

市场化改革、企业活力与经济高质量发展

唐宝时, 刘雅宁, 鲁民卿, 钟 钰

云南大学经济学院, 云南 昆明

收稿日期: 2023年7月20日; 录用日期: 2023年8月17日; 发布日期: 2023年8月30日

摘 要

制度改革是保障长期发展的主要措施。本文以市场化改革为核心的制度变迁为切入点, 运用中国287个地级市2004~2019年面板数据和工具变量等方法, 实证分析了其对经济高质量发展的影响。在理论分析基础上匹配了上市公司数据和工业企业数据, 定量分析了市场化改革对经济高质量发展的影响效应与作用机制。结果发现: 市场化改革提升了经济高质量发展水平, 主要通过激发企业家精神、提升城市创业热情与提高企业创新数量、改进创新质量来实现。进一步地, 从区位、城市行政等级等角度分析异质性, 发现市场化改革对东部、中部地区和高行政等级城市的经济高质量发展水平提升明显, 但对西部地区和一般行政等级城市的提升效果有限。本文结论为深化制度改革推进经济高质量发展提供了参考。

关键词

市场化改革, 企业活力, 经济高质量发展, 制度变迁, 企业家精神

Market-Oriented Reform, Enterprise Vitality and High-Quality Economic Development

Baoshi Tang, Yaning Liu, Minqing Lu, Yu Zhong

School of Economics, Yunnan University, Kunming Yunnan

Received: Jul. 20th, 2023; accepted: Aug. 17th, 2023; published: Aug. 30th, 2023

Abstract

System reform is the key to ensuring development in the long run. This paper sets the analytical target on market-oriented system reform, and uses methodologies such as panel data and instrumental variable in 287 cities in China between 2004 and 2019 for empirical analysis of the influence of system reform on high-quality economic development. Along with theoretical analysis, we looked into data of public companies and industrial enterprises, quantitatively analyzing the influence of market-oriented system reform on high-quality economic development and the relevant

mechanism. The results show: Market-oriented system reform would help boost high-quality economic development, mainly by way of encouraging entrepreneurship, promoting city-wide enthusiasm for startups, improving the quantity and quality of innovations. Furthermore, we also analyzed the differences in different regions and cities. We found that market-oriented system reform would exert a more notable influence on high-quality economic development in eastern China, central China or cities of higher administrative level, while that in western China or cities of lower administrative level would be more limited. This paper would provide implication for further system reform and help promote high-quality economic development.

Keywords

Market-Oriented Reforms, Corporate Dynamism, High-Quality Economic Development, Institutional Change, Entrepreneurship

Copyright © 2023 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

改革开放以来，虽然中国经济发展成就举世瞩目，但收入差距也随其持续加剧。党的二十大报告指出：“要坚持以推动高质量发展为主题，把实施扩大内需战略同深化供给侧结构性改革有机结合起来，增强国内大循环内生动力和可靠性。”如何持续推进市场化改革，缩小中国群体、城乡、区域间的发展差距，增加国内有效需求，促进经济高质量发展？本文试图对上述问题进行分析。

中国经济高速增长与制度变迁密不可分，正式与非正式制度对经济绩效的外部性，在学界亦备受瞩目[1]。高质量制度给消费者生产者提供稳定预期，引导要素流向更高生产率的部门、区域，提升社会生产率[2]。迄今为止，中国的制度变迁是以市场化改革为核心的，40多年经济改革的核心逻辑在于，通过市场化改革放松管制和松绑制度才能推动长期经济增长。但由于路径依赖等因素，中国市场机制尚未健全，市场主体地位不平等、市场分割严重、转型腐败等问题仍是严峻挑战，媒体公众持有“不患寡而患不均”的心态其来有自。

以市场化改革为核心的制度变迁是否兼顾效率与公平，推进经济高质量发展？科学回答上述问题利于凝聚共识，推进改革。鉴于此，本文使用中国287个地级市2004~2019年面板数据，通过计算地级市层面的市场化指数，作为制度变迁的代理变量，并计算地级市层面的经济高质量发展指数，实证检验制度变迁与经济高质量发展的关系。研究发现：第一，中国制度变迁提升了经济高质量发展水平；第二，制度变迁主要通过激发企业家精神，鼓励人民创业，提升企业创新数量与质量，促进了经济高质量发展；第三，本文发现制度变迁对东部、中部地区和高行政等级城市的经济高质量发展水平提升明显，但对西部地区和一般等级城市的经济高质量发展影响有限。

2. 文献综述与理论假说

2.1. 文献综述

与本文有关研究主要沿三条主线展开。第一条主线分析制度变迁的类型与原因。Lin (1989)指出，制度变迁可分为强制性与诱致性制度变迁，前者指政府法令导致的变迁，后者指经济人在响应制度不均衡导致的获利机会而进行的自发性变迁。而从制度变迁的内在动因看，当制度变迁成本小于其预期经济收

