

Doi: 10.11835/j.issn.1008-5831.jg.2025.02.005

欢迎按以下格式引用:李梦丹,赵春艳.经济周期视角下区域协同发展研究——以西部地区为例[J].重庆大学学报(社会科学版),2025(2):69-84. Doi:10.11835/j.issn.1008-5831.jg.2025.02.005.



Citation Format: LI Mengdan, ZHAO Chunyan. A study on regional coordinated development in the perspective of business cycle: A case study of the western region[J]. Journal of Chongqing University (Social Science Edition), 2025(2):69-84. Doi: 10.11835/j.issn.1008-5831.jg.2025.02.005.

经济周期视角下区域协同发展研究 ——以西部地区为例

李梦丹,赵春艳

(西安交通大学 经济与金融学院,陕西 西安 710061)

摘要:党的二十届三中全会强调,完善实施区域协调发展战略机制,健全推动西部大开发形成新格局的制度和政策体系。当前西部地区发展的不平衡与不充分依然突出,如何增强区域协同能力,强化区域经济联系,引领区域高质量发展已成为西部大开发亟待解决的现实问题。在此背景下,基于协同发展理念,以经济周期协同性为切入点,利用西部地区2006—2020年省域混频数据对西部地区协同发展水平进行量化评估,并在此基础上探讨其影响因素,对区域内部协同发展状况进行深入分析。研究结果表明:2006—2009年西部地区协同发展指数呈现“缓降急增”态势,之后指数波动幅度明显减缓,呈现“缓起缓落”态势。西北与西南地区协同发展水平出现明显分化,西北地区协同发展程度略高于西南地区。同时,川渝地区作为重要增长极与贵州、西藏协同发展程度较低,说明其对欠发达地区辐射能力有限。进一步分析发现,地方政府干预程度、产业结构相似程度和对外开放程度都会对区域协同发展造成影响,其中政府干预程度和产业结构相似程度是核心影响因素,表明地方政府对经济发展干预程度越相似,产业结构差别越大,越能推进区域协同发展。据此,提出如下研究建议:一是要推动区域内循环,应对外部冲击;二是树立协同发展观念,破除行政壁垒;三是要实施差别化产业结构,消除同质竞争;四是要优化交通设施布局,谨防虹吸效应。文章的创新之处主要体现在:研究视角上,文章构建经济周期协同性指数,为解释区域协同发展变化趋势提供了新的视角,考察西部地区协同发展动态变化过程;研究方法上,文章采用的马尔科夫混频动态因子模型突破了传统计量经济模型必须采用同频数据限制,既利用了月度数据及时刻画经济运行态势,又兼顾经济周期监测中GDP这一重要季度数据指标,更好地反映区域协同发展整体动态演化特征;研究内容上,在测度西部地区协同发展水平的基础上,讨论西部地区经济周期协同性的影响因素用来判断影响西部地区协同发展的核心因素,为促进区域协同发展,防止内部发展差距进一步扩大,提供一定的经验证据和重要的政策建议。

作者简介:李梦丹,西安交通大学经济金融学院博士研究生,Email:rosyrosele@126.com;赵春艳,西安交通大学经济与金融学院教授,博士研究生导师,Email:zcynmg@sina.com。

关键词:区域协同发展;经济周期;马尔科夫区制模型;混频数据;西部地区

中图分类号:F061.5;F127 文献标志码:A 文章编号:1008-5831(2025)02-0069-16

一、研究背景

区域不平衡问题一直是宏观调控关注的重点,随着西部大开发战略的深入展开和在共建“一带一路”倡议的推动下,西部地区经济增长速度加快,正逐渐缩小与东部、中部地区差距,但地区内部经济发展仍存在矛盾,省际间分化加剧。中共中央、国务院在《关于新时代推进西部大开发形成新格局的指导意见》明确指出,“西部地区发展的不平衡与不充分依然突出”。2024年4月23日,习近平总书记再次在新时代推动西部大开发座谈会上提出,西部地区发展仍面临不少困难和挑战。究其原因,西部地区虽地域广阔,资源丰富,但未得到充分利用,内部利益分割严重,彼此缺乏合作意识进而导致区域资源错配,同质化竞争激烈。针对这一系列亟待解决的突出问题,协同发展作为区域经济发展的新型战略被提出。党的二十届三中全会提出要构建优势互补的区域经济布局。以往区域战略多强调发挥地方竞争激励作用,在短期内虽可以促进经济发展,取得一定成效,但长期以来该战略必然会带来市场分割、行政壁垒、过度竞争等负面效果,从而制约区域经济增长,不适应当前经济发展需要。协同发展作为区域经济发展战略的新趋势,通过经济体之间建立高层次的分工关系,推动资源配置最优化,实现区域整体经济稳定且可持续发展。协同发展还要求地方政府树立区域一体化的观念,将地区间恶性竞争转变为良性互动,弱化虹吸效应,优化经济结构。目前区域经济发展已进入新阶段即区域经济协同发展阶段^[1]。随着西部大开发战略的不断深化,西部地区内部经济联系日益增强,为避免区域内部呈现“积极竞争,消极合作”现象,推进省际间协同发展显得至关重要,通过提升区域资源利用率,开放共享机制,解决西部发展不充分问题,通过建立发达省份与欠发达省份区域联动机制,加强省际交界地区合作,这样才能够实现共赢发展,消除区域不平衡格局带来的负面影响。显然,深入了解西部地区内部协同发展程度,一方面有利于了解地区内部经济合作进程,方便动态调整区域政策,另一方面有助于完善区域发展战略。

在这一背景下,如何评估协同发展程度对推进区域协同发展具有重要现实意义。近些年来围绕协同发展的实证研究多落脚于产业协同、创新协同、政策协同等方面评价区域协同发展现状,缺乏从整体角度评估区域协同发展水平。此外,区域的协同发展是一个动态变化过程,需要从时间维度上评估区域协同发展进程并掌握其演变规律。鉴于此,本文基于经济周期视角,通过经济周期协同性对区域协同发展整体状况进行时变测度。这是考虑到区域协同发展最终目的就是要求区域中各经济主体有机联系并实现要素共享,通过经济活动来强化区域间联系,促进区域内部形成密切的经济关联,而这一行为自然会对区域内经济体的经济波动造成影响,从而其经济周期在这种相互作用下,会朝着同一个方向波动,由此表现出高度协同特征^[2]。这意味着经济周期协同性为区域协同发展提供了新的量化指标。

本文研究内容与两类文献密切相关。第一类是讨论区域协同发展的研究,主要包括两个方面:其一是对区域协同发展的定性说明,多从理论上梳理协同理论发展历程并阐述调控的基本思路和技术路线^[3]。姚鹏则是从创新、协调、绿色、开放、共享五个方面对京津冀协同发展进行描述性分析,并对促进京津冀高质量协同发展给出了政策建议^[4]。刘波和邓玲基于新时代城市群协同发展

的理论对成渝贵城市群协同发展特征展开研究,认为成渝贵城市群协同效应尚未完全发挥。其二是对区域协同发展的定量分析^[5]。王浩等以淮海城市群为例,构造了经济、社会、资源环境子系统的协同发展水平模型,得出淮海城市群的经济、社会、资源环境子系统的协同水平整体不高的结论,并进一步研究了协同发展的动力机制,发现交通联结能够显著提高城市群协同发展水平^[6]。蔡玉胜和吕静韦基于熵值法从经济基础、社会发展、基础建设、生态环保四个层面对京津冀发展质量进行分析,研究表明,京津冀区域协同发展效应明显^[7]。还有一部分文献从空间层面出发,采用地理空间模型对区域协同发展进行测度以及研究其影响机制。王雨枫基于区域城市协同发展视角,构建空间演化强度模型研究城市群之间的相互影响并揭示其影响机制^[8]。

