财政分权与经济增长可持续性
——基于情势转换与聚类视角的分析

贾俊雪

（中国人民大学财政金融学院、中国财政金融政策研究中心 北京 100872）

晁云霞

（首都经济贸易大学财政税务学院，北京 100070）

李紫霄

（中国人民大学财政金融学院，北京 100872）

摘要：经济增长可持续性不仅取决于增长速度还取决于增长稳定性。本文利用我国 245 个地级市 1978—2014 年间面板数据和马尔科夫情势转换聚类面板模型，从情势转换与聚类视角考察了地级市经济增长动态特征，识别出不同的动态增长模式及其可持续性，进而剖析了财政分权的影响。研究表明，地级市经济增长呈现出三种动态增长模式，这三种模式在平均增速、增长状态及其持续期、增长波动性进而增长可持续性方面存在明显差异。支出分权显著增加了地级市归属为低增长、高波动模式的概率，不利于经济可持续增长，1994 年分税制改革后则产生了较积极的作用。收入分权则总体有利于增强经济增长可持续性，1994 年分税制改革后受地方纵向财政失衡加剧的不利影响这一积极作用有所减弱。增加地方财政自给度（即增加地方收支分权匹配度、减小地方纵向财政失衡）有利于增强经济增长可持续性，1994 年分税制改革后表现得更为突出。这对于优化完善财税体制以有效促进经济可持续增长具有良好启示。

关键词：财政分权；经济增长可持续性；马尔科夫情势转换聚类分析

JEL **分类号：**H70, H77, O43；**文献标识码:** A **文章编号:**

一、引言

改革开放以来，中国取得奇迹般的发展成就：1978—2010 年间，实际 GDP 增长率平均为 10.0%，远高于世界同期平均水平（3.0%）。[1]近年来，中国经济步入新常态，经济增速明显放缓：实际 GDP 增长率从 2011 年的 9.5%下降到 2016 年的 6.8%，2019 年为 6.1%; 而受“新冠”疫情的重大冲击，2020 年一季度实际 GDP 同比下降 6.8%。作为全球第二大经济体，中国经济增长放缓势必会对后疫情时代全球经济的复苏与再平衡产生较大影响。因此，如何保持中国经济平稳较快增长以促进经济社会可持续高质量发展备受国际社会关注，亦是新时代我国政府亟需解决的一个重大问题。

经济增长是否具有良好的可持续性不仅取决于经济增速还取决于增长稳定性（Pritchett, 2000）。纵观改革开放以来中国经济的发展历程，一个不容忽视的事实是：地区经济增长总体保持了较好的同步性，但增速及其波动存在较大差异，即呈现出较明显的增长动态差异——1978—2014 年间，我国 245 个地级市的实际 GDP 增长率均值从 7.26%到 23.78%不等，增长率标准差的差异亦很大（最小为 2.45%，最大为 16.69%）。[2]那么，这些不同的增长动态蕴含着怎样的演进逻辑和理论内涵？对于我国经济增长可持续性又具有怎样的启示？特别地，哪些地区的动态增长具有较好的可持续性？什么因素在其中发挥了重要作用？无疑，深入厘清这些问题有助于更好地认识和理解中国经济增长的动态演进及其可持续性，对于凝练总结中国特色社会主义经济理论具有重要意义，亦可为优化完善相关政策制度安排以有效促进中国经济可持续增长提供有益思路。

显然，能够影响经济增速或增长波动性的因素都可能对经济增长可持续性产生潜在重要影响，本文关注于财政分权的影响。以“放权让利”为主基调的财税体制改革被普遍认为是中国改革开放以来最重要的体制变革之一，不仅深刻改变了我国的政府间财政关系，亦对政府与市场的关系进而经济增长及其波动产生深远的影响，成为深刻认识和理解中国经济持续高速增长的一个重要视角（Xu, 2011）。因此，深入厘清财政分权对中国经济增长动态及其可持续性的影响以及背后蕴含的理论内涵，对于中国特色社会主义经济理论、政府间财政关系理论和财税体制的发展与完善具有重要意义。目前，大量文献深入考察了中国财政分权的经济影响（Zhang and Zou,1998; Lin and Liu, 2000; Jin et al.,

收稿日期：2019-02-
作者简介：贾俊雪，财政学博士，中国人民大学财政金融学院、中国财政金融政策研究中心教授，jiajunx@ruc.edu.cn.
晁云霞（通讯作者），财政学博士，首都经济贸易大学财政税务学院讲师，chaoyunxia2011@sina.com.
李紫霄，财政学博士生，中国人民大学财政金融学院，elizixiao@163.com.
* 本文感谢中国人民大学科学研究基金项目（中央高校基本科研业务费专项资金资助）（10XNJ001）的资助。感谢匿名审稿人的宝贵意见，文责自负。

[1] 数据来自世界银行 2018 年世界发展指标（World Development Indicator 2018）。

[2] 目前，我国共有 333 个地级行政单位（统一简称为地级市）。由于数据缺失和行政区划变动，本文基准样本包含 245 个地级市，详细数据说明见下文第二节。

2005；张晏和龚六堂，2005；沈坤荣和付文林，2005；丁从明和陈仲常，2009；张曙霄和戴永安，2012）。[1]但已有研究关注的重点大都只是财政分权对经济增长或经济波动的单一影响，还鲜有文献在一个相对统一的分析框架内同时探究财政分权的经济增长效应和经济稳定效应，较大程度上忽略了财政分权对经济增长动态及其可持续性的整体影响。而且，也比较缺乏就省以下地区经济增长动态以及财政分权对其影响的深入研究——已有研究大多聚焦于省份经济增长动态的分析（Jalil et al., 2014; 周业安和章泉，2008），忽略了同一省份的不同地区（如地级市）即组内增长动态的差异特征，以及不同省份的地区（如地级市）即组间增长动态的共同特征。

本文以我国245个地级市1978—2014年间面板数据为基础，利用马尔科夫情势转换聚类面板模型，从情势转换与聚类视角考察了地级市的经济增长动态特征，识别出不同的动态增长模式及其在平均增速、增长状态及其持续期和增长波动进而增长可持续性方面的差异，然后利用*logit*面板模型剖析了财政分权的影响。与已有研究相比，本文可能的特色主要体现在如下三个方面。

（1）本文从一个较新颖的视角即情势转换与聚类视角出发，将经济增长与经济波动纳入一个相对统一的分析框架内，凝练识别出我国地区经济增长蕴含的动态增长模式及其可持续性特征，构成已有增长可持续性经典研究视角的有益补充，有助于丰富拓展可持续增长的理论内涵；[2]在此基础上，本文较全面地剖析了财政分权对经济增长、增长波动进而对增长可持续性的整体影响。这对于中国特色社会主义经济理论、政府间财政关系理论的发展与完善具有良好意义，亦可为当前及今后有利于经济可持续增长的央地财政关系的优化调整提供有益的改革思路。而已有研究大都就增长与波动单独分析，割裂了二者的内在有机关联，忽略了增长稳定性对增长可持续性的重要影响。

（2）马尔科夫情势转换聚类面板模型这一较前沿分析方法的运用，不仅可内生地识别出地级市不同的非线性动态增长模式，避免人为划分可能带来的偏差；亦有助于较好地揭示不同动态增长模式的多维度特征（增速、增长状态及其持续期和增长波动性）差异，丰富关于经济增长可持续性的认识和理解；也有利于从多维度深入剖析财政分权的影响（包括对增长模式归属、模式间增长状

[1] 目前，已有财政分权理论大体可划分为两代：以 Tiebout（1956）、Oates（1972）等为代表的第一代分权理论；以 Qian 和 Weingast（1996）、Qian 和 Roland（1998）等为代表的第二代分权理论即市场保护的财政联邦主义理论。第一代分权理论主要强调地方政府拥有信息优势，故财政分权可提升地方公共服务提供效率，进而促进经济增长；第二代分权理论则强调财政分权可强化财政激励、辖区竞争，促使地方政府更好地保护与发展市场，从而有利于经济增长。但也有大量文献指出，财政分权也可能会加剧公共池、地方捕获与集体行为等问题，不利于经济增长与经济稳定（Treisman, 2000; Rodden et al., 2003）。因此，已有文献虽较少直接论及但都昭示着财政分权对经济增长可持续性具有重要影响。关于此类文献较详细的介绍，请参见 Weingast（2009）和 Xu（2011）。

[2] 目前，关于经济增长可持续性的研究主要考察的是经济增长是以要素（典型的是物质资本）积累驱动为主还是以全要素生产率（TFP）增长驱动为主：若以 TFP 增长驱动为主，则具有良好的增长可持续性。这一经典研究视角关注是经济增速及其决定因素，较大程度上忽略了增长稳定性对于可持续增长的重要性，可能导致认知偏差；而将经济增速与增长稳定性纳入一个统一的分析框架内考察增长可持续性构成该视角的有益补充，可丰富关于可持续增长的认识和理解、拓展可持续增长的理论内涵（Pritchett, 2000）。Berg et al.（2012）和 Kerekes（2012）受这一思想的影响，综合考虑了经济增速和增长稳定性，分别对 140 个国家和 84 个国家的增长可持续性进行了实证分析。就我国而言，大量学者从经典视角对增长可持续性进行了深入研究，但还鲜有基于后一视角的分析。

态差异和模式内增长状态的影响），更全面地揭示财政分权对经济可持续增长的影响及其机理。而已有关于中国地区经济及财政分权影响的研究还鲜有使用这一方法的。[1]

（3）本文使用了我国地级市长达近40年（1978—2014年间）的面板数据。这有助于更全面、准确地识别出改革开放以来中国地区经济增长动态特征的典型事实，为深入认识和理解改革开放以来中国经济增长动态、可持续性、财政分权的影响及其蕴含的内在逻辑机理和深刻理论内涵提供更加微观化的经验依据。而已有关于中国地级市研究的样本期普遍相对较短。

二、典型事实：增长动态的情势转换与聚类分析

本节利用马尔科夫情势转换聚类面板模型，将改革开放以来我国地级市经济增长动态内生地识别为三种模式，从增长状态、状态持续期、增长稳定性与情势转换周期等方面剖析地级市经济增长动态及其可持续性的典型特征。

（一）马尔科夫情势转换聚类面板模型

Fröhwirth-Schnatter and Kaufmann（2008）提出的马尔科夫情势转换聚类面板模型可考察不同经济体或不同地区经济增长的动态时序特征以及它们的相似性和差异性，据此内生地识别出不同的聚类（即可进行面板数据聚类分析）。特别地，对于第 i（i=1, 2, …, N）个地级市，我们引入非观测状态变量 S_i 来捕捉该地级市经济增长所属的聚类：相同的聚类归属表明地级市的经济增长具有相似的动态特征。地级市实际 GDP 增长率 y_{it} 服从如下 p 阶自回归过程：

$$y_{it} = c_k^1 + \alpha_{k1}^1 y_{it-1} + \cdots + \alpha_{kp}^1 y_{it-p} + (I_{kt} - 1)(c_k^d + \alpha_{k1}^d y_{it-1} + \cdots + \alpha_{kp}^d y_{it-p}) + \varepsilon_{it} \qquad (1)$$

其中，t=1,…,T 代表时期，k=1,…,K 代表聚类（K 为聚类总数），p 为最大滞后阶数。地级市 i 归属为聚类 k 的概率为：

$$\Pr(S_i = k) = \eta_{ik} \in [0,1] \qquad (2)$$

其中，$\sum_{k=1}^{K} \eta_{ik} = 1$。$\eta_{ik}$ 遵循一个狄利克雷（Dirichlet）分布，即有 $(\eta_{i1}, \eta_{i1}, \cdots, \eta_{iK}) \sim D(q, q, \cdots, q)$，

[1] 近年来，国内学者利用马尔科夫情势转换时间序列模型进行了大量研究，如刘金全和郑挺国（2006）以及彭洋等（2019）。相比而言，马尔科夫情势转换聚类面板模型具有明显优势：可同时考察不同经济体或不同地区经济增长的动态时序特征及其相似性和差异性，据此内生地识别出不同的聚类；通过将情势转换与聚类分析相结合，可较好地识别出基于经济增速与增长稳定性的增长可持续性特征（情势转换将经济增长识别为高增长和低增长状态以及两种状态的动态转换，可较好地捕捉经济增长与经济波动的特征以及二者的有机关联；聚类分析则有助于对不同聚类蕴含的增长模式及其可持续性特征进行深入对比分析）。因此，该模型已成为目前研究经济增长动态及其可持续性的一个重要分析工具（Fröhwirth-Schnatter and Kaufmann, 2008; Kerekes, 2012）。

意味地级市 i 归属为任一聚类的先验概率是均等的。（1）式中的 I_{kt} 是聚类 k 在 t 期的状态指示变量，捕捉了 t 期经济增长所处的状态（或情势）。本文考虑两种状态：

状态 1（$I_{kt}=1$）时，

$$y_{it}=c_k^1+\alpha_{k1}^1 y_{it-1}+\cdots+\alpha_{kp}^1 y_{it-p}+\varepsilon_{it} \tag{3}$$