益时,便产生主动的制度创新。从外在动因看,由于人类的不完全理性与制度供给的稀缺,当环境变化,制度供给与人类需求的不匹配将引致制度变迁。

第二条主线探讨经济高质量发展的内涵与影响因素。经济高质量发展本质是坚持人民主体地位,始终做到发展为了人民、发展依靠人民、发展成果由人民共享,从发展目标来看,高质量发展致力于实现“更高质量、更有效率、更加公平、更可持续”的发展。影响经济高质量发展的因素包括:经济发展水平、社会保障、收入分配制度、城镇化水平、企业管理等。

第三条主线分析了制度变迁与经济高质量发展的关系。学界普遍认为,制度变迁通过降低交易费用、提升要素配置效率等途径促进经济增长。但制度变迁是否缩小发展差距、增加有效需求促进经济高质量发展,现有研究莫衷一是。“制度高墙”概念指出,当一国人均收入低于 10,000 美元,国家制度变迁与人均收入关系不明显,但当人均收入突破 10,000 美元,二者呈现强正相关关系。中国如何跨越制度高墙?如何通过制度变迁推动经济高质量发展?国内学者从不同视角展开论述。从微观视角姚梅洁等(2019) [3]认为国有企业的替代制度红利有助于民营控股企业缓解融资难问题,推进公平竞争,提升经济效率。更宏观地,张军扩等(2019) [4]基于跨国数据分析指出,中国可以通过制度改革翻越制度高墙,走出中等收入陷阱,推动经济高质量发展。但替代制度理论指出,在中国(1980~2010)高速发展期间,法律等正式制度对经济高质量发展收效甚微,而嵌入社会结构的非正式契约则扮演重要角色。周其仁(2017) [5]也指出在中国市场化改革中“腐败似乎比改革跑得还快”。

综上,现有研究对制度变迁提升经济效率的观点已有基本共识,但对其实现经济高质量发展的意义则未有定论。国内研究多基于省级层面数据探讨制度变迁与经济高质量发展的关系,缺乏更微观视角衡量经济高质量发展。同时现有研究更侧重分析制度变迁与经济增长的关系,对制度变迁如何缩小发展差距促进高质量发展的机制探讨较少。为此,本文拟从更微观视角研究制度变迁与经济高质量发展关系,并揭示制度变迁的作用机制。

2.2. 理论假说

中国以市场化改革为核心的制度变迁通过激发企业活力,增加企业数量并改进企业质量,改善了资源配置效率,提升经济高质量发展水平。樊纲等(2011) [6]研究表明,中国自 1997 年到 2007 年,市场化指数对经济增长的贡献率达年均 1.45%,对这一期间全要素生产率增长贡献率达 39.23%。同时,企业活力提升利于抑制群体、城乡、区域发展差距增长过快趋势,增加有效需求,提升经济高质量发展水平。具体地,首先,企业活力提升可以抑制群体发展差距增长过快趋势,促进经济高质量发展。一方面,市场化改革使企业间竞争加剧,企业通过创新与积极增加产品供给可提升竞争力,这有利于更好满足消费者多样化需求,增加各收入群体实际收入。另一方面,非国有经济蓬勃发展提升了劳动力与工作岗位的匹配程度,有利于壮大中等收入阶层群体,从总体上抑制群体收入差距过快增长趋势,进而增加有效需求,促进经济高质量发展(蔡昉, 2007) [7]。

第二,企业活力提升可以抑制城乡发展差距增长过快趋势,促进经济高质量发展。在中国改革开放初期,市场化改革促进了乡镇企业蓬勃发展,乡镇企业通过雇佣农村剩余劳动力并促进工业品自由流动,显著缩小了城乡收入差距(钟宁桦, 2011) [8]。进入 21 世纪,市场化改革促进了城市工业与服务业的快速发展,并加速了中国城市化进程。规模巨大的农村移民通过进城工作,以耳濡目染、潜移默化方式习得各类显性与默会知识,利于提升人力资本并提高劳动边际报酬,增加有效需求,促进经济高质量发展。

第三,企业活力提升可以抑制区域发展差距增长过快趋势,促进经济高质量发展。以市场化改革为核心的制度变迁激发了东部区域的企业家精神,使民营企业蓬勃发展并带动东部地区率先发展。而要素

在特定区域集聚,可以更有效激发企业活力,改善经济发展总体质量。在中国式财政分权体制下,只有在提升经济发展总体质量前提下,中央政府才可通过灵活转移支付等措施促进欠发达地区发展。同时从中长期视角看,当要素可以自由流动,欠发达地区可以利用后发优势加速发展,区域发展差距将逐渐缩小,利于促进经济高质量发展(陆铭,2018)。至此,本文提出有待检验的假说1。