第二类关于区域经济周期协同性的研究,主要围绕区域经济周期协同性的测度和影响因素分析。国外文献在研究区域经济周期时多以欧盟为主,因此,贸易被认为是影响经济周期协同性的重要因素之一。Barrios 和 De Lucio 考察了欧盟 14 国间的经济周期协同性,实证发现贸易一体化是影响经济周期协同性最主要的驱动因素^[9]。Anagnostou 等考察西班牙和葡萄牙加入欧盟后经济周期的协同性变化,结果表明贸易强度和产业结构是提高区域经济周期协同性的重要变量^[10]。Umulisa 评估了贸易一体化和东非国家经济周期协同性的相关性,认为贸易强度对经济周期协同性具有显著正向影响^[11]。Avila-Montealegre 和 Mix 同样发现国际贸易是影响经济周期协同性的关键渠道^[12]。除贸易外,产业结构也是比较重要的影响因素。Leiva-Leon^[13]和 Delis 等^[14]都认为区域间产业结构越类似,经济周期协同性越高。Stiblarova 发现外商直接投资对欧盟的经济周期协同性影响显著^[15]。除了以上因素, Lee 等^[16]和 Mansour-Ibrahim^[17]认为金融一体化对经济周期协同性也会造成重要影响。国内文献以分析中国省际间经济周期协同性为主,并不断更新和改进经济周期协同性的测度方法。黄玖立等通过相关系数法测度了中国改革开放前后省域间经济周期协同性变化,发现地方财政政策和产业结构差异对区域经济周期协同性造成影响^[18]。但许统生和洪勇认为相关系数仅能对经济周期协同性进行静态分析,而经济周期协同性具有时变特征,由此改进了测度方法,提出基于 GDP 的 C-J 指数动态测度了中国省际经济周期协同性,并实证分析影响经济周期协同性的因素,发现样本期内中国经济周期协同性总体偏低,其中,财政政策协调程度显著影响经济周期协同性^[19]。随后,杨开忠等继续改进 C-J 拓展指数发现中国省际经济周期协同性水平逐年增强,地理毗邻与经济周期协同性负相关,指出中国地区间分化严重,行政和贸易壁垒问题较强^[20]。

与以往研究相比,本文主要做了如下改进与拓展工作:首先,现有文献在对区域协同发展的定性分析中少有从整体角度刻画区域协同发展进程,研究层面多停留在从多个领域评估区域协同发展现状,难以反映区域协同发展整体动态演化特征。为此,本文从经济周期视角切入,为解释区域协同发展变化趋势提供了新的视角,利用经济周期协同性考察西部地区协同发展动态变化过程。此外,国内文献研究对象多为京津冀、主要城市群,少有以西部地区作为研究对象。西部地区发展不平衡与不充分矛盾突出,研究西部地区协同发展状况可为探索省际互动、地区协同的高质量发展提供新窗口,也可为促进其他区域协同发展提供新思路。其次,目前测度经济周期协同性的主流方法多选择基于 GDP 的 C-J 指数度量经济周期协同性,但是,没有经济周期理论作为支撑,无法体现经济周期的两大特征——一是一系列宏观经济变量的协同性运动,二是非对称特征。本文构建的马尔科夫混频动态因子模型将从经济周期的含义与特征来反映经济周期协同程度,通过概率分布的形式在识别区域经济周期阶段性变化后从内生角度直接追踪区域经济周期协同性变化,使测度

结果更为精确,特别是,该模型突破了传统计量经济模型必须采用同频数据的限制,既利用了月度数据及时刻画经济运行态势,又兼顾经济周期监测中 GDP 这一重要季度数据指标。最后,本文进一步分析了西部地区经济周期协同性的影响因素,以此判断影响西部地区协同发展的核心因素,为提高各地区政策措施的精准性和有效性,提出对策建议。

二、基于经济周期视角的区域协同发展测度及分析

本节通过构建混频动态因子模型刻画西部地区经济周期波动,以往计量模型在识别经济周期时多采取低频数据。为了反映诸多宏观经济变量之间的协同变化,部分文献决定将高频数据引入模型中,而计量模型往往需要先对原始数据进行同频处理,因此,一般的做法是将高频数据通过加总处理等方法转化为低频数据,但该方法极易破坏数据信息。本文采用的混频模型解决了不同频率数据模型的估计,能够无损地利用高频数据信息。在对西部各省份经济周期进行测度后,利用扩展马尔科夫区制模型在识别经济周期阶段性变化后,在同一分析框架下考虑地区间经济周期协同变化特征,在此基础上,基于经济周期视角对西部地区协同发展状况的不同阶段进行动态研究。

(一) 样本选取及来源

本文研究样本覆盖了西部地区 12 个省(区市),采用高频数据和低频数据刻画西部地区经济周期动态变化。低频数据选择季度实际 GDP 同比增长率,可以全面反映地区宏观经济运行情况,但低频数据具有时滞性,且单一指标无法准确表现经济周期态势,参照 Stock 和 Watson^[21]做法,利用多指标描述经济周期波动,满足充分利用数据信息的完整性的需要。因此,除了使用季度 GDP 同比增长率之外,本文还选择了四个频率更高的月度指标,用来及时追踪经济周期的变化态势,具体包括:(1)工业增加值同比增长率,衡量省份生产活动的活跃程度;(2)固定资产投资完成额同比增长率,反映省份的投资规模和投资关系情况;(3)进出口额同比增长率,反映省份的贸易情况差异;(4)社会消费品零售总额同比实际增长率,反映社会景气程度。上述混频数据充分利用了现有的重要宏观经济指标,兼顾了 GDP 选取的必要性和月度指标的时效性,及时反映西部地区经济周期波动情况。上述混频指标的原始数据均来自国家统计局和 CEIC 统计数据库。国家统计局公布的省际 GDP 季度数据始于 2005 年,基于此,本文季度数据即实际 GDP 同比增长率的样本时段为 2006 年一季度至 2020 年四季度,月度数据样本时段为 2006 年 1 月至 2020 年 12 月。

(二) 计量模型设定

1. 混频动态因子模型

本文选取测度经济周期的变量既有月度数据又有季度数据,因此,需要对不同频率的时间序列数据进行处理。假设 i 省有 N 个时间序列数据,定义 $\{Y_{1,t}\}_{t=-\infty}^{\infty}$ 为季度经济指标的 N_1 个随机变量序列,定义 $\{Y_{2,t}\}_{t=-\infty}^{\infty}$ 为月度经济指标的 N_2 个随机变量序列。 $N = N_1 + N_2$ 。实际可观察到的季度数据等于潜在月度数据的算术平均值的三倍。令 $\{Y_{1,t}^*\}_{t=-\infty}^{\infty}$ 表示潜在的月度随机变量序列,则 $\{Y_{1,t}\}_{t=-\infty}^{\infty}$ 和 $\{Y_{1,t}^*\}_{t=-\infty}^{\infty}$ 关系满足:

$$Y_{1,t} = Y_{1,t}^* + Y_{1,t-1}^* + Y_{1,t-2}^* = 3 \times \frac{1}{3} (Y_{1,t}^* + Y_{1,t-1}^* + Y_{1,t-2}^*) \quad (1)$$