状态 2（$I_{kt}=0$）时，

$$y_{it}=(c_k^1-c_k^d)+(\alpha_{k1}^1-\alpha_{k1}^d)y_{it-1}+\cdots+(\alpha_{kp}^1-\alpha_{kp}^d)y_{it-p}+\varepsilon_{it}=c_k^2+\alpha_{k1}^2 y_{it-1}+\cdots+\alpha_{kp}^2 y_{it-p}+\varepsilon_{it} \tag{4}$$

I_{kt} 服从一个两状态的一阶马尔科夫过程，转换概率矩阵为：

$$\mathbf{P}_k=\begin{bmatrix} p_{11}^k & p_{21}^k \\ p_{12}^k & p_{22}^k \end{bmatrix}=\begin{bmatrix} p_{11}^k & 1-p_{22}^k \\ 1-p_{11}^k & p_{22}^k \end{bmatrix} \tag{5}$$

其中，$p_{mn}^k=\Pr(I_{kt}=n\,|\,I_{kt-1}=m)$ 表示第 k 个聚类中的地级市经济增长从状态 m 到状态 n 的转换概率（m,n=1,2）：特别地，p_{11}^k 和 p_{22}^k 分别表示状态 1 和状态 2 的维持概率。

（1）式中的 ε_{it} 为误差项。为更好地捕捉地级市经济增长波动的时变特征，本文考虑时变方差并允许每个地级市的方差不同，即 ε_{it} 服从如下形式的条件正态分布：

$$\varepsilon_{it}\,|\,\lambda_{it}\sim i.i.d.N(0,\sigma_{it}^2)\text{，}\quad \sigma_{it}^2=\sigma^2/\lambda_{it} \tag{6}$$

其中，参数 λ_{it} 的先验分布是伽马分布，亦即方差 σ_{it}^2 服从一个倒伽马分布。

我们利用上述（1）—（6）式的马尔科夫情势转换聚类面板模型，将地级市经济增长动态内生地分为不同聚类，同一聚类地级市的经济增长服从相同的非线性马尔科夫情势转换过程。通过识别每个聚类内的不同增长状态，从多维度刻画增长和波动的动态特征，这样不仅可以捕捉地级市增长动态可持续性的差异性（聚类间），也可揭示它们的相似性（聚类内）[1]。本文采用贝叶斯估计，即基于先验分布和现实数据，利用马尔科夫-蒙地卡罗（MCMC）模拟估计出后验分布。

（二）数据

本文使用的是 1978—2014 年地级市平衡面板数据。数据主要来源于全国和各省的《新中国成立六十年统计资料汇编》、各省的《改革开放三十年统计资料汇编》、各省和各地级市的《统计年鉴》、

[1] 目前，还有一种应用较广泛的聚类算法是 K 均值聚类法。该方法主要应用于静态数据分析，且聚类个数需外生给定，故存在一定的随意性（Rani and Sikka, 2012）。我们可根据最小化欧式距离对地级市经济增长面板数据进行 K 均值聚类分析，但这无法捕捉数据在时间维度上的动态关联性；也可对每个地级市分别建立马尔科夫情势转换时间序列模型，进行多指标横截面 K 均值聚类分析，但这会导致结果依赖模型参数而非所有数据信息，致使结果有偏。

各地级市的《国民经济与社会发展统计公报》、《中国城市统计年鉴》和《中国区域经济统计年鉴》。我们剔除了数据缺失严重和样本期内发生过行政区划变动的地级市，最终样本包含 245 个地级市。本节使用的是实际 GDP 增长率数据。[1]

（三）结果分析

本文利用桥抽样（bridge sampling）方法，求出各种可能的模型设定（$K \in [1,5]$、$p \in [1,4]$ 和是否存在情势转换）下的对数边际似然值；根据极大对数边际似然值原则，选取最优的聚类个数和滞后阶数分别为 K=3 和 p=3 以及存在情势转换的模型（见表 1）；进而对 MCMC 拟合值进行聚类和状态识别，得到后验分布的估计结果（见表 2）。[2]

表 1　　模型选择（聚类个数 K、最大滞后阶数 p 以及是否存在情势转换）

K	是否情势转换	p=1	p=2	p=3	p=4
1	是	-22428.31	-22413.29	-22363.15	-22371.26
	否	-22861.59	-22825.69	-22824.61	-22829.35
2	是	-22315.01	-22301.24	-22277.51	-22273.79
	否	-22827.69	-22795.79	-22783.45	-22789.97
3	是	-22288.36	-22271.56	**-22226.80**	-22260.14
	否	-22834.93	-22802.23	-22794.04	-22802.14
4	是	-22305.59	-22273.64	-22276.77	-22234.42
	否	-22838.03	-22811.22	-22796.88	-22811.01
5	是	-22306.66	-22285.44	-22231.40	-22235.83
	否	-22841.07	-22813.63	-22801.07	-22811.83

注：所有模型的对数边际似然值都是在最大滞后阶数设为 4 的情况下估计得到的以确保良好的可比性。

表 2　　地级市经济增长马尔科夫情势转换聚类分析模型的估计结果

聚类参数	模式 I（k=1）		模式 II（k=2）		模式 III（k=3）	
	I_{kt}=1（高增长状态）	I_{kt}=0（低增长状态）	I_{kt}=1（高增长状态）	I_{kt}=0（低增长状态）	I_{kt}=1（高增长状态）	I_{kt}=0（低增长状态）
c_k^m	7.31 (6.62 8.00)	5.52 (4.73 6.31)	6.14 (5.25 6.98)	5.03 (4.20 5.84)	5.19 (4.20 6.15)	4.08 (3.29 5.07)
α_{k1}^m	0.26	0.13	0.54	0.02	0.72	0.50

[1] 我们收集整理了地级市 1978—2014 年的 GDP 指数（上一年=100，可比价格）数据，据此计算出地级市 GDP 平减指数，利用其将名义 GDP 折算成 1978 年为基期的实际值。本文使用的其他实际值也是利用该指数折算的。

[2] 我们也尝试 K 的取值范围分别为[1,3]、[1,4]和[1,6]以及 p 的取值范围分别为[1,3]和[1,5]等，最优模型设定结果不变。本文根据 MCMC 拟合值的散点图确定增长状态和聚类的识别条件分别为：$\alpha_{k1}^1 > \alpha_{k1}^2$ 和 $\alpha_{11}^1 < \alpha_{21}^1 < \alpha_{31}^1$。为使每个地级市只能归属为一个聚类，设地级市 i 落入聚类 k 的条件为：$\overline{\eta_{ik}} \geq 0.5$（$\overline{\eta_{ik}}$ 为聚类归属概率的后验均值）。同理，设经济处于状态 1 的条件为：$\overline{p_{ik}} \geq 0.5$（$\overline{p_{ik}}$ 为经济处于状态 1 的概率后验均值），否则处于状态 2。

	(0.21 0.31)	(0.06 0.21)	(0.47 0.60)	(-0.04 0.09)	(0.64 0.80)	(0.43 0.57)
α_{k2}^{m}	0.13 (0.09 0.17)	0.08 (0.02 0.14)	0.02 (-0.04 0.08)	0.25 (0.19 0.31)	-0.22 (-0.32 -0.13)	-0.04 (-0.09 0.02)
α_{k3}^{m}	0.06 (0.02 0.10)	0.07 (0.02 0.11)	0.03 (-0.01 0.09)	0.13 (0.08 0.18)	0.23 (0.15 0.33)	0.10 (0.05 0.14)
p_{mm}^{k}	0.82 (0.66 0.96)	0.81 (0.62 0.97)	0.76 (0.59 0.92)	0.71 (0.50 0.91)	0.65 (0.44 0.86)	0.77 (0.59 0.93)
增长均值	12.84	8.12	14.25	10.03	16.04	11.80
平均持续期	5.57	5.27	4.20	3.41	2.88	4.28

注：小括号中是 95%置信区间的估计值；平均持续期 $D_m^k = 1/(1-p_{mm}^k)$, m=1, 2, k=1, 2, 3。

聚类识别结果表明：我国 245 个地级市的动态增长可归为三个聚类，包含的地级市个数分别为 99、77 和 59 个，共占总样本的 95.9%（有 10 个地级市归属为任一聚类的概率都不足 50%，故未包含在分析之内），说明模型的识别条件较恰当。这三个聚类代表了地级市三种不同的动态增长模式：聚类 1 的 99 个地级市经济增长动态的共同特征由表 2 中 k=1 时的各参数所刻画，聚类 2 和聚类 3 的共同特征分别由表 2 中 k=2 和 k=3 时的各参数所刻画，分别称之为动态增长模式 I、II 和 III。值得注意的是：隶属于同一省份的地级市也可能归属为不同的动态增长模式（如河北省的邢台市属于模式 I，邯郸市则属于模式 III）。这体现了马尔科夫情势转换聚类分析的优势：可弥补按地域划分类别时可能忽略地域内增长动态差异的不足。

就不同模式的平均增长状况来看，状态 1（$I_{kt}=1$）时，三种模式的实际 GDP 增长率均值都超过 12%（见表 2），呈现出高增长态势，故将状态 1 称为“高增长状态”；状态 2（$I_{kt}=0$）时，各模式的增长率均值都明显低于状态 1，故称状态 2 为“低增长状态”。模式 III 两种状态下的增长率（16.04%和 11.80%）是三种模式中最高的，模式 I 两种状态下的增长率（12.84%和 8.12%）则是最低的。高增长状态下，模式 III 与 I 的增长均值相差了 3.20 个百分点；低增长状态下，增长均值则相差了 3.68 个百分点。此外，模式 I 的高、低增长状态的增长率均值相差了 4.72 个百分点，而模式 II 与 III 的高、低增长状态的增长率均值分别相差了 4.22 和 4.24 个百分点。由此可见，模式 I 不仅两种状态下的增速最慢，且高、低增长状态的增长差异在三种模式中是最大的。

不过，经济增长是否具有良好的可持续性不仅取决于平均增长率，增长稳定性也是一个极为重要的方面。图 1 给出三种动态增长模式下，各年份经济处于高、低增长状态的概率后验均值。从中可知：模式 I 的高增长状态维持概率（0.82）明显高于模式 II 和 III（0.76 和 0.65），且这一概率与其低增长状态维持概率（0.81）几乎相等；而模式 II 的高增长状态维持概率明显大于低增长状态维持概率，模式 III 则相反。由增长状态维持概率可知：三种模式的高增长状态平均持续期分别为 5.57、

4.20 和 2.88 年，低增长状态平均持续期分别为 5.27、3.41 和 4.35 年（见表 2）——模式 I 高、低增长状态的持续期差异较小（0.30 年），且两种状态的持续期在三种模式中均是最长的（结合前文发现的模式 I 高、低增长状态的增长差异较大，这意味着模式 I 增长状态的转换可能会导致较大幅度的经济波动）；模式 II 的高增长状态持续期明显长于低增长状态（相差 0.79 年），且其低增长状态的持续期在三种模式中是最短的；模式 III 则与之相反（高增长状态的持续期明显短于低增长状态，高增长状态的持续期在三种模式中最短）。[1]

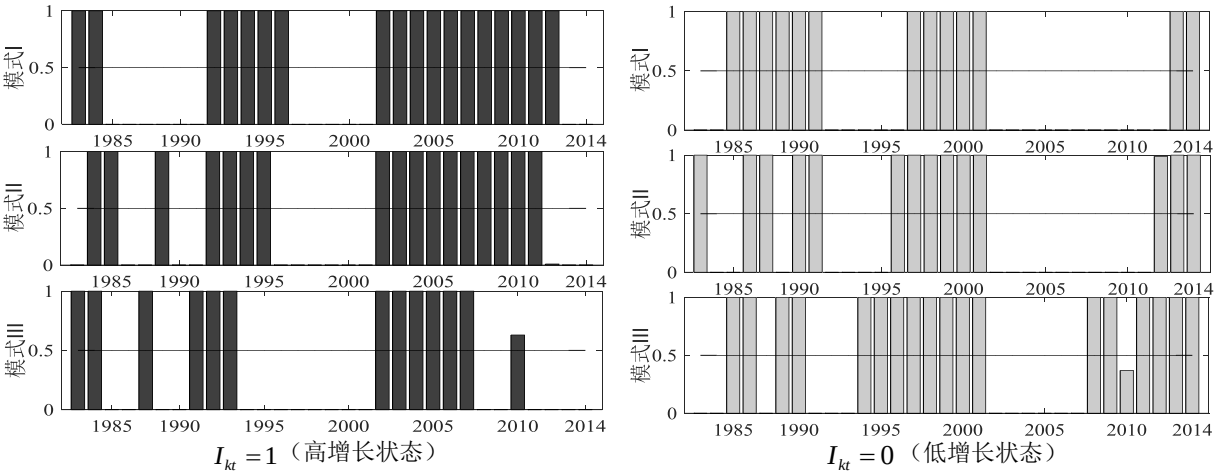
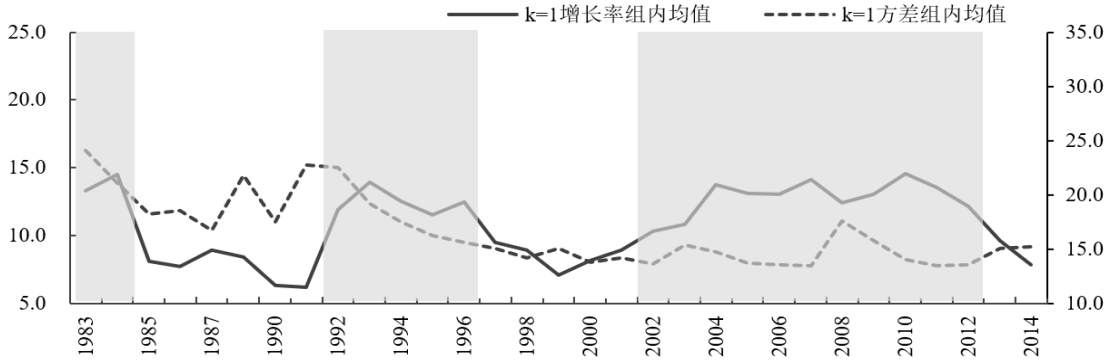