假说1:制度变迁通过提升企业活力,抑制群体、城乡、区域发展差距增长过快趋势,增加有效需求,促进经济高质量发展。

影响中国区域发展差距因素包括:产业集聚能力、人力资本结构、区位、政府扶持力度等。东部地区制度变迁的经济高质量发展促进效应在于:东部地区经济实力雄厚、产业基础好,做大经济“蛋糕”能力较强。同时东部地区营商环境较好,产权界定保护更到位,分好经济“蛋糕”的社会体制更完善。但对西部地区而言,受区位历史等因素制约,经济增长乏力,做大经济“蛋糕”能力受限。其次在西部地区发展中,受制度建设等因素制约,当地政府往往追求“短平快”的GDP增长,容易使当地陷入“政策陷阱”(刘瑞明和赵仁杰,2015)。因此制度变迁对西部地区的经济高质量发展收效甚微。而中部地区制度变迁的经济高质量发展促进效应在于:中部地区具有较强区位、资源、人力资本等优势。在东部地区要素成本上升之际,借助区位优势,中部地区更容易通过区域一体化、产业承接等途径,享受东部地区的经济政策、人才等溢出效应。

目前中国城市行政等级可划分为普通地级市、非副省级的省会城市、副省级城市、直辖市。分税制改革后,中国财政资源遵循自上而下的分配逻辑,从上级城市向下级城市逐级分配(江艇等,2018)。由于高等级城市财力更雄厚,当地企业享受的政策优惠更多,制度变迁更有助于提升企业生产率,提升经济发展效率。同时,高等级城市基础设施更完善,利于发展成果共享。陆铭(2017)研究表明,大城市(往往也是高行政等级城市)规模经济效应更强,同时由于技能互补性,高低技能劳动力可以利用比较优势提升各自收入与就业概率,抑制总体收入差距过快拉大的趋势。因此对高等级城市而言,制度变迁有助于满足经济高质量发展的公平发展要求。综上,本文提出有待检验的假说2。

假说2:在市场化程度更发达的东部中部地区和行政等级更高的城市,制度变迁对经济高质量发展的促进效应更明显,制度变迁与经济高质量发展能形成良性互动。

3. 模型与数据

3.1. 计量模型

本文选取城市样本时间跨度为2004~2019年,样本包含287个地级市。本文采用双向固定效应模型考察制度变迁与经济高质量发展的线性关系,模型设定如(1)式。其中 t 表示年份, i 表示城市。 $GTFY$ 是被解释变量,以城市经济高质量发展指数表示。 $system$ 为核心解释变量,以市场化改革表示(作为制度变迁代理变量)。 X_{it} 为控制变量, A_i 、 T_t 分别为城市、时间固定效应, ε_{it} 为随机扰动项。

$$GTFY_{it} = \beta_0 + \beta_1 system_{it} + \beta_2 X_{it} + A_i + T_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

3.2. 变量定义

(1) 被解释变量:经济高质量发展指数($GTFY$)

本文参考相关研究,从总体发展程度与发展成果共享程度衡量经济高质量发展指数,具体指标如表1所示。本文采用熵值法计算经济高质量发展指数,指数数值越大,表明经济高质量发展水平更高。

(2) 核心解释变量:市场化改革($system$)

中国制度变迁进程中,市场化改革是核心。因此,本文参考相关研究,引入5个制度变量,通过熵值法量化测算市场化综合指数,作为制度变迁的代理变量。具体如表2所示:

Table 1. Index system of high-quality economic development
表 1. 经济高质量发展指标体系

维度	子维度	具体指标	指标性质	
总体 发展 程度	国民收入水平	地区国民生产总值	正向	
	物质财富水平	地区交通运输资源(公路里程数)	正向	
	精神财富水平	地区图书资源(公共图书馆藏书量)保有量	正向	
经济 高质量 发展 指数	人群 差距	群体 收入差距	低收入群体人均可支配收入/高收入群体人均可支配收入	负向
		贫困群体生活保 障水平	政府社会保障支出/政府一般预算支出	正向
	地区 差距	区域收入差距	$ (\text{当地人均国民收入水平}/\text{所在区域所有地级市人均国民收入中位数}) - 1 $	负向
		地区间公共服务 支出差距	$ (\text{当地政府一般预算支出}/\text{所在区域所有地级市政府一般预算支出中位数}) - 1 $	负向
	城乡 差距	城乡收入差距	泰尔指数	负向
		社会保障差距	城镇低保标准/农村低保标准	负向

Table 2. Index system of institutional change
表 2. 制度变迁指标体系

因子	指标
市场化程度	$1 - (\text{国有经济固定资产投资}/\text{全社会固定资产投资})$
非国有化率	$1 - (\text{规模以上的国有工业企业产值}/\text{规模以上工业企业总产值})$
收入分配	$1 - (\text{国有单位职工工资总额}/\text{工资总额})$
政府规模	财政收入/GDP
对外开放程度	进出口总额/GDP

(3) 系列控制变量。

借鉴已有研究, 本文加入如下控制变量。① 交通基础设施(*infra*), 以地级市公路里程(km)衡量; ② 电信基础设施(*elcinf*), 以邮电与电信业务量之和占地方生产总值的百分比衡量; ③ 人力资本水平(*human*), 用城市高等学校学生数与年末户籍总人口比值衡量; ④ 城市规模(*urb*), 以城市户籍人口衡量; ⑤ 政府规模(*gov*), 以政府财政支出占 GDP 比重衡量; ⑥ 经济实力(*econo*), 以人均 GDP 衡量; ⑦ 市场环境(*mar*), 以城市现有企业的存量衡量。

