

民族地区金融发展与绿色全要素生产率增长

——以乌江流域为例^{*1}

王伟^{1,2} 孙芳城¹

(1. 重庆工商大学长江上游经济研究中心, 重庆 400067;

2. 重庆财经职业学院金融系, 重庆 402160)

【摘要】:通过综合指数法和考虑非期望产出的非径向距离函数,分别测算了乌江流域民族地区县域金融发展水平和绿色全要素生产率增长情况,并基于1999~2015年数据和SysGMM估计方法,研究了民族地区金融发展对绿色全要素生产率的影响。结果显示,样本地区金融发展水平总体较低,但乌江中下游民族地区优于上游地区;绿色全要素生产率年均增长0.6%,下游地区好于上中游地区。进一步实证研究表明,民族地区金融发展的技术进步效应促进了绿色全要素生产率的提高,但技术效率改进效应还没有得到体现;不同区域有所不同,上中游地区金融发展阻碍了绿色全要素生产率的提高,但下游地区却相反;分时期的估计显示,金融发展对绿色全要素生产率的影响尽管差异不大,但对绿色技术进步和技术效率的影响却是2007年前高于2007年后。

【关键词】:民族地区; 乌江流域; 绿色全要素生产率; Malmquist-Luenberger 指数; SysGMM 方法

【中图分类号】: F832; F064 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1672-867X(2017)03-0106-13

在过去近40年里,中国经济取得了令人瞩目的成就,但是快速增长背后的效率问题亦引起越来越多的关注。受资源和环境的约束,传统要素推动型的增长模式难以为继;长期而言,经济增长的唯一出路是突破性创新和渐进式生产率进步。以有效市场假说和资本资产定价为基石的现代金融理论表明,金融发展对于生产率进步具有重要意义。由于经济系统存在大量的风险和不对称信息,金融机构可以通过对投资项目的事前甄别和事后监督,促进资源的有效配置,推进创新和技术进步,从“效率通道”和“技术通道”两个层面推动全要素生产率(Total Factor Productivity, TFP)的进步。^{①②}大量的实证研究验证了金融发展对TFP的重要作用:一方面跨国的经验研究显示,金融发展对TFP增长的影响取决于经济发展阶段;另一方面,中国的金融发展与TFP之间的联系在不同的区域有不同的表现。^③

在资源耗竭和环境污染问题日益突出的形势下,党的十六届五中全会提出了建设资源节约型和环境友好型的“两型社会”,

¹ 作者简介:王伟,重庆工商大学长江上游经济研究中心博士研究生,重庆财经职业学院副教授。

基金项目:国家社会科学基金项目“我国能源结构调整与绿色能源发展研究”(13BGL097)、重庆市教委科学技术研究项目“三峡库区农户金融可得性及其对家庭创业的影响研究”(KJ1739465)阶段成果。

² ① 陈启清,贵斌威:《金融发展与全要素生产率:水平效应与增长效应》,《经济理论与经济管理》2013年第7期。

³ ② Liang Z.. Financial Development, Growth, and Regional Disparity in Post - Reform China. Working Paper, 2007: 112 - 125

十八大将生态文明建设放在突出地位,纳入“五位一体”建设总布局,十八届五中全会把“创新、协调、绿色、开放、共享”五大发展理念作为“十三五”及更长时期国家发展思路、方向和着力点。近年来,学界在 TFP 分析中,也把环境要素纳入生产函数,并将兼顾环境绩效改善的全要素生产率定义为绿色全要素生产率(Green Total Factor Productivity, GTFP)。杨文举和龙脊赞^④、Feng 和 Serletis^⑤指出,有必要将非期望产出纳入 GTFP 分析框架,否则会低估各种投入要素的相对贡献。换言之,如果不考虑非期望产出,研究各类因素对 TFP 的影响很可能带来相关结论的稳健性问题。那么,以流域为纽带的民族地区金融与 GTFP 之间的关系如何?影响作用怎样?本文试图对这些问题进行解答,以拓展现有的研究。

一、文献回顾

对金融发展与经济增长和生产率关系的现代研究,通常认为始于 Goldsmith^⑥, McKinnon^⑦和 Shaw^⑧。但是直到内生增长理论兴起之前,人们主要聚焦于“外生技术进步”框架下,讨论金融体系如何通过项目评价、管理层监督、风险管控、交易便利化等提升资源配置水平,促进生产率进步。^⑨

Greenwood 和 Jovanovic^⑩在金融中介促进经济增长的分析框架下讨论了金融对生产率的影响,指出金融中介通过提高资本回报率,实现了资源优化配置,促进了经济的快速增长。随着内生增长理论的发展,金融发展理论也从关注“资源配置问题”转向对“创新和技术进步”的讨论。King 和 Levine^⑪、Levine 和 Zervos^⑫分别使用“私人部门信贷/总信贷”、“私人部门信贷/GDP”和“民营企业贷款/GDP”指标,对 1960~1989 年 77 个国家以及 1976~1993 年 49 个国家的实证显示,金融发展与效率提升和经济增长之间存在显著的正相关性。Rioja 和 Valev^⑬进一步指出,金融发展促进 TFP 增长这种现象主要发生在中高收入国家。Kose 等^⑭、Tuncay Serdarolu^⑮从金融开放的角度,研究了汇率、证券投资等对 TFP 的积极影响,Pratap 和 Urrutia^⑯则从相反的角度,证实了金融摩擦造成了一半以上的 TFP 和 74%的 GDP 产出内生性下降。

⁴ ①杨文举,龙脊赞:《中国地区工业绿色全要素生产率增长——基于方向性距离函数的经验分析》,《上海经济研究》,2012 年第 7 期。

⁵ ②Feng G, Serletis A. Undesirable outputs and a primal Divisia productivity index based on the directional output distance function. *Journal of Econometrics*, 2014, 183 (1) : 135 — 146.

⁶ ③Raymond W. Goldsmith. *Financial Structure and Development*. New Haven: Yale University Press, 1969.

⁷ ④Ronald I. McKinnon. *Money and Capital in Economic Development*. Washington: Brookings Institute, 1973.

⁸ ⑤Edwards. Shaw. *Financial Deepening in Economic Development*. New York: Oxford University Press, 1973.

⁹ ⑥Paul M. Romer. Increasing Returns and Long — run Growth. *Journal of Political Economy*, 1986, 94 (5) : 1002 — 1037.

¹⁰ ⑦Greenwood J, Jovanovic B. Financial Development, Growth, and the Distribution of Income. *Journal of Political Economy*, 1990, 98 (5) : 1076 — 1107.

¹¹ ⑧King R G, Levine R. Finance, entrepreneurship and growth: Theory and evidence [J]. *Journal of Monetary Economics*, 1993, 32(3) : 513 — 542.

¹² ⑨Levine R., S. Zervos. Stock Markets, Banks, and Economic Growth. *American Economic Review*, 1998, 88 (2) : 537 — 558.

¹³ ⑩Rioja F., N. Valev. Finance and the Sources of Growth at Various Stages of Economic Development. *Economic Inquiry*, 2004, 42(1) : 127 — 140.

¹⁴ ⑪Kose M A, Prasad E S, Terrones M E. Does openness to international financial flows raise productivity growth?. *Journal of International Money & Finance*, 2008, 28 (28) : 554 — 580.

¹⁵ ⑫Tuncay Serdarolu. Financial Openness and Total Factor Productivity in Turkey. *Procedia Economics & Finance*, 2015, 30: 848 — 862.

¹⁶ ⑬Pratap S, Urrutia C. Financial frictions and total factor productivity: Accounting for the real effects of financial crises. *Review of Economic Dynamics*, 2012, 15 (3) : 336 — 358.

