

中国民事诉讼率变迁的影响机制

——对曲线理论的检验和修正

石 磊*

内容提要：经典曲线理论认为民事诉讼率与经济发展具有倒U型曲线关系，但未指出曲线关系是否受其他因素影响，而既有的中国研究因缺乏大样本的地区数据，难以从正面展开对该理论的检验和修正。基于省级面板数据的实证研究表明，中国民事诉讼率变迁具有“前降后升”的时序特征和“东西分异”的空间特征，它与经济发展呈倒U型曲线关系，并实际位于曲线前半段，经济发展在较长时间内仍将产生正向驱动力，但逐步衰减。更重要的是，市场化程度和教育水平分别对曲线关系发挥削弱和强化的调节作用。这种交互机制在中国的发现推动了理论发展，基于多层条件的新曲线理论因此成立。这有助于思考如何系统性改善法院的司法能力，例如将法院内部管理增效与区域差异化诉讼需求预测机制建设相结合，以及优化社会协同治理的宏观政策方案等。

关键词：民事诉讼率 曲线理论 调节效应 司法能力 实证研究

引言

中国民事诉讼率之变化趋势是深化司法体制改革的重要依据。民事诉讼率被普遍定义为特定时间和区域内民事诉讼案件量与人口数的比率，可直观反映社会的诉讼态度和司法需求。^{〔1〕}近年来，日益突出的“人案矛盾”对中国法院的司法能力构成严峻挑战，引起了实务界和理论界的广泛关注。^{〔2〕}为应对该问题，当前的改革措施侧重于从法院内部提升司法的供给能力，

* 上海交通大学凯原法学院助理研究员。

本文系国家社科基金重点项目“法治建设视野下的中央和地方关系实证研究”（23AFX002）的阶段性成果。感谢程金华教授对论文选题和写作框架的宝贵意见。

〔1〕 例如，法律社会史研究常用诉讼率来描述和比较一个国家或地区是否属于“诉讼社会”。参见王志强：《官方对诉讼的立场与国家司法模式——比较法视野下清代巴县钱债案件的受理与审判》，载〔日〕夫马进编：《中国诉讼社会史研究》，范愉、赵晶等译，浙江大学出版社2019年版，第533页以下。

〔2〕 参见苏力：《审判管理与社会管理——法院如何有效回应“案多人少”？》，《中国法学》2010年第6期，第178页以下；江苏省高级人民法院民三庭课题组：《怎样解决案多人少的矛盾？——以A中院民三庭K法官为调研样本》，《法律适用》2015年第6期，第26页以下；左卫民：《“诉讼爆炸”的中国应对：基于W区法院近三十年审判实践的实证分析》，《中国法学》2018年第4期，第238页以下；程金华：《中国法院“案多人少”的实证评估与应对策略》，《中国法学》2022年第6期，第239页以下。

如法官额制改革、繁简分流改革、智慧法院建设等，取得了积极成效。^{〔3〕}然而，外部需求的视角不应被忽视。一方面，发现司法需求变化规律有助于采取时机恰当的回应措施，以免对短时波动或在需求即将回落前用力过度，造成资源浪费，损害司法正义。另一方面，辨别司法需求区域特征，还有利于对有限的司法资源进行合理的区域配置，促进地区共同发展。^{〔4〕}因此，在明确司法需求的意义上，民事诉讼率构成关键研究对象。

国内外学界针对民事诉讼率的变迁问题已形成较为丰硕的研究成果。域外研究围绕民事诉讼率与经济关系的宏观关系提出了经典的曲线理论，且不断发现影响民事诉讼率的其他因素，却尚未进一步探究这些因素间的相互关系和作用路径，也较少关注发展中国家的经验。国内研究主要聚焦于描绘和解释中国民事诉讼率的整体变迁，分析了经济、法律、社会等因素的影响，但因缺乏地区层面的大样本数据，难以充分辨别其中的复杂影响机制，难以有效回应和发展已有理论。故此，有待解决的问题是：近二十余年中国民事诉讼率之变迁有何特征？其受哪些因素影响？这些因素又以怎样的作用关系影响民事诉讼率之变迁？

针对上述问题，本文借助1997—2020年的省级面板数据，描绘中国民事诉讼率的变迁态势和地区差异，侧重围绕民事诉讼率与经济关系的关系，实证检验并修正曲线理论，从而深入考察民事诉讼率变迁的影响机制，为科学预测诉讼需求和分配司法资源提供政策参考。本文将指出，中国民事诉讼率变迁具有“前降后升”的时序特征和“东西分异”的空间特征，既与经济发展呈倒U型曲线关系，也受制度环境和社会结构等方面的影响。而且重要的是，后者中的部分因素如市场化程度和教育水平，对曲线关系具有削弱或强化的调节作用。相比基于单一条件的传统曲线理论，基于多层条件的新曲线理论更具解释力。

一、民事诉讼率变迁的曲线理论

（一）曲线理论的传统构建

长久以来，当思考民事诉讼率变化的原因时，研究者首先想到的都是经济因素。从知识谱系看，如果把历史作广义解释，那么民事诉讼率变迁研究属于一种长时段的“历史”研究，1950年代美国学者赫斯特（James Willard Hurst）率领“威斯康辛学派”在法律史和法学研究中掀起的范式革命不能被忽视。传统法教义学认为法律发展自成体系，不受外部因素干预，而威斯康辛学派反对这种法律的内生性，认为法律发展是外生的，受外部社会因素影响，尤其回应经济发展的需求。^{〔5〕}经济发展造成的社会问题往往需要通过诉讼传导至司法决策以及进一步的立法实践上。^{〔6〕}

〔3〕 参见黄文艺：《论深化司法体制综合配套改革——以21世纪全球司法改革为背景》，《中国法律评论》2022年第6期，第1页以下。

〔4〕 最高人民法院工作报告连续多年透露各方法院在办案能力和队伍建设上存在差异的事实。例如，2023年报告承认“部分中级、基层法院办案压力大，一些审判领域专业化人才短缺”是当前一个困难，强调未来工作中要“加强基层基础建设，支持革命老区、民族地区、边疆地区基层法院建设”。周强：《最高人民法院工作报告》，2023年3月7日在第十四届全国人民代表大会第一次会议上。

〔5〕 See James Willard Hurst, *Law and Economic Growth: The Legal History of the Lumber Industry in Wisconsin, 1836-1915*, Cambridge: Harvard University Press, 1964, pp. 4-5; Robert W. Gordon, *Critical Legal Histories*, 36 (1 & 2) *Stanford Law Review* 63-64 (1984).

