

# 中国省域治理对经济高质量发展的影响研究

刘建党,唐杰,白燕飞

(哈尔滨工业大学(深圳)经济管理学院,广东深圳 518055)

**摘要:**良好治理是经济发展的重要保障,中国目前处于经济增长方式转型的关键时期,弄清楚良好治理与经济高质量发展的关系意义深远。基于中国省级面板数据(2001-2016),研究发现:良好治理具有显著的高质量经济发展效应,且该效应存在显著的边际递减现象;良好治理的高质量经济发展效应受到经济发展水平、地区异质性和时期异质性的显著影响;如果不考虑内生性,就容易高估良好治理的高质量经济发展效应。因此,要以自由贸易经济制度体系为目标,充分借鉴国际通行规则和经验,以更大的勇气掀起新一轮改革开放;因地制宜、有所侧重,分类推进东、中、西三大区域治理改善,特别是有效缓解西部地区面临的中等收入陷阱风险。

**关键词:**良好治理;高质量发展;边际递减;地区异质性;时期异质性

**中图分类号:**F127 **文献标识码:**A **文章编号:**1671-2404(2020)96-0072-10

## 1 引言及综述

进入新时代以来,中国人均GDP增长率持续下降,经济增长方式转型压力逐步增大。目前,中国经济正处于三期叠加<sup>①</sup>阶段,并逐步从数量型、速度型经济增长加速转向质量型、效率型的经济发展新常态。未来,中国要保持经济中高速增长,推动产业迈向中高端水平,实现“两个一百年”的宏伟目标,势必会遭遇更多的挑战和压力。站在历史的新起点上,中共中央审时度势,十八届三中全会《关于全面深化改革若干重大问题的决定》首次提出了全面深化改革的总目标是“完善和发展中国特色社会主义制度,推进国家治理体系和治理能力现代化”,十九大报告进一步明确了实现这一总目标的“两步走”规划,从战略层面强调了良好治理在国家长期高质量发展中的重要地位,尝试以治理体系和治理能力为核心的制度创新为抓手,推动中国经济形成高质量发展的新模式。

从国内外研究成果来看,绝大部分文献关注良好治理与经济增长的关系。Murrell和Olson(1991)最早提出,更好的治理使得后发国家能够发挥后发优势,比发达国家更快地实现经济增长<sup>[1]</sup>。此后,

国内外学者纷纷投入该议题的实证研究,从而形成了大量的研究成果。从有关国外实践的研究成果来看,Olson等(2000)计算ICRG(International Country Risk Guide)综合指数,认为治理质量能正向解释生产率的增长率<sup>[2]</sup>。Stojanovi等(2016)把样本划分为发达经济体、转型经济体、发展中经济体、不发达经济体和小岛经济体,认为WGI(World Governance Index)综合指数对三类经济体<sup>②</sup>的人均GDP具有显著积极作用<sup>[3]</sup>。Hussain和Haque(2016)认为经济自由度综合指数对经济增长(年度GDP增长率,5年平均GDP增长率)带来积极影响<sup>[4]</sup>。Adedokun(2017)研究结果显示,WGI指数、IIAG治理指数(Ibrahim Index of African Governance)都对人均实际GDP增长率存在显著、正向作用<sup>[5]</sup>。Mamun等(2017)认为控制石油资源变量的情况下,差的治理(制度脆弱性)对人均GDP具有显著、负向的短期效应和长期效应,良好的治理<sup>③</sup>对人均GDP具有显著、正向的短期效应和长期效应,且长期效应都比短期效应更大一些;在信息传播方便、社会资本存量高、经济全球化水平高、金融业发展良好的国家,治理质量对经济增长的积极作

① 三期叠加:(1)增长速度换挡期,是由经济发展的客观规律所决定的;(2)结构调整阵痛期,是加快经济发展方式转变的主动选择;(3)前期刺激政策消化期,是化解多年来积累的深层次矛盾的必经阶段。

② WGI指数对不发达经济体的人均GDP不存在显著积极作用。

③ 腐败控制、官僚质量、法治和秩序三项指标的综合指数(ICRG)。

收稿日期:2019-12-04

作者简介:刘建党,博士,助理研究员,主要从事地方治理与经济增长方式转型等方面的研究;唐杰,教授,博士,博士生导师,主要从事政府治理与空间经济等方面的研究;白燕飞,博士研究生,主要从事区域经济等方面的研究。E-mail:239661842@qq.com

用更加显著<sup>[6]</sup>。Kim 等(2018)采用主成分分析法构建 ICRG 综合指数,认为更好的治理有助于政府规模提升年均全要素生产率和人均实际 GDP 年均增长率,更大的政府规模有助于治理提升年均全要素生产率和人均实际 GDP 年均增长率;当治理水平达到一个门槛值以上时,治理有利于经济增长;在自然资源丰富的经济体,如上作用更加显著<sup>[7]</sup>。Boğa - Avram 等(2018)采用 WGI 综合指数,认为国家治理是 GDP 增长的格兰杰原因<sup>[8]</sup>。从有关中国实践的研究成果来看,Wilson(2016)计算中国省际年度相对治理质量综合指数(1985 - 2005),实证结果认为治理质量通过抑制第一产业、鼓励第三产业,推动了中国省级地区产业结构转型,但不支持治理质量对相对 GDP 的积极作用<sup>[9]</sup>。

