-0.441*** (0.0381)	0.889*** (0.0554)	0.149*** (0.0163)	0.556*** (0.0260)
ls	2.725* (1.621)	8.428*** (0.731)	10.26*** (0.620)	10.06*** (0.651)	-13.55*** (1.629)	8.528*** (0.294)	78.38*** (0.689)
ci	-0.379*** (0.131)	0.0783 (0.0589)	0.283*** (0.0685)	0.243*** (0.0688)	-0.285*** (0.0917)	-0.0114 (0.0295)	0.597*** (0.0401)
$\ln k$	0.578*** (0.0178)	0.0970*** (0.0105)	0.110*** (0.0121)	0.116*** (0.0122)	0.00283 (0.0182)	-0.0841*** (0.00522)	-0.169*** (0.00851)
lvp	0.730*** (0.178)	0.0564 (0.0802)	0.0637 (0.0738)	-0.00498 (0.0750)	-0.147 (0.152)	0.503*** (0.0304)	2.149*** (0.0628)
ρ		0.846*** (0.0120)		0.815*** (0.0174)		0.676*** (0.0196)	
λ			0.983*** (0.00180)				
Constant	2.936*** (0.127)						
样本量	1 140	1 140	1 140	1 140		1 110	
R^2	0.968	0.977	0.555	0.989		0.961	
省份数量	30	30	30	30		30	

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著;其中FE展示普通面板固定效应模型结果,SAR、SEM和SDM列,分别展示空间滞后、空间误差和空间杜宾模型结果,DSDM展示动态空间杜宾模型结果; Wx 列表示各对应变量的空间加权滞后项系数,以 is 为例, Wx 列对应数值表示 $W \times is$ 项的估计系数; λ 为模型设置形式呈SEM时,有 $\varepsilon = \lambda W\varepsilon + v$, v 为符合独立条件的随机误差项, λ 为空间误差项的空间依赖强度系数。动态模型估计采用偏差修正的准最大似然法(偏差修正的QLM),后文同。

考察中国区域经济结构空间增长效应的动态性,本文利用偏差修正的准最大似然法对动态空间模型进行了估计。根据表2,是否考虑空间关联过程时 fs 和 ci 系数表现有较大变化,空间相关导致了经济的非均衡发展过程;而纳入时间动态性,经济本身的系统性也变得更加明显,部分经济结构变量系数估计值也发生改变。具体的,DSDM模型中,产业结构 is 的系数由负转为正,为0.236且在1%水平上显著,但伴有统计显著的负向空间交互系数(-0.234且在1%水平上显著),即本地区产业结构的变动是经济过程和劳动力部门选择的体现,农业占比较高的省份实际上得到了较快的经济发展,其影响也显著地通过跨区域的产业结构转变而产生(主要是战略选择和劳动力跨区流动的结果)。对于金融结构 fs ,DSDM模型中系数为0.149且在1%水平上显著,回归到与FE模型相近似的结果状况,同时 $W \times fs$ 空间交互项系数为0.556且在1%水平显著,即金融结构的深化过程不论是在直接渠道还是在空间间接渠道层面,均利于经济的发展,这是因为金融作为经济活动的媒介,与经济发展相

匹配是其重要的特征;当然,系数值相对 FE 模型更小,即在不考虑时间动态性时金融结构的作用会被高估。 ci 直接系数不显著,而空间加权项系数 0.597 且在 1%水平显著,说明在一定阶段内城乡收入差距并未表现出直接的经济影响,但邻近区域人口或资源选址过程中对城乡收入差距的考量会一定程度上溢出到本地发展进程中。对投资结构、区域间消费结构而言, $invs$ 和 ls 在 DSDM 模型中直接系数和空间加权系数均为正,即 $invs$ 和 $W \times invs$ 分别为 0.382 和 0.928 且均在 1%水平上显著, ls 和 $W \times ls$ 分别为 8.528 和 78.38 且均在 1%水平上显著,并且此种正向显著性在几乎所有模型中得到了验证,这体现了经济活跃度须有投资与消费的支撑,发展匹配性一定程度上具有需求约束。此外,控制变量人均资本存量 lnk 在非动态模型中正向系数表现和动态模型中由正转负(直接系数-0.0841,空间加权系数-0.169 且显著)则表明,中国经济发展红利的释放并非一定是要素性的,很可能是结构性的,在资本层面表现为流量结构的调整,并非一定直接依赖于资本累积过程。 lvp 直接系数为 0.503 及其空间加权项系数为 2.149 且均在 1%水平上显著,表明劳动力数量仍旧是经济发展的重要约束,人是本位的,但人口要素通过空间结构渠道影响经济发展的力量可能更为显著。此外, $L.lngdpp$ 系数为 1.059 且显著,说明较高经济发展水平的地区会有相对较大的当期增长;而 $L.Wlngdpp$ 系数为 -0.810 且显著,则证明区域间的互动过程具有抑制性,这一现象的呈现与人口和资本等要素向发达地区的集聚机制有重要关系,更为值得担忧的趋势则在于,虽然集聚是经济发展的自然过程,但这一过程却可能带来富者愈富的“马太效应”,使得平衡发展将难以达成。