考虑到后续测度经济周期构建的动态因子模型需要改写成状态空间模型的形式进行估计,而式(1)在非线性的状态空间模型无法估计,因此,参考 Mariano 和 Murasawa^[22]处理方法,使用月度数

据的几何平均数代替算术平均数方便后续计算,将式(1)改写为:

$$Y_{1,t} = 3(Y_{1,t}^*, Y_{1,t-1}^*, Y_{1,t-2}^*)^{\frac{1}{3}} \quad (2)$$

样本中的混频指标均为同比形式数据,因此,对式(2)两端取对数并对序列取12期差分可得两者同比增长率之间的关系:

$$y_{1,t} = \frac{1}{3}(y_{1,t}^* + y_{1,t-1}^* + y_{1,t-2}^*) \quad (3)$$

$y_{1,t}$ 是季度经济变量 $Y_{1,t}$ 的季度同比增长率, $y_{1,t}^*$ 是潜在的月度随机变量 $Y_{1,t}^*$ 的月度同比增长率,式(3)表明季度同比增长率可以看作是潜在月度同比增长率的算术平均值。同时对月度序列 $\{Y_{2,t}\}_{t=-\infty}^{\infty}$ 取对数并对序列取12期差分,则 $y_{2,t} = \Delta_{12} \ln Y_{2,t}$, $y_{2,t}$ 表示实际观测到的月度同比增长率。

Stock 和 Waston^[21] 提出可以通过建立动态因子模型,找到经济指标组中不可观测的经济周期波动成分 f_t , 因此,建立混频动态因子模型,令 $y_t^* = (y_{1,t}^*, y_{2,t}^*)'$, 则有:

$$\begin{pmatrix} y_{1,t}^* \\ y_{2,t}^* \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{pmatrix} + \beta f_t + \mu_t \quad (4)$$

$$\phi_f(L)f_t = v_{1,t} \quad (5)$$

$$\varphi_f(L)f_t = v_{2,t} \quad (6)$$

其中: L 为滞后算子, $\{f_t\}_{t=-\infty}^{\infty}$ 为不可预测的共同因子序列, β 为 $N \times 1$ 维的参数矩阵, ϕ_f 为 p 阶多项式, φ_f 为 q 阶多项式。

由于 $y_{1,t}^*$ 是潜在的不可观测的同比月度数据,无法直接对式(4)进行估计,因此将式(3)代入(4)中,建立关于 $\{y_t\}_{t=-\infty}^{\infty}$ 的动态因子模型:

$$\begin{pmatrix} y_{1,t} \\ y_{2,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \frac{1}{3}\beta_1(f_t + f_{t-1} + f_{t-2}) \\ \beta_2 f_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \frac{1}{3}(u_{1,t} + u_{1,t-1} + u_{1,t-2}) \\ u_{2,t} \end{pmatrix} \quad (7)$$

由于季度数据每三个月才产生一个观测值,参考 Mariano and Murasawa^[22] 对缺失值的处理办法:使用相互独立的正态分布的随机数替代缺失值,然后通过 Kalman 滤波跳过随机数进而对测量方程进行修正。上述混频动态因子模型可基于 Kalman 滤波进行估计,具体估计过程详见 Mariano 和 Murasawa^[22]。 f_t 的滤波估计值代表 i 省经济周期共同因子。

2. 拓展马尔科夫区制模型

以往文献在测度区域经济周期协同性时多采用“两步法”,先通过马尔科夫区制模型识别经济体的经济周期阶段,再计算区域内两个经济体处于同一经济周期阶段的时间占比反映两个经济体间经济周期协同性。本文构建拓展马尔科夫区制转移模型直接在同一模型下判断经济周期协同性。

令 $f_{k,t}$ 代表混频动态因子模型计算得到的各省份经济周期序列, $S_{k,t}$ 代表 $f_{k,t}$ 所处经济状态的潜在状态变量。考虑到要分析西部省际间经济周期协同性,建立二区制马尔科夫区制转移模型:

$$\begin{bmatrix} f_{i,t} \\ f_{j,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_{i,0} + \mu_{i,1}S_{i,t} \\ \mu_{j,0} + \mu_{j,1}S_{j,t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{i,t} \\ \epsilon_{j,t} \end{bmatrix} \quad (8)$$

$$\begin{bmatrix} \epsilon_{i,t} \\ \epsilon_{j,t} \end{bmatrix} \sim N\left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \sigma_i^2 & \sigma_{ij} \\ \sigma_{ij} & \sigma_j^2 \end{bmatrix}\right) \quad (9)$$

其中, $k = i, j$ 。当状态变量 $S_{k,t} = 0$, 即表示该省处于经济衰退状态, 此时期望值为 $\mu_{k,0}$; 当状态变量 $S_{k,t} = 1$, 即表示该省处于经济繁荣状态, 期望值为 $\mu_{k,0} + \mu_{k,1}$ 。判断省份 i 和 j 的经济周期协同性计算公式为:

$$\text{sync}(S_{i,t}, S_{j,t}) = P(S_{i,t} = S_{j,t}), t = 1, \dots, T \quad (10)$$

其中, 由于 $S_{i,t}$ 和 $S_{j,t}$ 作为不可观测的状态变量, 无法直接计算上述概率值。为解决这一问题, Leiva-Leon^[13] 讨论了两种极端情况, 即一种是 $S_{i,t}$ 和 $S_{j,t}$ 完全独立, 另一种是 $S_{i,t}$ 和 $S_{j,t}$ 完全相关, 在此背景下, 引入另一个控制这两个极端情况之间转换的潜在状态变量 $V_{i,j,t}$, 总结了关于两个独立潜变量之间依赖关系的信息。如果经济周期在时间 t 处于完全同步状态, 则该潜在变量等于 1, 否则为 0。潜在状态变量 $V_{i,j,t}$ 的提出意味着当 $V_{i,j,t} = 1$ 或 $V_{i,j,t} = 0$ 时区制状态变量 $S_{k,t}$ 将出现四种情况, 由此产生八种不同的状态:

$$S_{i,j,t}^* = \begin{cases} 1, \text{if } S_{i,t} = 0, S_{j,t} = 0, V_{a,b,t} = 0 \\ 2, \text{if } S_{i,t} = 0, S_{j,t} = 1, V_{a,b,t} = 0 \\ 3, \text{if } S_{i,t} = 1, S_{j,t} = 0, V_{a,b,t} = 0 \\ 4, \text{if } S_{i,t} = 1, S_{j,t} = 1, V_{a,b,t} = 0 \\ 5, \text{if } S_{i,t} = 0, S_{j,t} = 0, V_{a,b,t} = 1 \\ 6, \text{if } S_{i,t} = 0, S_{j,t} = 1, V_{a,b,t} = 1 \\ 7, \text{if } S_{i,t} = 1, S_{j,t} = 0, V_{a,b,t} = 1 \\ 8, \text{if } S_{i,t} = 1, S_{j,t} = 1, V_{a,b,t} = 1 \end{cases} \quad (11)$$

因此, $S_{i,t}$ 和 $S_{j,t}$ 的联合概率为:

$$\Pr(S_{i,t} = j_i, S_{i,t} = j_j) = \Pr(V_{i,j,t} = 1) \Pr(S_{i,t} = j_i) + (1 - \Pr(V_{i,j,t} = 1)) \Pr(S_{i,t} = j_a) \Pr(S_{j,t} = j_j) \quad (12)$$