但也存在不同的声音。例如, Nourzad^{①7}基于 SFA 方法发现, 金融发展显著地促进了技术效率的增长, 并且这种效应在发达国家表现得尤为明显。Arestis 等^{②18}基于 DEA 方法发现, 在 OECD 国家, 金融发展的技术效率增长效应随着时间的增加而递减, 并且效应大小也取决于技术效率增长本身的程度; 非 OECD 国家的金融发展也具有显著的技术效率增长效应。Kumbhakar 和 Mavrotas^{③19}、Huang 和 Lin^{④ 20}的研究显示, 对于运作良好的金融机构和发达经济体, 金融并不能显著促进 TFP 增长, 但欠发达国家则相反。Méon 和 Weill^{⑤21}基于 SFA 方法发现, 金融发展与技术效率增长的联系取决于经济发展阶段: 在高收入国家, 金融发展显著地促进了技术效率的增长; 在中低收入国家, 金融发展与技术效率增长的正向联系变弱; 在最贫穷的国家, 金融发展与技术效率增长的联系甚至为负向。Gehringer^{⑥22}认为, 金融一体化对生产率提升是不均衡的, 制造业和服务业之间就有所不同。

有关中国的经验研究主要从省际面板数据来展开。Jeanneney 等^{⑦23}、Guariglia 和 Poncet^{⑧24}的实证均表明, 金融发展对中国 TFP 增长具有显著的正向作用, 且中间渠道是技术效率改善而不是技术进步。但赵勇和雷达^{⑨25}发现, 东部省份的金融发展推动了 TFP 增长, 从而促进了经济增长, 但中西部省份却难以发挥 TFP 的助推效应实现经济增长。需要指出的是, 用什么样的指标来测算中国金融发展还存在争议。一部分学者使用“总贷款/GDP”、“总存款/GDP”来衡量, 另一部分学者则用“非国有部门贷款/GDP”、“固定资产投资中银行贷款/财政拨款”来替代, 并认为用前一类指标来衡量会高估中国金融发展水平, 以至于削弱金融发展水平及其对 TFP 的影响。^{⑩⑪⑫⑬26}Guariglia 和 Poncet^{⑭27}指出, 用“总贷款/GDP”表示的金融发展指标对中国 TFP 有显著的负向影响。

现有文献对 TFP 的测算主要有两种方法: 一种是索洛残差法, 通过估计总量生产函数, 用产出增长率扣减各要素增长率的加权值, 得到的残差值就是 TFP; 另一种是使用非参数前沿生产函数, 直接测算投入与产出的相对效率, 运用 DEA—Malmquist 指数衡量 TFP。后一方法可对 TFP 进行分解而被广泛使用, 近年来, 一些学者把非期望产出纳入生产函数, 进一步测算 GTFP。Oh

¹⁷ ①Nourzad F.. Financial Development and Productive Efficiency: A Panel Study of Developed and Developing Countries. *Journal of Economics and Finance*, 2002, (2) : 138—149.

¹⁸ ②Arestis P., Georgios C., D. Evangelia. Financial Development and Productive Efficiency in OECD Countries: An Exploratory Analysis. *Manchester School*, 2006, (4) : 417—440.

¹⁹ ③Kumbhakar S C, Mavrotas G. Financial Sector Development and Total Factor Productivity Growth. Gvakharia M, Lee S C, Palao L, et al. *Financial Development, Institutions, Growth and Poverty Reduction*. Palgrave Macmillan, 2008: 231—259.

²⁰ ④Huang H., S. Lin. Non-linear Finance — Growth Nexus. *Economics of Transition*, 2009, (3) : 439—466.

²¹ ⑤Méon P G, Weill L. Does financial intermediation matter for macroeconomic performance? . *Economic Modelling*, 2010, 27(1) : 296—303.

²² ⑥Gehringer A. Uneven effects of financial liberalization on productivity growth in the EU: Evidence from a dynamic panel investigation. *International Journal of Production Economics*, 2015, 159: 33—346.

²³ ⑦Jeanneney S., Hua P., Z. Liang. Financial Development, Economic Efficiency, and Productivity Growth: Evidence from China. *The Developing Economies*, 2006, (1) : 27—52.

²⁴ ⑧Guariglia A., S. Poncet. Could Financial Distortions be No Impediment to Economic Growth After All? Evidence from China. *Journal of Comparative Economics*, 2008, (2) : 633—657.

²⁵ ⑨赵勇, 雷达: 《金融发展与经济增长: 生产率促进抑或资本形成》, 《世界经济》2010 年第 2 期。

²⁶ ⑩张军, 金煜: 《中国的金融深化和生产率关系的再检测: 1987—2001》, 《经济研究》2005 年第 11 期。

⑪姚耀军: 《金融发展与全要素生产率增长: 区域差异重要吗? ——来自中国省级面板数据的经验证据》, 《当代财经》2012 年第 3 期。

⑫陈启清, 贵斌威: 《金融发展与全要素生产率: 水平效应与增长效应》, 《经济理论与经济管理》2013 年第 7 期。

²⁷ ⑬Guariglia A., S. Poncet. Could Financial Distortions be No Impediment to Economic Growth After All? Evidence from China. *Journal of Comparative Economics*, 2008, (2) : 633—657.

和 Heshmati^{①28}、Feng 和 Serletis^{②29}运用 Malmquist—Luenberger 指数测算了 OECD 国家的 GTFP。杨文举和龙睿赞^{③30}利用 SBM 函数和跨期 DEA 法,发现中国地区工业 GTFP 增长存在明显的“倒 U 型”趋势和趋同性。李斌等^{④31}、原毅军和谢荣辉^{⑤32}等使用 Malmquist—Luenberger 生产率指数对不同行业和省份的 TFP 进行了测算,并检验了环境规制对 GTFP 的影响。

然而,上述文献缺少民族地区金融发展对 GTFP 的影响分析,金融发展采用什么变量来衡量还没有达成共识,GTFP 测算方法和投入产出指标的选择也需要进一步探讨。同时,大多数研究主要运用国家和省级层面数据,对于县域尤其是地处同一流域、亟需生态共治的民族县域,还缺乏经验证据。基于此,本文拟从三个方面进行拓展:一是以乌江流域 40 个民族区县为典型样本,有别于以生态问题不突出、关联度较少、非民族区县开展泛泛研究;二是从金融深度和宽度的角度构建一个更全面的综合指数以度量金融发展水平,克服代表性不足、适用性不强的问题;三是考虑非期望产出的非径向 Malmquist—Luenberger 指数来测算 GTFP,避免效率高估的问题,进而影响金融对 GTFP 的实际作用。

二、样本、模型与变量

(一)研究样本

乌江发源于乌蒙山麓三岔河,全长 1037 公里,流域面积 8.792 万平方公里,流经云、黔、渝、鄂四省市五十余个区县,于涪陵汇入长江,世代杂居着土家、苗、侗、彝、白、布依、哈尼等 30 多个民族,人口 1800 余万,是我国西部地区少数民族主要居住区。作为国家重点流域水污染防治的重要控制单元,乌江流域水体水质却连年超标,生态环境保护形势十分严峻,2015 年贵州省政府决定实施《乌江流域水环境保护规划(2015—2020 年)》。但与此同时,乌江流域民族地区又是较为集中的连片贫困地区。以贵州段为例,全省国家级贫困县 50 个,乌江流域就占到了 17 个,一方面,推动民族经济发展的各种要素匮乏,资源配置效率低下,增长动力不强;另一方面,粗放型增长方式,又带来了资源环境约束凸显,民族经济发展和生态环境的深层矛盾越来越突出。

本文选择乌江流域 40 个民族区县作为典型样本,主要基于三方面考虑:第一,乌江是长江上游最大支流,要打造长江生态文明建设先行示范带、创新驱动带和协调发展带,应实行包括乌江流域民族地区在内的全流域生态修复和经济协调发展。第二,乌江流域包含众多民族区县,有一般区县共性的一面,但也有民族经济发展、连片贫困区、同属流域毗邻地区等特性,尤其是这些区县面临民族经济发展与生态保护的双重重任,而县域要素集聚程度低,区域扩散效应和回拨效应不明显,这为从 TFP 角度去破解问题提供了可能。第三,乌江流域民族地区存在普遍的县域金融抑制现象,金融排斥程度高,但后发优势也相应明显,已有不少学者把这些地区的金融问题作为优先突破口,如谢平和徐忠^{⑥33}、吴江^{⑦34}等。

²⁸ ①Oh D H, Heshmati A. A sequential Malmquist - Luenberger productivity index: Environmentally sensitive productivity growth considering the progressive nature of technology. *Energy Economics*, 2010, 32(6) : 1345 - 1355.