然而,中国区域经济发展以及结构与增长关系存在较为显著的演化特征,尽管在动态空间面板模型中并不能对经济结构作用于增长的区域差异予以识别,但我们依然可以通过划分时间区间的方式对阶段差异特征加以回应。因此,基于中国改革和开放时点 1978 年、城市改革时点 1986 年、财政分权改革 1994 年、再次对外开放(加入 WTO)2001 年和全球金融危机 2008 年为分界时点,分阶段对经济结构作用考察模型进行了估计,在表 3 中予以展示。

表 3 分时间阶段的参数估计结果

阶段年份 因变量	1978-1985 年		1986-1993 年		1994-2000 年	
	$lngdpp$	Wx	$lngdpp$	Wx	$lngdpp$	Wx
$L.lngdpp$	0.846 *** (0.0434)		0.0708 (0.0656)		0.348 *** (0.0598)	
$L.Wlngdpp$	-0.752 *** (0.104)		0.183 (0.116)		0.191 * (0.103)	
is	0.279 *** (0.0464)	-0.273 ** (0.109)	0.638 *** (0.0805)	0.478 ** (0.194)	0.0208 (0.0987)	-0.415 (0.306)
$invs$	-0.316 *** (0.0771)	0.406 * (0.221)	-0.824 *** (0.103)	0.952 *** (0.161)	-0.328 *** (0.0619)	0.616 *** (0.153)
fs	-0.294 (0.192)	1.838 *** (0.498)	-0.775 *** (0.114)	1.421 *** (0.179)	-0.113 *** (0.0359)	-0.193 * (0.112)
ls	5.119 *** (1.688)	8.628 (5.532)	18.40 *** (1.511)	191.7 *** (5.101)	2.581 (1.578)	1.184 (5.583)
ci	-0.0204 (0.0493)	-0.142 (0.0932)	0.235 ** (0.101)	-0.754 *** (0.244)	-0.121 (0.0979)	-0.296 (0.248)
lnk	0.0577 *** (0.0182)	0.185 *** (0.0608)	0.278 *** (0.0385)	0.534 *** (0.0881)	0.150 *** (0.0421)	-0.322 *** (0.0906)
lvp	-0.157 ** (0.0622)	-0.131 (0.172)	-0.782 *** (0.169)	-2.350 *** (0.444)	-0.242 ** (0.121)	0.0547 (0.283)