权重 $\Pr(V_{i,j,t} = 1) = \delta_t$ 用来度量省份 i 和 j 所处经济状态 $S_{i,t}$ 和 $S_{j,t}$ 之间的动态协同性。 δ_t 越趋近于 1, 则认为省份 i 和 j 经济周期高度同步; δ_t 越趋近于 0, 则认为省份 i 和 j 经济周期相对独立。参数估计采用贝叶斯算法, 计算得到的指数 δ_t 可以量化西部地区省际经济周期协同程度, 即为西部地区协同发展指数。

(三) 西部地区协同发展分析

1. 基于经济周期协同性的西部地区协同发展演变动态

通过拓展马尔科夫区制模型计算得出西部地区每月省际间协同发展指数, 对每月省际间协同发展指数取平均值, 由此可观察到 2006—2020 年西部地区经济周期协同发展指数的变动趋势。

图 1 显示, 西部地区协同发展指数具有明显的阶段性特征。以 2008 年金融危机为分界线, 西部地区经济周期协同性变化可分为“下降—上升”两个阶段。金融危机发生前, 西部地区协同发展指数一直呈波动下降趋势, 短短几年间就从 0.65 下降到 0.42, 出现了研究期内最低谷。可见自西部大开发战略提出后, 西部地区协同发展程度未有明显提高且呈稳步下降态势。一些研究认为西部大开发政策对西部地区协同发展未发挥出有效的政策促进作用^[23], 原因在于西北地区发展水平较落后, 地区较封闭, 合作意愿弱, 合作效率低。同时, 针对西部地区的优惠政策多具有短期性, 缺乏长期导向, 使得省际间难以良好协作。观察协同发展指数的演变动态也能发现西部大开发战略提

出后,协同发展水平未如预期平稳上升,反而一直在下滑。

2008 年全球金融危机爆发后,东部外向型企业受到冲击,通过产业联动效应,很快西部地区资源型产业也遭遇打击,同时,也削弱了西部地区内部间经济联系,自然而然西部地区经济协同也受到影响,协同发展指数表现出“缓落陡起”的波动态势。不过,指数很快就恢复到之前水平并快速上升,并在 2010 年之后保持高水平协同,呈现小幅上升态势,西部地区开始进入协同发展新阶段。这与 2010 年深入实施西

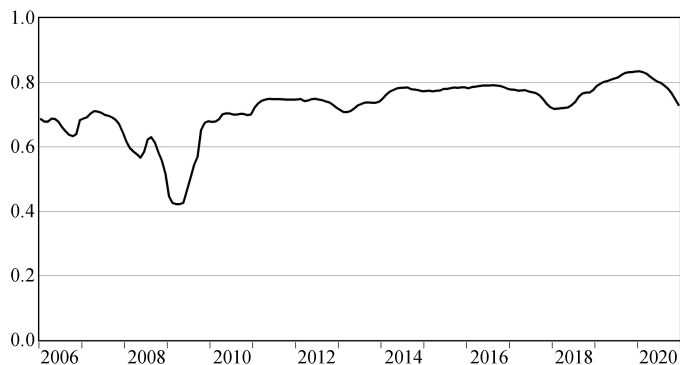


图1 西部地区协同发展指数演变动态

部大开发战略时间相吻合,说明该战略有一定成效。对比西部地区协同发展变化轨迹的两个阶段可以发现,第一阶段协同性指数波动明显,说明该时期西部地区协同发展还处于磨合期,经济发展中地区竞争往往大于合作。第二阶段代表协同性指数发展变化的曲线较为平缓,表明西部地区协同发展进入稳定期,此时协同发展机制健全,政策效果明显,不断深化地区间分工与合作,西部地区也相应地享受到区域协同发展红利。

2. 异质性分析

图2可观察西部地区内部协同发展变化情况,西北、西南地区的协同发展指数在研究前期变化趋势相似,协同发展指数均经历了不同幅度的下降。金融危机对西北和西南地区协同发展程度影响不一,西南地区协同发展指数先于西北地区呈下降趋势,但西北地区协同发展指数降幅较大。高云虹等指出在2008年之前,西北地区的外贸依存度高于西南地区^[24],因此,金融危机的冲击使西北地区受到的影响更大,国际经贸伙伴经济周期的客观差异传导至地区内部,影响内部经济合作^[24],使西北地区协同发展指数也呈大幅下降态势。

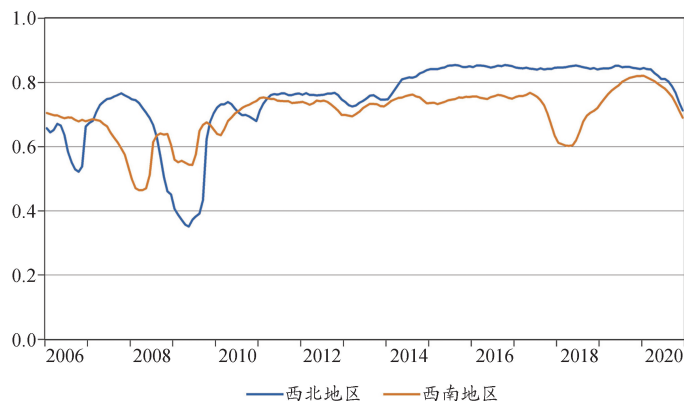


图2 西部地区内部协同发展指数演变动态

金融危机的冲击使西北地区受到的影响更大,国际经贸伙伴经济周期的客观差异传导至地区内部,影响内部经济合作^[24],使西北地区协同发展指数也呈大幅下降态势。

金融危机发生之后的三年间,西北、西南地区的协同发展指数都恢复到之前的水平并开始呈上升态势。2011—2013年,西北和西南地区各自协同发展水平相差不大,自2014年之后西北与西南地区差距逐渐拉大并出现明显分化,西北地区整体协同发展水平明显高于西南地区,西北地区后发优势明显。这可能得益于西北地区城市化水平较高且拥有的国家城市群数量多于西南地区,西南地区的成渝城市群虽发展势头较猛,但由于其他省区经济发展水平较低,各自为政现象较为严重,难以形成地区之间的协同发展,从而对整体协同发展造成影响。总体看,代表西北地区协同发展的曲线在大多时期都能保持平稳态势。相反,代表西南地区的曲线则一直波动频繁,反映出西南地区内部协同发展状态还不够稳定。

3. 核心省市协同发展分析

针对西部地区发展现状,培育增长极能够在一定程度上促进生产要素的高效集聚,形成以核心地区辐射带动周边落后地区协同发展的格局。四川省和重庆市作为经济发展水平相对较高的发达省市被认为是西部地区形成高质量发展的重要增长极,因此,考察川渝地区与西部其他省份协同发展状况。

通过观察四川、重庆与西部其他省份经济周期协同性指数演变动态,根据其变化趋势将四川、重庆与其他地区协同发展变化分为两类,一类是同四川、重庆协同发展较为稳定的省份,见图3(a)和图4(a)。可以发现几个地区除在金融危机时期表现出较大的变动外,其余时期与四川、重庆的协同发展指数均呈较为稳定的小幅波动。另一类则是同四川、重庆协同发展不太稳定的省份,见图3(b)和图4(b),协同发展指数在样本期内常呈两极分化态势。

