

财政支出、区域经济差距与动态增长收敛

王宝顺 徐绮爽

(中南财经政法大学 财政税务学院,湖北 武汉,430073)

摘要:推动区域协调发展是我国“十四五”规划的重大战略,财政在促进区域间均衡协调发展发挥着重要作用,在经典经济增长收敛研究框架下,基于我国1991~2018年省级面板数据,本文从短期、中期和长期视角分别考察了我国地方政府财政支出及其结构在经济增长与区域收敛中的作用。研究发现,我国经济收敛发生在区域内部而非区域之间,财政资本性支出偏向仅在短期内有助于经济增长,而财政福利性支出显著促进经济增长并有助于我国短期和长期的经济收敛。促进区域间均衡协调发展,财政应该重点抓好以下几个方面工作:一是调整产业布局,推进区域之间的全域收敛,避免区域内部的俱乐部收敛格局;二是更加注重民生性公共服务供给,为推进区域长期均衡发展提供人力资源保障;三是规范政府融资渠道,防范政府隐性债务风险。

关键词:区域差距;经济增长;经济收敛;生产性支出;福利性支出

中图分类号:F812.7 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2021)03-0048-10

一、引言

改革开放以来,我国国内生产总值实现了年均9.5%的高速增长,然而经济快速增长难掩地区间发展差距的持续扩大。众多学者尝试从多角度研究和解释我国区域不平衡,以往相关文献主要集中在两个维度:一是城乡间经济差距,二是地区间经济差距。学者们认为城乡间差距是工业化的结果,地区间差异则主要源于我国非平衡发展战略,即渐进式改革开放,使东部沿海省份在经济上领先,而后经济发展成果辐射到中西部省份,从而形成一条非平衡的增长路径。另外,横向竞争的官员晋升制度导致各地采取短期增长最大化策略,也影响了区域间发展平衡。区域增长失衡会对社会稳定带来潜在威胁,研究区域发展差距对贯彻新发展理念、提高国家治理能力和实现高质量发展具有重要的现实意义。

在内生经济增长理论中,财政政策对经济增长起着重要作用,梳理有关我国经济增长及经济收敛的文献后,我们提出两个问题:首先,地方政府常用的财政支出手段促进还是阻碍了增长收敛进程?其次,什么类别的财政支出对经济增长和收敛速度的影响更大?为回答这两个问题,本文对我国省级经济增

收稿日期:2020-10-19

基金项目:国家自然科学基金项目“影子银行与中国经济:一个从微观到宏观的分析框架”(71661137005);中央高校基本科研业务项目“税率变动与FDI空间分布”(2722021BZ012)

作者简介:王宝顺(1981—),男,河南汤阴人,中南财经政法大学财政税务学院副教授;

徐绮爽(1988—),女,河南许昌人,中南财经政法大学财政税务学院博士生。

长决定因素与收敛动态进行实证分析,考察财政政策在促进增长和收敛中的短期、中期以及长期动态效应。

二、文献回顾

有关我国区域经济增长收敛的研究在样本和经济指标分解上各异,但仍得到较为一致的结论,即改革开放以来,各地市场机制反应不同从而出现了省际发展的显著差距,相关文献主要集中在以下三个方面:增长收敛、财政政策的作用、资本性支出偏向和财政分权。

(一)增长收敛及其影响因素

经济增长收敛是指落后地区赶超发达地区的一种状态,即地区间的收入差距在逐渐趋同,落后地区是否具有后发优势取决于多个因素。早期的 Fleisher 和 Chen 在一个扩展的索洛增长框架的基础上实证发现 FDI 和人力资本促进了经济收敛^[1]。Démurger 利用类似的框架解释了经济开放度、地理位置和基础设施禀赋对区域差异的影响^[2]。Choi 和 Li 估计了我国 1978~1994 年间各省份的收敛速度,结果显示平均每年收敛 7.5%^[3]。Yao 和 Zhang 证实了中国在 1978~1995 年间东中西三大地缘经济俱乐部收敛^[4]。Weeks 等通过对改革前后较长时期(1953~1997)的考察,得出了改革前省级收入收敛而改革后发散的结论^[5]。陈安平在增长和区域间发展差异的双变量 VAR 框架下,研究了增长和不平等的演变特征,研究表明,减少不平等有短期的增长代价,但从长期来看,增长减少了不平等^[6]。周亚虹、杨远根等估计了中国 1978~2006 年地区间经济收敛速度,并指出中国区域间呈现发散趋势,俱乐部收敛仅存在于富裕地区^{[7][8]}。陆铭等利用增长、投资、教育和不平等 4 个方程组的多项式分布滞后规范,检验了区域不平等与增长之间的正相关性,研究指出不平等与增长之间的关系是非线性的,且在长期上两者之间存在负相关关系^[9]。Anderson 等使用时间序列分解来说明各省在长期内收敛,但沿海省份和非沿海省份之间存在着中短期差异^[10]。关于我国经济收敛驱动因素,国内学者基本认同政府发展战略和公共政策是经济收敛的主要因素^{[11][12]},当然也有从要素和产业视角论述了区域经济差异^[13]。上述研究考察了增长收敛的特征及影响因素,但并未形成一致的结论。