〔6〕 涂尔干、韦伯等古典社会学家认为，资本主义经济发展和相应的现代化变迁导致社会分工细化和社会关系复杂化，因此需要更加理性的正式法律制度。参见[法]埃米尔·涂尔干：《社会分工论》，渠东译，生活·读书·新知三联书店2013年版，第324页以下；[德]马克斯·韦伯：《经济与社会》第二卷上册，阎克文译，上海人民出版社2009年版，第1017页以下。

诉讼作为法律发展的媒介，为研究民事诉讼率的学者提供了母题和基本思路。

在功能主义思路下，关于民事诉讼率的经典曲线理论得以建构。该理论的基本含义是，民事诉讼率随经济发展呈先上升后下降的变化趋势，两者之间存在“倒U型”的曲线关系，曲线拐点发生于经济发展达到较高水平或成熟阶段。民事诉讼率的增速随经济发展而逐渐放缓，并在拐点由正转负。其解释逻辑分为三个要点：第一，逻辑起点是规范效应论，即法律或规则的不确定性增加导致社会主体寻求司法解决纠纷的意愿增强。^{〔7〕}这里隐含的前提假设是社会主体对于法律具有稳定的认知，即诉诸法院是解决规范不清问题的最优方案。第二，规范不确定性的诱发条件是经济发展，特别是能够引发社会重大变迁的经济状态。第三，曲线拐点发生的原因在于法律作出回应从而降低规范不确定性，包括弥补社会规范漏洞和塑造理性社会关系。具体来说，美国学者弗里德曼（Lawrence M. Friedman）认为，在传统社会迈向现代社会的转型过程中，经济快速发展所伴随的市场化和工业化，导致市场交易规模扩大和社会关系复杂化，以至于社会矛盾加剧和新型纠纷频发，人们无法从旧有秩序和规则中找到解决方案，从而更倾向于寻求法院的帮助，民事诉讼率随之增长；当工业化达到成熟水平时，法律制度实现改进和理性化，并且法律规则和司法程序的复杂化推升诉讼成本，诉讼意愿受到抑制，民事诉讼率出现停滞或下降。^{〔8〕}

现代化历程是传统曲线理论的实践基础，因此经验研究普遍从工业化角度验证曲线理论。奠基性的研究出自西班牙学者托哈里亚（José Juan Toharia）。他利用西班牙法院1900—1970年的民事诉讼率和社会经济数据，率先揭示民事诉讼率变化与经济发展的曲线关系。一方面，他从时间维度指出，在1960年代西班牙“经济奇迹”时期，民事诉讼率与经济发展呈现从高度正相关到弱相关的趋势。另一方面，他又按照工业化程度，把西班牙省级地区划分为五类，发现在经济发达、工业化程度高的省份，诉讼率持续处于较低水平，而在经济欠发达、工业化程度低的地区，诉讼率则随经济快速增长而大幅增长。^{〔9〕}相似地，美国学者格鲁斯曼（Joel B. Grossman）和萨拉特（Austin Sarat）利用1902—1972年的美国联邦地区法院数据和各州社会经济数据，发现在工业化程度最高的地区，民事案件诉讼率出现一定程度的下降，“工业化对于诉讼的影响表现为曲线模式”。^{〔10〕}此外，基于美国其他地区以及英国、德国长期司法数据的相关研究，也证明了这种现代化叙事下的曲线关系。^{〔11〕}然而，传统曲线理论主要关心经济模式转变带来的宏观影响，对经济发展的狭义理解一定程度上掩盖了社会财富增长对诉讼意

〔7〕 See Frank Munger, *Law, Change, and Litigation: A Critical Examination of an Empirical Research Tradition*, 22 (1) *Law & Society Review* 67-70 (1988).

〔8〕 See Lawrence M. Friedman, *Trial Courts and Their Work in the Modern World*, in Lawrence M. Friedman and Manfred Rehbinder (eds.), *Zur Soziologie des Gerichtsverfahrens (Sociology of the Judicial Process)*, Krefeld: Westdeutscher Verlag, 1976, p. 33.

〔9〕 参见 José Juan Toharia, *Economic Development and Litigation: The Case of Spain*, 载上引 Friedman 等主编书，第 53 页以下。该研究成果最早出现于托哈里亚于 1974 年出版的西班牙语著作（José Juan Toharia, *Cambio social y vida jurídica en España, 1900-1970*, Madrid: Edicusa, 1974）。

〔10〕 See Joel B. Grossman & Austin Sarat, *Litigation in the Federal Courts: A Comparative Perspective*, 9 (2) *Law & Society Review* 337-340 (1975).

〔11〕 参见前引〔8〕，Friedman 文，第 34 页以下；Wayne McIntosh, *150 Years of Litigation and Dispute Settlement: A Court Tale*, 15 (3 & 4) *Law & Society Review* 826-829 (1980)；Christian Wollschläger, *Civil Litigation and Modernization: The Work of the Municipal Courts of Bremen, Germany, in Five Centuries, 1549-1984*, 24 (2) *Law & Society Review* 279-281 (1990)。

愿产生的微观作用。〔12〕

诉讼的微观逻辑在传统曲线理论中的缺位不仅造成经济解释的不完整，而且还存在把其他潜在影响因素排除在外的风险。〔13〕因此，后续研究更多转向多元解释路径，主要涉及从国家视角出发的制度因素和从个体视角出发的社会因素。〔14〕具体因素及其作用将在后文详述，这里要指出的是，在考虑诸多因素后，后续研究展示了经济发展与民事诉讼率变化之间关系的多种形态。第一，两者呈非线性关系。美国学者芒格（Frank Munger）利用美国西弗吉尼亚州初审法院数据，依然验证了倒U型曲线关系，〔15〕而有的学者利用比利时的长期司法数据，发现了不规则的动态曲线。〔16〕第二，两者呈正相关。这是较为常见的研究结果，但少数来自发展中国家的证据可能只是表明，这些国家的经济还没达到曲线的门槛要求。〔17〕第三，两者呈负相关。基于1986—2002年日本县级面板数据的研究表明，民事诉讼率在经济衰退时增长，这也得到了西班牙近年数据的支持。〔18〕第四，两者无相关性。来自意大利的经验研究对此提供了相关证据。〔19〕可见，经济与诉讼之间的作用关系本身还需要更详细的澄清。

最后，很多文献都承认经济与其他解释因素具有复杂关系，但鲜有进一步讨论。美国学者雅可比（Tonja Jacobi）的研究是个例外。她运用1975—2000年的美国州法院数据，揭示了政府权力越分散，民事诉讼率越高，并且这一关系受地区经济水平调节，即州的经济水平越高，权力分散与诉讼率的正相关性越弱。〔20〕受此启发，我们有理由猜测，经济发展与民事诉讼率的关系可能也受其他因素影响。〔21〕交互关系的探明将有力推动曲线理论的发展，加深我们对民事诉讼率变化机制的理解。

（二）曲线理论对中国民事诉讼率的解释及其问题

关于中国民事诉讼率的研究，虽采用多元解释的路径，但面对中国现代化建设取得的巨大成就，经济发展的影响作用尤为受关注。根据传统曲线理论的假设，民事诉讼率在现代化初期

〔12〕 See J. Mark Ramseyer, *Litigation and Social Capital: Divorces and Traffic Accidents in Japan*, 11 (1) *Journal of Empirical Legal Studies* 44-46 (2014).

〔13〕 See Joseph Sanders, *The Interplay of Micro and Macro Processes in the Longitudinal Study of Courts: Beyond the Durkheimian Tradition*, 24 (2) *Law & Society Review* 241-256 (1990).