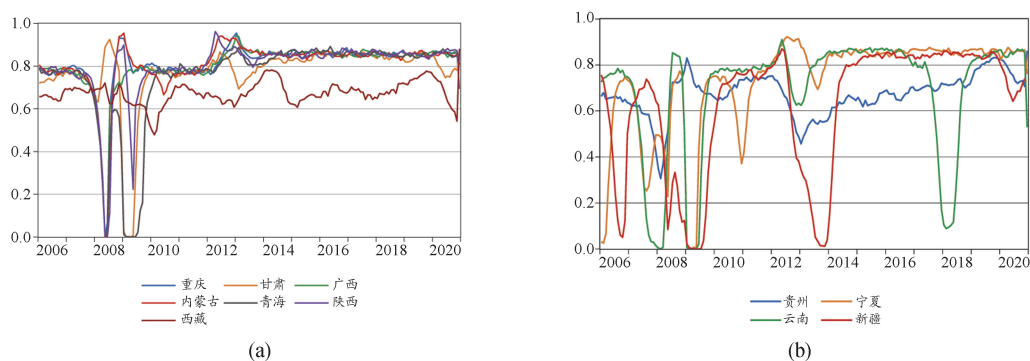


图3 四川同西部其他省区协同发展指数演变动态

观察图3可发现,四川同大部分省份都保持着较高的经济周期协同性,自2014年之后,四川同广西、重庆、陕西、甘肃、青海、宁夏、内蒙古的经济周期协同性指数维持在0.81~0.89之间。与四川经济周期协同发展最不稳定的是新疆和云南,在样本期内既有低谷时期,也有较高的协同时期,而一直与四川呈较低协同性的是西藏和贵州。

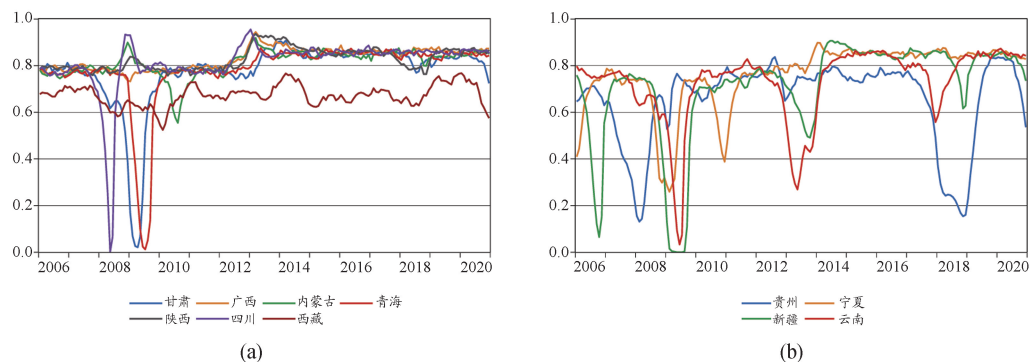


图4 重庆同西部其他省区协同发展指数演变动态

观察图4可得重庆与西部地区的其他省份的协同发展情况与四川省十分相似,同西藏和贵州的协同发展水平最低,而与四川经济周期协同发展最不稳定的是贵州和云南。

综上,虽然川渝地区作为增长极,但实际上并未起到强有力的拉动作用。川渝地区同部分省份协同发展呈两极分化态势,表明其辐射力还是有限。此外,贵州和西藏都属于与川渝地区协同发展程度较低的省份。贵州和西藏都属于自然资源充裕但技术落后地区,川渝地区与这些偏远地区经

济联系不足,不能与其保持长期良好的经济互动。这可能是由于欠发达地区往往自我保护程度高。川渝地区是西部地区加强联系的重要节点,未来应和贵州、西藏形成跳跃式辐射,强省带动弱省,互相支持,协同发展。

三、基于经济周期视角的区域协同发展影响因素分析

(一) 模型设定

为了更好地推进西部地区内部经济协同发展,进一步从经济周期视角讨论影响西部地区经济周期协同发展因素,建立面板数据模型进行实证研究,如式(13):

$$\rho_{ijt} = \alpha_{ij} + \beta_1 \text{fiscal} + \beta_2 \text{industrial} + \beta_3 \text{distance} + \beta_4 X + \delta_t + \varepsilon_{ijt} \quad (13)$$

其中: ρ_{ijt} 是西部地区协同发展指数,解释变量为 fiscal、industrial 和 distance,分别代表政府干预程度、产业结构相似程度和地理距离, X 为一组控制变量, α_{ij} 代表个体效应, δ_t 代表时间效应, ε_{ijt} 为随机误差项。

(二) 变量选择

1. 协同发展指数

通过构建马尔科夫混频动态因子模型获得西部地区经济周期协同水平,反映省际间经济联系的紧密程度,可以用来评估省际间协同发展水平。

2. 地理距离

选取西部地区省会城市间的球面距离作为省际地理距离。一般认为地理位置越临近的省份经济交流越频繁,能够利用区位优势实现资源互补,进而对区域经济周期协同性产生影响。由于地理距离不随时间变化,本文借鉴蒋殿春和张庆昌^[25]的处理办法,使用地理距离乘以油价,形成动态的地理距离。

3. 产业结构相似程度

参考 Cerqueira 和 Martins^[26]的方法,将三次产业分别占 GDP 比重的差值的绝对值之和代表省际间产业结构差异。优化后的产业结构可以强化地区间的关联性和互补性,该变量被认为是影响经济周期协同性的重要因素之一。

4. 政府干预程度

采用省际间财政支出与 GDP 比值的差值的绝对值衡量政府干预程度。地方政府在推动区域协同发展中扮演着重要角色,其行为和政策在地区经济发展中起着重要作用,影响区域经济合作程度和范围,从而波及区域经济周期协同性。

5. 对外开放程度

利用省际间出口占 GDP 比重差值的绝对值衡量对外开放程度差异。考虑到开放度高的省份过多参与国际贸易后可能会影响省际贸易,以往文献多认为地区对外开放程度越高,就越有可能忽略与区域内其他省份经济合作的机会,导致区域经济周期协同性下降。

6. 高铁开通虚拟变量

当西部地区省会城市至今开通高铁站点时,该变量取值为 1,否则取值为 0。高铁开通为经济要素流动作出突出贡献,省际间经济来往更方便、更频繁,在一定程度上可能会提高区域经济周期协同性。

7. 双边经济规模

用省际间真实 GDP 之和代表,可以反映省际间经济关联度,通常认为经济规模越大,意味着双方经济实力越强,经济活动交流越频繁,从而双方经济周期协同性越高。以上各变量的具体定义及计算说明见表 1。

表 1 变量定义与计算说明

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义与计算说明
被解释变量	协同发展指数	synchronization	用混频动态马尔科夫模型获得协同发展指数衡量
解释变量	产业结构相似程度	industry	用三次产业分别占 GDP 比重的差值的绝对值之和衡量
	地方政府干预程度	government	用省际间财政支出占 GDP 差值的绝对值衡量
	地理距离	distance	用地理距离乘以油价衡量,在回归时做对数化处理
控制变量	对外开放程度	open	用出口占 GDP 比重差值的绝对值衡量
	高铁开通	railway	当西部地区省会城市同时开通高铁站点时,取值为 1,否则取值为 0
	双边经济规模	realGDP	用真实 GDP 之和衡量,在回归时做对数化处理