只有少数文献关注良好治理与经济高质量发展的关系。陈诗一和陈登科(2018)研究 2004 - 2013 年中国 286 个地级及以上城市数据,系统考察了雾霾污染对中国经济发展质量的影响及其传导机制,认为政府治理能够有效降低雾霾污染从而促进经济发展质量的提升<sup>[10]</sup>。Liu 等(2018)计算了中国省域治理质量综合指数(2001 - 2015),认为随着治理质量的持续提升,高速度经济增长效应越来越少,高质量经济发展效应越来越多;西部地区的治理改善更多会带来高速度经济增长效应,东部地区的治理改善更多会带来高质量经济发展效应<sup>[11]</sup>。唐杰等(2019)进一步研究中国省域面板数据认为,良好治理存在显著的经济增长方式转型效应,即,随着治理质量的不断上升,良好治理的高速度经济增长效应先升后降,良好治理的高质量经济发展效应持续增强,从而逐步实现经济增长方式的成功转型。良好治理的经济增长方式转型效应受到经济发展水平(或地区差异)的显著影响,即,在经济发展水平较低地区,良好治理的高速度经济增长效应更加明显;在经济发展水平较高地区,良好治理的高质量经济发展效应更加突出<sup>[12]</sup>。

综上所述,现有文献主要关注良好治理的高速度经济增长效应,有关良好治理的高质量经济发展效应研究偏少,且存在三方面局限性:第一,有关中国省域样本的研究,更多是一种理论解释或典型事

实分析,缺乏翔实的计量分析作为依据;第二,有关城市环境治理与经济发展质量的计量分析,没有直接考察二者的计量关系,且忽视了检验区域差异性、经济发展水平的可能影响;第三,经济发展质量指标局限于人均 GDP,忽视了劳动生产率、单位 GDP 能耗等指标。鉴于此,本文选用劳动生产率、单位 GDP 能耗作为经济发展质量的替代指标,直接计量分析中国省域治理与经济发展质量的关系,分析区域异质性、经济发展水平的影响,并从内生性等五个方面进行稳健性检验。

## 2 模型及变量

### 2.1 模型设定

根据 Seldadyo 等(2010)<sup>[13]</sup>、刘明兴等(2013)<sup>[14]</sup>等的研究成果,治理质量与经济发展之间存在非线性关系。基于此,借鉴 Liu 等(2018)<sup>[11]</sup>提出的治理质量与经济发展的计量模型,本文设定的计量模型如公式(1)所示:
$$\ln y_{it} = C + \alpha_1 Gov_{it} + \alpha_2 Gov_{it}^2 + \beta C_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \dots \dots \dots (1)$$

其中, $\ln Y_{it}$ 为*i*省份*t*年的经济发展质量的自然对数, $Gov_{it}$ 为*i*省份*t*年的治理质量综合指数, $C_{it}$ 为控制变量集, $\alpha_0$ 为截距项, $\alpha_1$ 、 $\alpha_2$ 为待估系数, $\beta$ 为待估系数矩阵, $\mu_i$ 为地区效应, $\lambda_t$ 为时间效应<sup>④</sup>, $\varepsilon_{it}$ 为服从独立同分布的误差项,其均值为 0,方差为  $\sigma$ 。

### 2.2 变量说明

#### 2.2.1 经济发展质量

经济发展质量是本文的核心被解释变量,学术界对经济高质量发展的内涵界定意见不一,对经济高质量发展的指标研究尚处于探索之中,主要做法可以划分为两类:第一类采用单个指标替代经济高质量发展,比如人均实际 GDP、劳动生产率、单位 GDP 能耗等;第二类尝试构建经济高质量发展的综合指数,比如中国城市经济增长质量、长三角地区城市经济增长质量、2016 年中国各省份经济高质量发展水平等。目前,尚没有获得符合本研究需求的经济高质量发展综合指数,故本文采用劳动生产率衡量经济发展的质量,并采用单位 GDP 能耗指标进行稳健性检验。

④ Wilson(2016)指出,鉴于中国快速的经济发展和经济结构变化和治理改革,治理与增长之间的关系可能存在时间效应;同时,由于产业结构差异、私人部门发展历史、私人 - 国家互动,治理与增长之间的关系也可能存在省际异质性,即地区效应。

## 2.2.2 治理质量

治理质量是本文的核心解释变量,有的学者选用治理质量综合指数,比如;*Seldadyo* 等(2007)采用验证性因子分析法合成的 *ICRG* 指数<sup>[15]</sup>;有的学者选用治理质量分项指数,比如;*Kurtz* 和 *Schrank*(2007)采用 *WGI* 治理指数中的政府效能分项指标<sup>[16]</sup>。根据治理定量评估的最新趋势,本文强调治理内涵的多维视角和综合性,故选用唐杰等(2019)提出的中国省域治理质量综合指数(2001 - 2016)<sup>[12]</sup>,该指数强调:强政府、市场化和法治化,体现了“权力横向配置 + 治理能力 + 权力约束”的多维治理视角<sup>⑤</sup>。

## 2.2.3 控制变量

除了治理质量之外,还存在影响经济发展的其他变量,为了剔除这些变量对经济发展的影响,需要把它们纳入控制变量集。故以现有研究成果<sup>[11,15,17,18]</sup>为基础,结合数据资料的可得性,本文选择如下控制变量:开放程度(*Open*)用“(进出口总额 \* 汇率)/GDP”替代、教育水平(*Edu*)用“高

校在校学生数/常住人口”替代、城市化率(*Urban*)用“年末城镇人口比重”替代、投资占比(*Inv*)用“全社会固定资产投资/GDP”替代、人力资本(*Hum*)用“大专及以上学历人口比重<sup>⑥</sup>”替代。