续表 3 分时间阶段的参数估计结果

阶段年份 因变量	1978-1985 年		1986-1993 年		1994-2000 年	
	lngdpp	Wx	lngdpp	Wx	lngdpp	Wx
ρ	0.488 *** (0.0840)		0.521 *** (0.0807)		0.519 *** (0.0827)	
样本量	210	210	210	210	180	180
R^2	0.929	0.929	0.789	0.789	0.837	0.837
省份数量	30	30	30	30	30	30
阶段年份 因变量	2001-2008 年		2009-2015 年			
	lngdpp	Wx	lngdpp	Wx		
L.lngdpp	0.632 *** (0.0482)		0.812 *** (0.0369)			
L.Wlngdpp	-0.157 * (0.0927)		-0.292 *** (0.0943)			
is	-0.158 (0.140)	0.729 ** (0.357)	0.0680 (0.151)		-1.052 (0.680)	
invs	-0.0608 (0.0426)	0.0667 (0.154)	-0.00175 (0.0152)		-0.178 *** (0.0450)	
fs	-0.0410 (0.0253)	0.0711 (0.0607)	-0.117 *** (0.0292)		-0.0354 (0.0814)	
ls	0.499 (1.290)	-3.322 (3.345)	2.240 ** (0.970)		8.518 *** (2.015)	
ci	-0.0662 (0.149)	-0.404 (0.282)	0.00375 (0.0968)		0.747 *** (0.182)	
lnk	0.180 *** (0.0380)	-0.0373 (0.137)	-0.00162 (0.00579)		0.0218 (0.0138)	
lvp	-0.173 (0.121)	0.117 (0.285)	-0.0950 ** (0.0384)		0.0609 (0.0894)	
ρ	0.459 *** (0.0891)		0.141 (0.127)			
样本量	210	210	180		180	
R^2	0.965	0.965	0.933		0.933	
省份数量	30	30	30		30	

经济发展的不同阶段,中国政府在经济增长战略安排和地区相互竞争目的上的差异与转变过程影响了区域经济发展的轨迹。表 3 表明,经济结构的空間增长效应的确具有阶段上的差异,同时对经济结构变量和空間交互项的区分,也利于我们对变量通过直接途径还是通过空間途径作用于本地区增长有深入的理解和区分。逐一而言,1979-1985 年间较高的农业产值占比(较大的 *is*) 在直接层面提供了经济提升的动力,而非农化过程也在这一阶段提供着经济发展的空間动力;1986-1994 年间产业结构的空間间接影响开始转向,城市建设过程中非农化开始提供发展的优势,邻近地区既有农业发达程度提供了本地区发展的空間机会;1994-2015 年产业结构的主变量表现变得不显著,仅 2001-2008 年之间呈现了产业转移过程的经济影响。以上结果表明,在农村改革阶段,农业生产力的释放提供了地区经济增长的动力,而后的时间段内,经济重心向城市转移,产业结构对经济的影响开始通过其他渠道发生。此外,在時間维度演化过程中,投资结构 *invs* 的系数变化表现为趋势上对经济增长影响的滞后性(大多时间段内 *invs* 系数为负向显著),投资先行于增长,从而导致本地经济发展的负向关联性;而人均资本存量 *lnk* 直接系数为正且显著(2008 年之后不再显著,这与中国经济从金融危机复苏到转入经济发展新常态有很重要的关系),人均资本存量依旧是经济

发展的重要影响因素,新古典经济发展的逻辑仍旧宣示着其正确性,资本的流量属性和存量属性需在分析中得到区分。金融结构 fs 则在研究区间内体现了对地区增长一致的抑制性,存款利用效率是地区发展中应予以处理的一个重要方面。

(三) 经济结构长期短期直接与间接效应分析

明确各经济结构变量的长短期动态空间效应,需要依据乔莱斯基分解的自助法构建 t 检验对其统计显著性进行检验(计算方法见前文模型介绍,并参考Elhorst(2011)的内容)。根据表4,静态SDM模型中,产业结构 is 的总体效应为-0.0115但不显著,这源自于直接效应和间接效应的互相抵消,直接效应为-0.639,间接效应为0.628,两者均显著;投资结构 $invs$ 、金融结构 fs 和人均资本存量 lnk 均有较为显著的正向总效应,区域间消费结构 ls 总体上抑制了经济的提升。与之相比,动态模型DSDM将经济结构的直接效应和间接效应进行了短期和长期的区分。表4中DSDM模型结果表明各经济结构变量的作用主要通过短期的直接和间接效应表达出来,结构的长期影响并不很显著,社会变革和经济变革同步展开使得各经济变量的表现呈现显著的短期特征,长期稳定可能并未出现,经济发展的状态还未达到 $Y_{t-1}=Y_t=Y^*$ 的均衡状态;因此,经济分析应注重短期分析,而非长期,这也是新结构经济学的重要思想表达。