²⁹ ②Feng G, Serletis A. Undesirable outputs and a primal Divisia productivity index based on the directional output distance function. *Journal of Econometrics*, 2014, 183 (1): 135 - 146.

³⁰ ③杨文举,龙睿赞:《中国地区工业绿色全要素生产率增长——基于方向性距离函数的经验分析》,《上海经济研究》2012 年第 7 期。

³¹ ④李斌,彭星,欧阳铭珂:《环境规制、绿色全要素生产率与中国工业发展方式转变——基于 36 个工业行业数据的实证研究》,《中国工业经济》2013 年第 4 期。

³² ⑤原毅军,谢荣辉:《FDI、环境规制与中国工业绿色全要素生产率增长——基于 Luenberger 指数的实证研究》,《国际贸易问题》2015 年第 8 期。

³³ ⑥谢平,徐忠:《公共财政、金融支农与农村金融改革——基于贵州省及其样本县的调查分析》,《经济研究》2006 年第 4 期。

³⁴ ⑦吴江:《金融生态、政府行为与信贷资本配置效率——来自重庆市各区县面板数据的检验》,《经济经纬》2010 年第 3 期。

(二)模型设定

金融发展促进绿色全要素生产率提高的内在机理,表现在:以金融规模和效率为代表的金融深化,以金融包容为代表的金融宽度均有效地促进了金融发展;^{①35}而金融发展通过市场手段和环境规制,影响资源形成和流向,优化资源配置、分散跨期和流动性风险,^{②36}从而改善资源配置并推动绿色技术进步,促进绿色全要素生产率提高。基于这样的理论逻辑,本文通过以下步骤构建模型:

一般的生产函数表达式为:

$$Q_{it} = A_{it} \times f(K_{it}, L_{it}) \quad (1)$$

(1)式中, Q 为区域经济产出, A 为 GTFP, K 和 L 分别为资本投入、劳动力投入, i 和 t 代表区域和时期。我们设生产函数为希克斯中性, 由于 GTFP 受到金融发展的影响, 因此, 我们设 A 是一个多元组合, 即:

$$A(FD_{it}, Others_{it}) = A_{i0} \times FD_{it}^{\alpha} \times Others_{it}^{\beta} \quad (2)$$

其中, A_{i0} 为影响 GTFP 的其他因素, FD 代表金融发展水平, $Others$ 代表控制变量, α 和 β 为参数。

将(2)式代入(1)中, 可以得到:

$$Q_{it} = A_{i0} \times FD_{it}^{\alpha} \times Others_{it}^{\beta} \times f(K_{it}, L_{it}) \quad (3)$$

(3)式进一步变形为:

$$GTFP_{it} = \frac{Q_{it}}{f(K_{it}, L_{it})} = A_{i0} \times FD_{it}^{\alpha} \times Others_{it}^{\beta}$$

两边同时取对数可得:

$$\ln GTFP_{it} = \ln A_{i0} + \alpha \ln FD_{it} + \beta \ln Others_{it} \quad (4)$$

借鉴已有的研究, 将经济水平(FGDP)、教育水平(EDU)、政府经济行为(GOV)、产业结构(IS)、基础设施(PR)等五个控制变量引入模型(4)中。同时, 上期 GTFP 的影响不可忽视, 同时还可能存在一些未观测到的影响因素, 解释变量的内生性问题不容忽视。为解决上述问题, 本文采用动态面板 SysGMM 估计方法, 通过控制遗漏的影响因素, 降低参数估计的潜在偏误, 将非严格

³⁵ ①邹新月, 赵江:《全要素生产率与金融发展关系研究》,《金融经济研究》2013 年第 2 期。

³⁶ ②Saint-Paul G. Technological choice, financial markets and economic development. European Economic Review, 1992, 36(4): 763—781.

外生变量的滞后项作为工具变量纳入估计方程，获得一致性估计。得到最终的计量模型：

$$\begin{aligned} \ln GTFP_{it} = & \mu_1 + \alpha_1 \ln GTFP_{it-1} + \alpha_2 \ln FD_{it} + \beta_{11} \ln FGDP_{it} + \beta_{12} \ln EDU_{it} + \beta_{13} \ln GOV_{it} + \beta_{14} \ln IS_{it} + \beta_{15} \ln PR_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \tag{5}$$

为进一步观察金融发展对绿色技术进步 (GTP) 和绿色技术效率 (GTE) 的影响，拓展出以下两个模型：

$$\begin{aligned} \ln GTP_{it} = & \mu_2 + \alpha_3 \ln GTP_{it-1} + \alpha_4 \ln FD_{it} + \beta_{21} \ln FGDP_{it} + \beta_{22} \ln EDU_{it} + \beta_{23} \ln GOV_{it} + \beta_{24} \ln IS_{it} + \beta_{25} \ln PR_{it} + \varepsilon'_{it} \end{aligned} \tag{6}$$

$$\begin{aligned} \ln GTE_{it} = & \mu_3 + \alpha_5 \ln GTE_{it-1} + \alpha_6 \ln FD_{it} + \beta_{31} \ln FGDP_{it} + \beta_{32} \ln EDU_{it} + \beta_{33} \ln GOV_{it} + \beta_{34} \ln IS_{it} + \beta_{35} \ln PR_{it} + \varepsilon''_{it} \end{aligned} \tag{7}$$

式中， ε 为随机扰动项，系数 α 、 β 和 μ 为待估参数，各变量含义和计算方法如表 1。³⁷

表 1 变量定义与计算方法

	符号	含义	计算方法
被解释变量	GTFP	绿色全要素生产率	MaxDEA Ultra 软件计算结果
	GTP	绿色技术进步	
	GTE	绿色技术效率	
解释变量	FD	金融发展	改进的 CRITIC 法计算结果
控制变量	FGDP	经济水平	GDP/常住人口
	EDU	教育水平	教育经费支出/一般公共财政预算支出
	GOV	政府经济行为	一般公共财政预算支出/GDP
	IS	产业结构	二三产业增加值/GDP
	PR	基础设施	公路通车里程/常住人口

注：2006 年后公路里程包括村道，统计口径发生了变化，参考陈飞^①的做法，用公路货运量年增长率作为公路里程年增长率，对 1999 ~ 2005 的数据进行推算。控制数据来源于各年《贵州省统计年鉴》、《重庆市统计年鉴》以及各区县《国民经济和社会发展统计公报》。

³⁷ ①陈飞：《中国各省份要素相对价格多锥形均衡及影响因素分析》，《数量经济技术经济研究》，2008 年第 5 期。

(三) 解释变量和被解释变量测算

金融发展的测算。通常金融发展包括金融深度和宽度两个方面，单纯用一个或几个指标来衡量金融发展水平，既存在争议，又难免出现误差，若将各个指标综合起来，构建一个金融发展指数将可以规避这一问题。借鉴 Beck 等^{③⁸}的做法，我们构建如下金融发展指标体系：

表 2 金融发展指标体系

维度	指标	单位
A 金融深度	A1 人民币存贷款余额占 GDP 比重	%
	A2 人均贷款水平	万元/人
	A3 人均储蓄水平	万元/人
B 金融宽度	B1 每万人金融机构网点数	个/万人
	B2 每万平方公里金融机构网点数	个/万平方公里