## 2.3 数据来源

本文的研究样本为中国省级地区,不包括港澳台地区,因无法获得西藏、广西、内蒙古、甘肃、河北、云南、海南部分指标的数据,故有效省区为 24 个省级地区。考虑到指标口径的一致性,以及数据的可得性,样本期限为 16 年(2001 - 2016),最终有效样本为 384 个。数据来源:中国统计年鉴(2002 - 2017)、中国科技统计年鉴(2002 - 2017)、各省(自治区、直辖市)统计年鉴(2002 - 2017)。

## 3 实证分析结果

### 3.1 初步计量结果

*Hausman* 检验结果显示,固定效应模型优于随机效应模型,故本文选择固定效应模型作为最终模型形式,具体估计结果参见表 1。

表 1 初步分析的估计结果

| 变量                       | 固定效应模型(1)              | 随机效应模型(2)                 |
|--------------------------|------------------------|---------------------------|
| <i>C</i>                 | 6.45*** (46.9)         | 6.45*** (43.5)            |
| <i>Gov</i>               | 0.06065447*** (15.9)   | 0.06076537*** (15.3)      |
| <i>Gov</i> <sup>2</sup>  | -0.00014542*** (-5.64) | -0.00015497*** (-5.79)    |
| <i>Open</i>              | -0.00078972** (-2.23)  | -0.00098555*** (-2.86)    |
| <i>Edu</i>               | 0.00102742*** (5.52)   | 0.00096552*** (5.05)      |
| <i>Urban</i>             | 0.00031938 (0.31)      | 0.00110101 (1.04)         |
| <i>Inv</i>               | -0.00047999 (-1.12)    | -0.00016873 (-0.39)       |
| <i>Hum</i>               | 0.01048358*** (3.98)   | 0.011299*** (4.18)        |
| 调整 <i>R</i> <sup>2</sup> | 0.9744                 | 0.8134                    |
| 样本量                      | 384                    | 384                       |
| <i>Hausman</i> 统计量       |                        | 32.5 ( <i>P</i> = 0.0000) |

注:\*\*\*、\*\*、\* 代表在 1%、5%、10% 水平下显著,括号内为 *t* 值。

从核心解释变量来看,治理质量 *Gov* 的估计系数显著大于零,二次项 *Gov*<sup>2</sup> 的估计系数显著小于零,且治理质量的临界值为 209,大于所有样本的治理质量,故治理质量对经济增长质量具有显著的正向作用,良好治理具有显著的高质量经济发展效应。可以这样来理解良好治理对劳动生产率的正向

作用:一方面,良好治理意味着市场化改革,意味着市场机制在资源配置中的作用变大,推动劳动力等资源的配置效率提升,从而实现劳动生产率的持续提高;另一方面,良好治理意味着科技体制改革,随着治理质量的不断提高,科技体制改革成效逐步显现,技术创新能力增强,伴随新技术、新设备等的广

⑤ 限于篇幅,综合指数略,如有需要,可向作者索取。

⑥ 大专及以上学历人口样本数/六岁及以上人口样本数。

泛应用,劳动生产率不断提升。

由于二次项系数小于零,故良好治理的高质量经济发展效应存在显著的边际递减现象,该特征可以从两个方面来理解:一方面,当治理水平较低时,经济发展水平往往较低,劳动生产率也往往较低,后发优势就比较大;当治理水平上升时,经济发展水平、劳动生产率均提高,后发优势则变小。另一方面,当治理水平较低时,制度的整体性框架尚未形成,距离制度边界还比较远,制度变迁的边际收益较大;当治理质量改善时,治理水平逐步提高,不断逼近制度约束的边界,导致改革红利变小。

从非核心解释变量来看,开放程度(*Open*)的估计系数显著小于零,可以这样来理解:2001 - 2016年间,中国大陆8个省份的开放程度(进出口贸易/地区生产总值)呈现下降趋势,这与同期劳动生产率的上升趋势形成鲜明对比。教育水平(*Edu*)的估计系数显著大于零,说明高等教育发展对劳动生产率提升具有重要作用,可能的原因在于:高等院校作为科学发现中心,对技术发明、技术创新具有重要引领作用,带来的知识溢出有助于提高劳动生产率。人力资本(*Hum*)的估计系数显著大于零,说明大专及以上学历人才的高度集聚有助于提升劳动生产率,可

以这样来理解:大学毕业生掌握一定专业知识,他们是技术创新、创造发明的主要力量,故在高素质人才集聚程度越高的地方,往往拥有更多创造、更多创新的可能性,从而带来更高的劳动生产率。

### 3.2 经济发展水平

在不同经济发展水平下,治理质量与劳动生产率的关系可能存在差异,故本部分把样本划分为两类:中低及以下收入样本、中高及以上收入样本,分别进行固定效应模型估计,具体结果参见表2。对于中低及以下收入样本而言,治理质量*Gov*的估计系数显著大于零,二次项*Gov*<sup>2</sup>的估计系数显著小于零,且治理质量的临界值为133,大于所有样本的治理质量,故治理质量对劳动生产率具有显著的正向作用,且该正向作用呈现显著的边际递减现象。对于中高及以上收入样本而言,治理质量*Gov*的估计系数也显著大于零,二次项*Gov*<sup>2</sup>的估计系数也显著小于零,且治理质量的临界值为202,也大于所有样本的治理质量,故治理质量对劳动生产率也具有显著的正向作用,且该正向作用呈现显著的边际递减现象。因此,良好治理具有显著的高质量经济发展效应,且该效应存在显著的边际递减现象,这不受经济发展水平的影响。