图 1 模式 I、II 和 III 不同增长状态概率的后验均值



[1] 这表明我国经济增长和经济波动具有明显的非对称性。这一现象在很多研究中都有所论及（陈浪南和刘宏伟，2007），但鲜有研究注意到这种非对称性的地区聚类差异。这种非对称性的聚类差异可能体现了地区经济缓冲负面冲击能力的差异，而另一方面地区特征或区域政策的相似性也可能导致地区在面对冲击时具有一定的相似反应。

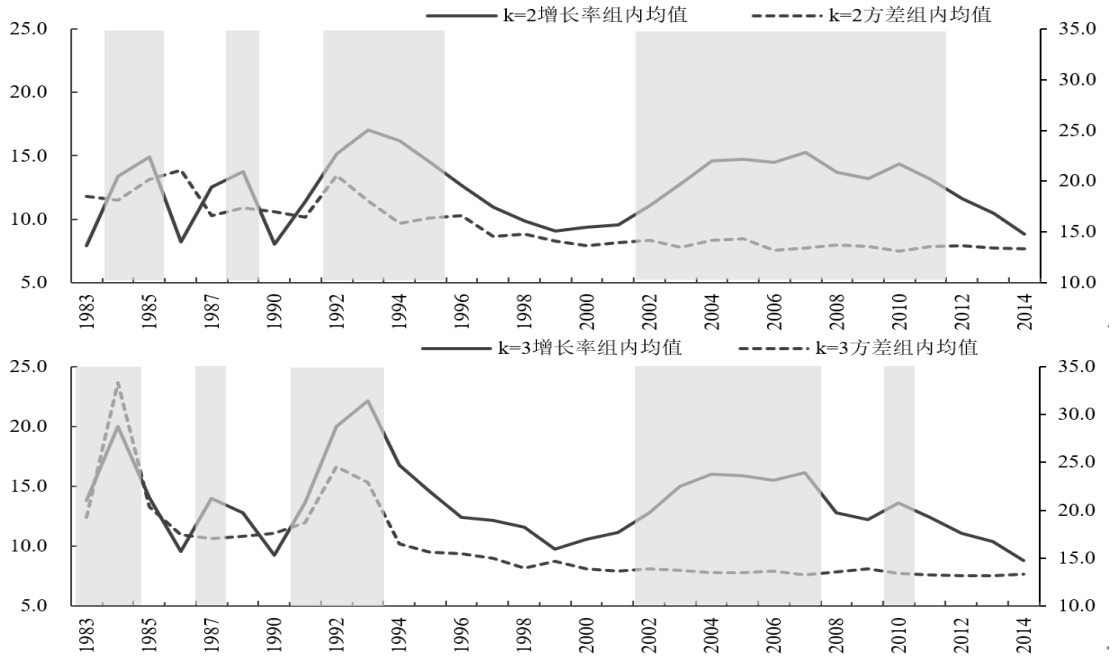


图 2 模式 I、II 和 III 的增长均值与方差均值

注：左纵轴为增长率均值（%），右纵轴为方差均值；阴影部分表示该年份处于高增长状态（$I_{kt}=1$）。

此外，同一增长状态下的增长波动性也会对经济的整体可持续性产生重要影响。图 2 给出模型估计得到的 1979—2014 年间三种增长模式的 GDP 增长率均值和增长方差均值的变化情况。三组地级市都经历了较相似的增长过程：20 世纪 80 年代中后期、90 年代后期和 2010 年以来所有地级市都经历了明显的增速下滑，其他年份则保持了较高的增长水平；20 世纪 90 年代中期以来，增长方差即增长波动性明显下降，但全球金融危机期间又有所增强（特别是模式 I）。这是由我国宏观经济增长动态变化所决定的。图 2 也表明，无论高增长还是低增长状态，模式 II 的增长波动性均较明显地低于模式 I；模式 III 除了在高增长状态下个别年份呈现高波动态势外，大多数年份的增长波动性亦较明显地低于模式 I。另外，与表 2 结果相似，图 2 显示模式 I 在大多数年份的增长均值都低于模式 II 和 III，模式 III 的增长均值在较长时间内高于其他模式，模式 II 的增长均值则长期处于中间水平——既没有出现过高的经济增速也未出现较严重的增长放缓，呈现出较好的增长稳定性。

最后，图 1 和 2 还表明，三种模式的差异性还体现在增长情势转换的周期性和同一年份所处的增长状态也有所不同。20 世纪 90 年中期以前，三种模式的周期性差异比较明显，其中模式 II 更有可能较晚地进入高增长期。这导致一些年份三种模式所处的增长状态存在明显不同，如 1985 年模式 I 和 III 处于低增长状态，而模式 II 处于高增长状态。进入 21 世纪以后，三种模式的同步性有所增强：都经历了持续较长的高增长期，近年来则都处于低增长状态。

综上所述，改革开放以来我国地级市经济增长呈现出三种不同的动态增长模式：正如表 3 所示，

模式 II 的增长可持续性整体上明显好于模式 I 和 III，体现在其不仅具有较高的经济增速，且高增长状态的持续期较长，两种状态下的增长波动性较小；模式 I 的增长可持续性最差，体现在其低增长状态持续期较长，两种增长状态下的增速差异较大，且均呈现低增长、高波动的特征。

表 3　三种经济增长模式的可持续性分析

经济增长模式		平均持续期	增长率均值	增长方差均值	特征	可持续性
模式 I	整体		10.86	16.55	低增长高波动	最差
	高增长状态	5.57	12.84	16.39	高波动	
	低增长状态	5.27	8.12	16.78	高波动	
模式 II	整体		12.34	15.50	高增长低波动	最好
	高增长状态	4.20	14.25	15.47	低波动	
	低增长状态	3.41	10.03	15.54	低波动	
模式 III	整体		13.58	16.22	高增长高波动	居中
	高增长状态	2.88	16.04	17.75	高波动	
	低增长状态	4.28	11.80	15.11	低波动	

三、财政分权的影响

上节分析表明，我国地级市存在三种不同的动态增长模式，其中模式 II 总体上具有良好的增长可持续性。那么，什么因素决定了不同地级市呈现出不同的动态增长模式和可持续性特征？厘清这一问题无疑有助于更好地认识和理解中国经济增长的动态形成机制与可持续性。本文重点关注财政分权的影响——特别地，本节利用 *logit* 面板模型从三个维度（即对增长模式归属、模式间增长状态差异和模式内增长状态的影响）来考察这一问题。

（一）模型设定

在考察财政分权对地级市增长模式归属的影响时，鉴于地级市模式归属变量 S_i^* 是一个多项选择变量，我们采取如下多项选择 *logit* 面板模型（以 S_i^* 作为被解释变量，模式 I 作为基准组）：

$$\Pr(S_i^* = k \mid \mathbf{Z_{it-1}}, \mathbf{X_{it-1}}, \mathbf{F_i}) = \frac{1}{1+\sum_{k=2}^{3}\exp(c_k + \boldsymbol{\beta}_\mathbf{k}\mathbf{Z_{it-1}} + \boldsymbol{\gamma}_\mathbf{k}\mathbf{X_{it-1}} + \boldsymbol{\delta}_\mathbf{k}\mathbf{F}_i + \xi_{it})}，\ k=1 \qquad (7)$$

$$\Pr(S_i^* = k \mid \mathbf{Z_{it-1}}, \mathbf{X_{it-1}}, \mathbf{F_i}) = \frac{\exp(c_k + \boldsymbol{\beta}_\mathbf{k}\mathbf{Z_{it-1}} + \boldsymbol{\gamma}_\mathbf{k}\mathbf{X_{it-1}} + \boldsymbol{\delta}_\mathbf{k}\mathbf{F}_i + \xi_{it})}{1+\sum_{k=2}^{3}\exp(c_k + \boldsymbol{\beta}_\mathbf{k}\mathbf{Z_{it-1}} + \boldsymbol{\gamma}_\mathbf{k}\mathbf{X_{it-1}} + \boldsymbol{\delta}_\mathbf{k}\mathbf{F}_i + \xi_{it})}，\ k=2, 3 \qquad (8)$$

其中，ξ_{it} 为误差项。$\mathbf{Z_{it-1}}$ 为滞后一期的核心解释变量，包括财政分权变量以及它们与 1994 年

分税制改革哑变量的乘积项（用以捕捉 1994 年分税制改革对财政分权增长可持续效应的影响）。对于财政分权变量，借鉴已有文献的普遍做法，我们同时考虑了财政收支分权，并利用如下指标加以度量：支出分权=人均地级市财政支出/（人均中央财政支出+人均省份财政支出+人均地级市财政支出），收入分权=人均地级市财政收入/（人均中央财政收入+人均省份财政收入+人均地级市财政收入）。我们还考虑了财政自给度（地级市本级预算内收入与预算内支出的比值）来度量财政分权程度（准确地讲，刻画的是财政收支分权的匹配度）。[1] $\mathbf{X_{it-1}}$ 为滞后一期的控制变量，包括：人口增长率、产业专业化水平（用简化 Krugman 专业化指数度量）、第三产业增加值占 GDP 的比重、全社会固定资产投资实际增长率和全社会消费品零售总额实际增长率。此外，我们还控制了一组不随时间变化的地级市特征变量 $\mathbf{F_i}$，包括行政区面积（取自然对数）、期初经济发展水平（1978 年人均 GDP，取自然对数）、（东、中、西部）地区哑变量和资源型城市哑变量。[2]

在考察财政分权对模式间增长状态差异和模式内增长状态的影响时，我们采取类似模型——考察对模式内增长状态的影响时，被解释变量为高增长状态二值变量（高增长状态取值为 1，否则为零），故上述模型退化为二项选择 *logit* 面板模型。表 4 给出主要变量的基本统计描述。

表 4　　主要变量的统计描述

变量名称	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
经济增长模式类别变量	8460	1.830	0.802	1.000	3.000
模式 I 高增长状态哑变量	8820	0.500	0.500	0.000	1.000
模式 II 高增长状态哑变量	8820	0.472	0.499	0.000	1.000
模式 III 高增长状态哑变量	8820	0.361	0.480	0.000	1.000
财政支出分权	8798	0.330	0.107	0.062	0.896
财政收入分权	8780	0.285	0.149	0.0005	1.039
财政自给度	8773	0.837	0.744	0.003	10.175
人口增长率	8575	0.010	0.013	-0.184	0.301
第三产业增加值占比	8818	0.311	0.094	0.023	0.696
简化 Krugman 专业化指数	8818	0.293	0.162	0.004	0.972
固定资产投资增长率	8558	0.174	0.219	-1.987	3.152
全社会消费品零售总额增长率	8558	0.107	0.085	-2.195	2.354
行政区面积（km^2，取自然对数）	8820	0.204	0.900	-2.119	3.855
资源型地级市哑变量	8820	0.400	0.490	0.000	1.000

[1] 这些度量指标存在不足（徐永胜和乔宝云，2012），故一些研究尝试利用增值税或企业所得税的地方分成比例来度量税收分权（刘勇政等，2019；谢贞发等，2019）。限于数据，本文无法构造出 1978—2014 年这一长时期的上述指标，而是采用已有文献的普遍做法，这也有助于增强与已有研究的可比性。

[2] 简化 Krugman 专业化指数=$\sum_{j=1}^{3}\left|s_{ijt}-\overline{s_{jt}}\right|$，$s_{ijt}$ 和 $\overline{s_{jt}}$ 分别表示地级市 i 和全国第 j 产业（j=1, 2, 3）的增加值占 GDP 的比重。东部地区包括河北、辽宁、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南省，中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北和湖南省，西部地区包括内蒙古、广西、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆。资源型城市由国务院 2013 年印发的《全国资源型城市可持续发展规划（2013-2020 年）》确定。

西部地区哑变量	8820	0.261	0.439	0.000	1.000
中部地区哑变量	8820	0.359	0.480	0.000	1.000
东部地区哑变量	8820	0.380	0.485	0.000	1.000
1978 年人均 GDP（元，取自然对数）	8820	5.808	0.450	4.865	7.438

（二）对动态增长模式归属的影响

表 5 汇报了多项选择 *logit* 回归模型下各解释变量对地级市增长模式归属概率的平均边际效应：模型 a 同时考虑了财政收支分权，模型 b 只考虑了财政自给度。[1]

由模型 a 的结果可知：财政支出分权显著增加了地级市归属为模式 I（增长可持续性最差，见表 3）的概率，而显著降低了归属为模式 III 的概率，对模式 II（增长可持续性最好）归属概率的影响不显著（见表 5 第（1）—（3）列），这表明支出分权总体上削弱了地级市的经济增长可持续性。1994 年分税制改革后，支出分权的影响出现了明显变化——有利于增强地级市的经济增长可持续性，体现在：支出分权与 1994 年分税制改革哑变量的乘积项在第（2）列中的平均边际效应显著为正，即 1994 分税制改革后，支出分权显著增加了地级市归属为模式 II 的概率。