〔14〕 See Lynn Mather, *What Is a "Case"?*, 11 (2) *Oñati Socio-Legal Series* 358-370 (2021).

〔15〕 参见前引〔7〕，Munger文，第58页以下。

〔16〕 See F. van Loon & E. Langerwerf, *Socioeconomic Development and the Evolution of Litigation Rates of Civil Courts in Belgium, 1835-1980*, 24 (2) *Law & Society Review* 288-298 (1990).

〔17〕 See e.g., David S. Clark, *Civil Litigation Trends in Europe and Latin America since 1945: The Advantage of Intracountry Comparisons*, 24 (2) *Law & Society Review* 557 (1990); Tonja Jacobi, *The Role of Politics and Economics in Explaining Variation in Litigation Rates in the U. S. States*, 38 (1) *The Journal of Legal Studies* 218-227 (2009); Theodore Eisenberg, Sital Kalantry & Nick Robinson, *Litigation as a Measure of Well-Being*, 62 (2) *DePaul Law Review* 247-292 (2013).

〔18〕 See Tom Ginsburg & Glenn Hoetker, *The Unreluctant Litigant? An Empirical Analysis of Japan's Turn to Litigation*, 35 (1) *The Journal of Legal Studies* 51 (2006); Virginia Rosales & Dolores Jiménez-Rubio, *Empirical Analysis of Civil Litigation Determinants: The Case of Spain*, 44 (2) *European Journal of Law and Economics* 332 (2017).

〔19〕 See Amanda Carmignani & Silvia Giacomelli, *Too Many Lawyers? Litigation in Italian Civil Courts*, Working papers no. 745, Bank of Italy, 2010, pp. 20-24.

〔20〕 参见前引〔17〕，Jacobi文，第205页以下。

〔21〕 部分研究指出，经济影响效应有社会差异或区域差距，其实也暗含了这种可能性。参见前引〔10〕，Grossman等文，第325页；Stephen Daniels, *Ladders and Bushes: The Problem of Caseloads and Studying Court Activities over Time*, 9 (4) *American Bar Foundation Research Journal* 784-786 (1984)。

应随经济发展快速增长。若这是普适规律，那么中国民事诉讼率在改革开放至21世纪初的时段内也应呈现相似趋势。对此，现有研究普遍承认中国民事诉讼率与经济发展具有正相关性，但在经济因素的解释力上存在分歧。冉井富率先分析了1978—2000年中国民事诉讼率与现代化进程的关系，认为经济发展与民事诉讼率呈高度正相关，并通过1988—1989年和1999—2000年民事诉讼率的短期下降现象，以及不同案件类型的诉讼率变化差异，指出了经济影响过程的复杂性，肯定了价值导向和政策选择等因素的作用。^[22]汤鸣和李浩利用1978—2003年的全国民事审判数据，观察到1996—2003年民事诉讼率下降，与经济增长呈相反趋势，据此判断曲线拐点出现，中国民事诉讼率变化整体符合曲线理论。^[23]

不过，当视角从国家转向地方时，可能削弱经济因素的解释力。针对1990年代末的一审经济案件量下降现象，贺欣通过比较广东和湖南两个基层法院的运行状况，从诉讼需求的微观角度强调经济发展因素的解释力较小，而社会变迁和法院功能失灵可以更好地解释下降的原因。^[24]值得注意的是，后续研究在更新数据年限和扩大样本范围后，皆指出2006年后民事诉讼率再次出现增长，但在原因探索上，各自运用回归分析方法却得出了大相径庭的结果，既有支持正相关性的，也有支持负相关性的。^[25]

概言之，数据更新和视角转换不断刷新我们对中国民事诉讼率变迁与经济发展关系的认知，引发争鸣。但即便如此，既有研究在两个方面仍有较大局限性，致使几个关键问题还未得到充分审视和讨论。

首先，如何更完整地描述当下中国民事诉讼率的变迁特征？时间维度上，最新研究的考察时段截至2014年，并预测此后民事诉讼率会继续增长，是否果真如此，有待最新数据揭示。^[26]空间维度上，区域异质性需要充分考虑。中国幅员辽阔，区域社会经济发展不平衡，司法需求必然有差异。^[27]既有研究囿于数据获取不便，只得借用《中国法律年鉴》中的全国性数据研究整体的民事诉讼率变化。^[28]这导致区域描述缺失，不利于把握差异细节以发现一些特殊的变化规律。

其次，曲线理论能否充分解释中国经验？前述欧美经验研究虽然没有精确指出拐点出现的具体标准，但普遍表明其大致出现于经济发展达到发达水平之时。根据联合国等国际组织的认定，截至1970年，西班牙和美国早已进入发达经济体行列，^[29]而托哈里亚和格鲁斯曼等人

[22] 参见冉井富：《现代进程与诉讼：1978—2000年社会经济发展与诉讼率变迁的实证分析》，《江苏社会科学》2003年第1期，第89页；冉井富：《当代中国民事诉讼率变迁研究——一个比较法社会学的视角》，中国人民大学出版社2005年版，第146页以下。

[23] 参见汤鸣、李浩：《民事诉讼率：主要影响因素之分析》，《法学家》2006年第3期，第110页以下。

[24] See Xin He, *The Recent Decline in Economic Caseloads in Chinese Courts: Exploration of a Surprising Puzzle*, 190 *The China Quarterly* 352-374 (2007).

[25] 参见王峻峰：《经济增长、收入差距与民事诉讼率——转型期中国民事诉讼率实证研究》，《学术论坛》2014年第10期，第152页；Douglas J. Bujakowski, *Litigation in China: Development, Drivers, and Forecasts*, Ph. D. dissertation, The University of Wisconsin - Madison, 2017, pp. 33-41.

[26] 参见上引Bujakowski文，第81页以下。

[27] 自2006年以来，最高人民法院在“两会”上提交的工作报告多次提及，“大部分东部沿海地区”“一些经济发达地区”“一些法院”存在案件量持续增长、法官办案压力大的问题，但这些地域差异描述过于笼统。参见程金华：《法官时间研究》，《法律和社会科学》2020年第1期，第308页以下。

[28] 简单论及地区差异的研究，参见韩波：《民事诉讼率：中国与印度的初步比较》，《法学评论》2012年第2期，第54页以下。

[29] See Statistical Office of the United Nations, *Statistic Yearbook 1970*, New York: United Nations Publication, 1971, p. 35.