表2 不同经济发展水平的估计结果

| 变量                       | 中低及以下收入(3)           | 中高及以上收入(4)           |
|--------------------------|----------------------|----------------------|
| <i>C</i>                 | 6.18*** (31.70)      | 6.35*** (15.00)      |
| <i>Gov</i>               | 0.070117*** (11.20)  | 0.061101*** (6.43)   |
| <i>Gov</i> <sup>2</sup>  | -0.000263*** (-4.67) | -0.000151*** (-2.84) |
| <i>Open</i>              | -0.000559 (-0.83)    | -0.001316*** (-4.42) |
| <i>Edu</i>               | 0.001865*** (7.62)   | -0.000462** (-2.19)  |
| <i>Urban</i>             | 0.002444** (2.46)    | 0.008854*** (5.61)   |
| <i>Inv</i>               | 0.000097 (0.16)      | -0.000902** (-2.01)  |
| <i>Hum</i>               | 0.005990 (1.41)      | 0.004356* (1.77)     |
| 调整 <i>R</i> <sup>2</sup> | 0.9802               | 0.9497               |
| 样本量                      | 189                  | 195                  |

注:\*\*\*、\*\*、\*代表在1%、5%、10%水平下显著,括号内为*t*值。

此外,对于中低及以下收入样本而言,治理质量*Gov*的估计系数大于中高及以上收入样本的估计系数,说明良好治理对较低收入地区劳动生产率的积极作用大于较高收入地区。可能的原因在于:较低收入地区拥有更大的后发优势,良好治理有助于释放这些后发优势,从而实现劳动生产率的更快增

长。同时,对于中低及以下收入样本而言,二次项*Gov*<sup>2</sup>的估计系数绝对值大于中高及以上收入样本的估计系数绝对值,说明较低收入地区良好治理积极作用的边际递减速度更快一些。可能的原因在于:较低收入地区往往意味着较低的治理质量,劳动生产率提升更多依靠资源配置效率的提升,故劳动

生产率容易在短期内耗尽改善空间并快速回落;而较高收入地区劳动生产率不仅依靠资源配置效率提升,也依靠技术进步、创新能力改善,故在资源配置效率改善空间短期内耗尽的情况下,劳动生产率依然可以借助技术创新来持续获得改善空间。因此,从这个视角来看,良好治理与经济增长质量的关系受到经济发展水平的影响。

### 3.3 地区异质性

在中国大陆东、中、西三大经济区<sup>⑦</sup>,不仅地理、文化、历史等因素差异较大,市场化水平、法治水平、政府能力等方面也差异较大,这些可能会对治理质量与劳动生产率的关系产生影响。故本文把样本划分为东、中、西三组,分别估计固定效应模型,具体如下表3中模型(5)、(6)、(7)所示。

表3 地区异质性的估计结果

| 变量                       | 东部地区(5)             | 中部地区(6)              | 西部地区(7)              |
|--------------------------|---------------------|----------------------|----------------------|
| <i>C</i>                 | 6.27*** (13.30)     | 6.34*** (13.60)      | 6.38*** (37.3)       |
| <i>Gov</i>               | 0.063452*** (5.48)  | 0.072454*** (5.43)   | 0.060496*** (11.80)  |
| <i>Gov</i> <sup>2</sup>  | -0.000169** (-2.54) | -0.000181** (-2.05)  | -0.000163*** (-3.91) |
| <i>Open</i>              | -0.000717* (-1.81)  | -0.007347*** (-3.03) | 0.002702* (1.79)     |
| <i>Edu</i>               | 0.000369 (1.28)     | 0.001866*** (5.38)   | 0.001069** (2.48)    |
| <i>Urban</i>             | 0.001881 (1.22)     | -0.011095*** (-5.35) | 0.006062*** (3.25)   |
| <i>Inv</i>               | 0.001609* (1.96)    | -0.002035** (-2.28)  | -0.001254* (-1.82)   |
| <i>Hum</i>               | 0.011535*** (2.97)  | 0.011562** (2.08)    | 0.007029 (1.39)      |
| 调整 <i>R</i> <sup>2</sup> | 0.9684              | 0.9822               | 0.9855               |
| 样本量                      | 144                 | 128                  | 112                  |

注:\*\*\*、\*\*、\*代表在1%、5%、10%水平下显著,括号内为*t*值。

一方面,在东、中、西三大地区,治理质量 *Gov* 的估计系数都显著大于零,二次项 *Gov*<sup>2</sup> 的估计系数都显著小于零,且所有样本的治理质量综合指数都低于所在地区治理质量的临界值,故良好治理具有显著的高质量经济发展效应,且该效应存在显著的边际递减现象,说明从这个视角来看,良好治理与经济发展质量的关系不受地区异质性的影响。

另一方面,在中部地区,治理质量 *Gov* 的估计系数约为0.072,治理质量的临界值为200;在东部地区,治理质量 *Gov* 的估计系数约为0.063,治理质量的临界值为187;在西部地区,治理质量 *Gov* 的估计系数约为0.060,治理质量的临界值为186。由此可见,在良好治理的高质量经济发展效应方面,中部地区最高,其次是东部地区,最低是西部地区;在该效应的边际递减速度方面,中部地区最慢,其次是东部地区,最快是西部地区。显然,从这个视角来看,良好治理与经济发展质量的关系受到地区异质性的影响。