(二)财政政策与经济增长

关于财政支出对经济增长的影响的文献很多,这些研究基本遵循了内生经济增长理论。Barro 将财政政策嵌入内生增长模型奠定了财政支出对经济增长的研究基础。他将政府服务引入生产函数和消费者效用函数,同时他将公共部门投资与公共部门消费分开,明确指出资本形成的财政投资支出是生产性的^[14],这一观点引起大量实证研究^{[15][16]}。Deverajan 等人利用 CES 技术将公共部门投资分为两种异质性支出,研究发现如果生产性支出份额大于其最优规模,资源从低生产类型向高生产类型的转移会降低经济增长率^[17]。Gregoriou 和 Ghosh 基于 15 个发展中经济体研究了经常性支出相对于资本性支出对增长的影响,他们发现经常性支出比资本性支出对增长的促进效应更大^[18]。对于财政政策对经济增长影响的研究结论主要体现在支出结构方面的差异,资本性支出与经常性支出对经济增长的促进作用孰轻孰重存在争议。

(三)财政分权与财政支出结构

传统财政分权观点认为,财政支出与提供的公共服务相匹配,从而提高资源配置效率,然而,实证结果却难获得共识。较早的一些文献表明,财政分权对经济增长和收入分配产生了负面影响^{[19][20]},但最新研究表明,财政分权有利于经济增长,并减少了地区不平等^[21]。Jin 和 Zou 将样本考察期划分为 1979~1993 年和 1994~1999 年两个财政分权阶段,并将财政分权分为支出分权和收入分权,发现前期收入分权对经济增长有正向影响,后期支出分权对经济增长无正向影响,收入分权对经济增长有负向影响^[22]。我国地方政府财政支出结构偏向问题有其特定的政治经济学特征,中国式财政分权的重要特征是收入集权与支出分权并行,加之基于政绩考核的地方官员晋升机制,形成了“为增长而竞争”的地方发展模式^{[23][24]},同时,地方公共预算安排的资本性支出偏向成为地方的发展策略^{[25][26]}。

总体上看,学者们认为财政分权体制下由于奖惩机制的运行环境差异造成了财政支出结构的差异性。

以往关于财政政策影响经济增长的研究较为充分,但这些研究并未回答财政支出尤其是支出结构对区域经济收敛的影响,基于此,本文的边际贡献在于:一是研究财政支出结构如何影响经济收敛的;二是考察资本性支出与福利性支出的动态增长收敛效应,回应学界关于我国资本性支出偏向的论点。

三、我国经济收敛与财政支出结构

改革开放使我国经济活力增强,但区域间发展差距也日趋增大。借助出口导向的发展战略,东部沿海地区的经济取得先发优势,内陆地区在市场化改革进程中努力追赶沿海地区。同时,财政体制逐步改革也为地方政府提供了更多的自由决策空间,地方政府为发展本地经济采取了各自策略占优的财政政策,政策核心主要是财政支出的决策安排。

(一)我国经济收敛现状

根据 Barro 和 Sala-i-Martin(1992)的观点,经济收敛可分为 σ 收敛和 β 收敛。 σ 收敛指不同经济系统间人均收入的离差随时间的推移而趋于下降, β 收敛是指初期人均产出水平较低的经济实体趋于在人均产出增长率、人均资本增长率等人均项目上比初期人均产出水平较高的经济实体以更快的速度增长^[27]。Baumol 在 β 收敛的基础上又提出了俱乐部收敛,其涵义是经济发展水平或经济基础条件相似的国家或地区将收敛于相同的局部稳定状态^[28]。

为刻画中国区域经济差距与收敛,根据主流文献做法,本文将我国划分为 3 个亚经济区域,即东部、中部和西部三大区域。经济收敛性文献主要集中在 β 收敛(包括绝对的或条件的)上,但也有学者认为 σ 收敛更能直观地反映经济收敛趋势,且随着时间推移 β 收敛可能成为 σ 收敛的充分条件^{[29][30]}。

本文首先绘制 1978~2018 年期间所有省份实际人均国内生产总值的分布情况,即 σ 收敛图。国内生产总值(GDP)、人均 GDP、财政支出来自《中国统计年鉴》和 WIND 数据库,中央财政转移支付和退税来自《中国财政年鉴》。图 1 显示了实际人均 GDP 对数的标准差,可以看出,有三种截然不同的趋势。1978~1990 年为 σ 收敛期,1990~2006 年为发散期,2006~2018 年为收敛期,不同时期经济收敛性都与该时期的国家战略和经济政策以及人口政策息息相关。进一步的,我们分别给出三大区域经济 σ 收敛图(图 2~4)。直观上看,图 2 显示了整个样本期东部地区的强 σ 收敛性,表明东部地区发展差距在逐步缩小,图 3 显示了中部地区在 2004 年高度收敛,之后有一段轻微的发散期,表明中部各省基于自身资源和协同发展的策略,借助“中部崛起战略”都有长足发展。图 4 显示了西部地区在 1994 年之前呈收敛和发散交替,此后延续到 2010 年都呈强发散趋势。这些数据显示了地区间和地区内增长的显著异质性(另可参见 Groenewold 等关于中国 VAR 模型中共同冲击识别的讨论^[31]),当然这与部分西部省市享有的特定扶持政策有关。