(4) 机制变量

① 人均新增企业数量(*num*): 以各城市新注册企业总数与常住人口比重衡量; ② 上市公司全要素生产率(*lnlfp*): 利用 LP 方法测算上市公司的全要素生产率, 以企业职工数的对数衡量劳动投入, 以构建固定资产、无形资产支付现金对数衡量资本投入, 以购买商品、接受劳务支付现金的对数衡量中间投入, 产出变量以营业收入的对数表示; ③ 企业创新数量(*patnum*): 使用中国工业企业数据库(2004~2014 年)规模以上工业企业专利申请总量衡量; ④ 企业创新质量(*patqua*): 使用以分类号方法¹计算的中国工业

¹具体地, 企业专利知识宽度计算方法为: $\text{patent_knowledge}_{i,t,\text{type}} = 1 - \sum \alpha^2$, α 表示专利分类号中各大组分类所占比重, 若企业创造专利所运用的知识宽度越大, 其专利质量越高。

企业数据库(2004~2014年)规模以上工业企业专利知识宽度衡量。表3给出了变量的描述性统计结果。

Table 3. Descriptive statistics of variables

表 3. 变量描述性统计表

变量	名称	均值	标准差	最小值	50 分位	最大值	样本量
<i>GTFY</i>	经济高质量发展指数	0.021	0.020	0.001	0.016	0.226	4512
<i>system</i>	市场化改革	0.224	0.032	0.073	0.229	0.295	4512
<i>urban</i>	城市规模	0.046	0.008	0.017	0.045	0.086	3922
<i>gov</i>	政府规模	0.213	0.091	0.097	0.200	0.775	4212
<i>human</i>	人力资本	0.002	0.002	0.000	0.001	0.013	3948
<i>mar</i>	市场环境	0.118	0.143	0.007	0.062	0.652	4201
<i>econo</i>	人均地区生产总值	0.038	0.028	0.006	0.030	0.118	4194
<i>elcinf</i>	电信基础设施	0.030	0.024	0.000	0.024	0.504	4181
<i>infra</i>	交通基础设施	0.911	0.074	0.562	0.922	1.207	4512
<i>num</i>	人均新增企业数	2.016	2.648	0.034	1.165	13.712	1,568,991
<i>lnlfp</i>	企业生产率	0.008	0.001	0.005	0.008	0.012	1,537,527
<i>patnum</i>	企业创新数量	0.023	0.068	0.000	0.000	0.460	1,440,206
<i>patqua</i>	企业创新质量	0.229	0.281	0.000	0.000	0.800	1,568,991

3.3. 数据来源

本文涉及的原始数据集具体情况为：(1) 城市宏观数据集，大部分数据来自历年《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》，少部分缺失值手动收集于各城市各年统计公报，年份自 2004 年至 2019 年；(2) 上市公司数据集，年份自 2004 年至 2019 年；(3) 中国工业企业数据库，年份自 2004 年至 2014 年，参照聂辉华等(2012)对数据库数据进行处理。

4. 计量结果及分析

4.1. 基准回归分析

本文通过逐步加入控制变量的方法检验假说 1，回归结果如表 4 所示。表 4(1)列估计结果显示，以市场化改革为核心的制度变迁对经济高质量发展有正向影响但不显著，这源自模型存在的遗漏变量问题。通过逐步加入控制变量后，表 4(6)列表明，制度变迁的经济高质量发展效应显著为正。制度变迁指数越高，表明其市场发育更成熟，意味着当地做大经济“蛋糕”、分好经济“蛋糕”能力更强，因此可以提升经济高质量发展水平。从控制变量回归结果看，交通基础设施、数字基础设施建设对经济高质量发展显著为正。这源于交通、数字基础设施建设可以降低信息、商品交易费用，便利资源跨区域配置，提升总体生产能力。地方经济实力、政府规模对经济高质量发展的影响也显著为正，这是因为在政治、经济激励下，地方政府有充分动力通过财政、金融政策等手段刺激经济发展。地方政府财政雄厚，利于其提供高质量的基础设施与公共服务。