在计算金融发展指数时，为了减少这 5 个指标主观赋权的随意性，并考虑指标变异大小对权重的影响以及指标间的冲突性，我们采用改进的 CRITIC 评价法来确定权重 W_j ，表达式如下：

$$W_j = \frac{(\sigma_j + e_j) \sum_{i=1}^n (1 - r_{ij})}{\sum_{j=1}^m (\sigma_j + e_j) \sum_{i=1}^n (1 - r_{ij})}$$

式中 e_j 为熵权法的客观权重，表达式如下：

$$e_j = - (\ln n)^{-1} \sum_{i=1}^n p_{ij} \ln p_{ij}$$

其中， $p_{ij} = d_{ij} / \sum_{i=1}^n d_{ij}$ ， d_{ij} 是对原始数据 f_{ij} 进行标准化后的数据，其算法如下：

$$d_{ij} = \begin{cases} \frac{f_{ij} - \min f_{ij}}{\max f_{ij} - \min f_{ij}}, & \text{当 } f_{ij} \text{ 为正指标} \\ \frac{\max f_{ij} - f_{ij}}{\max f_{ij} - \min f_{ij}}, & \text{当 } f_{ij} \text{ 为负指标} \end{cases}$$

³⁸ ①Beck T, Demirguc — Kunt A, Peria S M. Banking Services for Everyone? Barriers to Bank Access and Use around the World. World Bank Economic Review. 2008. 22 (3) : 397—430.

因此，金融发展指数

$$FD_i = \sum_{j=1}^n W_j d_{ij}$$

需要说明的是，表 2 中 A2、A3 和 B1 的基础数据可以通过《贵州省统计年鉴》和《重庆市统计年鉴》获得，2015 年的数据源于各民族区县国民经济和社会发展统计公报。B1 和 B2 中金融机构包含商业银行、政策性银行、村镇银行、农村信用社、资金互助社等，其中，银行网点包括分行和分行营业部、支行和支行营业部、分理处、储蓄所；农村信用社网点包括地市县三级联合社及联社、信用合作社、信用社及分社、储蓄所，数据来源于银监会网站“金融许可证信息”的手工逐年统计，时间跨度均为 1999~2015 年。

绿色全要素生产率的测算。传统的径向 DEA 模型对于无效 DMU 的改进方式为投入(产出)等比例缩减(增加)，没有包含松弛变量的问题，并且 DEA-Malmquist 指数不能处理非期望产出(如环境污染)的情形，这在一定程度上影响了结果的准确性。Chambers, Chung 和 Fre 归纳了 Luenberger 利润函数，提出了非径向思路——方向距离函数(DDF)。

假定期望产出为 Y，非期望产出为 B，相应的产出向量区分为好产出向量 g_y 和坏产出向量 g_b ，对于 DMU_k 的 DDF 模型可表示为：

$$\begin{aligned} & \max \beta \\ \text{s. t. } & \begin{cases} X\lambda + \beta g_x \leq x_k \\ Y\lambda - \beta g_y \geq y_k \\ B\lambda - \beta g_b \geq b_k \\ \lambda \geq 0 \end{cases} \end{aligned}$$

其中， β 表示产出组合 (Y, B) 沿方向向量 g 能同时扩大和缩小的最大比例， $X=(x_{ij})$ 为投入要素对应的向量， λ 表示横截面观察值的权重。定义投入、期望产出和非期望产出的方向向量值 $g_x \geq 0$ 、 $g_y \geq 0$ 、 $g_b \leq 0$ ，分别表示无效 DMU 的改进方向为减少投入、增加期望产出、减少预期产出。模型的生产可能集为：

结合 Malmquist 生产率指数的构造方法，可以得到绿色全要素生产率 Malmquist-Luenberger (ML) 指数，并进一步分解为绿色技术进步指数 (GTP) 和绿色技术效率变化指数 (GTE) 两部分：

$$\begin{aligned} GTFP_t^{t+1} &= ML_t^{t+1} = \left[\frac{1 + \vec{D}_0^t(x^t, y^t, b^t; g^t)}{1 + \vec{D}_0^t(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; g^{t+1})} \times \frac{1 + \vec{D}_0^{t+1}(x^t, y^t, b^t; g^t)}{1 + \vec{D}_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; g^{t+1})} \right]^{1/2} = GTP_t^{t+1} \times GTE_t^{t+1} \\ GTP_t^{t+1} &= \left[\frac{1 + \vec{D}_0^{t+1}(x^t, y^t, b^t; g^t)}{1 + \vec{D}_0^t(x^t, y^t, b^t; g^t)} \times \frac{1 + \vec{D}_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; g^{t+1})}{1 + \vec{D}_0^t(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; g^{t+1})} \right]^{1/2} \\ GTE_t^{t+1} &= \frac{1 + \vec{D}_0^t(x^t, y^t, b^t; g^t)}{1 + \vec{D}_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; g^{t+1})} \end{aligned}$$

根据 GTFP 测算方法和以往的经验，我们以从业人员数量和物质资本存量作为投入指标，以实际 GDP 为期望产出指标，工业废水和废气排放量为非期望产出指标，如表 3：

表3 GTFP的投入产出指标

维度	指标	单位
C 投入	C1 从业人员数量	万人
	C2 物质资本存量	亿元
D 期望产出	D1 实际 GDP	亿元
E 非期望产出	E1 工业废水排放量	万吨
	E2 工业废气排放量	万吨

对于 C1 指标, 由于区县统计数据中没有直接提供“从业人员数量”这一信息, 我们用“乡村从业人员数量”与“城镇非私营单位在岗职工人数”之和近似计算。

C2 使用永续盘存法进行测算, 公式为: $C2_t = I_t + (1 - \delta)C2_{t-1}$ 。其中, I_t 是第 t 年全社会固定资产投资额, δ 为折旧率, 取值 9.6%。^{③9} I_t 用 1999 年的固定资产价格指数进行处理, 指数缺失的民族区县用地级市或省的指数替代。基期资本存量参考徐现祥等^{④0}的核算公式: $C2_0 = I_0 / (3\% + g)$ 。其中, $C2_0$ 和 I_0 分别是基期资本存量和基期固定资产投资额, g 为基期之后固定资产投资额的几何平均增长率。为简便, 我们选择 1999 年为基期, g 为 1999~2015 年的固定资产投资平均增长率。

为消除价格影响, $D1$ 以 1999 年为基期的 GDP 指数进行处理。 $E1$ 和 $E2$ 的区县数据缺失, 只能进行估计。 $E1$ 的折算方法为: $E1 = (\text{区县工业增加值} / \text{省级工业增加值}) \times \text{省级工业废水排放量}$ 。

通常 $E2$ 的构成有二氧化碳、二氧化硫及氮氧化物等, 考虑到样本实际, 我们用煤炭燃烧和水泥工业生产的废气排放来测算, 计算方法为: $E2_t = Q1_t \times CEF1 + Q2_t \times V \times (CEF2 + SEF + NEF)$ 。其中, $Q1_t$ 和 $Q2_t$ 分别代表第 t 年水泥和原煤的产量, V 为原煤与标准煤的折算系数 (0.7143)。考虑到水泥企业排放的二氧化硫和氮氧化物较少, 只计算二氧化碳的排放, 参照杜立民^{④1}的做法, 每吨水泥的二氧化碳排放系数 $CEF1$ 取值 0.527; $CEF2$ 、 SEF 和 NEF 分别为标准煤的二氧化碳、二氧化硫和碳氧化物排放系数, 根据国家发改委能源研究所的推荐值, 分别为 2.4567、0.03 和 0.0096。

以上各指标的基础数据来源于各年《贵州省统计年鉴》、《重庆市统计年鉴》、《中国县市社会经济统计年鉴》, 以及贵阳市、遵义市、安顺市、毕节市、铜仁市、黔东南州、黔南州统计年鉴和各民族区县国民经济和社会发展统计公报, 时间跨度为 1999~2015 年。