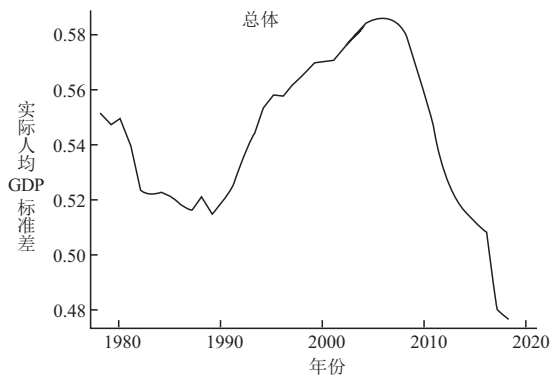


图 1 全国总体 σ 收敛图

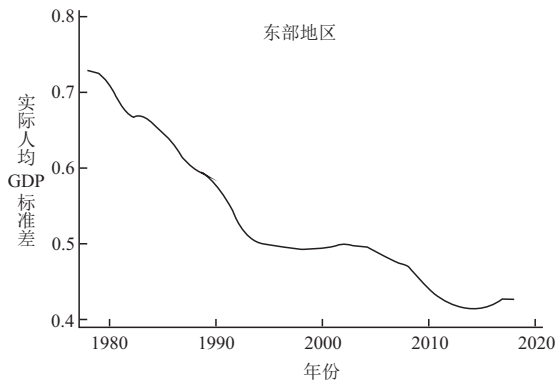


图 2 东部地区 σ 收敛图

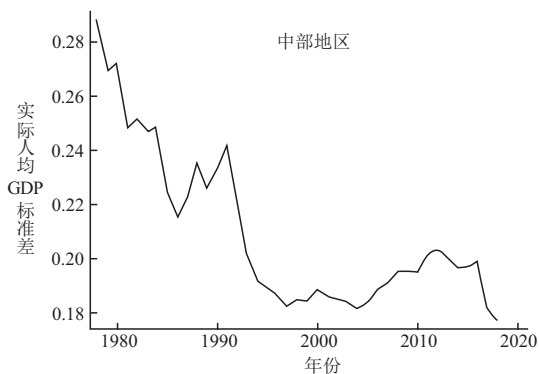


图3 中部地区 σ 收敛图

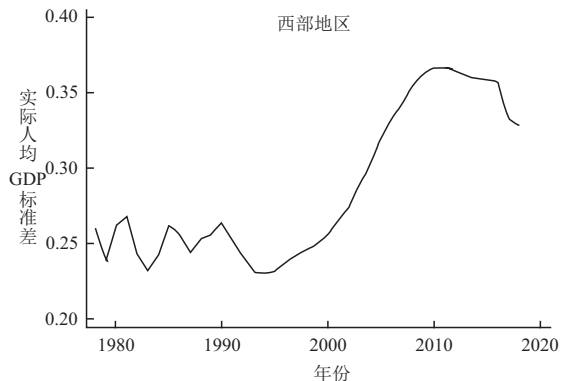


图4 西部地区 σ 收敛图

(二)我国财政支出结构现状

本文使用财政集中度(地方政府财政支出总额占当地国内生产总值的比例)来衡量和刻画财政支出的结构性偏向。财政支出进一步可分解为资本性支出、福利性支出和维持性支出(公共安全、国防、外交等支出,见表1)。从可获得的公开数据看,我国从1991年起才开始公布财政支出结构详细数据,但从2007年开始,我国财政预算科目进行了重大改革,资本性支出在各类别中以非统一方式分配,允许不同省份采用当地会计惯例,因此,教育、医疗卫生支出可能含在2007年以前通常属于资本支出范畴(如新建建筑)。根据《2006年政府预算收支科目》与《2007年政府收支分类科目》以及《政府收支分类改革方案》,我们分离出资本性支出和福利性支出,前者主要是用于资本形成的财政支出,后者主要包括教育、医疗卫生等。

从表1可以看出,我国财政支出占GDP的比重在三大区域间差异明显。整体来看,无论是总支出还是支出结构,财政支出/GDP在东中西部区域间依次提高,尤其在西部地区,财政总支出的比重高达28.6%,意味着西部地区经济中政府部门具有较大份额,对地区经济应有重大影响。从支出结构看,较之福利性支出和维持性支出,资本性支出在三大区域中都呈现更大份额,这直观地反映了地方政府的资本支出偏向。

通过以上典型事实的直观描述,我们提出两个基本问题:第一,财政支出对区域经济收敛的作用如何?第二,财政支出结构对区域经济收敛上有什么差异?本文拟从短期、中期和长期分别探讨财政支出对经济收敛的动态影响,从而对上述问题作出解释。

四、模型设定与回归分析

(一)模型设定与数据统计描述

如前文所述,经济收敛分为 σ 收敛和 β 收敛,前者是对经济产出存量的描述,后者是对经济产出增量的描述。为研究经济增长收敛动态,如无特别说明,本文只关注 β 收敛,即考察初始或滞后期产出水平值对经济增长速度的影响。为估计区域经济 β 收敛性,我们参考公认处理方法,基本模型设定为^[32]:

$$\frac{1}{T}(y_{it} - y_{i0}) = \alpha_0 - \alpha_1 y_{i0} + \alpha_{ij} X_{ij} + \gamma_1 D1 + \gamma_2 D2 + \epsilon_i \quad (1)$$

式(1)中, y_{it} 是*i*省实际人均GDP的对数, y_{i0} 是*i*省基期实际人均GDP的对数, X_{ij} 是*j*省其他变量向量,用于扩展索洛增长模型, $D1$ 和 $D2$ 分别是东部省份和中部省份的虚拟变量。参数 $\alpha_1 = (1 - e^{\beta T})$,其中 β 是收敛速度, T 为时间跨度,本文使用这种方法来考察以1990年为基期、以