可以这样来理解地区异质性:首先,与东部地区

相比,中部地区人均 *GDP* 水平和劳动生产率较低,后发优势更大一些,故在良好治理的情况下,中部地区的高质量经济发展效应优于东部地区;与东部地区相比,尽管西部地区人均 *GDP* 水平和劳动生产率较低,后发优势更明显一些,但西部地区的政府服务水平不高、市场化改革滞后、法治环境亟待改善,导致后发优势难以释放出来,故西部地区的高质量经济发展效应劣于东部地区。其次,东部地区劳动生产率的提升更多依赖于技术进步,中部地区劳动生产率的提升同时依赖于市场化和技术进步,而西部地区劳动生产率的提升更多依赖于市场化,故中部地区经济高质量发展效应的边际递减速度最慢,其次是东部地区,最后是西部地区。

### 3.4 时期异质性

2007年,美国次债危机爆发,进而引发全球经济危机,这一重大外部经济冲击,可能会影响中国的政府能力、市场化水平、法治水平,也可能会影响中国对外贸易、固定资产投资、城市化发展等方面,最终可能会对良好治理的高质量经济发展效应产生影

<sup>⑦</sup> 根据中国统计年鉴的划分标准,东部地区包括9个样本省市:辽宁、广东、上海、北京、山东、浙江、江苏、福建、天津,中部地区包括8个样本省区:河南、吉林、湖北、安徽、江西、湖南、黑龙江、山西,西部地区包括7个样本省市区:四川、贵州、陕西、青海、宁夏、新疆、重庆。

响。基于此,本文把样本划分为 2001 - 2007 年、2008 - 2016 年两个时期,分别估计固定效应模型,最终估计结果参见表 4。

表 4 时期异质性的估计结果

| 变量                       | 2001 - 2007 年(8)     | 2008 - 2016 年(9)     |
|--------------------------|----------------------|----------------------|
| <i>C</i>                 | 5.90*** (28.90)      | 7.46*** (27.50)      |
| <i>Gov</i>               | 0.077717*** (13.20)  | 0.036077*** (5.14)   |
| <i>Gov</i> <sup>2</sup>  | -0.000340*** (-7.17) | 0.000027 (0.62)      |
| <i>Open</i>              | 0.000895 (1.59)      | 0.000833 (1.63)      |
| <i>Edu</i>               | 0.001288*** (5.09)   | -0.000390* (-1.69)   |
| <i>Urban</i>             | 0.003257*** (3.54)   | 0.002475 (1.34)      |
| <i>Inv</i>               | 0.002386*** (3.20)   | -0.001340*** (-3.18) |
| <i>Hum</i>               | 0.005340 (1.33)      | 0.006932*** (2.74)   |
| 调整 <i>R</i> <sup>2</sup> | 0.9627               | 0.9519               |
| 样本量                      | 168                  | 216                  |

注:\*\*\*、\*\*、\* 代表在 1%、5%、10% 水平下显著,括号内为 *t* 值。

一方面,治理质量 *Gov* 的估计系数都显著大于零,说明无论是在 2001 - 2007 年间,还是在 2008 - 2016 年间,良好治理都具有显著的高质量经济发展效应。从这个视角来看,良好治理与经济高质量发展的关系不受时期异质性的影响。另一方面,2008 - 2016 年间,治理质量 *Gov* 的估计系数明显小于 2001 - 2007 年间,说明良好治理的高质量经济发展效应变小。从这个视角来看,良好治理与经济高质量发展的关系受到时期异质性的影响。可以这样来理解该时期异质性:2008 - 2016 年间,样本的治理水平普遍高于 2001 - 2007 年间,经济发展水平和劳

动生产率普遍较高,且更加接近制度框架的边界,后发优势普遍较小、改革红利较小,故良好治理的高质量经济发展效应就较小。

## 4 稳健性检验

### 4.1 内生性问题

根据已有文献的研究思路,治理质量可能与经济增长质量互相影响,进而产生内生性问题,故本文把所有解释变量滞后一期或二期,重新进行固定效应模型估计,具体结果参见表 5。

表 5 考虑内生性的估计结果

| 变量                       | 滞后一期(10)             | 滞后二期(11)            |
|--------------------------|----------------------|---------------------|
| <i>C</i>                 | 6.41*** (43.20)      | 6.49*** (38.10)     |
| <i>Gov</i>               | 0.057955*** (14.10)  | 0.052256*** (11.10) |
| <i>Gov</i> <sup>2</sup>  | -0.000119*** (-4.33) | -0.000075** (-2.39) |
| <i>Open</i>              | -0.000669* (-1.83)   | -0.000520 (-1.25)   |
| <i>Edu</i>               | 0.000813*** (4.01)   | 0.000520** (2.24)   |
| <i>Urban</i>             | 0.000491 (0.45)      | 0.000839 (0.68)     |
| <i>Inv</i>               | -0.000480 (-1.13)    | -0.000130 (-0.29)   |
| <i>Hum</i>               | 0.011735*** (4.37)   | 0.011370*** (3.94)  |
| 调整 <i>R</i> <sup>2</sup> | 0.9742               | 0.9707              |
| 样本量                      | 360                  | 336                 |

注:\*、\*\*、\*\*\* 代表在 10%、5%、1% 水平下显著,括号内为 *t* 值。

从核心解释变量来看,在滞后一期或二期情况下,治理质量 *Gov* 的估计系数均显著大于零,二次

项 *Gov*<sup>2</sup> 的估计系数均显著小于零,治理质量的临界值分别为 244、348,均大于所有样本的治理质量,说

明在考虑内生性问题的情况下,治理质量对劳动生产率依然存在显著正向作用,即,良好治理会带来显著的高质量经济发展效应,且该效应存在显著的边际递减现象,说明本文主要结论不受内生性的显著影响。然而,考虑内生性之后,治理质量  $Gov$  的估计系数变小了,说明如果不考虑内生性,就容易高估良好治理的高质量经济发展效应。即,劳动生产率提升也会对治理质量带来积极影响,良好治理与经济高质量发展互相影响。