Table 4. Baseline regression results
表 4. 基准回归结果

变量/模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>system</i>	0.008 (0.011)	0.011 (0.011)	0.027* (0.015)	0.032* (0.016)	0.032** (0.016)	0.039** (0.016)
<i>urb</i>	0.017 (0.036)	0.012 (0.036)	-0.018 (0.049)	-0.031 (0.049)	-0.037 (0.050)	-0.026 (0.051)
<i>gov</i>		0.005*** (0.001)	0.027*** (0.005)	0.027*** (0.005)	0.026*** (0.006)	0.027*** (0.006)
<i>human</i>			-0.409 (0.632)	-0.390 (0.624)	-0.331 (0.650)	-0.098 (0.639)
<i>mar</i>				0.018** (0.009)	0.021** (0.009)	0.020** (0.008)
<i>econo</i>					0.026 (0.021)	0.046** (0.020)
<i>elcinf</i>						0.040*** (0.011)
<i>infra</i>						0.047*** (0.008)
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	0.021*** (0.003)	0.019*** (0.003)	0.012** (0.005)	0.010* (0.005)	0.009* (0.005)	-0.037*** (0.011)
样本量	3922	3920	3364	3361	3347	3322
R^2	0.247	0.249	0.250	0.254	0.255	0.270
F	163.590	147.313	101.354	87.473	85.750	75.651

注：括号中报告的是标准误(在城市层面聚类)，***、**、*分别表示通过了1%、5%、10%显著性水平。

4.2. 稳健性检验

本文稳健性检验见表5，具体如下：(1) 排除极端值。在基础回归中，可能存在一些城市经济比较发达，当地政府财力雄厚、基础设施完善、公共服务配置相对均等，而另一些城市经济发展堪忧，城乡收入差距较大，若将这些样本纳入回归将影响制度变迁的处理效应估计。为此本文对被解释变量、解释变量和主要控制变量进行1%的缩尾处理，具体结果如表5(1)列所示，回归结果与基准结果一致，结论稳健。(2) 选择子样本。中国不同行政等级城市获得的财政资源、优惠政策有明显差异，而改革开放初期经济特区拥有更宽松的政策优势，为更精确估计模型(1)，本文剔除了四个直辖市(北京、上海、天津、重庆)与四个经济特区(深圳、厦门、珠海、汕头)。回归结果如表5(2)列所示，制度变迁在10%的置信水平显著提升经济高质量发展水平。(3) 内生性问题处理。第一为避免模型可能存在的反向因果关系，同时考虑到制度变迁对经济高质量发展的影响存在时滞性，本文将核心解释变量制度变迁分别取滞后一期、两期纳入

基准模型, 回归结果如表 5(3)、表 5(4)列所示, 结果稳健。第二, 为避免遗漏变量偏误, 本文进一步控制文化、地理等对经济发展具有影响的基础性因素。因此本文加入城市地形起伏度(*geo*)、城市方言多样性指数(*diver*)控制变量, 回归结果如表 5(5)列所示, 结果稳健。第三, 使用工具变量法。参考相关研究, 本文选取中国 1919 年基督教教会初级小学的注册学生人数作为制度变迁的工具变量。好工具变量需满足相关性与外生性条件, 其满足工具变量条件的合理性在于: 教会学校有助于培养公民与法律意识, 作为历史积淀影响如今城市的深层次制度环境, 因此满足相关性。表 5(6)列的弱工具变量检验的 Kleibergen-PaapF 统计值显著大于 10, 拒绝了工具变量和内生变量不相关的假设; 不可识别检验中 Kleibergen-PaapLM 统计值为 20.31, 在 1%的置信水平上拒绝了工具变量识别不足的假设, 故相关性得证。同时在恰好识别情况下, 基督教小学人数难以直接影响当地经济发展, 难以通过其他途径(地理因素、政策效应)影响经济发展, 满足排他性约束。为此构造面板工具变量回归模型, 估计结果如表 5(6)列显示, 核心变量估计系数在 10%置信水平显著, 结果稳健。

Table 5. Robustness test
表 5. 稳健性检验

变量/模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	缩尾	子样本	滞后一期	滞后两期	增加控制变量	工具变量
<i>system</i>	0.031** (0.014)	0.027* (0.014)			0.037** (0.018)	0.017* (0.010)
<i>L.system</i>			0.031** (0.013)			
<i>L2.system</i>				0.024** (0.012)		
<i>urban</i>	-0.057 (0.042)	-0.036 (0.037)	-0.056 (0.042)	-0.056 (0.042)	-0.008 (0.058)	0.044*** (0.003)
<i>gov</i>	0.023*** (0.005)	0.020*** (0.004)	0.023*** (0.005)	0.023*** (0.005)	0.028*** (0.007)	0.024 (0.020)
<i>human</i>	0.000 (0.000)	-0.231 (0.381)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.089 (0.644)	0.011*** (0.001)
<i>mar</i>	0.015** (0.006)	0.010 (0.006)	0.015** (0.006)	0.015** (0.006)	0.020** (0.008)	0.039*** (0.002)
<i>econo</i>	0.042*** (0.016)	0.042*** (0.015)	0.042*** (0.016)	0.042*** (0.016)	0.045* (0.024)	0.039*** (0.013)
<i>elcinf</i>	0.039** (0.012)	0.040*** (0.012)	0.039*** (0.012)	0.039*** (0.012)	0.059** (0.026)	0.017 (0.703)
<i>infra</i>	0.043*** (0.007)	0.042*** (0.007)	0.044*** (0.007)	0.044*** (0.007)	0.049*** (0.009)	0.025*** (0.004)
<i>geo</i>					0.019*** (0.044)	0.002*** (0.000)
<i>diver</i>					-0.086*** (0.015)	0.001 (0.001)