表1 1991~2018年我国区域财政集中度 单位:%

地区/财政	总支出	资本性支出	福利性支出	维持性支出
东部地区	13.0	5.8	4.9	1.9
中部地区	15.1	6.5	6.1	2.4
西部地区	28.6	13.0	10.5	5.3

注:表中数值为样本期算术平均值。

2018 年为终期的长期增长收敛过程,实证重点是考察财政政策在经济增长收敛过程中的中期和短期动态效应。

传统的增长收敛模型以长期增长率为因变量。接下来本文使用年度增长率来模拟短期动态的计量经济估计结果,以及使用中期增长率来拟合中期增长收敛过程的计量经济估计结果。本文研究的基本模型如下所示:

$$\Delta y_{i,t} = \beta_0 \Delta y_{i,t-1} + \beta_1 y_{i,t-2} + \beta_2 D1y_{i,t-2} + \beta_3 D2y_{i,t-2} + \beta_4 g_{i,t-1} + \beta_5 g_{i,t-1} y_{i,t-2} + u_{i,t} \quad (2)$$

式(2)中, $y_{i,t}$ 是*i*省*t*年的实际人均 GDP 的对数,以及 $g_{i,t-1}$ 是*i*省*t*-1 年的财政支出变量。通过此模型,本文可以将增长收敛从短期动态中分离出区域俱乐部,还可以确定省级财政支出对短期增长和短期收敛的影响。

表 2 显示了不平衡数据集的数据特征,特别值得注意的是,在某些省份,按财政支出占 GDP 的比值超过了 1,西藏等欠发达地区尤其如此,因为这些省份(自治区)的财政支出和中央转移支付都较高,而 GDP 却较低。

表 2 变量定义和描述性统计

变量	定义	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
Δy_{it}	实际人均 GDP 增长率(1978 年价格)	868	0.092	0.036	-0.166	0.329
y_{i90}	1990 实际年人均 GDP	812	6.826	0.520	6.023	8.495
g_{it}	财政支出占名义 GDP 的比例	858	0.195	0.160	0.049	1.379
p_{it}	财政资本性支出占名义 GDP 的比例	858	0.087	0.079	0.008	0.691
w_{it}	财政福利性支出占名义 GDP 的比例	816	0.072	0.058	0.001	0.560

(二)变量单位根与协整检验

作为短期动态模型估计的前提,变量需要满足平稳性特征。表 3 汇报了相关变量的面板单位根检验结果,包括 Harris - Tzavalis 单位根检验和 IM-Peseran-Shin 检验结果。

表 3 1991~2018 年各变量面板单位根检验

变量	IM Peseran Shin 检验			Harris-Tzavalis 检验
	W-T	W-T(滞后 1 期)	W-T(滞后 2 期)	Rho
y_{it}	14.39(1.00)	10.01(1.00)	10.00(1.00)	1.00(1.00)
g_{it}	11.02(1.00)	9.52(1.00)	8.89(1.00)	0.94(0.99)
p_{it}	-0.4.06(0.00)**	-5.63(0.00)**	-5.14(0.00)**	0.71(0.00)***
w_{it}	11.49(1.00)	10.82(1.00)	11.04(1.00)	0.96(1.00)
Δy_{it}	-12.81(0.00)***	-14.45(0.00)***	-14.27(0.00)***	0.60(0.00)***
Δg_{it}	-12.43(0.00)***	-14.97(0.00)***	-13.04(0.00)***	0.02(0.00)***
Δp_{it}	-14.78(0.00)***	-21.36(0.00)***	-20.37(0.00)***	0.02(0.00)***
Δw_{it}	-13.93(0.00)***	-20.34(0.00)***	-19.48.76(0.00)***	-0.117(0.00)***

注:括号内为 p 值。

表 3 显示了实际人均 GDP 的对数 y_{it} , 财政支出占 GDP 的比例 g_{it} 以及财政福利性支出占 GDP 的比例 w_{it} 是面板 I(1)过程。然而,检验结果表明资本支出占 GDP 的比例 p_{it} 可能是 I(0)过程,此结果意味着本文不能预期实际人均 GDP 与财政资本性支出之间存在长期关系。但拒绝单位根也可能是 2007 年由于预算科目的变化导致数据结构性中断,从而导致计量误差。在变量平稳性检验的基础上,本文给出了两种类型的面板协整检验的结果(见表 4)。

Pedroni 检验的原假设 H_0 为非协整,备择假设 H_a 为协整;同样 Westerlund 检验的原假设 H_0 为非协整,备择假设 H_a 为协整。可见变量间协整关系结果并不确定,但稳健一致的检验结果是 $[y_{it}, g_{it}]$ 显著拒绝原假设,但 y_{it} 与财政支出结构的协整结果并不明确。因此,协整检验结果表明,实际人均 GDP 与财政支出之间可能存在长期稳定关系,但与财政支出结构的关系必须谨慎解释。

Pedroni /Westerlund Test	$[Y_{it}, g_{it}]$	$[Y_{it}, w_{it}]$	$[Y_{it}, p_{it}]$	$[Y_{it}, w_{it}, p_{it}]$
M-PP t test	0.86(0.2)	(7.32)(0.00)***	(1.05)(0.15)	(0.47)(0.32)
PP t test	-7.6(0.00)***	(8.56)(0.00)***	(-7.97)(0.00)***	(-10.28)(0.00)***
ADF t test	-10.67(0.00)***	(8.15)(0.00)***	(-7.23)(0.00)***	(-5.55)(0.00)***
VR	-1.34(0.09)***	(12.13)(0.00)***	(0.34)(0.37)	(2.33)(0.01)***