与之不同，收入分权总体上有利于增强地级市的经济增长可持续性，体现在其显著降低了地级市归属为模式 I 的概率，而显著增加了归属为模式 III 尤其模式 II 的概率。1994 年分税制改革后，收入分权的积极影响在一定程度上有所减弱，体现在：收入分权虽然有助于进一步降低（增加）归属为模式 I（模式 III）的概率，但对模式 II 归属概率的正影响显著减弱。究其原因，可能在于：1994 年分税制改革采取了财权层层上移、事权层层下放的做法，导致地级市政府普遍存在较突出的纵向财政失衡，带来了公共池等道德风险问题，从而削弱了收入分权的积极影响（Rodden et al., 2003），这凸显出增加收支分权匹配度以减小地方纵向财政失衡的重要性。这一点也得到了财政自给度影响结果的良好支持：增加地方财政自给度（即增加地方收支分权匹配度、减小地方纵向财政失衡）有利于增强地级市的经济增长可持续性，体现在财政自给度的增加显著降低了地级市归属为模式 I 的概率，而显著增加了归属为模式 III 尤其模式 II 的概率，这一积极影响在 1994 年分税制改革后表现得更为突出（见表 5 第（4）—（6）列）。

表 5　　财政分权对增长模式归属概率的影响

解释变量	模型a			模型b		
	模式I	模式II	模式III	模式I	模式II	模式III
	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）

[1] *t* 检验结果表明：三组地级市的财政收支分权、财政自给度的均值在多数年份都存在显著的组间差异，而且它们的相关系数都小于 0.65。由于增长模式类别变量不随时间变化，故无法采用固定效应模型。因此，我们采用了混合回归模型，引入行政区面积、地理位置和初始条件等不随时间变化的地级市特征变量以控制地级市个体效应。

财政支出分权	0.204** (0.093)	0.059 (0.098)	-0.262*** (0.078)			
财政支出分权×1994年哑变量	0.047 (0.098)	0.252** (0.106)	-0.300*** (0.096)			
财政收入分权	-1.012*** (0.071)	0.576*** (0.076)	0.436*** (0.059)			
财政收入分权×1994年哑变量	-0.223** (0.104)	-0.251** (0.108)	0.473*** (0.094)			
财政自给度				-0.155*** (0.014)	0.104*** (0.011)	0.051*** (0.008)
财政自给度×1994年哑变量				-0.070*** (0.020)	-0.004 (0.018)	0.074*** (0.016)
人口增长率	-1.173** (0.528)	-0.998** (0.499)	2.171*** (0.465)	-2.052*** (0.594)	-1.061** (0.526)	3.113*** (0.503)
第三产业增加值比重	-0.528*** (0.078)	0.312*** (0.076)	0.216*** (0.072)	-0.605*** (0.074)	0.515*** (0.075)	0.090 (0.072)
简化Krugman指数	0.214*** (0.034)	0.013 (0.037)	-0.226*** (0.035)	0.234*** (0.034)	0.013 (0.037)	-0.247*** (0.036)
固定资产投资增长率	-0.013 (0.021)	-0.006 (0.023)	0.019 (0.020)	-0.007 (0.022)	-0.013 (0.023)	0.020 (0.021)
社会消费品零售总额增长率	-0.206*** (0.070)	0.009 (0.061)	0.197*** (0.055)	-0.195*** (0.069)	0.016 (0.060)	0.179*** (0.055)
行政区面积（取自然对数）	0.018*** (0.006)	0.044*** (0.007)	-0.062*** (0.007)	0.017*** (0.006)	0.047*** (0.007)	-0.065*** (0.007)
资源型地级市哑变量	0.027*** (0.010)	-0.015 (0.011)	-0.012 (0.010)	0.029*** (0.011)	-0.002 (0.011)	-0.027*** (0.010)
中部地区哑变量	0.104*** (0.012)	0.001 (0.015)	-0.104*** (0.013)	0.158*** (0.012)	-0.022 (0.014)	-0.137*** (0.013)
东部地区哑变量	-0.275*** (0.014)	0.178*** (0.015)	0.097*** (0.012)	-0.202*** (0.014)	0.141*** (0.014)	0.061*** (0.012)
1978年人均GDP（取自然对数）	0.221*** (0.017)	-0.234*** (0.018)	0.013 (0.016)	0.085*** (0.014)	-0.173*** (0.014)	0.088*** (0.013)
样本数	7930	7930	7930	7930	7930	7930

注：*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的显著性水平上显著，小括号里是稳健标准误。

（三）对模式间增长状态差异的影响

前文指出，不同动态增长模式在不同年份所处的增长状态（高增长或低增长状态）存在较明显的差异——表 6 依照时间顺序给出三种模式所处增长状态存在差异的年份（共 12 年）。我们将三种模式分别处于相同增长状态的年份归为一组，得到五组子样本（见表 6 最后一列）；然后就各子样本分别估计了（7）和（8）式的多项选择 *logit* 模型（与其他两种模式处于不同增长状态的模式组为基准组），以考察财政分权对三种模式间增长状态差异的影响。

表 7 显示，支出分权对三种模式间增长状态差异的影响较弱：只是在子样本期（4）对模式 II 高增长状态（相对于模式 III 低增长状态而言）的形成具有显著正影响，在子样本期（5）对模式 III 低增长状态（相对于模式 I 高增长状态而言）的形成具有显著负影响，且显著性较弱。与之不同，收入分权对三种模式间的增长状态差异则产生了重要影响，突出表现在收入分权有助于缩小模式 I 相对于模式 II 和 III 的增长状态差异：在子样本期（1）—（4），收入分权对模式 I 相对于模式 II 和 III 的增长状态差异均具有显著的负影响。既然模式 I 在三种模式中的增长可持续性最差，意味着收

入分权有助于增强地级市的经济增长可持续性——这也体现在子样本期（5）内，收入分权显著增加了模式 II 和 III 相对于模式 I 的增长状态差异，这与前文结论保持了较好的一致性。总体而言，财政自给度的影响与收入分权的影响类似。

表 6　　模式间增长状态差异

年份	所处增长状态			样本期划分
	模式 I	模式 II	模式 III	
1983	高增长	低增长	高增长	子样本期（1）
1985	低增长	高增长	低增长	子样本期（2）
1987	低增长	低增长	高增长	子样本期（3）
1988	低增长	高增长	低增长	子样本期（2）
1991	低增长	低增长	高增长	子样本期（3）
1994-1995	高增长	高增长	低增长	子样本期（4）
1996	高增长	低增长	低增长	子样本期（5）
2008-2009	高增长	高增长	低增长	子样本期（4）
2011	高增长	高增长	低增长	子样本期（4）
2012	高增长	低增长	低增长	子样本期（5）

表 7　　财政分权对模式间增长状态差异的影响

子样本 \ 解释变量		财政支出分权	财政收入分权	财政自给度	样本数
子样本期（1）：模式II为基准组	模式I	2.321 (2.718)	-5.436*** (1.988)	-0.738*** (0.258)	227
	模式III	-1.368 (2.922)	0.023 (1.852)	-0.221 (0.183)	
子样本期（2）：模式II为基准组	模式I	2.126 (2.118)	-6.287*** (1.507)	-1.033*** (0.266)	463
	模式III	-1.693 (2.083)	-0.312 (1.426)	-0.292 (0.193)	
子样本期（3）：模式III为基准组	模式I	0.878 (2.436)	-5.927*** (1.728)	-0.633* (0.332)	467
	模式II	-0.724 (2.317)	0.685 (1.586)	0.587** (0.268)	
子样本期（4）：模式III为基准组	模式I	1.600 (1.383)	-6.419*** (1.021)	-1.158*** (0.384)	1175
	模式II	2.302* (1.348)	-2.324** (0.919)	-0.336 (0.239)	
子样本期（5）：模式I为基准组	模式II	0.505 (2.094)	5.140** (2.141)	1.169 (0.742)	470
	模式III	-4.480* (2.653)	10.110*** (2.589)	2.770*** (0.828)	

注：限于篇幅，略去了其他变量的估计结果。

（四）对模式内增长状态的影响

前文分析主要关注的是财政分权对地级市动态增长模式间差异形成的影响。紧接着，一个极为

自然且重要的问题是：财政分权对模式内增长状态的形成又具有怎样的影响？本节来分析这一问题——特别地，我们分别以三种模式的高增长状态指示变量（处于高增长状态时取值为 1，否则为零）作为被解释变量，利用二项选择 *logit* 固定效应面板模型给出财政分权的平均边际效应。

由表 8 可知：支出分权总体上不利于各增长模式的高增长状态的形成，但仅对模式 I 高增长状态形成的负影响具有统计显著性；1994 年分税制改革后，支出分权具有一定的积极影响，体现在支出分权与 1994 年分税制改革哑变量的乘积项对模式 I 高增长状态的形成具有显著的正影响（系数较大）——既然模式 I 因其动态特征为低增长、高波动而为三种模式中增长可持续性最差的（见表 3），这为前文发现的支出分权对地级市经济增长可持续性的影响（总体上具有不利影响，1994 年分税制改革后具有一定积极作用，见表 5）提供了一个较好的解释。收入分权对各模式高增长状态形成的影响则呈现出一定的分化现象：对模式 I 高增长状态形成具有显著正影响，对模式 II 高增长状态的形成则具有显著负影响。分税制改革后，收入分权则不利于各模式（尤其模式 I）高增长状态的形成，体现在收入分权与 1994 年哑变量的乘积项对三种模式（尤其模式 I）的高增长状态形成具有显著负影响——这同样为前文发现的 1994 年分税制改革后收入分权对地级市经济增长可持续性的积极影响有所减弱提供了一个较好的解释。由此可见，收入分权的影响呈现出一定的跨时与跨模式差异，这与张晏和龚六堂（2005）的研究结论较相似（但他们关注的是财政分权增长效应的跨地区差异，忽略了不同地区存在的增长模式差异）。总体而言，财政自给度的影响较弱，1994 年分税制改革后对模式 II 尤其模式 III 高增长状态的形成产生了显著负影响。

表 8　　财政分权对模式内高增长状态概率的影响

解释变量	模型a			模型b		
	模式I	模式II	模式III	模式I	模式II	模式III
	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）
财政支出分权	-0.506** (0.242)	-0.339 (0.258)	-0.383 (0.247)			
财政支出分权×1994年哑变量	1.321*** (0.321)	0.116 (0.204)	-0.272 (0.234)			
财政收入分权	0.465*** (0.141)	-0.369* (0.207)	-0.078 (0.185)			
财政收入分权×1994年哑变量	-1.269*** (0.298)	-0.387* (0.201)	-0.618*** (0.238)			
财政自给度				-0.045* (0.027)	-0.001 (0.016)	-0.010 (0.022)
财政自给度×1994年哑变量				0.002 (0.021)	-0.093*** (0.033)	-0.417*** (0.091)
人口增长率	-1.324 (0.987)	-1.232 (1.189)	-2.080*** (0.697)	-2.223** (0.966)	-1.228 (0.913)	-1.730** (0.689)
第三产业增加值比重	0.514*** (0.098)	1.013*** (0.165)	1.584*** (0.187)	0.826*** (0.083)	0.746*** (0.079)	1.260*** (0.136)
简化Krugman指数	-0.083 (0.081)	-0.173 (0.119)	0.201** (0.090)	-0.030 (0.063)	-0.124 (0.097)	0.124 (0.078)

固定资产投资增长率	0.185*** (0.049)	0.480*** (0.062)	0.379*** (0.075)	0.159*** (0.042)	0.333*** (0.083)	0.344*** (0.084)
社会消费品零售总额增长率	-0.045 (0.073)	0.064 (0.135)	-0.598*** (0.175)	0.047 (0.058)	0.076 (0.093)	-0.568*** (0.181)
样本数	3056	2370	1825	3056	2370	1825

注：*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的显著性水平上显著，括号里是稳健标准误。

四、稳健性检验

（一）离群点的影响

我们首先考察潜在样本离群点的影响。特别地，由 1979—2014 年样本地级市实际 GDP 增长率的均值和标准差的散点图可知：深圳市是一个明显的样本离群点。为此，我们尝试剔除深圳市样本，重新进行分析，结果没有明显变化（单独对深圳市进行的马尔科夫情势转换分析表明，其增长动态与识别出的地级市三种动态增长模式存在较明显的不同，呈现出较突出的超高速增长动态特征，凸显出改革开放以来深圳市的独特性）。与深圳市一样，基准样本中的广州市也属于一线城市，故也尝试同时将它们剔除（虽然散点图表明，广州市并非样本离群点），结果具有较好的稳健性。[1]

（二）城市群的影响

城市群是以地缘经济为基础的城市群体，在我国地区乃至全国经济增长中发挥着积极作用。为检验本文主要结论的稳健性，我们在模型中引入是否属于城市群哑变量（若某个地级市属于我国发展较成熟的 14 个城市群，[2]则取值为 1，否则为零）。回归结果表明，地级市是否属于城市群对其增长模式归属概率具有突出影响：若属于某一城市群，则会显著增加地级市归属为模式 II 的概率，显著降低归属为模式 I 的概率，即城市群有利于增强地级市的增长可持续性。不过，财政分权的影响结果没有什么变化。类似地，引入城市群哑变量也未明显改变财政分权对模式间增长状态差异和模式内高增长状态形成的影响结果，表明本文主要结论具有较好的稳健性。