Continued

年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-0.030*** (0.008)	-0.029*** (0.008)	-0.030*** (0.008)	-0.029*** (0.008)	-0.040*** (0.012)	K-P LM-stat: 20.31 K-P F-stat: 20.29
样本量	3322	3227	3322	3322	2761	2938
R^2	0.405	0.421	0.405	0.405	0.271	0.581
F	100.005	136.114	100.470	98.902	55.662	447.419

4.3. 行政审批改革政策试验

基准回归与稳健性检验表明，制度变迁提升经济高质量发展水平。为进一步提升本文结论可信度，削弱内生性干扰，本文进一步考虑相对外生的行政审批改革政策对经济高质量发展的影响。行政审批改革是制度变迁的典型举措，通过在各省、市设立行政审批中心，简化企业办事流程，降低制度成本，赋能企业发展，进而提升经济高质量发展。由于设立行政审批中心是行政审批改革的典型代表，因此本文将设立行政审批中心城市视作处理组，未设立城市视作对照组，构建交错双重差分模型，检验方程如等式(2)。其中，若 i 城市当年成立行政审批中心，则当年与之后年份 $DID = 1$ ，否则 $DID = 0$ 。 $GTFY$ 为经济高质量发展指数， δ_i 、 η_t 分别为城市、年份固定效应， X_{it} 、 μ_{it} 分别为控制变量与误差项。

$$GTFY_{it} = \theta_0 DID_{it} + \theta_1 X_{it} + \delta_i + \eta_t + \mu_{it} \quad (2)$$

Table 6. Administrative approval reform and high-quality economic development

表 6. 行政审批改革与经济高质量发展

	(1)	(2)	(3)
	全样本 DID	PSM-DID	2007~2019 年
DID	0.011** (0.005)	0.011** (0.005)	0.011* (0.006)
控制变量	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制
常数项	0.077*** (0.024)	0.077*** (0.020)	0.071** (0.032)
样本量	907	830	837
R^2	0.455	0.454	0.456
F	63.457	59.901	64.020

回归结果如表 6(1)列所示， DID 系数显著为正，这说明行政审批改革能提升城市经济高质量发展水平。依据公共选择假说，设立行政审批中心利于减少政府腐败，同时跨部门联合办公有助提升企业市场进入率。同时，我们在多维度上验证这一结论。首先，本文利用事件研究法检验了平行趋势假设。如图 1 所示，处理组与控制组在政策前无系统性差异；其次，本文利用倾向得分匹配 - 双重差分法(DID-PSM)² 估计等式(2)，表 6(2)列 DID 系数依然显著为正；第三，鉴于地方政府可能在行政审批改革政策实施前“未

² 本文使用核匹配方法匹配，匹配协变量包括土地城市化、人口城市化、地区生产总值、城市公路里程，匹配结果通过平衡性检验，参见附录。

雨绸缪”主动作为，我们将样本时间限制在 2007~2019 年，结果如表 6(3)显示，结论依然稳健。因此行政审批改革作为制度变迁的典型政策，提升了经济高质量发展水平。

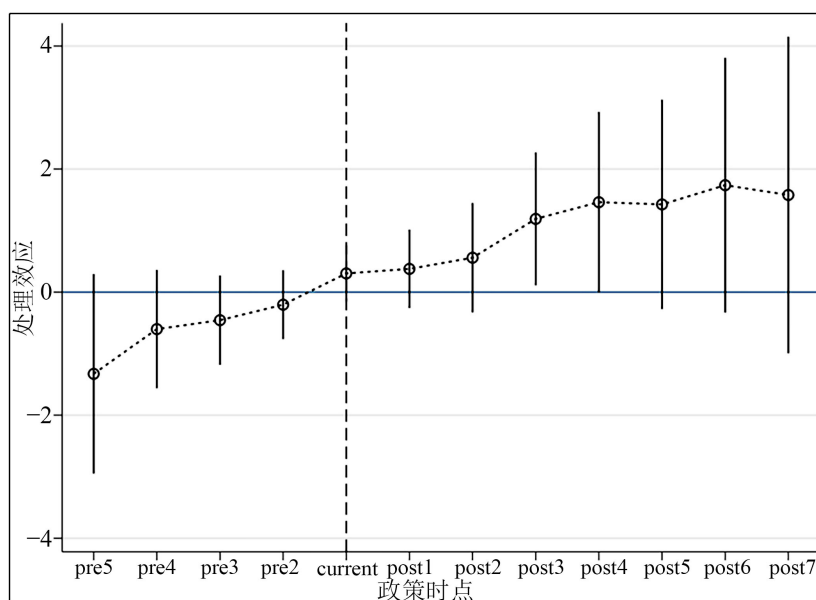


Figure 1. Parallel trend test

图 1. 平行趋势检验

5. 进一步分析

5.1. 影响机制

Table 7. Mechanism analysis

表 7. 机制分析

变量/模型	(1)	(2)	(3)	(4)
	人均新创企业	企业生产率	企业专利申请量	企业专利质量
<i>system</i>	0.048*** (0.018)	0.010*** (0.002)	0.097*** (0.033)	0.049*** (0.015)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	不控制	控制	控制	控制
常数项	0.009 (0.019)	0.005*** (0.000)	0.000 (0.007)	0.018*** (0.003)
样本量	1,549,239	1,518,858	1,162,475	1,380,062
R^2	0.682	0.978	0.367	0.030
F	130.650	34.108	8.342	14.621