的相关研究就是在这样的发展历程中给出了曲线理论及其拐点的经验证明。中国是世界上最大的发展中国家，改革开放以来经济高速发展，并于2020年全面建成小康社会，国民生产总值比2010年翻了一番。^[30] 尤其在上海、北京、天津、江苏、浙江等东部发达地区，人均GDP在2020年趋近于或部分已经达到一般认为的2万亿美元的中等发达经济体门槛。^[31] 因此，如果认为近十年的中国发展相比过去更加成熟和现代化，那么曲线理论对中国问题的解释力需要重新评估。

事实上，关于中国民事诉讼率的既有研究也并未真正有效和正面地检验过曲线理论。检验曲线理论目前有三种做法。第一种是整体的时序考察法。如果发现一个国家或地区经济不断增长，而民事诉讼率在随之增长一段时间后保持稳定或下降，则认为两者存在一定的曲线关系。这种方法实质上是对相关性的观察式描述，忽视了所有干扰因素，不属于严格意义上的检验。第二种是区域比较法。在同一国家内，如果观察到在发展水平较低的地区，经济增长与民事诉讼率变化呈正相关，而在发展水平较高的地区，经济增长与民事诉讼率变化呈负相关或无关，则认为曲线关系成立。相较于第一种方法，其优势在于控制了部分国家层面因素的干扰。第三种是基于大样本的回归分析法，也是当前检验曲线理论最科学的方法。其技术思路是通过设定控制变量，发现自变量一次项显著为正、二次项显著为负，论证倒U型曲线关系成立。^[32] 相比于前两种方法，它能够纳入连续性变量拥有的丰富信息，更全面地控制其他因素的影响，大幅提高结论的有效性，并以数理模型形式直观揭示解释变量与被解释变量的真实关系。以往中国研究多采用第一种时序考察法，无法给出可靠结论。^[33] 即便少数研究试图运用回归分析法，但受限于全国性样本太少，结果同样难以令人信服。^[34] 因此，中国民事诉讼率影响因素的有效发现，很大程度上取决于大样本的地区数据。

最后，也更重要的是，若还存在其他解释因素，这些因素如何与经济因素产生关联并作用于中国民事诉讼率变迁？由于前两个问题没有被很好地回答，所以这一深层理论问题无人问津。结合上文研究评述，如果能解决大样本地区数据的欠缺问题，就不仅可以检验曲线理论、发掘其他影响因素，甚至能进一步探索影响因素间的交互关系，从而基于中国经验实质性地回应和发展曲线理论。

（三）曲线理论的条件修正及机制假设

本文认为，或许存在一种“基于多层条件”的曲线理论，可以更深入地解释民事诉讼率变迁，修正和拓展“基于单一条件”的传统曲线理论。如前所述，传统曲线理论认为民事诉讼率与经济发展具有恒定的曲线关系。不仅经济是民事诉讼率的决定性影响因素，而且两者关系（如作用方向、强度）不受其他因素干扰，因而曲线关系的成立和表现只依赖于经济发展这个单一条件。相比之下，基于多层条件的曲线理论主张，民事诉讼率和经济的曲线关系并非

[30] 参见国务院新闻办公室：《中国的全面小康》，2021年9月。

[31] 参见张文魁：《经济增长视角的中国式现代化》，《改革》2023年第6期，第7页；付凌晖、刘爱华总编：《中国统计年鉴——2021》，中国统计出版社2021年版，第92页。

[32] See Richard F. J. Haans, Constant Pieters & Zi-Lin He, *Thinking about U: Theorizing and Testing U- and Inverted U-Shaped Relationships in Strategy Research*, 37 (7) *Strategic Management Journal* 1177-1195 (2016).

[33] 参见朱涛：《社会变迁中的诉讼数据：国际经验与中国现实》，《国家行政学院学报》2014年第1期，第116页。

[34] 一篇美国的博士论文运用了美国省级面板数据，但缺失值过多，既没有涵盖所有省份，各变量数据也不够连续，结果稳健性存疑。参见前引[25]，Bujakowski文，第25页以下。

恒定，还受到制度环境、社会结构以及其他未知层面因素的影响，从而呈现出不同形态。曲线关系不再只依赖于经济发展，而是在不同社会属性层次间发生变化，其受影响的过程如同光线穿过云层而发生折射一般。具体来说，第一，新曲线理论承认民事诉讼率与经济发展具有曲线关系；第二，民事诉讼率还受其他多种因素的共同影响；第三，其中个别因素与经济发展形成交互，对曲线关系产生调节作用。在这个意义上，多层条件假设从广度和深度两个方面推进了曲线理论，反映了民事诉讼率影响机制的结构性特征。

至于主要影响因素及其机制，需要进一步理论阐述。根据已有研究，纠纷解决方式的选择无非基于两个根本原因：一是主观认同，二是理性计算。^[35]就选择诉讼途径而言，主观认同是指人们承认国家司法权的合法性，并相信诉诸法院在解决纠纷上优于不行动、和解等其他方法，从而对诉讼带有情感性的、下意识的偏好。相对地，理性计算是指人们根据掌握的财富、知识、信息等资源，对诉讼后果进行客观的、有意识的利弊权衡之过程。在行为决策时，两者的主次关系往往随具体纠纷情况而发生变化。这两个行为原因提取自对人性的一般观察，具有普遍性，可以成为解释中国民事诉讼率影响机制的逻辑前提。图1描绘了修正后曲线理论中各因素的作用途径，详述如下。

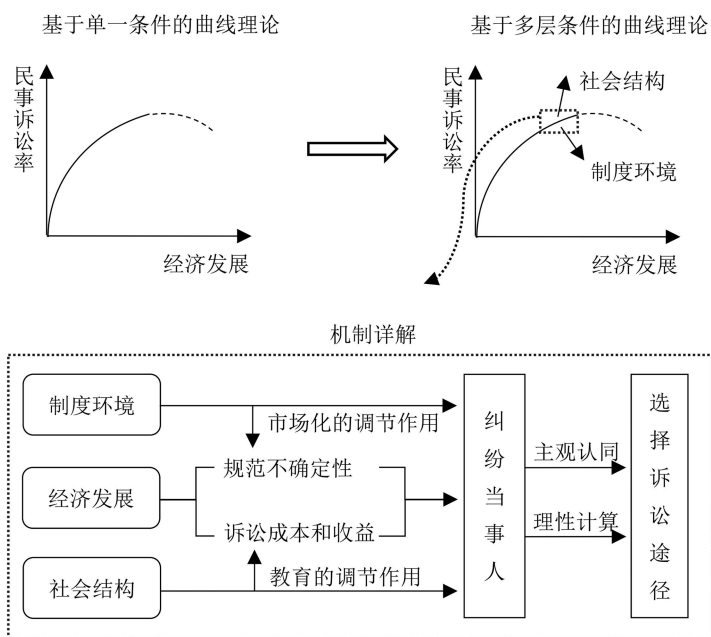


图1 曲线理论的条件修正和影响机制图

1. 经济发展对民事诉讼率的影响

经济发展为诉讼的产生提供最基本的动力，但并非持续不变。譬如，在经济现代化和乡村振兴过程中，农村土地流转的频率和范围逐渐扩大，但是原物权法、农村土地承包法以及解释文件都未对相关具体的技术性问题加以明确，导致农地诉讼频发；而随着近年来土地确权的开

[35] 参见程金华、吴晓刚：《社会阶层与民事纠纷的解决——转型时期中国的社会分化与法治发展》，《社会学研究》2010年第2期，第155页以下；Rebecca L. Sandefur, *Access to Civil Justice and Race, Class, and Gender Inequality*, 34 *Annual Review of Sociology* 341-346 (2008)。