从非核心解释变量来看,以滞后一期为例,与前文的初步计量结果相比,开放程度 ( $Open$ ) 的估计系数符号相同、显著性水平下降,教育水平 ( $Edu$ ) 的估计系数符号相同、显著性水平相同,城市化 ( $Urban$ ) 的估计系数符号相同、显著性水平相同,投资占比 ( $Inv$ ) 的估计系数符号相同、显著性水平相同,人力资本 ( $Hum$ ) 的估计系数符号相同、显著性水平相同,故非核心解释变量的估计系数都不受内生性问题的显著影响。

#### 4.2 模型形式选择

前文初步分析采用的模型是二次项形式,为了考察研究结论的稳健性,本部分采用双对数模型,重新进行固定效应模型估计,具体分析结果参见表6。

表6 模型形式选择的估计结果

| 变量        | 系数            | t 值    |
|-----------|---------------|--------|
| $C$       | - 1.27***     | - 3.50 |
| $lnGov$   | 2.530***      | 20.70  |
| $lnOpen$  | - 0.049035*** | - 2.85 |
| $lnEdu$   | 0.013302      | 0.47   |
| $lnUrban$ | 0.070814      | 1.62   |
| $lnInv$   | 0.033142      | 1.19   |
| $lnHum$   | 0.211591***   | 7.81   |
| 调整 $R^2$  | 0.9664        |        |
| 样本量       | 384           |        |

注: \*、\*\*、\*\*\* 代表在 10%、5%、1% 水平下显著。

从核心解释变量来看,治理质量 ( $lnGov$ ) 的估计系数为 2.53,且在 1% 水平上显著,说明治理质量每升高 1%,劳动生产率就升高 2.53%,良好治理对劳动生产率具有显著正向作用,即,良好治理会带来显著的高质量经济发展效应,且该效应存在边际递减现象,说明本文主要结论不受模型形式选择的显著影响。

从非核心解释变量来看,与前文的初步计量结果相比,开放程度 ( $lnOpen$ ) 的估计系数符号相同、显著性水平上升,人力资本 ( $lnHum$ ) 的估计系数符号一致、显著性水平相同,教育水平 ( $lnEdu$ ) 的估计系数符号相同、但系数变得不再显著,故大部分控制变量的估计系数不受模型形式的显著影响。

#### 4.3 样本类型选择

在中国大陆,虽然同为省区最高行政长官,但有的省份书记兼任中央政治局委员,比其它省份拥有较多高层政治资源。现有研究表明,政治权力结构影响经济制度、经济政策,进而影响地区经济增长质量,故本部分剔除拥有较多高层政治资源的六个省份,对剩余样本省份重新采用 OLS 进行固定效应模型估计,具体估计结果参见表7。

表7 样本类型选择的估计结果

| 变量       | 系数            | t 值    |
|----------|---------------|--------|
| $C$      | 6.35***       | 43.30  |
| $Gov$    | 0.065519***   | 15.80  |
| $Gov^2$  | - 0.000166*** | - 5.67 |
| $Open$   | - 0.001083    | - 1.44 |
| $Edu$    | 0.001022***   | 4.84   |
| $Urban$  | - 0.002355*   | - 1.95 |
| $Inv$    | - 0.001358*** | - 2.89 |
| $Hum$    | 0.017051***   | 5.18   |
| 调整 $R^2$ | 0.9791        |        |
| 样本量      | 288           |        |

注: \*、\*\*、\*\*\* 代表在 10%、5%、1% 水平下显著。

从核心解释变量来看,治理质量  $Gov$  的估计系数显著大于零,二次项  $Gov^2$  的估计系数显著小于零,治理质量的临界值为 197,大于所有样本的治理质量,说明治理质量显著正向影响劳动生产率,即,良好治理会带来显著的高质量经济发展效应,且该效应存在显著的边际递减现象,说明本文主要结论不受样本类型选择的显著影响。

从非核心解释变量来看,与前文的初步计量结果相比,开放程度 ( $Open$ ) 的系数符号不变、但系数变得不再显著,教育水平 ( $Edu$ ) 的系数符号相同、显著性水平相同,城市化 ( $Urban$ ) 的系数符号相反、且变得显著起来,投资占比 ( $Inv$ ) 的估计系数符号不变、但变得显著起来,人力资本 ( $Hum$ ) 的估计系数符号一致、显著性水平相同,故部分变量的估计系数

不受样本类型变化的显著影响。

#### 4.4 变量形式选择

在前文的初步计量结果中,本文采用年度劳动生产率作为被解释变量,年度治理质量综合指数作为核心解释变量,其他解释变量也采用年度数值,这属于静态分析视角。为了考察研究结论的稳健性,本部分选用劳动生产率的10年相对改善幅度作为被解释变量<sup>⑧</sup>,治理质量综合指数的10年相对改善幅度作为核心解释变量,其他解释变量也采用10年相对改善幅度,这属于动态分析视角,最终获得144个新样本,重新进行固定效应模型估计,具体结果参见表8。

表8 变量形式选择的估计结果

| 变量                       | 系数          | t 值   |
|--------------------------|-------------|-------|
| <i>C</i>                 | 56.90**     | 2.49  |
| <i>Gov</i>               | 3.06**      | 2.38  |
| <i>Gov</i> <sup>2</sup>  | -0.005398   | -0.32 |
| <i>Open</i>              | 0.021611    | 0.63  |
| <i>Edu</i>               | 0.081204*** | 3.36  |
| <i>Urban</i>             | 0.131948**  | 2.55  |
| <i>Inv</i>               | -0.009784   | -0.23 |
| <i>Hum</i>               | -0.021334   | -0.95 |
| 调整 <i>R</i> <sup>2</sup> | 0.5958      |       |
| 样本量                      | 144         |       |