注：括号中报告的是标准误(第一列数据在城市层面聚类，其余在企业层面聚类)，***、**、*分别表示通过了 1%、5%、10%显著性水平。

(1) 制度变迁与企业活力

本文认为制度变迁促进经济高质量发展最直接机制是提升企业活力，这体现在增加企业数量和提升企业效率，以及提升企业创新数量与质量。为此，本文选取人均新增企业数量衡量企业增量，用上市企业全要素生产率衡量企业效率提升，规模以上工业企业的专利申请量衡量企业创新数量，规模以上工业企业的专利知识宽度衡量企业创新质量。同时，将上述数据与城市数据进行匹配。借鉴相关机制分析的思路，将上述变量作为被解释变量，制度变迁视作核心解释变量，在控制企业、城市、时间固定效应后，实证结果如表 7 所示。表 7(1)列结果显示，制度变迁提升了人均新增企业数量，这表明制度变迁激发人民创业热情，让各类企业(国企、民企、外企)蓬勃发展。而企业全要素生产率反映了除资本、劳动力等要素外，其余要素对增长的贡献率，表 7(2)列结果说明，制度变迁还通过竞争效应、示范效应等机制改善企业生产效率。而创新是引领社会发展的根本动力，进一步地，本文还探究了制度变迁对企业创新数量与质量的影响。表 7(3)、表 7(4)列结果表明，制度变迁助力企业创新，推动其在创新数量与质量上跃升。

(2) 企业活力与差距增长趋势

本文指出以市场化改革为核心的制度变迁有助于激发企业活力。进一步地，企业活力上升是否有助于降低群体、城乡、区域发展差距增长速率，抑制差距增长过快趋势，从而增加有效需求提升经济高质量发展水平呢？为此，本文使用城市人均新创企业数作为企业活力的代理变量，使用基尼系数增长率³、泰尔指数增长率⁴、东部与中西部人均 GDP 比值增长率分别作为群体收入差距增长率、城乡收入差距增长率、区域收入差距增长率的代理变量。将人均新创企业数作为核心解释变量，三大差距增长率作为被解释变量，构建双向固定效应模型检验二者关系。估计结果如表 8 所示。表 8(1)~(3)列结果显示，人均新创企业数对群体差距增长率、城乡差距增长率、区域差距增长率均存在显著负向关系。这表明企业活力上升可以遏制群体收入差距、城乡收入差距、区域收入差距的增长过快趋势，利于促进经济高质量发展。至此，本文假说 1 得以验证。

Table 8. Growth trend of enterprise vitality and gap
表 8. 企业活力与差距增长趋势

变量/模型	(1)	(2)	(3)
	群体差距增长率	城乡差距增长率	区域差距增长率
人均新创企业数	-0.050*** (0.008)	-0.012*** (0.003)	-0.028*** (0.009)
控制变量	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制
常数项	0.922 (3.714)	-11.843*** (0.962)	130.443*** (2.141)
样本量	3869	2532	2528
R ²	0.126	0.046	0.167
F	31.121	20.402	86.153

³ 参考 Dagum (1997) 方法，基尼系数计算公式为： $G_{ij} = \left(\frac{1}{2Y_j} \sum_{r=1}^{n_j} \sum_{s=1}^{n_j} |Y_{jr} - Y_{js}| \right) / n_j^2$ ，其中 G_{ij} 是 j 地区基尼系数， Y_{jr} 表示 j 地区 i 城市的人均 GDP， Y_{js} 表示 j 地区 r 城市的人均 GDP， n_j 表示 j 地区城市个数， \bar{Y}_j 表示 j 地区人均 GDP 的平均值。

⁴ 参考曹裕等(2010)方法，泰尔指数计算公式为： $T_{ij} = \sum_{j=1}^2 \left(\frac{P_{ij}}{P_i} \ln \frac{P_{ij}}{k_{ij}} \right)$ ，其中 T_{ij} 是 i 地区 t 时期泰尔指数， $j=1, 2$ 分别表示农村、城镇地区， k_{ij} 表示第 i 组地区农村($j=1$)或城镇($j=2$)在 t 时期人口比重； p_{ijt} 表示第 i 组地区农村($j=1$)或城镇($j=2$)在 t 时期的总收入，表示第 i 组地区 t 时期总收入。