展，土地流转逐渐规范化，相关诉讼亦逐渐减少。^[36]另有实证研究表明，经济发展导致劳资纠纷增多，而2008年劳动合同法（已修改）施行后，相关案件减少，并且东部发达省市劳动合同订立行为比其他地区更规范，案件受理量也更少。^[37]这些情况符合传统曲线理论。经济发展引发规范不确定性，扩大纠纷来源，促使民众为确定权利义务边界而更倾向于寻求司法救济，逐渐规范化后，法院工作由主要解决“法律问题”转向“常规管理”，民事诉讼率趋于稳定或下降。^[38]

这种规范不确定性的作用渠道主要建立于主观认同的基础之上。上文提及，规范效应论的隐含前提是，社会群体普遍具有较高的法律意识，能够认识到新问题缺乏规范，并相信诉诸法院是可靠的。在“法官造法”“司法治国”传统悠久的英美等国，诉讼的主观认同或许不成问题，规范不确定性能畅通地推动民事诉讼率增长。^[39]但对现代中国发展历程而言，该作用渠道并非始终通畅。从改革开放到21世纪初，人民司法经历了“恢复和兴起—部分断裂—部分恢复”的过程，民众对诉诸法院有所顾虑。^[40]有研究指出，社会整体司法公平感在2006—2013年仍属偏低，2013年后才逐渐上升。^[41]另外，发展初期较低的法律认同度还反映在中国民众对信访的重视，认为诉诸更高阶的政治权威解决问题比法律更有效。^[42]如后文将假设的，该作用的实现可能更依赖其他因素对主观认同的调整。

作为经济发展的另一条作用渠道，诉讼成本和收益的相应变化在中国造成的影响可能更为直接。诉讼成本是理性人决定是否诉讼的关键因素。若诉讼成本高于期待收益，纠纷当事人会选择和解等低成本的替代性纠纷解决方式。^[43]因此，在增加个人财富的意义上，经济发展可使当事人有能力负担更高的成本，产生更强烈的诉讼意愿。但是，随着生活水平不断提高，诉讼的机会成本相应提高，民众将对大量小额纠纷逐渐失去诉讼意愿，而更倾向于和解。^[44]此时，民事诉讼率可能下降。例如，2021年民事诉讼法修正前，小额诉讼案件在全国普遍较少，远低于最高人民法院设想的占全部民事案件的30%。^[45]基层法院反映，这是因为“部分群众

[36] 参见孙晓勇：《农地诉讼频发的成因分析——以司法实践调研为基础》，《中国法律评论》2021年第1期，第72页以下。

[37] 参见高宏艳：《经济转型时期我国劳动争议增长的影响因素实证研究》，《税务与经济》2012年第3期，第39页以下；王智崑、赵继伦、于桂兰：《我国劳动争议案件数量增长状况与原因——基于1991—2016年相关数据的实证分析》，《山东大学学报（哲学社会科学版）》2020年第5期，第71页。

[38] See Lawrence M. Friedman & Robert V. Percival, *A Tale of Two Courts: Litigation in Alameda and San Benito Counties*, 10 (2) *Law & Society Review* 270-280 (1976).

[39] 参见于明：《司法治国：英国法庭的政治史（1154—1702）》，法律出版社2015年版，第304页以下。

[40] 参见何永军：《断裂与延续：人民法院建设（1978—2005）》，中国政法大学出版社2018年版，第62页以下。

[41] 参见冯煜清、曾瑜：《法治中国建设中的感知正义变化趋势——基于CSS数据的追踪研究》，《中国法律评论》2023年第4期，第176页。

[42] 参见周永坤：《信访潮与中国纠纷解决机制的路径选择》，《暨南学报（哲学社会科学版）》2006年第1期，第37页以下。

[43] See Steven Shavell, *Suit, Settlement, and Trial: A Theoretical Analysis under Alternative Methods for the Allocation of Legal Costs*, 11 (1) *The Journal of Legal Studies* 55-82 (1982).

[44] See Eric Helland, Daniel Klerman & Yoon-Ho Alex Lee, *Maybe There Is No Bias in the Selection of Disputes for Litigation*, 174 (1) *Journal of Institutional and Theoretical Economics* 149 (2018).

[45] 参见康娜、董国经：《民间借贷案件适用小额诉讼程序的实证分析》，《山东大学学报（哲学社会科学版）》2017年第2期，第23页。

觉得万元以下的纠纷不值得打官司”。〔46〕又如，在经济较发达的温州，2008—2016年民间借贷纠纷的平均收案标的额经计算从38.98万元增至79.76万元。〔47〕这也间接说明小额纠纷的相对诉讼成本较高，可能阻碍诉讼选择。因此，以上两条渠道无论主次，在中国都会出现。民事诉讼率与经济发展可以在理论上假设为曲线关系。

2. 制度环境和社会结构对民事诉讼率的影响

制度环境通过调整纠纷解决途径的门槛和功能来影响民事诉讼率。制度环境是指一系列国家能够制定或介入的社会行为规范及其相关领域，主要包括以下几个细分因素。一是律师职业因素。法律的技术复杂性使得纠纷当事人往往需要求助专业律师，而律师为获得更多收益，会倾向于说服当事人提起诉讼。〔48〕中国律师民事案件代理业务比例不断增长以及律师向东部发达地区聚集，佐证了这种职业理性倾向。〔49〕因此，法律服务可得性会加强诉讼意愿。〔50〕二是司法政策因素。诉讼门槛降低和程序简化，可能降低诉讼成本，激励更多诉讼。相关政策改革有2007年《诉讼费用交纳办法》的施行、2015年的立案登记制改革以及近年来的繁简分流改革等。〔51〕三是审判能力因素。诉讼程序的规范透明与法官业务水平的提高，对于民众的司法信任感和诉讼意愿具有积极的塑造作用。〔52〕党的十八届三中全会、四中全会分别对深化司法体制改革和全面推进依法治国作出全面部署，法院审判能力得到了充分的制度保障和提升，审判质效和司法公信力进一步加强，极有可能强化民众诉讼意愿。四是市场化因素。市场的资源配置地位在中国经济体制改革中不断被强调和拔高，但市场化对民事诉讼率的影响尚未被关注。当市场化程度较低时，政府官员权力寻租与经营者谋求政治关联并存。〔53〕拥有“局内人优势”的经营者熟稔甚至能够操纵司法运行过程，故偏好使用诉讼手段，〔54〕而不明内幕的局外人因迷信权威，也可能倾向于寻求司法救济。〔55〕当市场化程度较高时，政府资源配置权被削弱，公平的竞争环境、公开透明的交易机制、自由的要素流动和完善的产权保护制度逐步形成。信息不对称带来的决策成本显著降低，当事人的诉讼期待趋于客观、真实，从而更愿意采用协商、调解等高效灵活的非正式纠纷解决方式。〔56〕因此，在理论假设上，民事诉讼率与市场化程度呈负相关，而与法律服务可得性、诉讼费用改革、法治改革呈正相关。

〔46〕 参见张译允、李晓锋：《我省基层法院适用小额诉讼程序中存在的问题及其应对》，陕西法院网，<http://sxgy.sx-fywcourt.gov.cn/article/detail/2013/11/id/2295558.shtml>，2023年12月29日最后访问。