三、实证分析

(一) FD 与 GTFP 测算结果

图 1 展示了标准化后不同指标代表的民族区县金融发展水平。总体来看, 金融发展水平呈较快的上升态势, 显示了乌江流域民族地区在金融领域的巨大进步; 同时, “存贷款/GDP”基本高于“FD 指数”和“人均贷款”, 按照以往学者的观点, 用“存贷款/GDP”表示金融发展, 确实有高估的可能。此外, 从曲线的平滑性来看, “存贷款/GDP”波动幅度较大, 起伏频率较高, 而

³⁹ ① 张军, 吴桂英, 张吉鹏: 《中国省际物质资本存量估算: 1952 — 2000》, 《经济研究》2004 年第 10 期。

⁴⁰ ② 徐现祥, 周吉梅, 舒元: 《中国省区三次产业资本存量估计》, 《统计研究》2007 年第 5 期。

⁴¹ ③ 杜立民: 《我国二氧化碳排放的影响因素: 基于省级面板数据的研究》, 《南方经济》2010 年第 11 期。

“FD 指数”和“人均贷款”的形态较为接近，振幅较小，相对平缓，结合经济金融周期理论和实际发展规律，后两者无疑代表性更好。后文我们还将以“人均贷款”作为解释变量进行模型的稳健性检验。

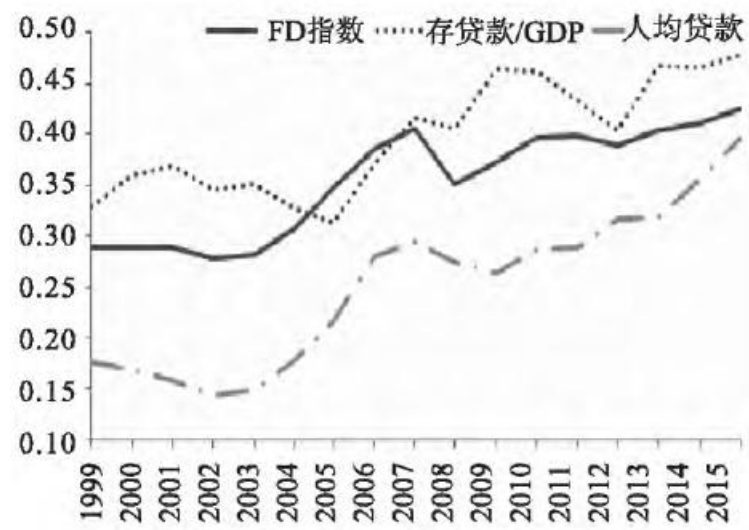


图1 不同金融发展指标比较

图 2 和表 4 的第二和第七列报告了 17 年来乌江流域 40 个民族区县 FD 指数情况。从指数的大小来看，各区县的差异较大，地处流域最末端的涪陵区县数值最大(0.7739)，而处于上游前端的威宁县数值最小(0.0456)，究其原因前者在 A2(人均贷款水平)、A3(人均储蓄水平)和 B2(每万平方公里金融机构网点数)方面领先，后者则是全面落后。分区域来看，上游 10 个区县 FD 平均值为 0.2884，低于中游 16 个区县平均值(0.3768)和下游 14 个区县平均值(0.3758)。如果以 0.5 作为分水岭，仅 4 个区县达到合格线，可见总体而言，乌江流域民族地区金融发展水平仍然很低。

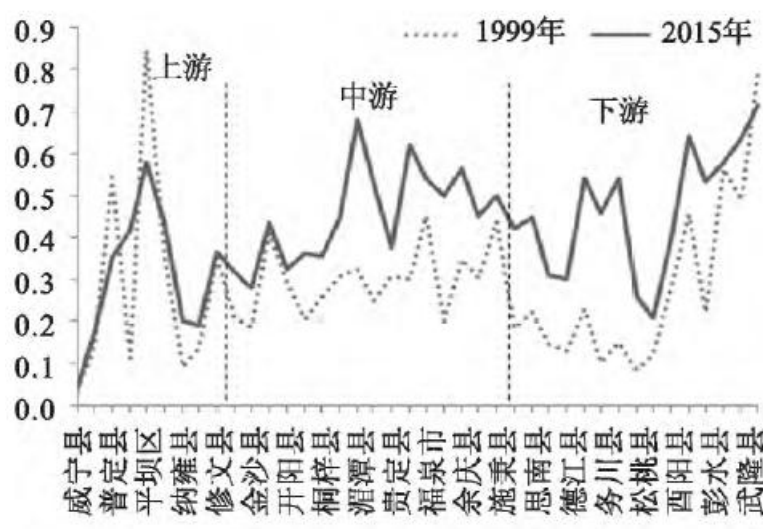


图2 不同区域FD指数比较

图 3 显示了是否考虑非期望产出的全要素生产率对比情况。可以直观地看出，GTFP 和 TFP 的走势明显不同，非期望产出对全要素生产率的影响较大。在 1999~2015 年分析期间内，除了 2009~2010 年、2013~2014 年之外，其他年份全要素生产率都

无一例外地被高估了，这与杨文举和龙睿赞、李斌等的结论相似，也印证了考虑松弛变量的非径向距离函数 ML 指数的优越性。由此可进一步推论，如果不考虑非期望产出，在经济增长核算分析中将低估各种投入要素的相对贡献，并导致金融发展对全要素生产率影响分析的不准确。图 4 反映了大多数民族区县 GTFP 在 0.9~1 之间呈负增长波动，县际差异性较小。