表4 分阶段区域经济结构的空间效应

长期与短期		短期			长期		
直接与间接		直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
SDM	is				-0.639***	0.628*	-0.0115
	$invs$				0.108**	0.562*	0.670**
	fs				-0.295***	2.730***	2.434***
	ls				8.577***	-27.81***	-19.24**
	ci				0.222***	-0.444	-0.221
	lnk				0.143***	0.503***	0.645***
	lvp				-0.0461	-0.829	-0.875
DSDM	is	0.225***	-0.217**	0.00824	-2.252	2.307	0.0551
	$invs$	0.573***	3.482***	4.055***	3.573	15.49	19.07**
	fs	0.255***	1.927***	2.182***	2.148	8.114	10.26**
	ls	22.09***	246.9***	269.0***	371.1	894.6	1266**
	ci	0.0848***	1.723***	1.808***	2.779	5.762	8.541**
	lnk	-0.120***	-0.662***	-0.783***	-0.703	-2.979	-3.683**
	lvp	0.905***	7.304***	8.209***	9.615	28.98	38.60**
1978-1985 年	is	0.268***	-0.251	0.0171	27.45	-27.43	0.0223
	$invs$	-0.296***	0.466	0.17	-35.88	36.08	0.208
	fs	-0.131	3.192***	3.061***	-70.67	74.47	3.792***
	ls	6.126***	21.05*	27.18**	-338.4	372.1	33.69**
	ci	-0.0327	-0.297*	-0.330**	6.372	-6.781	-0.409**
	lnk	0.0767***	0.400	0.477***	-0.134	0.725	0.591***
	lvp	-0.178***	-0.411	-0.589	-15.97	15.24	-0.731
1986-1993 年	is	0.724***	1.675***	2.399***	0.946**	4.995	5.941
	$invs$	-0.778***	1.020***	0.242	-0.820***	1.347	0.527
	fs	-0.665***	2.096***	1.431***	-0.607*	4.313	3.706
	ls	39.32***	414.9***	454.2***	74.51	1 058	1 133
	ci	0.173*	-1.298***	-1.125**	0.107	-2.864	-2.757
	lnk	0.348***	1.386***	1.734***	0.493	3.728	4.221
	lvp	-1.075***	-5.736***	-6.811***	-1.637	-15.32	-16.96

续表 4 分阶段区域经济结构的空間效应

长期与短期		短期			长期		
直接与间接		直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
1994-2000 年	<i>is</i>	-0.0194	-0.84	-0.86	0.34	15.58	15.92
	<i>invs</i>	-0.283***	0.923***	0.640*	-0.616	-6.932	-7.548
	<i>fs</i>	-0.138***	-0.526**	-0.664**	-0.0113	9.558	9.547
	<i>ls</i>	2.857	5.6	8.457	6.747	21.41	28.15
	<i>ci</i>	-0.155	-0.757	-0.912*	0.0256	12.26	12.28
	<i>lnk</i>	0.123***	-0.510***	-0.386*	0.345	5.903	6.248
	<i>lvp</i>	-0.248*	-0.148	-0.397	-0.0985	11.43	11.33
2001-2008 年	<i>is</i>	-0.101	1.168*	1.067	-0.673	-7.417	-8.09
	<i>invs</i>	-0.0582	0.0832	0.025	-0.138	0.432	0.293
	<i>fs</i>	-0.0356	0.0939	0.0583	-0.191	-1.724	-1.915
	<i>ls</i>	0.211	-5.766	-5.555	1.645	-54.22	-52.57
	<i>ci</i>	-0.1	-0.823	-0.923	0.0375	4.049	4.086
	<i>lnk</i>	0.182**	0.0537	0.236	0.4	-2.71	-2.31
	<i>lvp</i>	-0.176	0.0193	-0.156	-0.115	6.747	6.632
2009-2015 年	<i>is</i>	0.0506	-1.201	-1.151	0.841	-5.024	-4.183
	<i>invs</i>	-0.00619	-0.207***	-0.213***	0.0695	-0.764	-0.694
	<i>fs</i>	-0.117***	-0.0586	-0.176**	-0.656	0.107	-0.549
	<i>ls</i>	2.442**	10.31***	12.75***	9.482	35.34	44.82
	<i>ci</i>	0.0231	0.850***	0.873***	-0.295	3.103	2.808
	<i>lnk</i>	-0.00137	0.0242	0.0229	-0.0194	0.0972	0.0777
	<i>lvp</i>	-0.0936**	0.0541	-0.0395	-0.57	0.439	-0.131