(三) 数据来源及描述性分析

选取的变量数据时间跨度为 2006—2020 年,解释变量和控制变量的数据分别来自 CEIC 数据库和中经网,地理距离则由 google earth 进行测算。由于解释变量和控制变量均为年度数据,考虑到上节测算得到的经济周期协同性指数为月度数据,因此,对月度数据加总取平均值获得经济周期协同性指数的年度数据。所有主要变量的描述性统计见表 2 所示。

表 2 主要变量的描述性统计

Var	Obs	Mean	Std.	Min	Max
synchronization	990	0.725	0.141	0.191	0.929
government	990	0.242	0.292	0.000	1.131
industry	990	0.150	0.088	0.004	0.546
open	990	0.056	0.558	0.000	0.291
ln distance	990	11.167	0.667	8.931	12.613
railway	990	0.025	0.157	0.000	1.000
ln realGDP	990	9.361	0.719	6.729	10.815

(四) 实证结果与分析

根据 Hausman 检验结果确定存在个体效应后,选择使用固定效应模型。考虑到不随个体而变但随时间变化的遗漏变量问题,在模型中引入时间虚拟变量后发现估计结果显著拒绝原假设,所以模型应包括时间效应。最终本文采用双向固定效应模型展开分析,为了检验模型的稳健性,在基准模型上依次加入控制变量进行估计,回归结果如表 3 所示。

表3 基准模型回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
_cons	4.086 *** (0.411)	4.168 *** (0.408)	4.141 *** (0.427)	10.421 ** (5.045)	8.621 * (4.810)
government	-0.152 *** (0.051)	-0.143 *** (0.049)	-0.162 *** (0.051)	-0.146 *** (0.049)	-0.143 *** (0.048)
industry	0.181 ** (0.071)	0.196 *** (0.070)	0.209 *** (0.068)	0.189 *** (0.071)	0.201 *** (0.071)
lndistance	-0.308 *** (0.038)	-0.315 *** (0.038)	-0.324 *** (0.039)	-0.745 ** (0.352)	-0.623 * (0.336)
open	—	-0.165 * (0.083)	—	—	-0.137 * (0.081)
railway	—	—	-0.016 (0.028)	—	-0.011 (0.026)
lnrealGDP	—	—	—	-0.171 (0.132)	-0.120 (0.125)
N	990	990	990	990	990
R ²	0.345	0.348	0.345	0.347	0.349

注:1. *、**和***分别表示在10%、5%和1%统计水平上显著;2. 括号内为稳健标准误。

表3第(1)列为基准模型回归结果,政府干预程度在1%水平上高度显著且估计系数为负,表明省际间政府对经济发展干预程度差别越小,对资源分配行为越相似,越有利于提高省际间经济周期协同性水平。相反,如果省际间地方政府对区域内资源分配介入程度相差过大,容易造成行政壁垒,要素流动不畅,会影响区域协同发展,表现出省际经济周期协同性下降。地方政府应保证生产要素跨区域合理流动,推动市场一体化。一味坚持“一亩三分地”,只会削弱经济活力,限制公平竞争。政府和有关部门需清楚认识区域协同发展的重要性,注重区域长远利益。产业结构相似程度在基准模型5%水平上显著,加入全部控制变量后在1%水平上高度显著,估计系数的符号均没有变化为正。这说明省际间产业结构差别越大,经济周期协同程度越高。产业结构相似程度一直以来被认为是影响经济周期协同性最重要的因素之一,但影响方向说法不一,该估计结果证实省际间产业结构差别越大,经济周期协同性越高。产业结构相似就可能会造成市场壁垒,减弱地区彼此经济合作,差异化的产业结构才能吸引省际间经济交流,推进区域产业协同发展。现阶段,西部地区产业同构化问题突出,不同地区产业发展趋于同质化,阻碍产业结构升级。实行有差别产业政策,才能帮助西部地区发挥比较优势。同时,吸引东部产业转移,有利于促进西部地区产业结构升级。地理距离在1%水平上显著为负,与预期符号相同,说明地理距离越近的地区,经济周期协同水平越高,原因在于人才流动、技术更新和要素互动都会随着地理距离缩短而强化,从而促进邻近地区经济联系,自然而然地区间经济周期协同水平会大大提高。

表3第(2)列加入开放程度控制变量后发现开放程度在10%水平上显著为负,意味着经济外向度差异越小,经济周期协同性越高。可见对外贸依赖较高的省份较多参与国际经济周期,削弱了彼此之间的经济联系,造成省际经济周期协同性水平下降。这也与之前实证一致。金融危机发生后,外贸依赖度高的西北地区协同性下降幅度大于相对外贸依赖度较低的西南地区。表3第(3)列加入高铁开通这一控制变量,其估计系数为负且不显著,原因可能是西部地区地形复杂,建设成本过

高,整体高铁开通时间较晚,且开通线路较少,对要素资源流动促进作用还不够明显,因此对地区间的经济交流没有起到积极的促进作用。表3中第(4)列加入双边经济规模控制变量,双边经济规模估计系数为负且不显著,说明对区域经济周期协同性的影响有限,可见省际间贸易并不能显著提升经济周期协同性。总体上看,基准模型加入控制变量后,发现解释变量估计系数大小与基准模型相差不大,符号相同且显著性变化不大,说明该模型稳健性较好。

(五) 分组估计

根据上文分析,省际间政府干预程度越相似则协同发展水平越高,而政府干预程度相似涵盖两种可能性,会存在两地间政府干预程度都很高和两地间政府干预程度都很低的情况。事实上,政府干预程度对协同发展可能是把双刃剑。一方面,地方政府干预程度越高,意味着调控能力较强,能够干预政策协调,从而推进地区协同发展^[27]。另一方面,地方政府干预程度越高,也有可能造成市场壁垒,反而不利于协同发展。因此,本部分主要讨论在省际间政府干预程度相似情况下,政府干预程度低—低地区和政府干预程度高—高地区中协同发展水平的影响情况。

此处基于政府干预程度进行分组,先将2006—2020年各省份的干预程度进行平均,然后利用其均值中位数将12个省份分为两组,大于和等于中位数的省份列为政府干预程度高地区,小于中位数的省份列为政府干预程度低地区。具体估计结果见表4。

表4 分组回归估计结果

	政府干预程度低—低地区	政府干预程度高—高地区
government	0.255 (0.335)	-0.270** (0.091)
控制变量	是	是
<i>N</i>	255	255
<i>R</i> ²	0.442	0.465

注:1. *、**和***分别表示在10%、5%和1%统计水平上显著;2. 括号内为稳健标准误。

结果显示,在政府干预程度低—低地区样本中,政府干预程度未能通过显著性检验,相反,在政府干预程度高—高地区样本中,政府干预程度在5%水平上高度显著且估计系数为负。这说明在政府干预程度低—低地区中,政府干预程度并不是影响该地区间协同发展水平的主要因素,这可能是由于地区政府干预程度较低,导致地方政府难以通过政策手段推进协同发展。而在政府干预程度高—高地区样本中,表明地方政府干预程度差别越小,地区间协同发展程度越高,在一定程度上说明政府干预程度高能够促进地区间协同发展。这可能有两方面原因:一方面,政府干预是推进区域经济合作的有效保障,高干预度的地区能够更好地协调地区间相关合作政策,促进地区间经济交流,推动要素流动,进一步提升地区间协同发展水平^[28];另一方面,当地方政府调控能力较强且差别较小时,面对共同的外部冲击时,其应对措施大致相同,也就导致两地的经济波动趋势相近^[24]。Lan和Sylwester^[29],Huang等^[30]也指出地区间具有相似的政府干预程度,往往也具有相似的经济周期,也就意味着两地间协同发展程度较高。可见,地区间政府干预程度高且相似,有利于两地间协同发展水平的提高。