（三）纵向财政失衡的影响

已有研究指出，若地方政府存在较突出的纵向财政失衡进而对财政转移支付的依赖性较强时，将会引发公共池等道德风险问题，不利于财政分权积极作用的发挥（Jia et al., 2014, 2020；李永友和张帆，2019；刘勇政等，2019；吴敏等，2019）。前文得到的 1994 年分税制改革后（地方存在较突出的纵向财政失衡）收入分权对地级市经济增长可持续性的积极影响减弱的结论较好证实了这一点。这里，我们尝试直接考察纵向财政失衡对财政分权增长可持续效应的影响——特别地，我们使

[1] 我们尝试剔除属于 70 个大中城市的 58 个地级市样本，结果有较明显的变化，可能与剔除样本数量较多有关；也尝试以这些城市样本为基础进行聚类分析，没有识别出不同的动态增长模式，表明它们具有相似的动态增长特征。限于篇幅，略去所有稳健性检验的结果，如有需要可向作者索要。

[2] 这些城市群包括 10 个已经获得国务院正式批复的国家级城市群和其他 4 个发展较成熟的城市群。

用（地级市本级预算内支出－地级市本级预算内收入）/地级市本级预算内支出，度量地级市纵向财政失衡规模（贾俊雪等，2016；储德银和迟淑娴，2018），进而构造一个高纵向财政失衡哑变量（地级市纵向财政失衡规模均值大于样本中位数，则赋值为 1，否则为零），将这一哑变量与收支分权变量的乘积项引入模型。回归结果表明，纵向财政失衡明显削弱了收支分权对地级市增长可持续性的积极影响。这符合理论预期，也与前文基准结果保持了良好的逻辑一致性。

（四）内生性问题

为缓解财政分权变量的内生性问题，基准分析采用了这些变量的滞后 1 期值。为更好地矫正这一问题，我们尝试采用控制函数法——该方法是目前已有研究在矫正 *logit* 模型的内生性问题时普遍采用的一种方法（Wooldridge, 2015）。特别地，我们将支出分权、收入分权和财政自给度作为内生变量，以它们的滞后 2 期值为工具变量。基于 Guevara（2015）提出的 F 检验表明，不存在弱工具变量问题。新的回归结果出现了一些变化，但主要结论保持了良好的稳健性。

五、结语

经济增长是否具有良好的可持续性不仅取决于经济增速，还取决于增长稳定性。本文以我国 245 个地级市 1978—2014 年间的面板数据为基础，利用马尔科夫情势转换聚类面板模型，从情势转换与聚类视角考察了地级市经济增长的动态特征，识别出不同的动态增长模式及其可持续性，进而利用（多项选择和二项选择）*logit* 面板模型剖析了财政分权的影响。

研究表明，改革开放以来我国地级市经济增长呈现出三种动态增长模式，这三种模式在平均增速、增长状态及其持续期、增长波动性进而增长可持续性方面存在较明显的差异。总体而言，财政支出分权削弱了地级市的经济增长可持续性，体现在其显著增加了地级市归属为低增长、高波动增长模式的概率，降低了归属为高增长、低波动增长模式的概率，1994 年分税制改革后则产生了较积极的影响。与之不同，收入分权则总体上有利于增强地级市的经济增长可持续性，但 1994 年分税制改革后受地方纵向财政失衡加剧的不利影响这一积极作用有所减弱。分析还发现，增加地方财政自给度（即增加地方收支分权匹配度、减小地方纵向财政失衡）有利于增强地级市的经济增长可持续性，这一积极影响在 1994 年分税制改革后表现得更为突出。

上述结论有利于更好地认识和理解改革开放以来我国经济增长的动态形成机制和可持续性，对于优化完善我国财税体制以更好地实现经济可持续增长具有良好启示。改革开放以来，中国经济实

现了近 40 年的高速增长，但不同地区、不同时期呈现出不同的动态增长特征。因此，单纯着眼于经济增速可能会忽略这些重要的典型事实及其蕴涵的内在逻辑机理和深刻理论内涵，制约中国特色社会主义经济理论的形成与发展。本文为弥补这一不足提供了一个有益的分析框架，揭示出我国地区经济增长动态及其可持续性特征以及财政分权在其中发挥的作用。特别地，就本文研究来看，1994 年分税制改革后，财政支出分权在增强经济增长可持续性方面发挥了一定的积极作用。但应清醒地认识到：当前我国地方政府承担的支出事务业已繁重，收支责任不匹配矛盾日益突出，地方纵向财政失衡对经济可持续增长的负面影响日益突显。因此，今后应适当减轻地方政府的支出责任、增加地方收入自主权，构建收支责任更为匹配、权责更为清晰的财税体制，更好地发挥财政分权在促进经济可持续增长中的积极作用。

参考文献：

[1] 陈浪南和刘宏伟，2007，《我国经济周期波动的非对称性和持续性研究》，《经济研究》第4期。

[2] 储德银和迟淑娴，2018，《转移支付降低了中国式财政纵向失衡吗？》，《财贸经济》第9期。

[3] 丁从明和陈仲常，2009，《财政分权与经济周期波动研究：基于AS—AD的视角》，《财经研究》第11期。

[4] 贾俊雪、张超、秦聪和冯静，《纵向财政失衡、政治晋升与土地财政》，《中国软科学》第9期。

[5] 李永友和张帆，2019，《垂直财政不平衡的形成机制与激励效应》，《管理世界》第7期。

[6] 刘金全和郑挺国，2006，《利率期限结构的马尔科夫区制转移模型与实证分析》，《经济研究》第6期。

[7] 刘勇政、贾俊雪和丁思莹，2019，《地方财政治理：授人以鱼还是授人以渔——基于省直管县财政体制改革的研究》，《中国社会科学》第7期。

[8] 彭洋、张龙和吴莉昀，2019，《时变概率的区制转换泰勒规则设计及其“稳定器”作用机制研究》，《金融研究》第7期。

[9] 沈坤荣和付文林，2005，《中国的财政分权制度与地区经济增长》，《管理世界》第1期。

[10] 吴敏、刘畅和范子英，2019，《转移支付与地方政府支出规模膨胀——基于中国预算制度的一个实证解释》，《金融研究》，第3期。

[11] 谢贞发、朱恺容和李培，2019，《税收分成、财政激励与城市土地配置》，《经济研究》第10期。

[12] 徐永胜和乔宝云，2012，《财政分权度的衡量：理论及中国1985—2007年的经验分析》，《经济研究》第10期。

[13] 张曙霄和戴永安，2012，《异质性、财政分权与城市经济增长》，《金融研究》第1期。

[14] 张晏和龚六堂，2005，《分税制改革、财政分权与中国经济增长》，《经济学（季刊）》第1期。

[15] 周业安和章泉，2008，《财政分权、经济增长和波动》，《管理世界》第3期。

[16] Berg, A., J. Ostry, and J. Zettelmeyer, 2012, "What Makes Growth Sustained?", Journal of Development Economics 98(2): 149-166.

[17] Frühwirth-Schnatter, S., and S. Kaufmann, 2008, "Model-Based Clustering of Multiple Time Series", *Journal of Business & Economic Statistics* 26(1): 78-89.

[18] Guevara, C. A., 2015, "Critical Assessment of Five Methods to Correct for Endogeneity in Discrete-Choice Models", *Transportation Research Part A: Policy and Practice* 82(12): 240-254.

[19] Jalil, A., M. Feridun, and B. Sawhney, 2014, "Growth Effects of Fiscal Decentralization: Empirical Evidence from China's Provinces", *Emerging Markets Finance and Trade* 50(4): 176-195.

[20] Jia, J., Q. Guo, and J. Zhang, 2014, "Fiscal Decentralization and Local Expenditure Policy in China", *China Economic Review* 28(C): 107-122.

[21] Jia, J., S. Ding, and Y. Liu, 2020, "Decentralization, Incentives, and Local Tax Enforcement", *Journal of Urban Economics* 115: 103325.

[22] Jin, H., Y. Qian, and B. Weingast, 2005, "Regional Decentralization and Fiscal Incentives: Federalism, Chinese Style", *Journal of Public Economics* 89(9): 1719-1742.

[23] Kerekes, M., 2012, "Growth Miracles and Failures in a Markov Switching Classification Model of Growth", *Journal of Development Economics* 98(2): 167-177.

[24] Lin, J. Y., and Z. Liu, 2000, "Fiscal Decentralization and Economic Growth in China", *Economic Development and Cultural Change* 49(1): 1-21.

[25] Oates, W.E., 1972, Fiscal Federalism, NY: Harcourt Brace Jovanovich.

[26] Pritchett, L., 2000, "Understanding Patterns of Economic Growth: Searching for Hills among Plateaus, Mountains, and Plains", *World Bank Economic Review* 14(2): 221-250.

[27] Qian, Yingyi, and Roland, G., 1998, "Federalism and the Soft Budget Constraint", *American Economic Review* 88, 1143–1162.

[28] Qian, Y., and B. R. Weingast, 1996, "China's Transition to Markets: Market-preserving Federalism,

Chinese Style", *Journal of Policy Reform* 1(2): 149-185.

[29] Rani, S., and G. Sikka, 2012, "Recent Techniques of Clustering of Time Series Data: a Survey", International Journal of Computer Applications 52(15): 1-9.

[30] Rodden, J., Eskeland, J. S., and Litvack, J. I., 2003, *Fiscal Decentralization and The Challenge of Hard Budget Constraints, Cambridge*, Massachusetts: The MIT Press.

[31] Tiebout, C., 1956, "A Pure Theory of Local Expenditures", *Journal of Political Economy* 64, 416–424.

[32] Treisman, D., 2000, "Decentralization and Inflation: Commitment, Collective Action, or Continuity", *American Political Science Review* 94, 837–857.

[33] Weingast, B. R., 2009, "Second Generation Fiscal Federalism: The Implications of Fiscal Incentives", *Journal of Urban Economics* 65, 279–293.

[34] Wooldridge, J. M., 2015, "Control Function Methods in Applied Econometrics," *Journal of Human Resources*, 50(2): 420-445.

[35] Zhang, Tao, and H. Zou, 1998, "Fiscal Decentralization, Public Spending and Economic Growth in China", *Journal of Public Economics* 67(2): 221-240.

Fiscal Decentralization and Growth Sustainability: A View from Markov Regime-Switching Clustering Analysis

JIA Junxue CHAO Yunxia LI Zixiao

(School of Finance, China Financial Policy Research Center, Renmin University of China; School of Public Finance and Taxation, Capital University of Economics and Business; School of Finance, Renmin University of China)

Summary： How to maintain sustainable economic growth is a serious challenge confronted with policy makers of China. Obviously, growth sustainability is determined not only by growth rates but also by growth stability. A typical fact that cannot be ignored on China's economic growth is that regional economies present quite large disparity in growth dynamics. Focusing only on economic growth rates may ignore this important typical fact and its inherent logic and theoretical implications. Meanwhile, the fiscal system reform with the main tone of “decentralization of power and transfer of profits” has been generally considered as one of the most important institutional changes since China's reform and opening up, and is an important perspective to deeply understand China's economic sustainability. However, few literatures have explored fiscal decentralization’s impact on both economic growth and economic stability and thus on growth sustainability in a relatively unified analytical framework. Literatures on the characteristics of China's sub-provincial regional economic growth dynamics and the impact of fiscal decentralization on them are also relatively inadequate.

This paper aims to analyze in depth the impact of fiscal decentralization on regional growth dynamics and thus on growth sustainability of China. Specifically, based on a panel data set of 245 prefecture level cities in China from 1978 to 2014, this paper first studies the dynamic characteristics of economic growth of prefecture level cities using a Markov regime-switching clustering model from the perspective of regime-switching and clustering, identifies different dynamic growth patterns, and reveals their differences in average growth rates, growth states and their durations, growth volatilities, and thus in growth sustainability. Then, we use logit panel model to investigate the effects of fiscal decentralization on growth

sustainability from three dimensions: fiscal decentralization's impact on the belonging probabilities of growth modes, on the differences of growth states across growth modes, and on the occurring probability of high growth states within each growth mode.

We find that growth dynamics of prefecture cities in China present three typical modes which differ significantly in average growth rates, durations of growth states, growth volatilities and thus their sustainability. Expenditure decentralization significantly increases prefectural cities' probability of being clustered into the low-growth-and-high-volatility growth mode and thus harms the sustainability of economic growth, while it has relatively positive effects on the sustainability of economic growth after the reform of tax-sharing system in 1994. Revenue decentralization is beneficial to the sustainability of economic growth overall, but after the tax-sharing system reform, its positive impacts are found to be weakened by the increasing vertical fiscal imbalance. We also find that increasing fiscal self-capacity (i.e. increasing the match between regional revenue and expenditure decentralizations and decreasing the local vertical fiscal imbalances) enhances economic growth sustainability, especially after the 1994 tax-sharing system reform.