5.2. 异质性分析

(1) 东中西地区

中国幅员辽阔,受历史、地理区位等因素影响,形成了以东部地区为核心地区,西部地区为外围地区的核心-外围发展模式。考虑各地区经济发展水平等差异,制度变迁的经济高质量发展效应可能存在异质性。为此,本文将全国分为东、中、西三大地区,分组回归。回归结果如表 9(1)~(3)列所示,表 9(1)列结果表明,制度变迁显著提升东部地区经济高质量发展水平,其他条件不变下,制度变迁指数每增加一个单位,东部地区经济高质量发展水平将上升 10%。表 9(2)列结果表明,制度变迁同样提升中部地区的经济高质量发展水平。但表 9(3)列结果表明,制度变迁对西部地区经济高质量发展的影响为负,尽管负向影响微弱不显著。这表明,西部地区的经济高质量发展之路仍然任重道远。

(2) 城市行政等级

根据假说 2,制度变迁的经济高质量发展效应受城市行政等级的影响,高行政等级的城市通过财政优势、政策优势、集聚优势利于推进经济高质量发展。为检验上述假说,本文将城市分为高等级城市(包含副省级城市、非副省级省会城市、直辖市)与一般等级城市(普通地级市),分组回归。实证结果如表 9(4)、表 9(5)列所示。结果发现对高等级城市,制度变迁可以促进经济高质量发展;对一般等级城市,制度变迁收效甚微。至此,本文假说 2 得到验证。

Table 9. Heterogeneity analysis

表 9. 异质性分析

变量/模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	东部	中部	西部地区	一般等级	高等级
<i>system</i>	0.102*** (0.037)	0.025** (0.011)	-0.033 (0.022)	0.014 (0.012)	0.273* (0.134)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-0.069* (0.041)	-0.051*** (0.004)	0.016 (0.012)	-0.019** (0.007)	-0.135 (0.140)
样本量	1173	1161	988	3124	245
R^2	0.349	0.564	0.403	0.455	0.613
F	29.832	72.423	73.533	214.942	28.055

6. 结论与启示

经济高质量发展是稳步实现中国式现代化的重要路径。本文基于 2004~2019 年 287 个地级市面板数据,构造了经济高质量发展指数,并使用市场化综合指数衡量制度变迁,利用固定效应与双重差分模型实证检验了制度变迁对经济高质量发展的影响。具体结论有:(1) 中国以市场化改革为核心的制度变迁提升了经济高质量发展水平;(2) 机制分析发现,制度变迁激发了企业家精神,鼓励人民创业,推动企业在生产效率、创新数量和质量上改进,进而提升经济高质量发展水平;(3) 异质性研究表明,对东部、中部地区和高行政等级城市,制度变迁提升经济高质量发展水平的效应更明显。

基于此项研究,本文政策含义如下:第一,深化供给侧结构性改革,坚持市场化导向改革。其中,

应坚持国有企业改革在经济体制改革的核心地位，在分类改革原则下推进国有企业的混合所有制改革；第二，鼓励创新创业，发挥企业家精神。政府应该通过改革打破各方面对企业家精神的束缚，同时亟需推进劳动力市场化改革，推动劳动力要素在区域、部门间自由流动；第三，考虑区域异质性，制定更具针对性的区域政策。应构建西部地区的宏观政策利好环境与政策支撑制度，加大对西部地区的科技教育投入，完善社会法律制度保障，减少政府寻租空间，优化区域投资环境。

基金项目

本文系云南省教育厅科学研究基金项目“数字经济区域发展不平衡测度及影响因素研究”(项目编号: 2023Y0344)的阶段性成果。本文系云南大学校级人文社科类一般项目“经济高质量发展背景下环境保护税对资源配置效率的影响”(项目编号: KC-22223180)的研究成果。

参考文献

- [1] 吕朝凤, 陈汉鹏, López-Leyva, S. 社会信任、不完全契约与长期经济增长[J]. 经济研究, 2019, 54(3): 4-20.
- [2] 汪丁丁. 制度创新的一般理论[J]. 经济研究, 1992(5): 69-80.
- [3] 姚梅洁, 宋增基, 张宗益. 制度负外部性与市场主体的应对——来自中国民营企业的经验证据[J]. 管理世界, 2019, 35(11): 158-173.
- [4] 张军扩, 罗雨泽, 宋荟柯. 突破“制度高墙”与跨越“中等收入陷阱”——经验分析与理论研究结合视角[J]. 管理世界, 2019, 35(11): 1-7+71+230.
- [5] 周其仁. 体制成本与中国经济[J]. 经济学(季刊), 2017, 16(3): 859-876.
- [6] 樊纲, 王小鲁, 马光荣. 中国市场化进程对经济增长的贡献[J]. 经济研究, 2011, 46(9): 4-16.
- [7] 蔡昉. 中国劳动力市场发育与就业变化[J]. 经济研究, 2007(7): 4-14+22.
- [8] 钟宁桦. 农村工业化还能走多远?[J]. 经济研究, 2011, 46(1): 18-27+56.