注:各不同阶段模型估计均采用偏差修正的最大似然法(偏差修正的 QLM 方法)估计的 DSDM 模型结果展示。

对各阶段加以审视,除了 2001-2008 年,其余各时间阶段中,不同要素经济结构变量的短期增长效应均较为显著;结构变量的长期均衡效应在 1978-1985 年间呈现,反映出经济收敛性主要在早期农村改革阶段发生,经济重心的转移使得发展机制变得越来越复杂。当然,长期和短期表现反映的是 1986 年之后的总体发散过程,因此中国平衡发展的目标达成必将是一个长期过程。分别而言,农业产值较高的省份(在中国通常也是总体经济规模较小的省份)相对而言实际上有更快的收入增长过程,反映为产业结构 *is* 短期直接增长效应和总效应为正,但这一过程主要是在 1994 年经济财税体制改革之前的期间;而后并不显著的空间效应表达,则指向非农化过程并不提供本地区增长的推动性,依靠快速的工业化过程能否获得长期的增长仍待更深入的分析。投资结构 *invs* 表现出较为显著的直接支撑和空间溢出效应,且具有一定的长期均衡效应;投资结构的作用短期内主要以直接效应体现,对本地区的投资也可以获得本地区的经济增长,这成为地区竞争以投资竞争为表象的根源;但分阶段的审视结果是,当下投资型增长多被诟病的重要原因是,1994 年以来投资占比的提升并未能带来总效应上的经济增长(*invs* 短期直接效应显著为负或不显著),2008 年以后人均资本存量 *lnk* 的效果也开始发生转变。经济发展模式和轨迹已经开始转变,原始资本积累路径出现调整,供给和需求结构相互匹配才是经济结构发挥良好作用的基础。储蓄率表征的金融结构 *fs* 的短期直接效应表现的变化点恰恰在 1986 年出现,由农村改革向城市建设的转变,也改变了金融对经济发展的作用,金融成为了转移农村金融资本支撑城市发展的渠道,因此跨区域资本配置开始影响增长,储蓄的合理利用才是处置金融结构的正确方向,而不是一味提升金融发展水平。消费水平 *ls* 表征的地区差异则表现出短期内直接和间接效应上的正向显著

性,经济活动在发达地区的集聚,进行生产也进行消费。城乡收入差距缩小(ci 变大)带来的经济发展提升仅在2009–2015年阶段中表现出统计显著性,并伴有短期空间溢出效应,因此对城乡收入差距的关注可能更多的是公平意义上的讨论而非增长层面的探究。

经济结构以相异的途径和效果作用于地区增长,空间溢出性则将这种影响扩展到更宏观的经济运行中,而不仅仅局限于本地区增长,考虑经济的系统性和非孤岛性指导我们在经济分析中需要打破“块块”分割思维;经济结构空间增长效应的长期和短期差异的存在则更进一步提醒经济实践者需在地区增长和可持续发展实现过程中,对“调结构”的长期影响和短期表现加以考量。更为重要的是,这种区分本地区直接效应和其他地区间接效应的阐述方式本身已经表明,对中国区域经济增长的分析若不考虑空间因素,可能会导致空间检验有偏,张学良(2009)曾在其研究中对这一主张提供经验支撑,只是其研究并未进一步纳入空间加权因变量的时间滞后因素的动态影响,这也成为本文区别于其他研究的一个重要方面。而本文最终指引在于,经济结构复杂的空间交互效应的存在使得调结构成为实现区域平衡发展可能的途径,而具体的政策举措则需要与发展战略、经济运行制度和秩序相联系。

四、结论

以经济结构与区域增长关系的空间动态性为研究主题,本文采用中国30个省市1978–2015年的面板数据,构建了经济结构增长效应的动态空间计量检验模型,对结构效应表现和长短期效应差异予以了甄别,力图严谨地描述中国区域增长逻辑。结果发现:(1)动态模型并不否定经济结构的空间溢出效应的存在,区域经济增长实现不是孤立的系统,发展需顾及区域结构联动;(2)时间动态维度的增长信息表明先富地区会伴有相对较高的当期增长,邻近地区前期的较高发展水平会抑制本地区当期增长表现,更为值得担忧的问题是富者愈富的增长过程将使得平衡发展难以达成;(3)经济结构效应存在长期和短期上的差异,以经济结构调整为手段的区域增长,应对结构冲击的长期和短期作用予以识别。经济系统的时间动态性导致结构影响机制兼具复杂性和动态性,提醒经济实践者需系统考量发展结构性。