(六) 进一步讨论

以往文献在回归分析中大多是基于经济理论主观挑选解释变量,在模型构建中容易出现模型不确定性问题,影响实证结果的可靠性和稳健性。因此,为进一步判断本文采用的解释变量在模型

中的重要性,通过贝叶斯平均(Bayesian Model Averaging, BMA)方法探讨各解释变量对西部地区经济周期协同性的解释力和影响程度。

1. BMA 方法

BMA 方法的基本思想是在贝叶斯框架下,将解释变量纳入所有备选模型,通过后验概率对备选模型结果参数进行加权平均,最终根据概率大小确定最优解释变量组合^[31]。

假设 $W = \{W_1, W_2, W_3\}$ 表示有 n 个备选模型组合, $P(W_n)$ 表示给定模型 W_n 的先验概率。根据贝叶斯公式可得模型的后验概率为:

$$P(W_n | y, X) = \frac{P(W_n | y, X)P(W_n)}{P(y | X)} = \frac{P(W_n | y, X)P(W_n)}{\sum_{m=1}^n P(W_m | y, X)P(W_m)} \quad (14)$$

其中, y 代表被解释变量, X 代表全部潜在解释变量的矩阵。通过关注单个解释变量在模型中的后验概率(posterior inclusion probability, PIP) 判断该变量的有效性和稳健程度,即:

$$P(h_n \neq 0 | y, X) = \sum_{h_n \neq 0} P(h | y, X) \quad (15)$$

PIP 越接近于 1,表明该变量越有可能是模型中最有效的解释因素,在统计学的意义上也更为显著。

2. BMA 模型回归结果

借鉴 Moral-Benito^[32]的研究,对本文的面板数据采用 BMA 方法进行分析,表 5 为估计结果。

Ley 和 Steel 认为解释变量的后验包含概率大于 0.5 就可被看作有效解释变量,当后验包含概率大于 0.9 就可被看作最有效解释变量^[33]。从表 5 可观察出,政府干预程度这一解释变量的后验包含概率达到了 1,后验均值为 -0.081,说明政府干预程度对西部地区经济周期协同性产生了明显的抑制作用。产业结构的后验包含概率为 1,后验均值为 0.231,得出产业结构相似程度与西部地区经济周期协同性呈现出显著正相关关系。地理距离后验包含概率为 1,表明地理距离对地区经济周期协同性会造成显著影响。综合来看,BMA 回归中的解释变量的估计结果显著性和影响方向与前文实证结果相一致,即政府干预程度、产业结构相似度和地理距离都对西部地区经济周期协同性的影响十分显著。

表 5 BMA 回归结果

解释变量	PIP	Post Mean	Post SD	相关关系
government	1.000	-0.081	0.015	负相关
industry	1.000	0.231	0.050	正相关
Indistance	1.000	-0.039	0.007	负相关

注:PIP、Post Mean 和 Post SD 分别表示后验包含概率、后验均值和后验标准误。

四、结论及政策建议

本文基于经济周期角度构建混频动态因子马尔科夫模型对 2006—2020 年西部地区协同发展进行时变测度,并实证分析相关影响因素,得到以下几点结论:第一,样本期间内西部地区协同发展程度大致可分为“下降—上升”两个阶段。在 2008 年全球金融危机发生及之前,西部地区协同发展程度一直呈下降态势,但之后得到明显提升并呈小幅上升态势,现阶段受到新冠疫情影响,西部区域

协同发展程度出现小幅下降。第二,对比西南、西北地区协同发展变化轨迹,发现西南地区内部协同发展状态相较西北地区还不够稳定。第三,川渝地区作为西部地区的重要增长极,对偏远地区的辐射能力有限。第四,地方政府干预程度、产业结构相似程度和地理距离对西部地区协同发展的影响十分显著。第五,开放程度和高铁开通对西部地区协同发展没有起到正向促进作用,双边经济规模对区域协同发展影响有限,省际间贸易并不能显著提升协同发展水平。

本文的研究对于区域如何推进协同发展具有一定的政策启示。

首先,推动区域内循环,应对外部冲击。当前以国内大循环为主的“双循环”新发展格局的提出,对推动西部地区协同发展具有重大意义。实证结果表明区域协同发展容易受到外部冲击影响,削弱省际间经济联系。立足“双循环”新发展格局,西部地区应大力发展内循环,抓住人口机遇和产业机遇,深度参与国内分工。借助发展一批辐射作用明显的经济实力强的城市群作为循环枢纽拉动区域内循环,加强区域内部协调联动。

其次,树立协同发展观念,破除行政壁垒。良好的协同合作离不开政策的调整,特别是本文发现地区间政府干预程度高且相似,有利于两地间协同发展水平的提高。因此,督促政府间强化交流能力,促进资源共享通过提高政府效率,建立协同发展机制,也可以有效缩小区域内部经济差距。

再次,实施差别化产业结构,消除同质竞争。西部地区内部应根据各自地理条件、资源优势调整产业结构,推动西北、西南地区联动发展。同时,中央在特色产业配置和重大项目安排上优先向西部地区倾斜。在新时代推动西部大开发座谈会上,习近平总书记也多次强调发展特色优势产业对于西部地区的重要性。所以,西部地区应尽快形成各有定位、分工合理、功能互补的产业发展新格局。

最后,优化交通设施布局,谨防虹吸效应。西部地区的高铁开通时间虽然不长,还未对区域协同发展造成显著影响,但长久来看高铁的建设有助于地区经济方面实现高速发展。但在享受高铁经济带来的红利时也要避免由此造成的虹吸效应,高铁沿线的发达城市可能会大量吸引劳动力要素流动,使落后城市发展机会受限。因此,在高铁开通初期容易产生人才流失问题,为制止人才外流,不发达城市可以出台人才招引等政策,尽快形成自己独有的特色产业体系,打造核心竞争力。

参考文献:

- [1] 李琳,刘莹. 区域经济协同发展的驱动机制探析[J]. 当代经济研究,2015(5):67-73.
- [2] 刘嘉伟,岳书敬. 周期协同视角下的长三角区域经济一体化:时变测度与决定因素[J]. 南京社会科学,2020(3):54-63.
- [3] 黎鹏. 区域经济协同发展及其理论依据与实施途径[J]. 地理与地理信息科学,2005(4):51-55.
- [4] 姚鹏. 京津冀区域发展历程、成效及协同路径[J]. 社会科学辑刊,2019(2):127-138.
- [5] 刘波,邓玲. 双循环新格局下成渝贵城市群协同发展影响因素与实现路径研究[J]. 贵州社会科学,2021(5):135-143.
- [6] 王浩,李新春,沈正平. 城市群协同发展影响因素与动力机制研究:以淮海城市群为例[J]. 南京社会科学,2017(5):17-25.
- [7] 蔡玉胜,吕静韦. 基于熵值法的京津冀区域发展质量评价研究[J]. 工业技术经济,2018(11):67-74.
- [8] 王雨枫. 区域城市协同发展测度及影响机制:基于山东的实证分析[J]. 暨南学报(哲学社会科学版),2021(12):84-95.
- [9] BARRIOS S, DE LUCIO J J. Economic integration and regional business cycles: Evidence from the Iberian regions[J]. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 2003, 65(4):497-515.
- [10] ANAGNOSTOU A, PANTELADIS I, TSIAPA M. Disentangling different patterns of business cycle synchronicity in the EU regions[J]. Empirica, 2015, 42(3):615-641.