〔47〕 参见高兴兵：《国际金融危机背景下金融纠纷态势研究——以温州法院金融案件动态为样本》，《法律适用》2017年第19期，第81页。

〔48〕 律师是否鼓励起诉与起诉后是否鼓励和解，属于完全不同的行为过程。前者能让律师获得诉讼业务，是得到盈利机会的前提，因此律师有足够的经济理由倾向于诉讼。后者则是决定律师能否最大化自身收益的过程，这就取决于律师收费制度的调整。关于相关律师代理问题的一般性讨论，参见 Robert Cooter & Thomas Ulen, *Law & Economics*, 6th ed., Boston: Pearson, 2011, pp. 427-428。

〔49〕 参见程金华：《中国律师择业理性分析——以业务收费为核心的实证研究》，《法学》2012年第11期，第151页以下；刘思达、梁丽丽、麦宜生：《中国律师的跨地域流动》，《法律和社会科学》2014年第1期，第41页以下。

〔50〕 参见前引〔18〕，Ginsburg等文，第37页以下。

〔51〕 参见前引〔2〕，苏力文，第179页；前引〔2〕，左卫民文，第244页；左卫民、靳栋：《民事简易程序改革实证研究》，《中国法律评论》2022年第2期，第77页以下。

〔52〕 参见冯晶：《支持理论下民事诉讼当事人法律意识的实证研究》，《法学研究》2020年第1期，第37页以下。

〔53〕 参见陈硕：《市场化改革与腐败治理：基于微观案件数据的实证分析》，《社会》2022年第4期，第167页。

〔54〕 参见魏下海、黄玖立、林涛：《政治关系、制度环境与多元化商业纠纷解决机制》，《经济学动态》2017年第3期，第14页以下。

〔55〕 参见前引〔35〕，程金华等文，第176页。

〔56〕 参见前引〔48〕，Cooter等书，第393页以下。

社会结构同样对诉讼意愿产生影响。此处的社会结构指塑造、影响个体社会行为的人员组织形式、阶层体系和关系格局，具体包括教育水平、收入差距、城市化等因素。第一，中国长期把道德和法律纳入国民教育制度范围，教育的作用不容忽视。通常认为，人的受教育水平越高，则法律意识越强，更认同司法的解纷方式，并且在处理和吸收复杂信息能力方面拥有优势，易于理解法律规则和程序，从而能够取得最有利于自己的诉讼结果，所以诉讼意愿更强。^[57]第二，在城乡和区域发展不平衡的背景下，居民收入差距可能影响诉讼行为。^[58]收入分配不平等引发低收入人群的生存危机和对社会的不满，加剧社会矛盾和人际争斗。同时，对于低收入者来说，诉讼的机会成本较低，可转变为获利的再分配途径，所以他们更愿意将纠纷诉诸法院。^[59]第三，城市化影响人际关系的处理方式。随着越来越多的劳动力从农村流入城市，城市人口密度上升导致人际交往频率升高、关系复杂，“陌生人社会”形态出现。纠纷当事人之间往往缺乏传统关系纽带或稳定的社会交往关系，道德顾虑小，诉讼的隐形成本低，所以这些人青睐用诉讼解决问题。^[60]因此，在理论假设上，民事诉讼率与教育水平、收入差距和城市化呈正相关。

3. 市场化和教育因素对曲线关系的调节作用

在交互关系上，经济发展对民事诉讼率的影响可能进一步受到市场化和教育等因素的调节。在理论解释上，调节作用的发挥具体针对的仍是规范不确定性和诉讼效益这两条经济因素的作用渠道。

市场化因素削弱经济发展的影响。一方面，市场化程度影响新型纠纷的法律问题化。^[61]市场化程度越高，意味着市场秩序越完善，成熟的行业组织、信息沟通机制和民间纠纷调解机制将先于国家介入而吸收一部分经济发展带来的新兴社会问题，并孕育新的规范。^[62]从这个角度看，市场化程度通过强化人们对其他纠纷解决途径的认同而抑制诉讼意愿。另一方面，市场化程度高，还意味着良好的信誉体系和合作环境。在经济发展中，即便市场经营者和参与者更多运用法律手段使交易规范化，他们也会为了维持长期合作关系和市场声誉而选择避免将一些争议法律化。^[63]这种情况下诉讼附带的额外成本可能过高，所以限制了经济发展在早期压低相对诉讼成本的功能。

相反，教育因素增强经济发展的影响。一方面，受教育水平高的群体法律意识较强，因而当经济发展诱发大量纠纷时，相比于受教育水平低的群体，更易于识别出规范不清晰的新型问题，从而更多地把这类问题诉诸法院。另一方面，受教育水平高的群体法律能力更强，能够在

[57] 参见前引〔12〕，Ramseyer文，第41页；前引〔35〕，程金华等文，第174页。

[58] 参见陆铭、李鹏飞：《城乡和区域协调发展》，《经济研究》2022年第8期，第19页以下。

[59] 参见前引〔25〕，王峻峰文，第152页。

[60] See Jeff Yates, Holley Tankersley & Paul Brace, *Assessing the Impact of State Judicial Structures on Citizen Litigiousness*, 63 (4) *Political Research Quarterly* 800 (2010).

[61] 法律问题化是指纠纷中的社会问题被转化为法律上存在争议或漏洞并需要由法律来解决的规范性问题。其中，规范不确定性是纠纷法律问题化的必要条件。否则，一项纠纷在诉讼中就不涉及真正的“法律问题”，而是法院的常规案件。

[62] 若把市场看作自治的社会空间，那么市场主体在交往过程中会自发形成和维护一些规范和秩序，而无需法律的过度干预。参见〔美〕罗伯特·C.埃里克森：《无需法律的秩序——邻人如何解决纠纷》，苏力译，中国政法大学出版社2003年版，第204页以下。

[63] See Stewart Macaulay, *Non-Contractual Relations in Business: A Preliminary Study*, 28 (1) *American Sociological Review* 55-67 (1963).

财富增长带来相对成本降低的情况下,进一步压缩诉讼成本,使得小额诉讼也能带来不错的收益,所以在经济不断发展时,这部分群体的诉讼意愿反而更强。

综上所述,基于单一条件的传统曲线理论具有拓展为基于多层条件的曲线理论的潜力。不仅民事诉讼率与经济发展存在曲线关系,而且这一关系还受到制度环境和社会结构等层面因素的影响。以下将对此进行实证检验。

二、数据结构和研究方法

(一) 数据来源和变量设置

本文核心的诉讼案件量数据主要来自省级年鉴(不含我国港澳台地区)。省级年鉴一般由各省市自治区地方志编纂委员会组织编写,数据资料由统计局和其他相关政府部门提供。多数省级年鉴可追溯至20世纪80年代,但早期数据缺失较多,且考虑到重庆市于1996年成为直辖市的行政区域变化,故选取1997—2020年的省级年鉴作为数据来源材料。