The above findings provide important light on optimizing and improving the fiscal system to effectively promote growth sustainability of China. Although fiscal expenditure decentralization has played a positive role in enhancing the sustainability of economic growth after the reform of tax-sharing system in 1994, it is still necessary to realize clearly that the current expenditure affairs undertaken by local governments in China are already heavy, the mismatch between revenue and expenditure responsibilities is growing, and the local vertical fiscal imbalance has increasingly negative effects on economic growth sustainability. Therefore, in the future, China should appropriately reduce the expenditure responsibilities of local governments and increase their autonomy of fiscal revenues to build a fiscal system with better matching of revenue and expenditure responsibilities and clearer arrangement of powers and responsibilities, which will better enhance the positive role of fiscal decentralization in promoting sustainable economic growth in China.

Compared with existing studies, the main contributions of this paper are as follows. First, from a relatively new perspective, namely the Markov-switching and clustering view, this paper incorporates economic growth and economic volatility into a relatively unified analytical framework. Based on that, it comprehensively analyzes the impact of fiscal decentralization on economic growth, growth volatility, and

thus growth sustainability, while most of existing literatures analyzes economic growth and growth volatility separately, which isolates the relationship between the two to a large extent and ignores the importance of growth stability for understanding growth sustainability. Second, the application of the Markov-regime switching clustering model is not only conducive to endogenously identify different nonlinear dynamic growth patterns of prefecture level cities and better reveal the multi-dimensional differences (growth rates, growth states and their duration, and growth volatilities) on growth sustainability of these dynamic growth modes, but also facilitate analyzing the influences of fiscal decentralization from multiple dimensions. Finally, using long panel data of nearly 40 years (1978-2014) of China's prefecture level cities, this paper enriches the research on the dynamic mechanism of China's regional economic growth, while the sample period of existing studies on prefecture level cities in China is generally relatively short.

Key Words: Fiscal Decentralization, Economic Growth Sustainability, Markov Regime-Switching Clustering Analysis

JEL Classification: H70, H77, O43

财政分权与经济增长可持续性
——基于情势转换与聚类视角的分析

贾俊雪

（财政金融学院，中国财政金融政策中心，中国人民大学）

晁云霞

（财政税务学院，首都经济贸易大学）

李紫霄

（财政金融学院，中国人民大学）

如何保持经济可持续增长，是中国决策者面临的一个严峻挑战。显然，经济增长可持续性不仅取决于增长速度还取决于增长稳定性。中国经济增长的一个不容忽视的典型事实是：地区经济呈现出较明显的增长动态差异。单纯着眼于经济增速可能会忽略这一重要的典型事实及其蕴涵的内在逻辑和理论内涵。同时，以“放权让利”为主基调的财税体制改革被普遍认为是中国改革开放以来最重要的体制变革之一，是深刻理解中国经济可持续性的一个重要视角。然而，还鲜有文献在一个相对统一的分析框架内同时探究财政分权的经济增长效应和经济稳定效应从而对经济增长可持续性的影响，针对我国省以下地区经济增长动态特征以及财政分权对其影响的深入研究也比较缺乏。

本文旨在深入剖析财政分权对地区经济增长动态进而对中国经济增长可持续性的影响。具体而言，本文以中国 245 个地级市 1978—2014 年间的面板数据为基础，首先利用马尔科夫情势转换聚类面板模型，从情势转换与聚类视角考察了地级市的经济增长动态特征，识别出不同的动态增长模式及其在平均增速、增长状态及其持续期和增长波动进而在增长可持续性方面的差异，然后利用多项选择 logit 和二项选择 logit 面板模型从三个维度——财政分权对增长模式归属概率、模式间增长状态差异和模式内增长状态的影响——剖析了财政分权的影响。

本文研究表明，地级市经济增长呈现出三种动态增长模式，这三种模式在平均增速、增长状态及其持续期、增长波动性进而增长可持续性方面存在显著差异。支出分权显著增加了地级市归属为低增长、高波动模式的概率，不利于经济可持续增长，1994年分税制改革后则产生了较积极的作用。

收入分权则总体有利于增强经济增长可持续性，但1994年分税制改革后受地方纵向财政失衡加剧的影响这一积极作用有所减弱。此外，增加地方财政自给度（即增加地方收支分权匹配度、减小地方纵向财政失衡）有利于增强经济增长可持续性，这一积极影响在1994年分税制改革后表现得更为突出。

这些发现对于优化完善财税体制以有效促进中国经济可持续增长具有重要启示。尽管 1994 年分税制改革后，财政支出分权在增强经济增长可持续性方面发挥了一定的积极作用，仍应清醒地认识到：当前中国地方政府承担的支出事务业已繁重，收支责任不匹配日益突出，地方纵向财政失衡对经济可持续增长的负面影响日益突显。因此，未来中国应适当减轻地方政府的支出责任、增加地方收入自主权，构建收支责任更为匹配、权责更为清晰的财税体制，以更好地发挥财政分权在促进经济可持续增长中的积极作用。

与已有研究相比，本文贡献主要体现在如下几个方面：首先，本文从一个较新颖的视角即情势转换与聚类视角出发，将经济增长与经济波动纳入一个相对统一的分析框架内，并在此基础上较全面地剖析了财政分权对经济增长、增长波动进而对增长可持续性的整体影响，而已有研究大都就增长与波动单独进行分析，较大程度上割裂了二者之间的内在有机关联，忽略了增长稳定对经济增长可持续性的重要性；其次，马尔科夫情势转换聚类模型这一分析方法的运用，不仅有利于内生地识别出地级市不同的非线性动态增长模式，亦有利于较好地揭示不同动态增长模式可持续性的多维度（增速、增长状态及其持续期和增长波动性）差异，也有利于从多维度深入剖析财政分权的影响；最后，本文使用了中国地级市长达近40年（1978—2014年间）的面板数据，丰富了中国区域经济增长动态机制的研究，而已有关于中国地级市研究的样本期普遍相对较短。

关键词：财政分权；经济增长可持续性；马尔科夫情势转换聚类分析

JEL 分类号：H70, H77, O43

优化税收收入分配效应的思考

岳希明 张玄

内容提要：我国居民的收入差距是一个需要被重视和亟待解决的问题。近二十年来，具有累退性的增值税在总税制中的收入占比降低，而个人所得税的收入占比在大部分年份有所提高，在一定程度上有利于优化我国税制的收入分配效应；适当提高个人所得税比重、对增值税进行选择性减税、适时调整消费税税制、合理运用企业所得税和财产税的税收职能，是优化税收收入分配效应的重要途径。

关键词：收入分配 个人所得税 增值税 消费税 企业所得税

一、我国居民收入差距的变化

收入是民生之源，虽然合理的收入差距有助于促进经济增长，但不合理的收入差距会带来一系列经济、社会问题。如，收入差距过大会导致社会不稳定、阻碍经济发展等。维持合理居民收入差距的重要性不言自明。自 2007 年起，在应对金融危机冲击的过程中，我国就已经开始重视强化收入分配政策的调节力度，直至减税降费期间，调节收入分配依然是税收政策的目标之一。我国收入分配政策在改善收入差距方面的作用明显提高，但整体调节力度依然偏低（李实等，2018）。那么我国居民的收入差距究竟有多大？居民的收入差距是否合理？在政府开始重视收入分配政策的调节作用后，居民的收入差距是否有所改善？

表 1 统计了 2003 年至 2019 年我国以及部分 OECD 国家居民可支配收入的基尼系数。数据显示，我国居民可支配收入基尼系数在 2003 年至 2019 年期间都处于 0.46 以上的较高水平。按照国际惯例，基尼系数在 0.4 以上的水平，表明居民收入差距较大。这意味着在 2003 至 2019 年期间，我国居民可支配收入差距问题都比较突出。从趋势来看，我国居民可支配收入基尼系数在 2008 年以前时有波动，2008 年达到峰值后稳定下降，但在 2015 年至 2018 年期间又有小幅回升。由此不难看

出：2003 年至 2019 年期间，我国居民可支配收入差距明显偏大；虽然在 2008 年政府开始重视收入分配政策的调节作用后的一段时间内，居民的收入差距略有改善，但整体上仍然居于高位。

将我国居民的可支配收入基尼系数同 OECD 国家相比可以发现，OECD 成员国的基尼系数远低于我国。[1]虽然 OECD 成员国居民的可支配收入基尼系数基本没有表现出明显的增长或者降低趋势，但大多都维持在 0.35 以下的水平，最大值为 0.391。显然，OECD 成员国的收入差距一直维持在比较合理的水平。而我国在 2003 年至 2019 年期间，居民可支配收入基尼系数最低值为 0.462。同 OECD 成员国的对比可以明显看出，我国居民的可支配收入差距远高于大部分 OECD 成员国，即使是最低水平的收入差距同表 1 中 OECD 成员国的最高水平之间也相去甚远。

表 1　2003-2019 年我国及部分 OECD 国家居民可支配收入基尼系数

年份	中国	芬兰	加拿大	英国	葡萄牙	斯洛文尼亚	斯洛伐克	捷克	希腊	立陶宛	拉脱维亚	波兰
2003	0.479	0.261	0.315	0.353	---	---	---	---	---	---	---	---
2004	0.473	0.266	0.321	0.354	0.383	0.241	0.267	0.267	0.333	0.349	0.364	---
2005	0.485	0.265	0.315	0.359	0.378	0.240	0.289	0.261	0.345	0.352	0.391	0.327
2006	0.487	0.268	0.316	0.364	0.368	0.237	0.251	0.260	0.337	0.328	0.350	0.315
2007	0.484	0.269	0.317	0.373	0.360	0.238	0.246	0.256	0.329	0.337	0.375	0.315
2008	0.491	0.264	0.315	0.369	0.354	0.234	0.257	0.259	0.328	0.357	0.375	0.307
2009	0.490	0.259	0.316	0.374	0.336	0.245	0.267	0.257	0.330	0.365	0.354	0.303
2010	0.481	0.264	0.316	0.351	0.341	0.245	0.265	0.260	0.336	0.329	0.346	0.304
2011	0.477	0.264	0.313	0.354	0.337	0.243	0.262	0.257	0.333	0.321	0.351	0.301
2012	0.474	0.260	0.317	0.351	0.337	0.249	0.251	0.254	0.338	0.350	0.346	0.298
2013	0.473	0.262	0.320	0.358	0.341	0.254	0.270	0.259	0.342	0.351	0.351	0.299
2014	0.469	0.257	0.313	0.356	0.338	0.251	0.247	0.257	0.339	0.380	0.349	0.297
2015	0.462	0.260	0.318	0.360	0.336	0.250	0.250	0.258	0.340	0.372	0.346	0.291
2016	0.465	0.259	0.307	0.351	0.331	0.244	0.241	0.253	0.333	0.378	0.346	0.285
2017	0.467	0.266	0.310	0.357	0.320	0.243	0.220	0.249	0.319	0.374	0.355	0.275
2018	0.468	0.269	0.303	0.366	0.317	0.249	0.236	0.249	0.306	0.361	0.351	0.281
2019	0.465	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---

资料来源：中国数据摘自《中国住户调查年鉴 2020》，OECD 国家数据根据 OECD 网站：https://stats.oecd.org/中社会保障和福利（Social Protection and Well-being）统计中的收入分配和贫困（Income distribution and poverty）相关数据资料整理。

[1] 表 2 中仅整理了基尼系数统计数据较为完整的部分 OECD 国家居民可支配收入的基尼系数，其他国家基尼系数见网站：https://stats.oecd.org/中社会保障和福利（Social Protection and Well-being）统计中的收入分配和贫困（Income distribution and poverty）数据。在所有的 OECD 成员国中，除了智利、巴西和哥斯达黎加的部分年份居民可支配收入的基尼系数高于我国，其他国家均远低于我国。

表 1 中的数据反映的是我国居民整体可支配收入差距的变化情况，居民整体的收入差距可以分解为不同群体的组内和组间收入差距，如，城乡间的收入差距和城乡内部的收入差距。在关注居民整体收入差距之余，不同群体的组间和组内收入差距的变化也不应当被忽视。李实等（2018）将我国居民收入差距按照不同人群和收入来源进行分解分析发现：2008 年以后，居民收入差距缩小主要是由农村居民收入快速增长带来的城乡间居民收入差距缩小所引起的，而在农村内部和城镇内部，居民收入差距的扩大之势仍在继续。

综合以上分析可知：无论是从我国居民整体可支配收入基尼系数的绝对值和变化趋势来看，还是从同 OECD 成员国的对比情况来看，我国居民的收入差距都依然是一个需要被重视和亟待解决的问题；虽然我国整体的居民收入差距情况在 2008 年以后有所改善，但仍然属于较高水平，并且城乡内部的收入差距问题在继续恶化。

二、税收与收入分配

众所周知，税收会通过多种方式影响居民的收入分配。个人所得税直接改变居民的可支配收入分配；增值税、消费税等间接税通过商品和服务的价格，以及居民的消费结构决定其税负分配；企业所得税影响要素收入的分配情况；财产税则可以调节居民的财富分布差距。税收对收入分配的影响，首先取决于税收的累进（退）性。累进的税收有利于缩小收入差距，累退的税收会扩大收入差距。在累进（退）性一定的情况下，税收可以在多大程度上影响居民的收入分配状况取决于平均有效税率。[1]税收的累进性和累退性会互相抵消，相应的，构成总税制的各种累进税和累退税的收入分配效应也会互相抵消。不同税种的累进（退）性和收入分配效应相互作用、相互抵消，最终形成了总税制的累进性和收入分配效应。某一税种对总税制收入分配效应的贡献，取决于该税种的累进（退）性及其收入在总税收收入中的占比。[2]在总税收收入规模一定的情况下，累退性税收规模越大的税制越容易表现出累退性，也越不利于优化收入分配。

世界上多数国家的个人所得税都是累进的，能够在一定程度上缩小收入差距。发达国家的个人所得税，在改善收入不平等方面发挥着不可忽视的作用，但发展中国家个人所得税的收入分配效应

[1] 根据 Kakwani（1984）的分解公式：$RE = G_x - G_y = (C_d - G_y) + \frac{tP}{1-t}$可以很直观的得出这一结论。公式具体解释见 Kakwani，Nanak，On the Measurement of Tax Progressivity and Redistribution Effect of Taxes with Applications to Horizontal and Vertical Equity，Advances in Econometrics，1984 (3).