- [11] UMULISA Y. Trade Integration and business cycle synchronization among East African community countries [J]. *International Trade Journal*, 2023, 37(2): 240–262.
- [12] AVILA-MONTEALEGRE O, MIX C. Common trade exposure and business cycle comovement [J]. *Journal of International Economics*, 2024, 152: 103998.
- [13] LEIVA-LEON D. Measuring business cycles intra-synchronization in US: A regime-switching interdependence framework [J]. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 2017, 79(4): 513–545.
- [14] DELIS P, DEGIANNAKIS S, FILIS G, et al. Determinants of regional business cycle synchronization in Greece [J]. *Scottish Journal of Political Economy*, 2024, 71(5): 685–704.
- [15] STIBLAROVA L. Business cycle synchronization within the Euro area: disentangling the effects of FDI [J]. *Applied Economics Letters*, 2023, 30(5): 640–644.
- [16] LEE H H, PARK C Y, PYUN J H. International business cycle synchronization: A synthetic assessment [J]. *Japan and the World Economy*, 2024, 69: 101239.
- [17] MANSOUR-IBRAHIM D. Are the eurozone financial and business cycles convergent across time and frequency [J]. *Computational Economics*, 2023, 61(1): 389–427.
- [18] 黄玖立, 李坤望, 黎德福. 中国地区实际经济周期的协同性 [J]. *世界经济*, 2011(9): 19–41.
- [19] 许统生, 洪勇. 中国省区间经济周期同步性研究 [J]. *经济科学*, 2013(3): 34–47.
- [20] 杨开忠, 欧阳一漪, 王宇光. 中国省域经济周期波动与协同性研究 [J]. *经济纵横*, 2019(11): 42–57, 2.
- [21] STOCK J, WATSON M. A probability model of the coincident economic indicators [R]. NBER Working Paper Series, 2003.
- [22] MARIANO R S, MURASAWA Y. A new coincident index of business cycles based on monthly and quarterly series [J]. *Journal of Applied Econometrics*, 2003, 18(4): 427–443.
- [23] 刘瑞明, 赵仁杰. 西部大开发: 增长驱动还是政策陷阱: 基于 PSM-DID 方法的研究 [J]. *中国工业经济*, 2015(6): 32–43.
- [24] 高云虹, 张彦淑, 杨明婕. 西部大开发 20 年: 西北地区与西南地区的对比 [J]. *区域经济评论*, 2020(5): 36–51.
- [25] 蒋殿春, 张庆昌. 美国在华直接投资的引力模型分析 [J]. *世界经济*, 2011(5): 26–41.
- [26] CERQUEIRA P A, MARTINS R. Measuring the determinants of business cycle synchronization using a panel approach [J]. *Economics Letters*, 2009, 102(2): 106–108.
- [27] 彭晓莲. 我国区域经济周期的差异性研究: 基于省份数据的分析 [D]. 长沙: 湖南大学, 2017.
- [28] 包明齐. 中国与蒙古国次区域经济合作研究 [D]. 长春: 吉林大学, 2011.
- [29] LAN Y, SYLWESTER K. Provincial fiscal positions and business cycle synchronization across China [J]. *Journal of Asian Economics*, 2010, 21(4): 355–364.
- [30] HUANG S, FIDRMUC J, FIDRMUC J. Whither China? Reform and economic integration among Chinese regions [J]. *China Economic Review*, 2015, 33: 94–110.
- [31] 柯忠义. 创业板上市公司经济绩效及影响因素: 基于贝叶斯模型平均法 (BMA) 的实证研究 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2017(1): 146–161.
- [32] MORAL-BENITO E. Determinants of economic growth: A Bayesian panel data approach [J]. *Review of Economics and Statistics*, 2012, 94(2): 566–579.
- [33] LEY E, STEEL M F J. On the effect of prior assumptions in Bayesian model averaging with applications to growth regression [J]. *Journal of Applied Econometrics*, 2009, 24(4): 647–651.

A study on regional coordinated development in the perspective of business cycle: A case study of the western region

LI Mengdan, ZHAO Chunyan

(School of Economics and Finance, Xi'an Jiaotong University, Xi'an 710061, P. R. China)

Abstract: The Third Plenary Session of the 20th Communist Party of China Central Committee has stressed perfecting and improving the strategic mechanism for coordinated development among regions, and

improving the system and policies for promoting the development of the western region to form a new pattern. At present, the imbalance and inadequacy of the development of the western region are still prominent. How to enhance regional synergy, strengthen regional economic ties and lead high-quality regional development has become an urgent practical problem to be solved in the western development. In this context, based on the concept of coordinated development, taking the synchronization of business cycle as the starting point, the degree of coordinated development in the western region is quantitatively assessed using inter-provincial mixed-frequency data from 2006 to 2020 in the western region, and based on this, the influencing factors are empirically demonstrated to provide an in-depth analysis of the coordinated development status within the region. Results of the study show that the synergistic development index of the western region shows a slow decline and sharp increase from 2006 to 2009, after which the fluctuation of the index slows down significantly, showing a slow rise and slow fall. The level of synergistic development of the northwestern and southwestern regions is obviously differentiated, and the degree of synergistic development in the northwestern region is slightly higher than that in the southwestern region. At the same time, the level of synergistic development between Sichuan and Chongqing, as an important growth pole, and Guizhou and Tibet is relatively low, indicating that its radiation capacity for less developed regions is limited. Regression estimation results show that the degree of government intervention, the similarity of industrial structure and the degree of opening up all have an impact on regional coordinated development, with the degree of government intervention and the similarity of industrial structure being the core influencing factors, indicating that the more similar the degree of local government intervention in economic development and the greater the difference in industrial structure, the more it can promote regional coordinated development. Accordingly, the following research suggestions are put forward: First, we should promote regional circulation and cope with external shocks. The second is to establish the concept of coordinated development and break down administrative barriers. The third is to implement differentiated industrial structure and eliminate homogeneous competition. Fourth, we should optimize the layout of transportation facilities and guard against siphon effect. Innovation of this paper is: From the research perspective, this paper constructs the economic cycle synergy index, which provides a new perspective for explaining the trend of regional coordinated development and examines the dynamic change process of coordinated development in the western region. In terms of research methods, the Markov-switching mixed-frequency dynamic factor model used in the article breaks through the limitation that the traditional econometrical model must adopt the same frequency data, not only uses monthly data to depict the economic operation situation in time, but also takes into account GDP, an important quarterly data indicator in business cycle monitoring, to better reflect the overall dynamic evolution characteristics of regional coordinated development. In terms of research content, on the basis of measuring the level of coordinated development in the western region, this paper discusses the factors affecting the synchronization of business cycle in the western region, which is used to judge the core factors affecting the coordinated development in the western region, so as to provide some empirical evidence and important policy suggestions for promoting regional coordinated development and preventing the further expansion of internal development gap.

Key words: regional coordinated development; business cycle; Markov-switching model; mixed-frequency data; western region

(责任编辑 傅旭东)