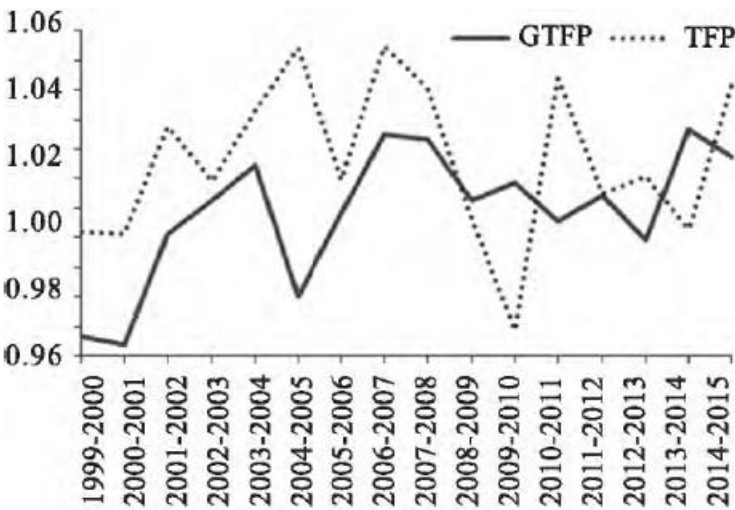


图3 TFP和GTFP走势比较

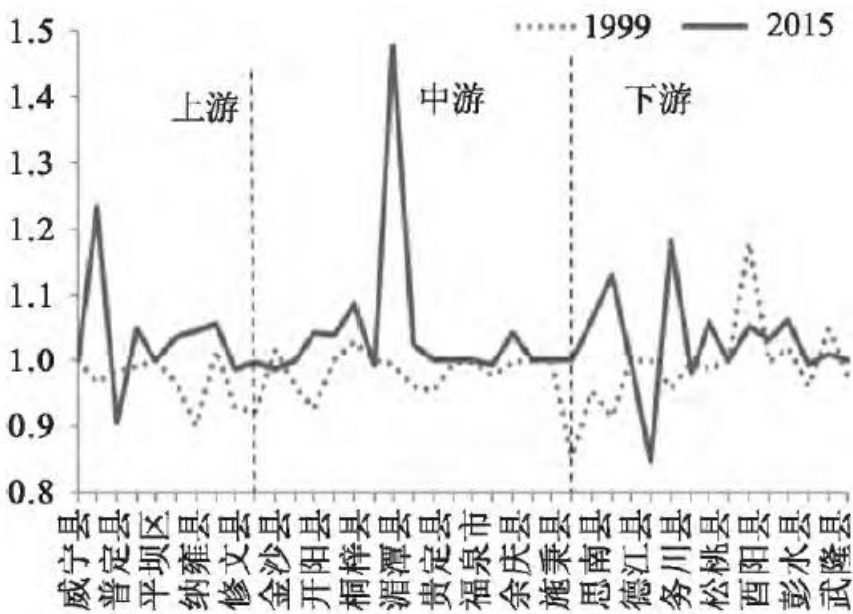


图4 不同区域GTFP比较

表 4 的第 3~5 和 8~10 列报告了 40 个民族区县的 GTFP 及其分解部分的变动情况。从结果来看，整体而言 GTFP 平均增长率为 0.6%，其中 GTE 的平均增长率(0.45%)略高于 GTP 的平均增长率(0.15%)。40 个民族区县中，GTFP 最大的为西阳县(1.0608)，最小的为正安县(0.9589)，GTFP 增长的区县有 22 个，呈倒退的 18 个，过半的民族区县都经历了绿色全要素生产率增长。下游地区 GTFP 平均增长率最高，为 1.35%，高于上游地区(0.5%)和中游地区(0.05%)，究其原因下游地区的 GTE 增长率处于相对较高水平，单位投入能产生更多的期望产出和更少的非期望产出。实际上，乌江流域污染最为严重的也是上中游段。

表4 各民族区县FD与GTFP测算结果

区县	FD	GTP	GTE	GTFP	区县	FD	GTP	GTE	GTFP
威宁县	0.0456	0.9976	1.0000	0.9976	福泉市	0.4918	1.0193	1.0004	1.0196
赫章县	0.1962	1.0177	1.0280	1.0462	凤冈县	0.3219	0.9833	1.0096	0.9928
普定县	0.4635	0.9943	1.0195	1.0137	余庆县	0.4600	0.9989	0.9975	0.9964
织金县	0.1937	1.0074	0.9912	0.9985	黄平县	0.3923	0.9967	1.0000	0.9967
平坝区	0.7245	1.0000	1.0000	1.0000	施秉县	0.4187	1.0037	1.0000	1.0037
清镇市	0.2985	1.0060	1.0000	1.0060	石阡县	0.3302	1.0047	1.0000	1.0047
纳雍县	0.1398	0.9916	1.0043	0.9958	思南县	0.4050	1.0111	0.9971	1.0081
大方县	0.2229	1.0089	1.0097	1.0186	印江县	0.2866	0.9940	1.0124	1.0063
修文县	0.3506	1.0069	0.9801	0.9869	德江县	0.2124	1.0036	1.0000	1.0036
黔西县	0.2489	0.9915	0.9952	0.9868	正安县	0.3842	0.9725	0.9860	0.9589
金沙县	0.2496	1.0229	1.0229	1.0463	务川县	0.2126	0.9911	1.0073	0.9984
息烽县	0.4273	0.9976	1.0000	0.9976	道真县	0.4139	0.9888	0.9934	0.9823
开阳县	0.3565	0.9876	1.0038	0.9913	松桃县	0.1477	1.0078	1.0190	1.0270
遵义县	0.3304	0.9977	1.0000	0.9977	沿河县	0.1632	1.0109	1.0000	1.0109
桐梓县	0.3398	1.0131	0.9873	1.0002	酉阳县	0.3392	1.0246	1.0354	1.0608

绥阳县	0.3505	0.9753	0.9956	0.9710	南川区	0.4825	1.0249	1.0140	1.0392
湄潭县	0.4786	1.0052	1.0000	1.0052	彭水县	0.3921	1.0042	1.0318	1.0362
瓮安县	0.3785	0.9933	0.9960	0.9893	黔江区	0.5047	1.0041	1.0276	1.0318
贵定县	0.3204	0.9969	1.0000	0.9969	武隆县	0.5426	1.0031	1.0193	1.0224
龙里县	0.3823	0.9991	1.0000	0.9991	涪陵区	0.7739	1.0037	1.0000	1.0037
上游	0.2884	1.0022	1.0028	1.0050	中游	0.3768	0.9997	1.0008	1.0005
下游	0.3758	1.0032	1.0102	1.0135	平均	0.3543	1.0015	1.0045	1.0060

注 “上游”指的是贵州境内威宁至黔西等10个区县（表中自上往下数），“中游”为贵州境内金沙至石阡等16个区县，“下游”则为贵州境内思南至重庆境内涪陵等14个区县。

（二）FD对GTFP的影响实证

表5给出了静态面板和动态面板估计结果。其中，第2~4列是混合效应估计结果，但F统计量的p值没有通过5%显著水平检验，R²也显示模型的拟合性较差；5~7列是固定效应估计结果，相较前者，R²和F统计量都要较大程度改善，但变量和方程的整体显著性仍较差，这表明解释变量与误差项并不独立，回归方程具有内生性。第8~10列给出了动态面板SysGMM估计结果，AR(2)检验的p值较大，支持扰动项的差分不存在二阶序列相关，Sargan检验也显示所有工具变量均外生，这意味着实证分析依据选择动态模型更合理，且选择的工具变量有效。

表5 全样本回归结果

变量	POOL			FE			SysGMM		
	GTFP	GTP	GTE	GTFP	GTP	GTE	GTFP	GTP	GTE
L							-0.0247 ** (0.020)	-0.2531 *** (0.009)	0.0889 *** (0.025)
lnFD	0.0076* (0.005)	0.0093 *** (0.004)	-0.0017* (0.005)	0.0020* (0.011)	0.0070* (0.009)	-0.050* (0.009)	0.0132 ** (0.009)	0.0187 *** (0.004)	-0.0046* (0.024)
lnFGDP	-0.0241 *** (0.010)	-0.0174 *** (0.008)	-0.0067* (0.009)	-0.0735 *** (0.020)	-0.0604 *** (0.017)	-0.0131* (0.018)	-0.0386 *** (0.021)	-0.0854 *** (0.014)	0.0596 ** (0.063)
lnEDU	0.0183* (0.013)	0.0326 *** (0.011)	-0.0144 *** (0.011)	0.0207 ** (0.021)	0.0533 *** (0.018)	-0.0326 *** (0.019)	0.1395 *** (0.029)	0.2422 *** (0.010)	0.0815 *** (0.009)
lnGOV	-0.0072* (0.006)	-0.0006* (0.005)	-0.0071 *** (0.006)	-0.0385 *** (0.016)	-0.0216 *** (0.014)	-0.0168 *** (0.015)	-0.1328 *** (0.012)	-0.0285 *** (0.006)	-0.0243* (0.048)
lnIS	0.0252 ** (0.017)	0.0256 *** (0.014)	-0.0003* (0.014)	0.0081* (0.031)	0.0175* (0.026)	-0.0094* (0.028)	0.0127 ** (0.009)	-0.0796 *** (0.018)	0.0450* (0.090)
lnPR	0.0065* (0.005)	0.0059 ** (0.004)	0.0006 ** (0.004)	0.0662 *** (0.017)	0.0506 *** (0.015)	0.0157 *** (0.015)	0.0995 *** (0.024)	0.1204 *** (0.005)	-0.0375 *** (0.040)
R ²	0.0162	0.0316	0.0157	0.1363	0.1117	0.1597			
F	1.738 (0.110)	3.440 (0.002)	1.727 (0.173)	2.083 (0.000)	1.661 (0.005)	1.838 (0.000)			
AR (2)							0.218 [0.828]	0.712 [0.476]	0.132 [0.895]
Sargan							33.438 [0.397]	37.126 [0.245]	18.724 [0.540]