[2] 根据岳希明,徐静,刘谦,丁胜,董莉娟.2011 年个人所得税改革的收入再分配效应[J].经济研究,2012, (09):若总税收收入等于各税种收入之和，则总税收的累进性指数为各税种累进性指数的加权平均，权重为各税种税收收入占总税收收入的比重。本文中将某一税种收入在税收总收入中的占比称为该税种的收入规模。

普遍较低，主要原因是发展中国家个人所得税的规模普遍偏低。增值税和消费税等间接税的收入分配效应，很大程度上取决于税负归宿的分布情况。在假设间接税税负全部向前转嫁给消费者时，根据边际消费倾向递减规律，高收入者的消费支出占收入的比重低于低收入者，从而导致高收入者的税收负担也低于低收入者。因此，间接税通常被认为是累退的，不利于缩小收入差距。但是，通过对低收入者消费占比较高的产品设置优惠税率或者免税，对高收入者消费占比较高的产品（奢侈品等）征收高税率，间接税的累退性可以得到改善。企业所得税税负的实际分布情况更加复杂，通过税负转嫁，资本所有者、劳动者和消费者都有可能承担一定的企业所得税。有学者在假定不同税负转嫁情况的基础上，研究分析企业所得税的累进（退）性和收入分配效应，发现当企业所得税更多向消费者转嫁时，会表现出更强的累退性。[1]

我国个人所得税的主要法定税率是超额累进税率，因而毫无疑是累进的。[2]但是，我国个人所得税的收入规模偏低，可以发挥的收入分配效应非常有限（岳希明等，2020）。我国增值税经过多次改革和税率调整，现存 13%、9%和 6%三档税率，以及 5%和 3%两档征收率。虽然设置了多档税率，但我国增值税整体上是累退的，低收入者的税收负担更高（聂海峰等，2009）。不同于增值税的普遍课征特性，我国消费税仅对特定消费品和消费行为征税，征税范围包括高档化妆品、高档手表、贵重首饰及珠宝等一些高收入者消费倾向较高的产品，因此消费税的累退性不像增值税那样明显。根据岳希明等（2014）的研究，我国消费税在农村范围内是累退的，但在全国和城镇范围内表现出轻微的累进性。岳希明等（2014）还测算了四种不同税负转嫁假设下我国企业所得税的累进性，发现当企业所得税的税负一半由消费者负担，另一半由资本所有者负担时，企业所得税是累退的，在其他税负转嫁假设下，企业所得税是累进的。[3]从我国税收的收入构成来看，间接税在总税收收入中的占比远高于个人所得税，导致个人所得税的累进性不足以抵消间接税的累退性。因此，我国税制整体上是累退的，不利于改善居民收入分配不平等情况（岳希明等，2014）。

三、我国税收的收入分配效应变化

（一）我国个人所得税收入分配效应的变化

表 2 中计算了部分年份我国个人所得税的收入分配效应。（a）表是根据各年份收入计算的当年

[1] 主要税收转嫁假设和分析参见 Pechman, J A., Okner B A.(1974), Who Bears the Tax Burden? D.C.:Brookings Institution..

[2] 2018 年税改前的个人所得税中，工资薪金所得、生产经营所得和劳务报酬所得的法定税率都是超额累进税率。税改后，综合所得适用的也是超额累进税率。

[3] 另外三种企业所得税税负归宿假设分别是：资本所有者完全负担；资本所有者和劳动者各自负担一半；资本所有者负担一半，劳动者和消费者各自负担四分之一。

个人所得税制的收入分配效应，（b）表是根据 2009、2013 和 2018 年收入数据计算的 2011 年个人所得税制的收入分配效应。[1]（a）表可以反映出我国个人所得税收入分配效应的变化情况：虽然个人所得税的累进性在不断提高，但平均有效税率在 2009 年和 2018 年显著下降，相应的，个人所得税的收入分配效应（RE 指数）也明显降低。从（b）表中可以看出我国个人所得税的收入分配效应随收入变化而改变的情况[2]：随着收入水平的提高，虽然个人所得税的累进性降低，但平均有效税率大幅提高，个人所得税的收入分配效应也显著增加。[3]

（b）表的数据表明，即使保持个人所得税税制不变，随着收入水平的提高，个人所得税的规模自发提高，收入分配效应也会随之增强。（a）表和（b）表中 2009 年和 2018 年两个年份个人所得税的收入分配效应的对比，分别反映了 2011 年和 2018 年个人所得税改革对其收入分配效应的影响[4]：无论是 2011 年还是 2018 年的减税政策，都在极大提高个人所得税累进性的同时，显著降低了个人所得税的平均有效税率，进而削弱了个人所得税的收入分配效应。

表 2　我国个人所得税的收入分配效应[5]

年份[6]	人均收入（元）	累进性指数	平均有效税率	RE 指数
（a）				
2002	7776	0.311 7	0.020 6	0.006 4
2007	15386	0.411 5	0.032 7	0.013 7
2009	18,931	0.420 8	0.030 3	0.012 9
2018	37353	0.479 1	0.013 8	0.006 6
（b）				
2009	18,931	0.496 6	0.012 6	0.006 2
2013	28598	0.484 1	0.021 4	0.010 4
2018	37353	0.374 8	0.040 2	0.015 1

资料来源：2018 年数据根据 CHIP2018 数据整理计算，其他年份数据来源：岳希明，张玄.强化我国税制的收入分配

[1] （a）表中 2018 年的结果是使用 2018 年收入数据计算的 2018 年税改后新个人所得税的收入分配效应。

[2] （b）表是 2011 年的个人所得税税制对 2009 年、2013 年和 2018 年居民收入分配的影响，从数据来看，2009 年至 2018 年期间，居民的收入不断增长，因此（b）表可以反映某一税制的收入分配效应随收入增长的变化情况。

[3] 个人所得税的累进性下降的主要原因在于工资薪金所得税的集中度随收入水平提高而下降。个人所得税的主要构成部分是工资薪金所得税，工资薪金所得是低收入者的主要收入来源，但却只是高收入者收入来源的很小一部分，因此高收入者的工资薪金所得税负担受收入水平提高的影响较小。在收入水平提高的情况下，低收入者工资薪金所得税负明显增加，而高收入者的工资薪金所得税负没有明显改变，从而导致工资薪金税负的集中度下降，进而降低个人所得税的累进性。

[4] 2011 年的税制相对于 2009 年的税制是税改后的税制，相对于 2018 年的新税制是税改前的税制，因此，（a）表中 2009 年的数据是 2011 年税改前个人所得税对 2009 年收入分配的影响，（b）表中 2009 年的数据是 2011 年税改后的个人所得税对 2009 年收入分配的影响；（a）表中 2018 年的数据是 2018 年税改后个人所得税对 2018 年收入分配的影响，（b）表中 2018 年的数据是 2018 年税改前的个人所得税对 2018 年收入分配的影响

[5] 表中的结果反映的是个人所得税对城镇居民收入分配的影响，未考虑农村居民收入分配受到的影响。2018 年的数据是使用岳希明，张玄.强化我国税制的收入分配功能：途径、效果与对策[J].税务研究，2020 (03)一文中同样的计算方法计算得到的。

[6] 指计算所使用的收入数据的年份。

功能：途径、效果与对策[J].税务研究，2020 (03).

（二）我国增值税收入分配效应的变化

我国增值税在近二十年间经历了增值税转型、“营改增”、简并税率和税率下调等几次重大改革。除“营改增”外的每次改革，都必然会显著降低增值税的平均税率和收入规模。“营改增”虽然增加了增值税的收入规模，但降低了增值税和营业税的总收入规模。因此，这几次改革都在一定程度上削弱了间接税对总税制收入分配效应的贡献。此外，增值税累退性也受到影响，但每次改革对累退性的影响不同，累退性的变化并不直观。

增值税转型通过允许企业购进的固定资产在税前进行扣除从而降低税负，是一种普惠性减税政策，因此，并不利于改善增值税的累退性。聂海峰等（2009）发现，增值税转型对收入分配没有显著影响，但增值税的累退性有所增强。“营改增”涉及多个行业的政策调整，且对不同行业的税负影响不同，增值税累退性受到影响更难确定。有学者认为，“营改增”有利于改善收入分配不平等（汪昊，2016）。但倪红福等（2016）指出，“营改增”后，随着税收征管的完善，增值税的累退性更显著。程子建（2011）认为，生产性服务业“营改增”在改善居民福利方面具有累退性，全部行业的“营改增”则不然，原因在于不同收入水平的居民对生产性和生活性服务的消费水平不同。增值税税率调整方面，无论是简并税率还是税率下调，都不是针对低收入者消费占比较高的产品进行的。因此，税率调整在改善增值税累退性方面的效果也很有限。刘成龙等（2018）的研究表明，增值税简并税率可以缩小居民收入差距，但不能改变增值税的累退性。万莹等（2020）发现，增值税税率下调可以缩小城乡内部的收入差距，但会扩大城乡间收入差距，从全国层面看具有累退性。虽然现有研究对增值税累退性的变化存有争议，但可以肯定的是，如果减税的福利更多向低收入者倾斜，增值税的累退性可以得到改善。

（三）我国消费税收入分配效应的变化

调节收入分配是我国消费税的目标之一，但不是唯一。因此，消费税改革也并不必然是出于调节收入分配的目的而进行的，但每次改革又不可避免地影响到消费税的收入分配效应。在近二十年间，我国消费税的征税范围和税率进行了多次调整。有出于引导人们消费行为目的的调整，例如，调整烟、酒类消费品的税率、对电池涂料征税等；也有基于调节收入分配目的而进行的调整，例如，取消普通护肤护发品税目，将高档护肤品列入化妆品税目，增加高尔夫球及球具、高档手表、游艇等税目。[1]消费税是一种选择性消费税，其累进性和收入分配效应在很大程度上受居民消费结构的影

[1] 具体政策见：http://www.chinatax.gov.cn/chinatax/n360/c612/content.html。

响。随着居民收入水平提高，原本属于奢侈品或者高收入者偏好的商品，逐渐成为普遍性的生活用品或必需品。如，普通护肤护发品等。如果继续对这类产品征收消费税，那么消费税的累退性会增强。此时，消费税的政策效果可能会与最初的政策目的背道而驰。

就不同税目来看，对成品油和汽车消费征税对收入分配具有正向调节功能，但烟、酒消费税不利于缩小居民收入差距（童锦治等，2017）。可以推测，2006 年的消费税税目调整、2009 年成品油消费税率上调，以及取消农用拖拉机、收割机、手扶拖拉机专用轮胎的消费税等政策，都在一定程度上有利于增强消费税的累进性和缩小居民收入差距的功能。此外，2016 年取消普通化妆品消费税，同时下调高档化妆品的消费税税率，也在一定程度上考虑到了居民消费水平和结构的变化。虽然我国消费税整体的累进（退）性和收入分配效应究竟如何，目前尚未达成共识。有研究表明我国消费税是累进的，也有学者认为消费税具有累退性。但不可否认的是，通过扩大奢侈品征税范围和提高奢侈品消费税税率，可以增强消费税的累进性和收入分配效应。

（四）我国企业所得税收入分配效应的变化

企业所得税影响收入分配的主要途径是对要素收入份额产生影响。如果不考虑税负转嫁，企业所得税会降低资本要素收入份额，相应的劳动要素收入份额会提高。无论是在初次分配还是再分配过程中，劳动要素收入份额上升都会缩小城乡居民收入差距，资本要素收入份额上升的影响则相反（郭庆旺等，2014）。但要注意的是，企业所得税税负是可以转嫁的，当企业劳动者和资本所有者以及消费者共同负担企业所得税时，企业所得税的收入分配效应在很大程度上取决于实际税负归宿的分布情况。

近二十年间，我国主要对小微企业以及一些高新技术产业制定优惠税率或者加速折旧等企业所得税优惠政策。从提高劳动要素收入份额的角度来看，如果扶持小微企业和高新技术企业发展能够促进就业，尤其促进低收入人口就业，提高低收入人口的收入份额，那么企业所得税的优惠政策能够在一定程度上优化收入分配。田志伟等（2014）在假定资本要素负担所有企业所得税的前提下，研究了我国 2002-2011 年间企业所得税的收入分配效应发现：2002 年至 2007 年期间，低收入阶层的负担一直是最重的，2008 年至 2011 年间，这一状况有所改善；从总体上来看，企业所得税有利于提高中等收入群体的收入份额，降低高收入人口的收入份额，但对低收入阶层不利。