注:括号内为 p 值;M-PP 为修正 Phillips-Peron 检验;PP 为 Phillips-Peron 检验;ADF 为增强 Dickey-Fuller 检验。

(三)回归分析

1. 财政支出与短期增长收敛。接下来,本文首先分析我国区域经济增长短期动态,并考虑财政支出及其结构对经济增长和收敛的效应,回归结果见表 5 和表 6。为控制地区固定效应,本文将区域虚拟变量包括在回归模型中,将东部省份和中部省份确定为单独的区域组。如 Barro 所述,使用固定效应时的“Hurwicz 偏差”可能会使收敛性估计值向上偏移^{[33][34]}。为此,本文考虑了共同趋势和区域特定因素的影响。

表 5

GLS 异方差调整估计结果 1

变量	因变量 Δy_{it}		
	(1)	(2)	(3)
Δy_{it-1}	0.471*** (18.67)	0.471*** (18.45)	0.462*** (18.13)
Δg_{it-1}	0.331*** (3.58)	0.335*** (3.61)	0.328*** (3.56)
y_{it-2}	0.00785*** (2.64)	0.00811** (2.17)	0.00383*** (2.77)
D1	0.145*** (7.16)	0.147*** (7.17)	0.107*** (3.74)
D2	0.0601*** (2.85)	0.0603*** (2.86)	0.126*** (2.87)
$D1 * y_{it-2}$	-0.0171*** (-6.71)	-0.0173*** (-6.67)	-0.00838(-1.62)
$D2 * y_{it-2}$	-0.00764*** (-2.80)	-0.00766*** (-2.81)	-0.0206** (-2.46)
g_{it-2}	0.230** (2.57)	0.233*** (2.60)	0.230*** (2.58)
$g_{it-1} * y_{it-2}$	-0.0289*** (-2.68)	-0.0293*** (-2.71)	-0.0290*** (-2.71)
时间趋势	No	Yes	Yes
区域哑变量×时间趋势	No	No	Yes
观测数	868	868	868
Wald 检验	$\chi^2(9)=566.4$	$\chi^2(10)=561.8$	$\chi^2(12)=589.1$

注:(.)内为 z 统计值;***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著,下表同。

表 5 报告了 3 个重要的发现:一是区域虚拟变量具有很强的显著性,因而存在区域俱乐部的证据;二是存在短期俱乐部收敛,但总体上也存在短期发散。这种短期收敛或发散随地区的不同而各异,实际人均 GDP 与区域虚拟变量的交互项($D1 * y_{it-2}$, $D2 * y_{it-2}$)系数估计值表明,这一点在西部地区尤为明显;三是财政支出总量在短期内对实际人均 GDP 具有正向影响,在提高收敛速度(降低短期内的发散速度)方面具有动态效应。

表 6 汇报了财政“生产性”支出和“福利性”支出的回归结果。从回归结果看,福利支出对经济增长具有相当稳健的效应,既有短期动态效应,又有长期效应,同时,从第(1)~(3)列的结果看,福利性支出也有助于加快收敛速度。而相对应的,资本性支出在统计上基本是不显著的;但从第(4)~(6)列的结果看,资本性支出具有短期动态效应,但没有长期效应。这一结果与 Ghosh 和 Gregoriou 的研究结果相一致,他们认为相较于资本性支出,福利性支出(卫生和教育支出)对经济增长以及经济收敛的贡献更大。

在进一步分析中期收敛动态前,需要解决表 5 和表 6 中关键方程估计的内生性问题。因为遗漏变量或反向因果关系会导致模型估计出现偏差,因此,本文采用广义矩估计(GMM)对模型进行估计,其中工具变量是内生变量(财政支出及其结构)的二阶滞后值和维持性支出的一阶滞后值。这里本文把因变量的滞后项 $\{\Delta y_{it-1}\}$ 以及财政变量变化的一阶滞后项 $\{\Delta g_{it-1}\}$ 当作内生变量。本文采用变量的滞后项作为工具变量是基于以下两个条件:首先,无论经济增长速度还是财政支出,它们的当期

表 6

GLS 异方差调整估计结果 2

变量	因变量 Δy_{it}					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Δy_{it-1}	0.708 *** (30.19)	0.708 *** (30.19)	0.704 *** (29.71)	0.670 *** (26.71)	0.706 *** (29.59)	0.706 *** (29.54)
Δw_{it-1}	2.064 *** (6.60)	2.066 *** (6.58)	2.083 *** (6.52)	2.145 *** (6.24)	2.080 *** (6.38)	2.096 *** (6.36)
Δp_{it-1}				0.0782 * (1.87)	0.0847 ** (2.00)	0.0788 * (1.71)
y_{it-2}	0.0114 *** (4.64)	0.0113 *** (3.96)	0.0124 *** (3.16)	0.0119 *** (4.40)	0.0118 *** (3.01)	0.0121 *** (2.99)
$D1 * y_{it-2}$	-0.00796 *** (-3.90)	-0.00795 *** (-3.86)	-0.00849 ** (-2.20)	-0.00903 *** (-4.04)	-0.00800 ** (-2.07)	-0.00818 ** (-2.10)
$D2 * y_{it-2}$	-0.00709 *** (-3.42)	-0.00711 *** (-3.42)	-0.0144 ** (-2.36)	-0.00752 *** (-3.29)	-0.0140 ** (-2.30)	-0.0143 ** (-2.33)
w_{it-2}	1.909 *** (6.19)	1.910 *** (6.18)	1.931 *** (6.13)	1.981 *** (5.79)	1.891 *** (5.87)	1.915 *** (5.80)
$w_{it-1} * y_{it-2}$	-0.234 *** (-6.31)	-0.234 *** (-6.31)	-0.237 *** (-6.27)	-0.243 *** (-5.91)	-0.233 *** (-6.04)	-0.234 *** (-6.03)
p_{it-2}						-0.0107 (-0.33)
区域哑变量	是	是	是	是	是	是
时间趋势	否	是	是	否	是	是
区域哑变量×时间趋势	否	否	是	否	是	是
观测数	778	778	778	758	758	758
Wald 检验	$\chi^2(9)=14444$	$\chi^2(10)=1443.7$	$\chi^2(12)=1451.4$	$\chi^2(10)=1166.3$	$\chi^2(13)=1447.9$	$\chi^2(14)=1173.9$