注：*、**和***分别表示10%、5%和1%水平下显著；L代表滞后一阶的被解释变量，圆括号内为标准差，方括号内为p值。

根据 SysGMM 的回归结果，FD 的估计系数为正，证实了金融发展溢出效应的存在，并有效地推动了乌江流域民族地区 GTFP 的增长。换言之，在生态优先发展、生态优先治理的背景下，民族地区要发展绿色产业，实现经济可持续增长，金融同样不能忽视。通过差异化金融政策，可以诱导这些地区企业进行技术创新，加快产业转型，实现生态保护和民族经济的双赢。但从估计系数的大小来看，乌江流域(0.0132)低于姚耀军测算的全国(0.0398)、沿海地区(0.0283)和内陆地区(0.0432)，也低于李健和卫平测算的民间金融对 TFP 的影响(0.043)，但与 Méon 和 Weill 指出的“中低收入地区金融发展与 TFP 增长的正向联系变弱甚至为负”相一致。需要指出的是，本文讨论的是 FD 对 GTFP 的影响，而他们针对的是 TFP。

民族地区金融发展的 GTP 增长效应和 GTE 的阻碍效应在本文的研究中得到支持。FD 对 GTP 的贡献弹性达到 0.0187，高于对 GTFP 的贡献弹性，这就是说民族地区金融发展有助于生产部门技术边界向外扩张，引起技术进步。但与之相反，FD 阻碍了 GTE 的增长，没有推动生产过程的改进，引起管理效率的提升等。对于后一结果可能的解释是：一方面，乌江流域属于经济较为落后的民族地区，与以往的学者研究对象一样，金融发展的 GTE 增长效应比较微弱；另一方面，民族县域金融的发展更倾向金融深度的扩张，追求更多的是信贷支持，但过度授信和偏向国有部门授信，又使得信贷资金滥用，使用效率低下，难以带来生产部门的技术效率提高。可见，乌江流域民族地区金融发展促进 GTFP 增长的中间渠道，是金融发展的 GTP 效应而非 GTE 增长效应。

控制变量中，FGDP(经济水平)的回归系数为负，表明快速的民族经济发展水平并不有助于提升 GTFP，GTP 也同样没有因经济快速增长而提高，但 GTE 与经济高增长相对应。这与邹新月和赵江(2013)的研究结论契合，现阶段我国经济发展与环境规制

下的绿色全要素生产率还没有实现“波特双赢”局面。EDU(教育水平)回归系数最大,表明其对GTFP增长有着显著的促进作用,其原因在于教育引起的人力资本积累,能有效提高“干中学”效应,带来技术进步和效率改进。GOV(政府经济行为)对GTFP增长具有显著的负面影响,与Jeanneney等、姚耀军等结论相似,这与我国地方政府频繁干预经济活动、造成技术效率低下有关。IS(产业结构)和PR(基础设施)都对GTFP有正向促进作用,但对GTP和GTE的影响却不尽相同,尤其是IS阻碍了GTP的增长,PR引起GTE的倒退,与乌江流域民族地区数十个国家级贫困县长期以来的“输血政策”有关。

表6进一步报告了分地区的SysGMM估计结果。从FD的回归系数来看,上游和中游民族地区金融发展的GTFP增长效应为负,但下游为正,其原因在于上中游民族地区金融发展水平的低下,不仅无助于GTFP的增长,相反还产生了阻碍作用。不同的是,FD对GTP的推动作用无一例外地为正值,金融发展的技术进步效应再次得到证明。同时,除了上游民族地区,FD对GTE的影响也表现为“促进论”。总的来说,下游民族地区FD的作用效果基本优于上游和中游地区,中游地区又相对优于上游地区。其他变量的贡献弹性也揭示了它们与GTFP、GTP和GTE之间的关系,其中,FGDP(经济水平)和GOV(政府经济行为)依然表现为副作用,EDU(教育水平)和PR(基础设施)也为正向影响,但IS(产业结构)却产生了分化,上游民族地区一致为“促进论”,中下游地区有所不同:中游对GTFP为促进作用,但对GTP和GTE为阻碍作用,下游地区则是对GTFP和GTE为正向影响,对GTP为负面影响。

表6 分地区的SysGMM估计结果

变量	上游地区			中游地区			下游地区		
	GTFP	GTP	GTE	GTFP	GTP	GTE	GTFP	GTP	GTE
L	-0.4117*** (0.027)	0.3385*** (0.021)	0.1035** (0.010)	0.0149* (0.014)	-0.1406*** (0.073)	0.2489* (0.073)	-0.3362*** (0.018)	-0.3893*** (0.095)	0.3902** (0.045)
lnFD	-0.0223* (0.025)	0.0032** (0.011)	-0.0635** (0.051)	-0.0196*** (0.038)	0.0449** (0.048)	0.0208*** (0.013)	0.1051* (0.076)	0.0176* (0.049)	0.0265** (0.024)
lnFGDP	-0.0254** (0.054)	-0.0414*** (0.014)	0.0040* (0.021)	-0.0242* (0.016)	-0.1367*** (0.081)	0.0860* (0.014)	-0.0474** (0.049)	-0.0305*** (0.020)	0.0480** (0.076)
lnEDU	0.0657** (0.049)	0.0717*** (0.046)	0.0401** (0.050)	0.1183* (0.047)	0.0754** (0.025)	0.0957* (0.026)	0.1501*** (0.082)	0.0816*** (0.099)	0.0422*** (0.039)
lnGOV	-0.1998** (0.025)	-0.3334* (0.043)	-0.0589* (0.012)	-0.1238** (0.014)	-0.1020*** (0.057)	-0.0202** (0.041)	-0.1360* (0.054)	-0.0543* (0.097)	0.0596*** (0.058)
lnIS	0.1694* (0.086)	0.0611*** (0.028)	0.1206*** (0.017)	0.1037** (0.016)	-0.0559* (0.012)	-0.0894* (0.019)	-0.0839* (0.047)	0.1071*** (0.071)	-0.0608** (0.087)
lnPR	0.0640** (0.062)	0.0727*** (0.023)	0.0461* (0.022)	0.0985*** (0.079)	0.1219*** (0.028)	-0.0488* (0.044)	0.1450*** (0.117)	0.1184*** (0.079)	0.0598* (0.039)

变量	上游地区			中游地区			下游地区		
	GTFP	GTP	GTE	GTFP	GTP	GTE	GTFP	GTP	GTE
AR (2)	0.064 [0.995]	0.395 [0.409]	0.466 [0.642]	0.043 [0.966]	0.558 [0.957]	0.172 [0.863]	0.004 [1.000]	0.019 [0.998]	0.097 [0.922]
Sargan	2.029 [0.363]	0.833 [0.659]	1.942 [0.807]	5.298 [0.808]	11.120 [0.268]	4.853 [0.303]	5.121 [0.645]	8.858 [0.263]	3.779 [0.945]

注: *、**和***分别表示10%、5%和1%水平下显著; L代表滞后一阶的被解释变量, 圆括号内为标准差, 方括号内为p值。

前述图 1 和图 3 显示, FD 和 GTFP 的走势在 2007 年前后有了较大变化, 基本形成了“稳步增长”和“波动增长”两个不同阶段, 因而表 7 把时间跨度分为 1999~2007 年和 2008~2015 年, 分别进行 SysGMM 估计以观察结果的差异。令人担忧的是, FD 对 GTFP 的贡献弹性前一时期与后一时期相差无几, 但 FD 对 GTP 和 GTE 的影响作用却是前一时期高于后一时期, 持续的民族县域金融发展并没有带来全要素生产率及其中间渠道的同步增长。可能的解释是, 后一时期 FD 和 GTFP 均呈“波动增长”, 不稳定的投入产出比例变化, 势必导致效率低下和效率损失, 难以激发生产部门持续的技术进步和效率改进, 因而 FD 对 GTFP 的推动作用也将大打折扣。Akhter 等^{④2}的研究也表明, 金融不稳定将损害金融发展的潜在好处, 对落后地区尤其如此。值得注意的是, 控制变量 FGDP(经济水平)对 GTFP 和 GTP 的作用先是阻碍后变化为推动; GOV(政府经济行为)和 EDU(教育水平)也有类似的规律, 虽然 GOV 在后一时期还没有形成促进作用, 但阻碍作用已经有了较大幅度下降, EDU 则是正向影响持续提高、负向影响有一定减缓。IS(产业结构)和 PR(基础设施)的表现与 FD 类似, 前一时期回归系数较大, 后一时间则变小甚至为负, 呈“倒 U 型”变化。