（五）我国总税制收入分配效应的变化

总税制是否有利于收入分配平等，主要取决于税制中累进税和累退税的相对收入规模。累进性税收收入规模更大的税制，更有利于促进收入分配平等。表 3 是 2000 年至 2019 年间，我国主要税种收入规模的变化情况。同累退性显著的增值税和营业税相比，我国累进的个人所得税的收入规模

要低得多。但从趋势上来看，我国增值税和营业税的收入规模下降趋势明显。个人所得税的收入规模除了在减税后的年份有所下降，其他年份的增长趋势明显。增值税、营业税和个人所得税相对规模（（增值税+营业税）/个人所得税）虽然时有波动，但整体下降趋势显著，尤其是在 2013 年至 2018 年期间，呈现稳定的下降趋势。这表明在大部分年份，个人所得税对整个税制收入分配效应的贡献有所提高，而间接税的贡献降低，整个税制的收入分配效应在一定程度上得到了优化。

表 3　2000-2019 年我国主要税收收入规模[1]

年份	增值税（%）	营业税（%）	增值税+营业税（%）	消费税（%）	个人所得税（%）	企业所得税（%）	（增值税+营业税）/个人所得税
2000	42.12	14.85	56.97	6.87	5.24	10.54	10.87
2001	45.11	13.49	58.60	6.13	6.50	21.80	9.02
2002	41.43	13.89	55.32	11.83	6.87	21.48	8.05
2003	42.82	14.21	57.03	6.04	7.08	18.11	8.06
2004	46.49	14.82	61.31	6.39	7.19	20.23	8.53
2005	44.11	14.71	58.82	5.83	7.28	22.56	8.08
2006	42.48	14.74	57.21	5.70	7.05	24.64	8.11
2007	39.03	14.43	53.46	5.19	6.98	23.52	7.66
2008	38.99	14.06	53.05	5.23	6.86	20.61	7.73
2009	36.39	15.14	51.53	8.75	6.64	19.38	7.76
2010	22.62	15.24	37.86	9.22	6.61	17.54	5.73
2011	33.10	15.24	48.34	8.77	6.75	18.69	7.16
2012	26.65	15.65	42.30	8.78	5.78	19.53	7.32
2013	31.22	15.59	46.81	8.16	5.91	20.29	7.92
2014	30.69	14.92	45.61	8.17	6.19	20.68	7.37
2015	27.08	15.46	42.54	9.03	6.90	21.72	6.17
2016	33.91	8.82	42.73	8.33	7.74	22.13	5.52
2017	42.87	0.00	42.87	7.60	8.29	22.25	5.17
2018	42.71	0.00	42.71	7.26	8.87	22.59	4.82
2019	38.60	0.00	38.60	8.37	6.57	23.61	5.88

资料来源：根据《中国税务年鉴》（2001-2018）和《中国统计年鉴》（2019-2020）相关数据资料整理计算。

我国消费税的收入规模除在个别年份明显上涨外，大部分年份呈下降趋势。涨幅比较明显的年份是 2002 年和 2009 年。2002 年的消费税规模上涨可能源于对烟、酒类产品在原有的消费税基础上，加征一道从量消费税。2009 年消费税规模上涨的主要原因则可能是成品油消费税率的上调。由于烟、

[1] 各税种的收入规模为该税种收入与总税收收入的比值。

酒类消费税更倾向于累退，而成品油消费税更倾向于累进，2009 年的消费税改革更有可能在提高消费税累进性的同时，提高消费税对整个税制收入分配效应的贡献；2002 年的改革则更有可能增强消费税的累退性。但整体上来看，消费税对整个税制收入分配效应的贡献在降低。企业所得税规模在 2010 年以前波动较大，2010 年后逐年增加，表明企业所得税对总税制收入分配效应的贡献自 2010 年起稳定增加。此外，总税制收入分配效应的变化还受累进（退）性变化的影响。但从各项税收改革措施来看，收入规模偏低的个人所得税的累进性有所提高，收入规模较高的增值税的累退性几乎没有改善，消费税和企业所得税的累进（退）性受到的影响也相对较小。因此，总税制的累进（退）性变化相对有限。

四、优化税收收入分配效应的对策

2021 年是“十四五”规划的开局之年，我国的减税降费工作将继续推进。在面对新的目标和新的环境下，如何更好地开展减税降费？“十四五”规划给出了答案：“完善现代税收制度…适当提高直接税比重…；完善再分配机制，加大税收、社保、转移支付等调节力度和精准性…改善收入和财富分配格局。”那么在减税降费的过程中，如何适当提高直接税比重？如何提高调节力度和精准性，改善收入和财富分配？具体可以从以下几个方面入手：

第一，适当提高个人所得税收入规模。适当提高个人所得税收入规模是“适当提高直接税比重”的题中应有之义。根据前文所述，我国个人所得税收入规模偏低是限制其收入分配效应的主要原因。因此，提高个人所得税收入规模是增强其收入分配效应的主要途径。那么减税和增强个人所得税收入分配效应两者之间是否不可兼得？其实不然，提高个人所得税收入规模同个人所得税减负并不冲突。个人所得税减负应当主要减轻低收入群体负担，但同时，可以通过增强对高收入者的调节力度，增加高收入群体税负，进而提高个人所得税收入规模和收入分配效应。2018 年的个人所得税改革措施中，综合课征以及税务机关对个人某些避税行为进行纳税调整的权利，都可以在一定程度上增加高收入群体的个人所得税负担。因此，在增加高收入人口税收负担方面，可以通过扩大综合课征和税务机关的纳税调整范围，加强对高收入行业和高收入人群的监管等途径，增强对高收入人口的税收征管，减少税收流失，提高个人所得税收入规模。此外，还可以加强对高收入人口的资本利得征税，增强个人所得税调节财产性所得的能力。在个人所得税减税方面，不宜通过提高基本减除费用标准等普惠性改革措施进行，而应当通过设计更多让低收入人群受益的专项附加扣除来实现。

第二，选择性降低增值税税负。在降增值税税负时，应更多选择低收入者消费占比较高的生活

必需品进行减税。对基本的生活必需品，如，食品、饮用水等，实施低税率、零税率或者免税。杨玉萍等（2017）分析“营改增”后税负变化对消费需求的影响发现，间接税的累退性来源于食品、衣着、居住、医疗保健的税收。食品、衣着等生活必需品，占据了低收入者消费支出的大部分甚至全部，对此类产品课税，必然会大大增加低收入者的税收负担和税收的累退性。而对这一部分产品实施低税率或零税率，可以在降低增值税税负的同时，改善增值税的累退性，这些都将都有利于优化总税制的收入分配效应。国际上大部分国家的增值税制度都在设定基础税率的基础上，对生活必需品设置低税率或者零税率。如表 4 所示的十个 OECD 国家中，对食品等生活必需品实施零税率的国家有五个，其余五个国家则都对大部分生活必需品设置低税率。

表 4　OECD 部分国家的增值税税率[1]

国家	增值税税率
澳大利亚（GST）2	基本税率 10%；食品、医疗保健服务、教育、儿童保育、供水和排污等适用零税率。
奥地利	基本税率 20%；部分农业和畜牧业等适用 13%低税率；食品、供水、医疗保健药品、残疾人专用医疗设备等适用 10%低税率。
加拿大	基本税率 5%；基本杂货、部分处方药及医疗设备、部分农业和渔业产品等适用零税率。
哥伦比亚	基本税率 19%；人类消费的农产品、农业机械、谷物、农业保险，以及私人医疗保险适用 5%低税率；牛、鸡蛋和日用品，以及海鲜适用零税率。
捷克共和国	基本税率 21%，乳制品、动物、水果和蔬菜、大多数其他食品、药品、书籍等特定商品和服务的供应适用 15%低税率；部分婴儿食品、医药产品，供热和制冷等适用 10%低税率。
法国	基本税率 20%；基本必需品有关的某些用品（如水、食品、向残疾人提供的服务）适用 5.5%低税率；另有部分商品适用 10%和 2.1%低税率。
希腊	基本税率为 24%；被视为必需品的货物，如新鲜食品、运输、电力、矿泉水，以及某些专业服务等适用 13%的低税率；药品、某些婴儿用品等适用 6%低税率。
爱尔兰	基本税率为 23%；人类消费的大多数食品和饮料（但不包括膳食）、11 岁以下儿童的大多数个人服装和鞋类物品、某些医疗设备和器具等适用零税率。
英国	基本税率是 20%；儿童汽车座椅及其底座、家用燃料和动力、提供促进老年人和残疾人福利的建议或信息服务、由政府资助安装或连接供暖设备以及安全用品和燃气供应等适用 5%低税率；某些食品、书籍和印刷品、儿童服装和鞋类等适用零税率。

资料来源：根据 IBFD 网站国家税收指南（Country Tax Guides）相关资料整理。

第三，动态调整消费税税基和税率，适时改变消费税征税范围。动态调整消费税税率和税基是指，在考虑居民收入水平和消费结构变化的基础上，选择恰当的时机，调整消费税的征税范围和税

[1] OECD 大部分国家的增值税都对生活必需品设计了低税率或零税率，表 5 中仅是其中的部分国家，其他国家的信息参见 IBFD 网站国家税收指南中的增值税税率的相关信息。

[2] 澳大利亚没有开征增值税，但是开征了货物和劳务税（Goods and Services Tax，GST）。

率。具体来讲，应重点取消原征税范围中已经成为居民日常消费品的税目，增加对新增奢侈品和高消费行为（如，私人飞机、高级会所等）的征税。通过对消费税征税范围的适时调整，减轻低收入者负担，同时增加高收入者负担，可以在一定程度上提高消费税的累进性和收入分配效应。

第四，合理运用企业所得税提高劳动要素收入份额。劳动要素收入分配的公平程度高于资本要素收入。因此，合理运用企业所得税优惠政策，提高劳动要素收入份额，可以改善居民的收入分配情况。尤其是通过税收优惠政策促进低收入人口就业，增加低收入人口的收入份额，可以更好的发挥企业所得税的收入分配效应。例如，通过税收优惠扶持低收入地区的企业发展，带动低收入人口就业。但在利用税收优惠政策促进就业时，要设置一定的享受税收优惠的条件，以确保税收优惠政策可以增加低收入人口的就业机会。

第五，充分发挥财产税的税收职能。在减税降费的背景下，优化税收的收入分配效应要考虑财政的可持续性，也要考虑税收政策与其他收入分配政策的配合。例如，相对于税收而言，社会保障对低收入人口的瞄准性更高，收入分配效应也更高，而税收可以为社会保障提供一定的资金来源。减税降费不是一味地降低税费，如果居民全部的税费都降为零，那么税收的收入分配效应也就无从谈起，其他收入分配政策的资金来源也会受到影响。减税降费的背景下，更应当充分发挥财产税的税收职能。如，合理设计房产税制度，适时开征房产税，不仅可以发挥财产税调节财富分配的功能，还可以提高直接税比重，增加财政收入，缓解财政压力。

在新冠疫情不断蔓延、国际形势风云变幻、国内经济下行压力持续增加的多重挑战下，无论是减税降费，还是收入分配，都可以有效助力国内大循环发展，增强我国经济应对各方面危机的能力：减税降费可以在激发市场主体活力、稳定国内经济环境方面持续发力，收入分配可以有效促进国内消费潜能释放。因此，在推进减税降费的过程中，应当合理设计减税方案，在降低居民和企业负担的同时，优化各税种的收入分配效应，实现减税降费和收入分配双向发力，以便我国可以更好地应对国内外环境带来的新挑战。

参考文献：

[1] 李实，岳希明，史泰丽，佐藤宏. 中国收入分配格局的最新变化：中国居民收入分配研究 V[M]. 中国财政经济出版社，2018 .

[2] 岳希明，张玄.强化我国税制的收入分配功能：途径、效果与对策[J].税务研究，2020 (03) .

[3] 聂海峰，刘怡.增值税转型对收入分配的影响[J].税务研究，2009 (08) .

[4] 岳希明，张斌，徐静.中国税制的收入分配效应测度[J].中国社会科学，2014 (06) .

[5] 汪昊.“营改增”减税的收入分配效应[J].财政研究，2016 (10) .

[6] 倪红福，龚六堂，王茜萌.“营改增”的价格效应和收入分配效应[J].中国工业经济，2016 (12) .

[7] 程子建.增值税扩围改革的价格影响与福利效应[J].财经研究，2011 (10) .

[8] 刘成龙，牛晓艳.增值税税率简并的价格效应与收入分配效应[J].税务研究，2018 (08) .

[9] 万莹，陈恒.2019 年我国增值税减税改革的政策效应——基于 CGE 模型的分析[J].当代财经，2020 (04) .

[10] 童锦治，苏国灿，刘欣陶.我国消费税的收入再分配效应分析[J].税务研究，2017 (01) .

[11] 郭庆旺，吕冰洋，岳希明. 税收对国民收入分配调控作用研究[M]. 经济科学出版社，2014 .

[12] 田志伟，胡怡建，朱王林.个人所得税、企业所得税、个人社保支出与收入分配[J].财经论丛，2014 (11) .

[13] 杨玉萍，郭小东.营改增如何影响居民间接税负担和收入再分配[J].财贸经济，2017 (08) .