省级年鉴是目前可公开获取数据中记载诉讼案件量最为全面和有效的来源。^[64]虽然各省级高级人民法院的工作报告也是记录司法数据的重要来源,但是可得性较差,无论从网络资源还是公开出版的结集来看,时间断档较多。事实上,随机比较部分年份的省级高院工作报告与年鉴相关内容后发现,年鉴所载数据与同年的工作报告几乎一致,近十余年尤其显著,甚至部分年鉴内容直接摘自工作报告。因此,两者在数据上存在互补关系,当部分年份的年鉴不可得时,可以用相应的工作报告予以补充。同时,本文还参考并利用了从省级统计年鉴、省级高级人民法院网站、地方志中获取的公开司法数据,来核对、修正和填补省级年鉴中明显的书写错误和重要的数据缺失。此外,与变量设置相关的其他原始数据主要来自《中国统计年鉴》《新中国六十年统计资料汇编》《中国律师年鉴》和省级统计年鉴等。数据使用详情见各图后数据来源说明。

表1 变量设置和计算方法

变量分类	变量名称	计算方法
被解释变量 解释变量	民事诉讼率	民事一审结案量/每万常住人口
经济发展	人均实际GDP	实际GDP(以1995年为基年)/常住人口
制度环境	外商投资比重	(外商直接投资(FDI)/GDP) * 100%
	律师规模	律师人数/每万常住人口
	2007年诉讼费用改革	2007年改革前(含2007年) = 0, 2007年改革后 = 1
	2014年法治改革	2014年改革前(含2014年) = 0, 2014年改革后 = 1
社会结构	受教育水平	(各学历人数 * 相应教育年限)之和/6周岁及以上人口总数
	收入差距	基尼系数 ^[65]
	城市化率	城镇常住人口/总人口

[64] 经过计算对比同一年鉴各年度之间的增减率表述、同篇文本内各类别加总数值与总数表述的数值以及同年省级年鉴和统计年鉴的数字,我们发现绝大多数年鉴是连贯一致的,真实性有较高保障。

[65] 基尼系数的计算,参见田卫民:《中国基尼系数计算及其变动趋势分析》,《人文杂志》2012年第2期,第57页以下。

表 1 展示了具体的变量设置和计算方法。本研究的被解释变量为民事诉讼率，即每万人的民事一审结案量（含商事案件）。理想状态下，民事诉讼率应该是民事诉讼案件量与社会实际纠纷量之比，但纠纷量在现实中难以获知，而人口作为潜在纠纷人数可以在一定程度上代表纠纷量，所以案件人口比是一个被经常使用且相对合理的替代变量。^[66]另外，之所以选择一审结案量而不是一审收案量计算民事诉讼率，主要基于三点考虑：一是省级年鉴中一审结案量皆为含旧存的结案量，不存在统计口径差异；^[67]二是一审结案量的公开数据明显多于收案量，更具完整性；三是在中国司法严格的审限制度下，结案量和收案量几乎保持着相同的变化趋势。从图 2 可见，全国各地结收比均值长期保持在 95% 以上，绝大多数时候甚至超过 98%，变动幅度极小，所以使用民事一审结案量不会出现较大偏差。

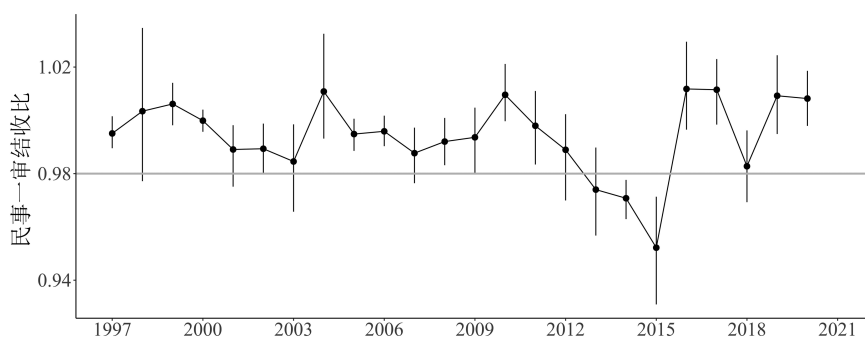


图 2 民事一审结收比 (1997—2020 年) ^[68]

在解释变量方面，本文设计三类指标。第一类经济发展变量是核心解释变量，主要由以 1995 年为基年的人均实际 GDP 来代表经济发展水平。第二类变量衡量制度环境的影响。其中，外商直接投资占 GDP 比重反映市场化程度。^[69]每万人律师人数表示律师规模，用于测量法律服务可得性，反映法制化程度。^[70]另外，参照美国学者金斯伯格和霍特克的做法，^[71]以 2007 年、2014 年为节点设置虚拟变量，分别识别 2007 年《诉讼费用交纳办法》的施行效果和 2014 年以来“全面依法治国”的建设效果。第三类变量与社会结构有关。具体来说，6 周岁及以上人口平均受教育年限代表居民受教育水平，基尼系数代表城乡居民收入差距，城镇常住人口占总人口比代表城市化率。

最终，本研究编制了 1997—2020 年全国 30 个省级行政区域的平衡面板数据。研究剔除了民事一审结案量缺失较多的河北省，并根据数据变化特征，对零散缺失的少量结案量数据及律师人数数据，采用线性插值法予以填补。经变量计算后，形成了当前共计 720 个样本的数据集。表 2 展示了数据集的描述性统计结果。

[66] 参见前引 [11]，McIntosh 文，第 828 页以下。

[67] 收案量在一些年鉴的表述中可能包含上年的旧存案，所以收案量口径在不同省份以及同一省份不同年份的年鉴中存在差异。

[68] 数据来源：省级年鉴、省级统计年鉴和省级高级人民法院工作报告。该结果来自部分含缺失值的原始数据集；结收比=结案量/新收量；圆点为年均值；黑色竖线为 95% 置信区间下的误差范围。

[69] 参见赵婷、陈钊：《比较优势与产业政策效果：区域差异及制度成因》，《经济学（季刊）》2020 年第 3 期，第 785 页。

[70] 参见程金华、李学尧：《法律变迁的结构性制约——国家、市场与社会互动中的中国律师职业》，《中国社会科学》2012 年第 7 期，第 104 页。

[71] 参见前引 [18]，Ginsburg 等文，第 44 页。

表2 变量的描述性统计结果

变量名称	样本数	平均值	标准差	最小值	最大值
民事诉讼率 (件/万人)	720	57.658	37.509	6.134	232.822
人均实际GDP (元)	720	22544.376	19463.769	2119.754	121052.611
外商投资比重 (%)	720	2.361	2.563	0.001	16.462
律师规模 (人/万人)	720	1.802	2.034	0.173	17.061
2007年诉讼费用改革	720	0.542	0.499	0.000	1.000
2014年法治改革	720	0.250	0.433	0.000	1.000
城市化率	720	0.504	0.167	0.182	0.976
收入差距	720	0.430	0.047	0.350	0.510
受教育水平 (年)	720	8.288	1.374	2.948	12.782