注: \*、\*\*、\*\*\* 代表在 10%、5%、1% 水平下显著。

从核心解释变量来看,治理质量 *Gov* 的估计系数显著大于零,二次项 *Gov*<sup>2</sup> 的估计系数小于零,但不再显著,说明治理质量的相对改善幅度对劳动生产率的相对改善幅度具有显著正向影响,即,良好治理会带来显著的高质量经济发展效应,且存在显著的边际递减现象,说明本文主要结论不受变量形式的显著影响。

从非核心解释变量来看,与前文的初步计量结果相比,开放程度(*Open*)的系数符号相反、且系数变得不再显著,教育水平(*Edu*)的系数符号相同、显著性水平相同,城市化(*Urban*)的系数符号不变、但变得显著起来,投资占比(*Inv*)的估计系数符号不变、显著性水平不变,人力资本(*Hum*)的估计系数符号相反、且变得不再显著,故部分变量的估计系数

受到变量形式变化的显著影响。

#### 4.5 更换被解释变量

劳动生产率是从效率角度来衡量经济发展质量,根据国内外研究成果,也可以选择单位 *GDP* 能耗替代经济发展质量,这是从可持续角度来衡量。需要指出的是,与劳动生产率不同,单位 *GDP* 能耗属于负向指标,即,单位 *GDP* 能耗越低,经济发展质量越高。为了考察本文主要研究结论的稳健性,本部分选用单位 *GDP* 能耗为被解释变量,重新进行固定效应模型估计,具体结果参见表9。

表9 更换被解释变量的估计结果

| 变量                       | 系数           | t 值   |
|--------------------------|--------------|-------|
| <i>C</i>                 | 9.73***      | 55.80 |
| <i>Gov</i>               | 0.013320***  | 2.76  |
| <i>Gov</i> <sup>2</sup>  | -0.000220*** | -6.74 |
| <i>Open</i>              | -0.000266    | -0.59 |
| <i>Edu</i>               | 0.000624***  | 2.64  |
| <i>Urban</i>             | 0.003168**   | 2.43  |
| <i>Inv</i>               | -0.001384**  | -2.55 |
| <i>Hum</i>               | -0.005997*   | -1.79 |
| 调整 <i>R</i> <sup>2</sup> | 0.8159       |       |
| 样本量                      | 384          |       |

注: \*、\*\*、\*\*\* 代表在 10%、5%、1% 水平下显著。

从核心解释变量来看,治理质量 *Gov* 的估计系数显著大于零,二次项 *Gov*<sup>2</sup> 的估计系数显著小于零,且治理质量的临界值为 30.27,小于所有样本的治理质量,说明治理质量对单位 *GDP* 能耗存在显著负向影响,治理质量越高,单位 *GDP* 能耗越低,经济发展可持续性越强,经济发展质量就越高,故良好治理会带来显著的高质量经济发展效应,且存在显著的边际递减现象,说明本文主要结论不受被解释变量变化的显著影响。关于治理质量对单位 *GDP* 能耗的负向影响,可以这样来理解:随着治理质量的不断提高,科技体制改革成效逐步显现,科技水平和创新能力逐步增强,创新驱动效应不断扩大,经济增长更多依赖科技进步,而不是能源投入规模,故单位 *GDP* 所需要的能耗逐步下降。

从非核心解释变量来看,与前文的初步计量结果相比,开放程度(*Open*)的系数符号不变、但系数

⑧ 即,期初劳动生产率的相对增幅 = (2011年的劳动生产率/2001年的劳动生产率 - 1) \* 100,期末劳动生产率的相对增幅 = (2016年的劳动生产率/2006年的劳动生产率 - 1) \* 100,其他依此类推。



变得不再显著,教育水平(*Edu*)的系数符号相同、显著性水平相同,城市化(*Urban*)的系数符号不变、但变得显著起来,投资占比(*Inv*)的估计系数符号不变、但变得显著起来,人力资本(*Hum*)的估计系数符号相反、且显著性水平下降,故部分变量的估计系数受到因变量变化的显著影响。

## 5 结论与建议

本文选用中国省域面板数据(2001 - 2016),对治理质量与经济发展质量的关系进行计量分析,探讨经济发展水平、地区异质性、时期异质性的影响,并从内生性等五个方面进行稳健性检验,主要结论认为:第一,良好治理具有显著的高质量经济发展效应,且该效应存在显著的边际递减现象,该结论具有良好的稳健性,不受内生性、模型形式、样本类型、变量形式和被解释变量的显著影响。第二,良好治理的高质量经济发展效应受到经济发展水平的显著影响,即,对于中低及以下收入样本而言,良好治理的高质量经济发展效应大于中高及以上收入样本,且该效应的边际递减速度快于中高及以上收入样本。第三,良好治理的高质量经济发展效应受到地区异质性的显著影响,即,在良好治理的高质量经济发展效应方面,中部地区 > 东部地区 > 西部地区;在该效应的边际递减速度方面,西部地区 > 东部地区 > 中部地区。第四,良好治理的高质量经济发展效应受到时期异质性的显著影响,即,与2001 - 2007年间相比,在2008 - 2016年间,良好治理的高质量经济发展效应变小。第五,如果不考虑内生性,就容易高估良好治理的高质量经济发展效应,即,劳动生产率提升也会对治理质量带来积极影响,良好治理与经济高质量发展互相影响。