上述结果表明,不论是静态模型还是动态模型,中国区域经济结构已现失衡状况的基本结论并未改变,只是时间动态性在增长解析框架内纳入了经济发展过程中来源于不同经济单位之间共同的经济政策、人口和资本的跨区域流动、区域贸易和技术溢出等途径的经济关联,且此类影响不仅体现在空间交互上,还体现在时间依赖上。其政策启示在于,经济结构调整的确对地区经济运行成果有显著作用,但实践更需要考察这种结构效应的空间关联和阶段特征,考虑经济的系统性和非孤岛性指导我们在经济分析中需要打破“块块”分割思维;区域经济结构效应的动态性则需要地方政府在经济管理中注重结构调整的长期效应和短期效应表现差异,这就要注重转变地方竞争机制运行中忽视长期增长的问题,短视地追求“短平快”高增长指标以在锦标赛竞争中获胜并不可取;增长实现是众望所归,本质上决不能是人为压低应有的发展速度,效率的提升才是区域增长应关注的重点所在,经济结构作为对产出效率有显著作用的因素,调结构应成为具有空间关联的区域增长实现的关键切入点,重点要追求地区空间的协调和时间维度的可持续。

参考文献:

- 1.高帆,2010:《中国各省份经济增长的因素分解与劳动结构效应:1978-2007年》,《数量经济技术经济研究》第7期。
- 2.侯新烁、张宗益、周靖祥,2013:《中国经济结构的生长效应及作用路径研究》,《世界经济》第5期。
- 3.梁俊、龙少波,2016:《经济结构变迁研究新进展》,《中南财经政法大学学报》第4期。
- 4.林毅夫,2014:《新结构经济学》,北京大学出版社。
- 5.林毅夫,2010:《新结构经济学——重构发展经济学的框架》,《经济学(季刊)》第1期。
- 6.陆铭,2013:《中国经济再平衡:改革与危机的赛跑》,《财经》第35期。
- 7.史晋川,2016:《供给侧结构性改革要破除新二元经济结构》,《浙江经济》第5期。
- 8.王少平、封福育,2006:《外商直接投资对中国贸易的效应与区域差异:基于动态面板数据模型的分析》,《世界经济》第8期。
- 9.袁富华,2012:《长期增长过程的“结构性加速”与“结构性减速”:一种解释》,《经济研究》第3期。
- 10.张斌、茅锐,2016:《工业赶超与经济结构失衡》,《中国社会科学》第3期。
- 11.张学良,2009:《中国区域经济收敛的空间计量分析——基于长三角1993-2006年132个县市区的实证研究》,《财经研究》第7期。
- 12.赵作权、宋敦江,2011:《中国经济空间演化趋势与驱动机制》,《开发研究》第2期。
- 13.Acemoglu, D. 2012. “Introduction to Economic Growth.” *Journal of Economic Theory* 147(2): 545-550.
- 14.Arellano, M., and S. Bond. 1991. “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations.” *The Review of Economic Studies* 58(2): 277-297.
- 15.Barro, R. J., X. Sala-i-Martin, O. J. Blanchard, and R. E. Hall. 1991. “Convergence across States and Regions.” *Brookings Papers on Economic Activity* 1(5): 107-182.
- 16.Charlton, M., S. Fotheringham, and C. Brunsdon. 2006. “Geographically Weighted Regression.” NCRM Methods Review Papers, NCRM/006, ESRC National Center for Research Methods.
- 17.Debarsy, N., C. Ertur, and J. P. LeSage. 2012. “Interpreting Dynamic Space-time Panel Data Models.” *Statistical Methodology* 9(2): 158-171.
- 18.Elhorst, P. 2012. “Dynamic Spatial Panels: Models, Methods, and Inferences.” *Journal of Geographical Systems* 14(1): 5-28.
- 19.Elhorst, P., E. Zandberg, and J. D. Haan. 2013. “The Impact of Interaction Effects among Neighbouring Countries on Financial Liberalization and Reform: A Dynamic Spatial Panel Data Approach.” *Spatial Economic Analysis* 8(3): 293-313.
- 20.Elhorst, P., G. Piras, and G. Arbia. 2010. “Growth and Convergence in a Multiregional Model with Space-time Dynamics.” *Geographical Analysis* 42(3): 338-355.
- 21.Fingleton, B., and E. Lo'Pez-Bazo. 2006. “Empirical Growth Models with Spatial Effects.” *Papers in Regional Science* 85(1): 77-98.
- 22.Glaeser, E. L., and J. D. Gottlieb. 2009. “The Wealth of Cities: Agglomeration Economies and Spatial Equilibrium in the United States.” *Journal of Economic Literature* 47(4): 983-1028.
- 23.Granger, C. W. 1981. “Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification.” *Journal of Econometrics* 16(1): 121-130.
- 24.Han, C., and P. C. Phillips. 2010. “GMM Estimation for Dynamic Panels with Fixed Effects and Strong Instruments at Unity.” *Econometric Theory* 26(1): 119-151.
- 25.Henderson, J. V., A. Storeygard, and D. N. Weil. 2012. “Measuring Economic Growth from Outer Space.” *American Economic Review* 102(2): 994-1028.
- 26.Krugman, P. 1991. “Increasing Returns and Economic Geography.” *The Journal of Political Economy* 99(3): 483-499.
- 27.Lee, L., and J. Yu. 2012. “QML Estimation of Spatial Dynamic Panel Data Models with Time Varying Spatial Weights Matrices.” *Spatial Economic Analysis* 1(7): 31-74.
- 28.Peneder, M. 2003. “Structural Change and Aggregate Growth.” *Structural Change and Economic Dynamics* 14(4): 427-448.
- 29.Song, Z., K. Storesletten, and F. Zilibotti. 2011. “Growing Like China.” *The American Economic Review* 101(1): 196-233.
- 30.Yu, J., R. D. Jong, and L. Lee. 2012. “Estimation for Spatial Dynamic Panel Data with Fixed Effects: The Case of Spatial Cointegration.” *Journal of Econometrics* 167(1): 16-37.