值和滞后值均是可观测的,可容易检验出两者之间的相关性。其次,就外生性而言,变量滞后项与模型当期随机误差项不相关,这是容易理解的,因为 t 期的财政支出随机扰动不可能影响到 $t-1$ 期财政支出的观察值。GMM 估计结果见表 7。表 7 中最后两行显示了检验内生变量外生性的 C 统计量,以及显示估计函数残差均方根(RMSE)。显然,滞后的因变量和财政变量的外生性被显著拒绝。

总的来看,表 5~7 分别汇报的结果具有一致性。有证据表明俱乐部收敛,且收敛的速度取决于财政政策的实施。就东部和中部地区而言,表 5 的结果表明,区域俱乐部收敛是独立于财政支出而发生的。就西部地区而言,如果没有财政支出,西部地区内的经济差距会更大。研究结果还表明,资本性支出对经济增长有积极影响,但这种影响是短期的而非长期持续的,而福利性支出对增长既有短期影响,也有长期影响,并且会加快区域内经济收敛速度。

2. 财政支出与中期增长收敛。为考察财政支出对经济增长及收敛的中期动态效应,我们通过计算可用数据点的 5 年平均值,为各省各变量构建 5 个平均数据点,对经济增长和驱动因素进行平滑,弱化宏观数据的逐年波动。这些数据点分别是 1997 年、2002 年、2007 年、2012 年和 2018 年的 5 年平均值。以人均实际 GDP 对数的滞后值来捕捉动态,作为 5 年平均值的第 1 年。举例来说,1997 年实际人均 GDP 增长率的 5 年平均数是 1993~1997 年的年均增长率,滞后的实际人均 GDP 是 1993 年的数值。同样,对于 2002 年的数字,平均数是 1998~2002 年的年增长率,滞后的实际人均 GDP 是 1998 年的数字。我们还检验了回归结论对添加其他驱动因素的敏感性,这些驱动因素是标准索洛增长模型的构成要素,结果如表 8 所示。

表 8 第 1 列证实了表 5 的结果。财政支出促进了当地的经济增长,有助于加快俱乐部收敛速度。第 2~5 列的结果证实了表 6 的结论,即在促进增长和收敛方面,福利性支出占据主导地位,而将资本性支出单独纳入或与福利支出一起纳入回归方程,会降低方程的整体拟合度。在俱乐部收敛中,可以看出东部地区俱乐部收敛依然独立于财政支出,中部地区俱乐部收敛受到财政支出影响,西部地区

Variable	因变量 Δy_{it}				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Δy_{it-1}	0.541 *** (14.53)	0.503 *** (13.80)	0.506 *** (13.83)	0.545 *** (12.90)	0.545 *** (16.25)
y_{it-2}	0.023 *** (2.57)	0.023 *** (2.75)	0.044 *** (2.55)	0.042 *** (2.44)	0.044 *** (2.29)
$D1 * y_{it-2}$	-0.023 *** (-2.53)	-0.024 *** (-2.53)	-0.022 *** (-2.87)	-0.027 *** (-2.96)	-0.028 *** (-2.55)
$D2 * y_{it-2}$	-0.015 *** (-2.89)	-0.026 *** (-2.61)	-0.025 *** (-2.83)	-0.024 *** (-2.57)	-0.035 *** (-2.71)
Δg_{it-1}	0.920 *** (2.33)	0.910 *** (-2.75)			
g_{it-2}	0.761 *** (3.42)	0.766 *** (3.32)			
$g_{it-1} * y_{it-2}$	-0.087 *** (-2.63)	-0.091 *** (-2.76)			
Δp_{it-1}					0.031 (1.44)
Δw_{it-1}			8.542 *** (2.58)	6.923 *** (2.93)	7.143 *** (2.66)
w_{it-2}			7.841 *** (2.79)	6.454 *** (3.31)	6.515 *** (2.89)
$w_{it-1} * y_{it-2}$			-0.953 *** (-4.92)	-0.732 *** (-4.92)	-0.743 *** (-3.43)
区域哑变量	是	是	是	是	是
时间趋势	是	是	是	是	是
区域哑变量×时间趋势	否	是	否	是	是
观测数	841	841	810	810	810
Wald 检验	$\chi^2(10)=309$	$\chi^2(12)=345$	$\chi^2(10)=366$	$\chi^2(12)=324$	$\chi^2(13)=3596$
C statistic $\chi^2(2)$	10.43 ***	10.25 ***	14.32 ***	14.22 ***	17.21 ***
RMSE	0.02368	0.02532	0.0225	0.0116	0.0132