表 7 分阶段的 SysGMM 估计结果

变量	1999 ~ 2007 年			2008 ~ 2015 年		
	GTFP	GTP	GTE	GTFP	GTP	GTE
L	-0.0575 ** (0.069)	0.0159 * (0.091)	-0.0325 * (0.067)	-0.0056 * (0.037)	-0.3781 * (0.019)	0.1023 ** (0.163)
lnFD	0.0117 * (0.033)	0.0833 *** (0.050)	0.0963 ** (0.065)	0.0118 ** (0.013)	0.0560 *** (0.019)	0.0578 ** (0.058)
lnFGDP	-0.2521 *** (0.111)	-0.1288 *** (0.115)	0.0333 *** (0.175)	0.0400 *** (0.032)	0.0713 *** (0.034)	0.0449 * (0.109)
lnEDU	0.0577 *** (0.124)	0.1557 *** (0.139)	-0.1799 *** (0.097)	0.1731 *** (0.024)	0.3270 *** (0.027)	-0.1214 ** (0.142)
lnGOV	-0.2718 *** (0.085)	-0.2675 *** (0.093)	-0.2061 ** (0.178)	-0.1484 *** (0.032)	0.0300 ** (0.041)	-0.1384 *** (0.075)
lnIS	0.0431 * (0.117)	0.0895 *** (0.149)	0.0524 *** (0.193)	-0.0187 *** (0.039)	-0.1207 ** (0.127)	0.0164 * (0.179)
lnPR	0.2366 *** (0.083)	0.1420 *** (0.044)	0.1451 ** (0.134)	0.0433 *** (0.034)	0.0047 * (0.048)	-0.1704 ** (0.218)
AR (2)	0.878 [0.380]	0.1093 [0.913]	0.9959 [0.319]	0.0372 [0.970]	0.1593 [0.947]	0.0410 [0.967]
Sargan	14.859 [0.388]	9.222 [0.817]	18.175 [0.199]	31.922 [0.471]	31.997 [0.467]	21.592 [0.363]

注: *、**和***分别表示 10%、5% 和 1% 水平下显著; L 代表滞后一阶的被解释变量, 圆括号内为标准差, 方括号内为 p 值。

(三) 稳健性检验

由于图 1 中“人均贷款”与 FD 指数的曲线变化较为一致, 且人均贷款也常用来表征金融发展程度, 因此将其作为解释变量纳入模型 (5), 来检验民族地区金融发展对绿色全要素生产率影响结果的稳健性。估计结果见表 8:

⁴² ① Selim Akhter, Yiyang Liu, Kevin Daly. Cross Country Evidence on the Linkages between Financial Development and Poverty. International Journal of Business and Management. 2010. 5 (1)

表 8 人均贷款为解释变量的估计结果

变量	全样本	上游地区	中游地区	下游地区	1999 ~ 2007 年	2008 ~ 2015 年
L	-0.0212*** (0.014)	-0.6377*** (0.029)	0.0134*** (0.096)	-0.3453*** (0.035)	-0.0643** (0.069)	-0.0244** (0.023)
lnFD	0.0567*** (0.018)	-0.0214* (0.0390)	-0.0165*** (0.038)	0.0972*** (0.019)	0.0130* (0.055)	0.0978*** (0.008)
lnFGDP	-0.0385*** (0.018)	-0.0256** (0.084)	-0.0236*** (0.106)	-0.0330*** (0.025)	-0.2194*** (0.174)	-0.1124*** (0.049)
lnEDU	0.0531*** (0.009)	0.0813* (0.069)	0.1512*** (0.029)	0.1595*** (0.028)	0.0523*** (0.007)	0.2972*** (0.015)
lnGOV	-0.1147*** (0.020)	-0.1439*** (0.081)	-0.0049*** (0.091)	-0.0796*** (0.016)	-0.2331*** (0.126)	-0.1066*** (0.009)
lnIS	0.0919*** (0.015)	0.2017* (0.036)	0.0060*** (0.141)	-0.0941*** (0.089)	0.0450*** (0.118)	-0.0175*** (0.023)
lnPR	0.0755*** (0.033)	0.0543*** (0.085)	0.0465*** (0.046)	0.0580*** (0.036)	0.2452*** (0.073)	0.0872*** (0.041)
AR (2)	0.323 [0.840]	0.061 [0.999]	0.053 [0.531]	0.015 [0.999]	0.328 [0.743]	0.520 [0.568]
Sargan	33.655 [0.387]	5.909 [0.635]	6.924 [0.645]	5.306 [0.623]	14.227 [0.433]	35.590 [0.303]

注：*、**和***分别表示 10%、5% 和 1% 水平下显著；L_t 代表滞后一阶的被解释变量，圆括号内为标准差，方括号内为 p 值。

全样本的估计结果显示，“人均贷款”对 GTFP 的影响系数仍然为正，尽管 sargan 检验的 p 值由之前的 0.397 降为 0.387，但在 5% 的显著水平下依然接受模型设定合理的假设，工具变量的选取也是较为合适的。同时，FGDP 和 GOV 引起 GTFP 退化、EDU、IS 和 PR 促使 GTFP 增长的结论与表 5 十分接近。进一步对比局部样本的 SysGMM 估计结果，很容易发现分地区和分阶段的回归系数与表 6 和表 7 也基本类似。由于估计系数方向的一致性和统计上的显著性，我们可以认为前文的估计结果是稳健的。

需要注意的是，“人均贷款”对 GTFP 的贡献弹性为 0.0567，高于表 5 中 FD 指数的贡献弹性 0.0132（分地区和分阶段的结果亦基本如此），而图 1 中“人均贷款”的走势在 FD 指数之下，由此可以推定：如果选择“人均贷款”来代表金融发展水平，会对 FD 产生低估，从而夸大 FD 对 GTFP 的影响作用。

四、结论与启示

本文基于乌江流域 40 个民族区县 1999~2015 年的数据，通过建立综合指数测算了金融发展水平，在考虑非期望产出的基础上运用非径向 Malmquist-Luenberge 方法分析了绿色全要素生产率增长情况，再利用 SysGMM 模型从整体和局部的角度研究了金融发展对绿色全要素生产率的影响。研究显示，相比以往的方法，本文测算出的金融发展水平和绿色全要素生产率更具有可靠性；就整体而言，民族地区金融发展的技术进步效应促进了绿色全要素生产率的增长，但技术效率改进效应还没有得到体现；对不同区域来说，乌江上中游民族地区金融发展水平的低下，阻碍了绿色全要素生产率的提高，下游地区则是相反；在不同时期，金融发展对绿色全要素生产率的影响尽管差异不大，但对绿色技术进步和绿色技术效率的影响却是 2007 年前高于 2007

年后。

本研究的启示在于:(1)加快跨区域金融一体化进程,提升民族县域金融包容性水平。应发挥地区框架、流域框架等地理毗邻的优势,建立健全跨区域的金融资源共享机制,减少金融排斥,提高民族县域金融深度和宽度,为小微企业、乡镇企业和居民提供更多的普惠金融服务坚持。(2)大力发展科技金融和绿色金融。积极为科技开发、成果转化和高新技术企业提供一系列系统性、创新性金融安排,为低碳和生态产业开发打包类、团体性金融产品,让科技金融、绿色金融与技术进步有效对接、有机结合,助推民族地区绿色经济发展。(3)云、黔、渝、鄂四省市加强合作,规划建设乌江绿色经济走廊。通过设计激励性环境规制,提高包括能源、环境的各种要素投入产出效率,并进行配套改革,如减少政府干预,大力发展教育,推进产业调整和基础设施优化升级等,积极把乌江流域打造为长江上游绿色经济样本。