根据上述主要结论,结合中国省域经济发展趋势,可以提出如下政策建议:第一,要以自由贸易经济制度体系为目标,充分借鉴国际通行规则和经验,以更大的勇气掀起新一轮改革开放。具体来说,对内全面深化改革,加强服务型政府建设,推动简政放权,落实放管服,深化市场化改革,夯实法治社会基础,确保政府所有行为都是为了强化市场,且都是在法治的框架内展开;同时,稳妥推进对外高水平、全方位开放,落实负面清单制度,以及外商投资国民待遇,实现所有市场主体的一视同仁。第二,继续推动东部地区的治理改善,发挥其在改革创新方面的领

头羊作用,进一步强化科技进步在高质量发展中的根本作用;加快推动中部地区的市场化改革和科技体制改革,推动全社会加大科技研发投入规模,提升科技创新水平和科技实力,增强技术进步和市场化在地区经济高质量发展中的积极作用;充分借鉴东部地区和中部地区的主要经验,高度重视改善西部地区的治理水平,特别是市场化改革和知识产权保护,为民营企业和民营经济发展创造良好环境,有效降低西部地区面临的中等收入陷阱风险。

## 参考文献

- [1] Murrell P, Olson M. The Devolution of Centrally Planned Economies[J]. *Journal of Comparative Economics*, 1991, 15(15): 239-265.
- [2] Olson M, Sarna N, Swamy A V. Governance and Growth: A Simple Hypothesis Explaining Cross-Country Differences in Productivity Growth[J]. *Public Choice*, 2000, 102(3-4): 341-364.
- [3] Stojanovi I, Ateljevi J, Stevi R S. Good Governance as a Tool of Sustainable Development[J]. *European Journal of Sustainable Development*, 2016, 5(4): 558-573.
- [4] Hussain M, Haque M. Impact of Economic Freedom on the Growth Rate: A Panel Data Analysis[J]. *Economies*, 2016, 4(2): 1-15.
- [5] Adedokun A J. Foreign Aid, Governance and Economic Growth in Sub-Saharan Africa: Does One Cap Fit All? [J]. *African Development Review*, 2017, 29(2): 184-196.
- [6] Mamun M A, Sohag K, Hassan M K. Governance, Resources and Growth[J]. *Economic Modelling*, 2017, 63: 238-261.
- [7] Kim D H, Wu Y C, Lin S C. Heterogeneity in the Effects of Government Size and Governance on Economic Growth[J]. *Economic Modelling*, 2018, 68(1): 1-12.
- [8] Boța-Avram C, Groșanu A, Răchișan P R, et al. The Bidirectional Causality between Country-Level Governance, Economic Growth and Sustainable Development: A Cross-Country Data Analysis[J]. *Sustainability*, 2018, 10(2): 502.
- [9] Wilson R. Does Governance Cause Growth? Evidence from China[J]. *World Development*, 2016, 79: 138-151.
- [10] 陈诗一, 陈登科. 雾霾污染、政府治理与经济高质量发展[J]. *经济研究*, 2018(2): 20-34.
- [11] Liu J, Tang J, Zhou B, et al. The Effect of Governance

- Quality on Economic Growth;Based on China's Provincial Panel Data[J]. *Economies*,2018,6,56.
- [12] 唐杰,刘建党,梁植军. 治理质量对中国省域经济增长的影响:高速增长与高质量发展[J]. *经济社会体制比较*,2019(3):16-28.
- [13] Seldadyo H,Elhorst J P,Haan J D. Geography and Governance;Does Space Matter? [J]. *Papers in Regional Science*,2010,89(3):625-640.
- [14] 刘明兴,张冬,钱滔,等. 地方政府的非正式权力结构及其经济影响[J]. *社会学研究*,2013(5):26-52.
- [15] Seldadyo H, Nugroho E P, Haan J D. Governance and Growth Revisited[J]. *Kyklos*,2007,60(2):279-290.
- [16] Kurtz M J, Schrank A. Growth and Governance: Models, Measures, and Mechanisms[J]. *Journal of Politics*,2007,69(2):538-554.
- [17] 邵传林. 中国式分权、市场化进程与经济增长[J]. *统计研究*,2016,33(3):63-71.
- [18] 刘建党,唐杰. 治理质量与经济增长关系的比较研究[J]. *改革与战略*,2019,35(4):69-81.

## Research on the Effects of Regional Governance in China on Economic High-quality Development

LIU Jiandang, TANG Jie, BAI Yanfei

(School of Economics and Management, Harbin Institute of Technology, Shenzhen, Shenzhen Guangdong Province 518055, China)

**Abstract:** Good governance is an importance guarantee for economic development. China is in a critical period for its economic growth mode transformation, so it is of great significance to figure out the relationship between good governance and high-quality economic development. This paper, based on provincial panel data collected from 2001 to 2016, discovers that good governance has obvious impact on high-quality economic development, and the effect has diminishing marginal phenomenon; the relationship between good governance and high-end economic development is also influenced by economic development level, regional heterogeneity and period heterogeneity. If endophytism is not considered, it is easy to over-evaluate the effect. Therefore, this paper recommends that we should target at free trade economic institutional system, learn from international practices and experience, and conduct a new round of reform and opening up: adjusting measures to local conditions, having emphasis, pushing forward the eastern, middle and western regions, and easing the risks of medium income in western regions.

**Key words:** good governance; high-quality development; diminishing marginal; regional heterogeneity; period heterogeneity