(下转第148页)

Review of Environmental Policy and Technological Innovation

Wang Banban

(School of Economics, Huazhong University of Science and Technology)

Abstract: The technological innovation generated by environmental policy is the key for China achieving its long-term green development. Due to the externality problems and path-dependency effects, the market driven force for environmental-friendly innovation activities is lacked, whereas environmental policy can provide motivation. In this sense, the empirical test of the technological innovation induced by environmental policy is not only among the key interests of academics, but also has strong policy implications. This paper reviews the current literatures around the following four issues. First, what kinds of technological innovation have positive environmental effects and contribute to the green development? Second, why the environmental policies are necessary for motivating such innovation activities? Third, have environmental policies generate technological innovation? Fourth, what types of environmental policies are more effective? This paper also analyzes the research trend in this field and suggests some issues for future researches, such as detailing the classification of innovation and policy indicators, comparing the effects of policy types, etc.

Keywords: Environmental Policy, Technological Innovation, Induced Innovation, Porter Hypothesis

JEL Classification: Q55, Q31

(责任编辑:彭爽)

(上接第 14 页)

Structure Transformation and Economic Growth: Based on Dynamic Spatial Model with China Samples

Hou Xinshuo

(Business School of Xiangtan University)

Abstract: Discussing the topic of growth caused by economic structure again, we built a spatial dynamic model, with province-level data of China from 1978–2015, to investigate the long-run and short-run, direct and indirect effects, and recognize the mechanism acting in growth. Results show that, in spatial scale, effects of economic structure are of systematic space-time correlation; in time series, there are significant difference of long-run and short-run spatial effects, and in the past forty years, “the rich get richer” trend still exists, the relationship between growth and structure needs to be straighten out; in time-space section, the dynamic spatial spillover effects analysis indicates that the performance of the economic structure variables is more short-run rather than long-run, the long-run stability may have not appear, discusses on economic growth should focus more on short-run. The dynamic and complex nature of influence mechanism reminds practitioners to systematically consider economic structure changes’ coordination in time and space.

Keywords: New Structural Economics, Short-run and Long-run Effects, Dynamic Interaction, Dynamic Space Model

JEL Classification: R12, R58, O11

(责任编辑:陈永清)