表 8

GLS 异方差调整估计结果 3

变量	因变量 $\Delta \widetilde{y}_{it} = \frac{1}{5}(\widetilde{y}_{it+4} - \widetilde{y}_{it-1}), 1997 \sim 2018$				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\widetilde{y}_{L,t-1}$	0.014 *** (25.81)	0.023 *** (24.34)	0.007 * (23.33)	0.022 *** (23.22)	0.027 *** (23.91)
$D1 * \widetilde{y}_{L,t-1}$	-0.024 *** (-6.23)	-0.029 *** (-6.43)	-0.022 *** (-7.33)	-0.029 *** (-6.70)	-0.031 *** (-5.86)
$D2 * \widetilde{y}_{L,t-1}$	-0.014 ** (-2.64)	-0.014 ** (-1.83)	-0.011 *** (-2.58)	-0.017 *** (-2.98)	-0.018 *** (-2.71)
\widetilde{g}_{iT}	0.309 *** (2.36)				
$\widetilde{g}_{iT} * \widetilde{y}_{L,t-1}$	-0.051 *** (-2.61)				
\widetilde{PL}_T			0.976 ** (1.92)	-0.073 (-0.83)	-2.117 * (-1.81)
$\widetilde{PL}_T * \widetilde{y}_{L,t-1}$			-0.0109 *** (-2.71)		0.231 * (1.79)
\widetilde{w}_{LT}		2.689 *** (2.81)		2.959 *** (2.40)	4.921 *** (2.99)
$\widetilde{w}_{LT} * \widetilde{y}_{L,t-1}$		-0.343 *** (-3.127)		-0.309 *** (-2.97)	-0.554 *** (-2.70)
区域哑变量	是	是	是	是	是
观测数	154	154	154	154	154
Wald 检验	$\chi^2(7)=68$	$\chi^2(7)=64$	$\chi^2(8)=95$	$\chi^2(9)=75$	$\chi^2(10)=112$

内部的增长差距因财政支出而得以减缓。

3. 财政支出与长期增长收敛。为进一步检验财政支出对长期经济增长的影响,本文依然采用方程(1)作为模型设定,但考察整个样本期平均增速,并根据 α_1 计算经济收敛速度。表 9 的结果证实了短期和中期动态的结果。从长期来看,区域收敛系数均为负数,表明东部地区和中部地区都有显著的经济收敛,但总体上经济收敛系数为正数,表明我国经济呈现发散态势。该结果证实了我国总体发散,而区域俱乐部收敛的经济发展格局。同时,财政总支出促进了长期经济增长,有助于加快收敛速度。财政福利性支出比财政支出总额能更好地驱动经济增长,而资本性支出的作用却并不显著。

表 9 财政支出对经济增长的长期效应估计结果(1991~2018 年)

变量	因变量平均增长 $\frac{1}{T}(y_{iT} - y_{i0})$		
	(1)	(2)	(3)
D1	0.193 ** (1.96)	0.211 ** (1.91)	0.124 * (1.98)
D2	0.203 ** (1.84)	0.202 ** (1.95)	0.136 (1.37)
y_{i0}	0.053 ** (1.76)	0.043 * (1.72)	0.002 (1.23)
$D1 * y_{i0}$	-0.027 ** (-1.99)	-0.035 ** (1.96)	-0.021 (-0.95)
$D2 * y_{i0}$	-0.033 ** (-1.98)	-0.033 ** (-1.93)	-0.021 (-1.22)
g_i	1.552 ** (-2.23)		
$g_i * y_{i0}$	-0.232 ** (1.96)		
w_i		5.633 ** (1.82)	
$w_i * y_{i0}$		-0.842 ** (3.28)	
P_i			0.789 (1.36)
$P_i * y_{i0}$			-0.132 (-1.08)
收敛速度	-0.19	-0.16	-0.01
财政支出作用下的收敛速度	0.98	6.83	0.52
东部地区收敛速度	0.1	0.13	0.08
中部地区收敛速度	0.12	0.12	0.08
F(7,22)	3.54 **	5.32 ***	2.56 *

五、研究结论与启示

在 Barro 和 Sala-i-Martin 经济收敛框架下,本文研究了我国经济增长 β 收敛演变情况,在新样本中证实了我国区域经济增长收敛特征,特别是我国增长收敛发生在地缘俱乐部内部而非在俱乐部之间。另外,以往研究认为财政分权与经济绩效考核带来地方官员晋升锦标赛,他们将自己未来的政治晋升视为辖区经济成功的回报,为实现 GDP 的快速增长,地方官员采取偏向资本性财政支出的预算安排,但本文研究发现资本性支出仅在短期内促进了经济增长,但福利性支出对经济增长和收敛有长期效应,因此,我们认为在促进经济增长和加速经济收敛方面,资本性支出的作用被人为地夸大了。本文研究结论具有如下政策启示意义:

首先,优化产业布局,推进跨区域经济发展平衡。整体上看,我国是一个区域发展不平衡的大国,省际间实际人均 GDP 的差距仍明显,东、中、西部三大区域存在俱乐部收敛。地区间资源禀赋差异明显,要打破固化的发展差距,地方政府要摒弃片面追求短期增长的做法,积极引导产业资本在区域间的优化配置,同时东部发达地区的先进科学技术需与产业资本一并向中西部地区转移,确保转移的产业资本边际回报率高于东部地区。

其次,扩大民生财政支出规模,促进经济长期增长与收敛。资本性财政支出偏向是容易理解的,但应防止资本品的过度供给造成资源的严重配置不当。为满足我国人民的更高质量需求,实现城乡和区域均衡发展,财政支出预算安排应改变以往的资本性支出偏向,而向民生领域倾斜,坚持“以人民为中心”,充分保障广大人民群众的教育、医疗、社会保障、环境保护等领域的公共服务供给水平。在新发展格局下,应激励地方政府保障基本公共服务供给,营造市场友好型营商环境,优化财政支出结构,实现我国区域经济的长期均衡发展。

最后,规范地方政府融资,防范地方政府债务风险。财政收支纵向失衡和投资冲动使得融资成为地方政府面临的重大问题。以土地为抵押品的融资模式不可持续,量化宽松的货币政策收紧,融资平台城投债受到限制,地方政府会通过更为隐蔽的方式进行融资,比如更多的隐性债务、PPP项目融资,也可能通过影子银行进行融资,在缺乏相应监管时,对地方政府以及宏观经济都会带来不利影响,必须重视和防范地方政府债务风险。

注释:

①国家统计局.波澜壮阔四十载 民族复兴展新篇——改革开放40年经济社会发展成就系列报告之一[EB/OL].(2018-08-27).
http://www.stats.gov.cn/tjtc/ztfx/ggkf40n/201808/t20180827_1619235.html

②东部区域包括:北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南(共11个);中部区域包括:山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南(共8个);西部区域包括:内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆(共12个)。鉴于数据可获得性,本文省级数据暂不包括中国香港、澳门和台湾地区数据。

③关于财政支出结构的分类标准,本文主要参考了尹恒和朱虹(2011)关于县级财政支出结构划分的做法。

④实际上,在部门预算制度安排中,2007年以后的预算科目所反映的部门预算内容主要是事业费支出,因此,虽然政府预算科目进行了改革,但前后的预算科目仍然进行较为合理的衔接。

⑤IPS检验比传统LL检验限制性更少。

⑥1997年之前重庆的数据缺失。

⑦考虑到我国公共部门支出的特殊性,本文也尝试将国有企业部门投资纳入到财政资本性支出,结果也发现不显著。

参考文献:

[1] Fleisher, B.M., Chen, J. The Coast-Noncoast Income Gap, Productivity, and Regional Economic Policy in China [J]. *Journal of Comparative Economics*, 2004, 25(2): 220—236.

[2] Démurger, S. Infrastructure Development and Economic Growth: An Explanation for Regional Disparities in China? [J]. *Journal of Comparative Economics*, 2001, 29(1): 95—117.

[3] Choi, H., Li, H. Economic Development And Growth Convergence in China [J]. *Journal of International Trade and Economic Development*, 2000, 9(1): 37—54.

[4] Yao, S., Zhang, Z. Regional Growth in China under Economic Reforms [J]. *Journal of Development Studies*, 2001, 38(2): 167—186.

[5] Weeks, M., Yao, J. Provincial Conditional Income Convergence in China, 1953—1997: A Panel Data Approach [J]. *Econometric Reviews*, 2003, 22(1): 59—77.

[6] 陈安平. 经济持续增长与收入差距缩小: 鱼与熊掌能否兼得 [J]. *财经科学*, 2007, (6): 51—58.

[7] 周亚虹, 朱保华, 刘俐含. 中国经济收敛速度的估计 [J]. *经济研究*, 2009, (6): 40—51.

[8] 杨远根. 城乡基本公共服务均等化与乡村振兴研究 [J]. *东岳论丛*, 2020, (3): 37—49

[9] 陆铭, 陈钊, 万广华. 因患寡, 而患不均——中国的收入差距, 投资, 教育和增长的相互影响 [J]. *经济研究*, 2005, (12): 4—14.

[10] Andersson, F., Edgerton, D.L., Opper, S. A Matter of Time: Revisiting Growth Convergence in China [J]. *World Development*, 2013, 45: 239—251.

[11] 马拴友, 于红霞. 转移支付与地区经济收敛 [J]. *经济研究*, 2003, (3): 26—33.

[12] 刘贯春, 刘媛媛, 张军. 中国省级经济体的异质性增长路径及模式转换——兼论经济增长源泉的传统分解偏差 [J]. *管理世界*, 2019, 35(6): 39—55.

[13] 戴觅, 茅锐. 产业异质性、产业结构与中国省际经济收敛 [J]. *管理世界*, 2015, (6): 34—46

[14] Barro, R.J.. Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth [J]. *Journal of Political Economy*, 1988, 98(5): S103—S123.

[15] 王宝顺, 刘京焕. 公共资本性支出、经常性支出与内生经济增长 [J]. *中南财经政法大学学报*, 2011, (3): 55—62.

[16] 赵娜, 李光勤, 李香菊. 财政纵向失衡、地方政府税收努力与资本错配 [J]. *湖南大学学报(社会科学版)*, 2020, (6): 83—91.

[17] Devarajan, S., Swaroop, V., Zou, H.F. The Composition of Public Expenditure and Economic Growth [J]. *Journal of Monetary Economics*, 1996, 37(2): 313—344.

[18] Gregoriou, G.A. The Composition of Government Spending and Growth: Is Current or Capital Spending Better? [J]. *Oxford Economic Papers (New Series)*, 2008, 60(3): 484—516.

[19] Loraine, A., West, Christine, P. W. Wong, Fiscal Decentralization and Growing Regional Disparities in Rural China: Some Evidence in the Provision of Social Services [J]. *Oxford Review of Economic Policy*, 1995, 11(4): 70—84.

(下转第90页)