(二) 统计模型

本研究借助R语言软件的plm包,主要采用固定效应模型(fixed effects model)进行统计分析。^[72]原因有二:一是豪斯曼检验(Hausman Test)结果($p < 0.01$)表明固定效应模型优于随机效应模型;二是固定效应模型可以控制不可观测的地区差异,以及不同时间的政策实施造成的冲击,从而改善遗漏变量带来的估计偏误问题。此外,为避免反向因果、解决可能存在的内生性问题,人均实际GDP、外商投资比重、律师规模将取滞后一期纳入模型。部分变量同时取自然对数,以缩小量纲和减少测量偏差。最后,为检验曲线关系,模型还需加入人均实际GDP对数的二次项。一次项为正,二次项为负,即可证明数理上的倒U型曲线关系。具体统计模型的公式表述如下:

$$Y_{it}(\ln \text{ 民事诉讼率}) = \alpha + \beta_1 \ln \text{ 人均实际GDP}_{i,t-1} + \beta_2 (\ln \text{ 人均实际GDP}_{i,t-1})^2 + \beta_3 \text{ 外商投资比重}_{i,t-1} + \beta_4 \ln \text{ 律师规模}_{i,t-1} + \beta_5 \text{ 2007年诉讼费用改革}_{it} + \beta_6 \text{ 2014年法治改革}_{it} + \beta_7 \text{ 受教育水平}_{it} + \beta_8 \text{ 收入差距}_{it} + \beta_9 \text{ 城市化率}_{it} + \gamma_i + \nu_t + \varepsilon_{it}$$

在公式中, i (=1, 2...30)表示30个省份, t (=1, 2...24)表示1997—2020年的24个年份。因变量 Y_{it} 是民事诉讼率, α 是截距项, β_1 、 β_2 ... β_9 为各自变量的系数,表明自变量变化一个单位时,可以改变多少个单位的因变量, γ_i 是省份固定效应, ν_t 是时间固定效应, ε_{it} 是误差项。

三、中国民事诉讼率变迁的时空特征

为简明有效地反映变化趋势,本部分参考雅可比的做法,^[73]采用中位数对全国地区、经济大类地区、省级地区的民事诉讼率予以逐层描绘,从而勾勒1997—2020年中国民事诉讼率变迁的时空特征。

首先,中国民事诉讼率整体趋于上升,但具有明显的阶段性差异。图3表明,1997—2020年,全国民事诉讼率中位数从38.72件/万人增长到97.34件/万人。其中,1997—2006

[72] See Yves Croissant & Giovanni Millo (eds.), *Panel Data Econometrics with R*, Hoboken: Wiley, 2019, pp. 2-4.

[73] 参见前引[17], Jacobi文,第216页以下。

年属于诉讼率缓慢下降的前期阶段。全国民事诉讼率在 1998 年和 1999 年经历短暂小幅增长后开始逐渐下滑，在 2006 年达到中位数最低值，即 30.36 件/万人，比 1999 年的 38.70 件/万人下降 21.55%。全国民事诉讼率自 2007 年进入持续增长的后期阶段，于 2019 年达到中位数最高值，即 99.53 件/万人，比 2006 年增长 2.28 倍，并在 2020 年略有回落。这种“前降后升”的阶段性变化与人均实际 GDP 持续稳定的增长趋势并不完全相符。司法改革或许可以解释部分原因。2007 年之前，诉讼成本较高抑制了需求，而诉讼费用改革后，成本降低释放了需求。另外，2014 年实施全面推进依法治国战略以来，深化司法体制改革切实提升了法院的审判质效，同时立案登记制度改革也加大了诉权保障，从制度根源上解决了“立案难”问题，因而增强了公民的司法信任感和诉讼意愿。^[74]图 4 清晰地表明全国民事诉讼率的年度增长率中位数在 2008 年和 2015 年形成了“双峰”样态，可在一定程度上支持前述推断，但仍需更细致的论证。

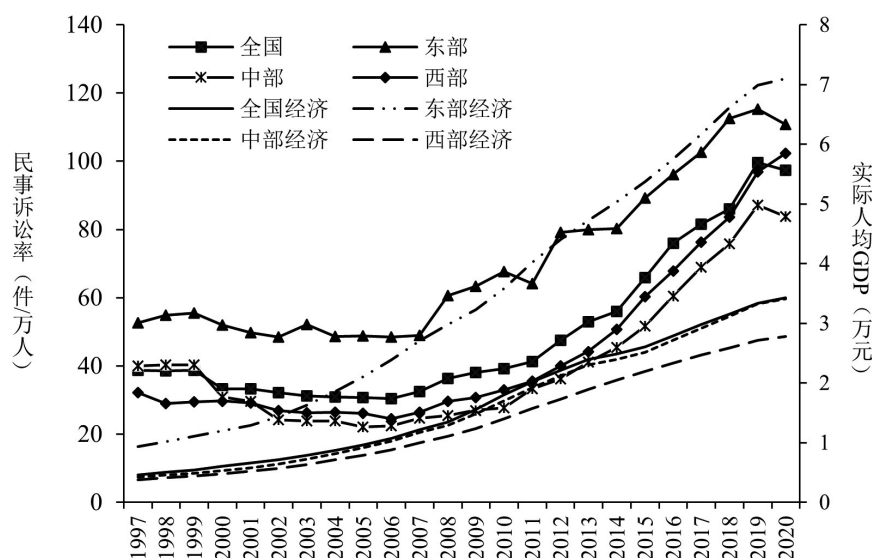


图 3 中国民事诉讼率和人均实际 GDP 的中位数变化趋势 (1997—2020 年)^[75]

其次，按照经济发展状况对地区进行传统大类划分后，东、中、西部的民事诉讼率变化总体符合上述时序特征，但各有差异。^[76]如图 3 所示，东部民事诉讼率中位数始终高于中西部。1997—2020 年，东部中位数从 52.59 件/万人上升到 110.76 件/万人，增长 110.61%，而中部和西部的数值差接近，分别从 40.03 件/万人和 32.17 件/万人上升至 83.84 件/万人和 102.29 件/万人，增长 109.44% 和 217.97%。另外，2007 年之后，东部民事诉讼率呈波动式增长，大部分时间与人均实际 GDP 变化保持接近，但 2018 年之后增幅低于后者。相比之下，

[74] 参见赵春艳：《中国法院立案数量同比增长近三成》，《民主与法制时报》2016 年 5 月 12 日第 1 版。

[75] 数据来源：《中国统计年鉴》和省级年鉴。

[76] 具体划分为：东部地区含北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南等 11 个省市，中部地区含山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南等 8 个省份，西部地区含内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆等 12 个省市及自治区。这是国家统计局的常用分类之一。参见《扶贫开发持续强力推进 脱贫攻坚取得历史性重大成就——新中国成立 70 周年经济社会发展成就系列报告之十五》，国家统计局网站，http://www.stats.gov.cn/sj/zxfb/202302/t20230203_1900412.html，2023 年 12 月 29 日最后访问。

中西部民事诉讼率在2007年之后呈平稳加速式增长，且2014年之后增幅明显大于人均实际GDP的变化。同时，图4显示2011年之后，东部民事诉讼率年度增速中位数长期低于中西部。归纳起来，东部地区民事诉讼率普遍高于中西部地区，但近十年却出现了东部增速放缓、中西部增速加快的现象，甚至后者有赶超前者之势。结合相应经济状况，此种民事诉讼率变化的东西差异，呼应了曲线理论的假设。

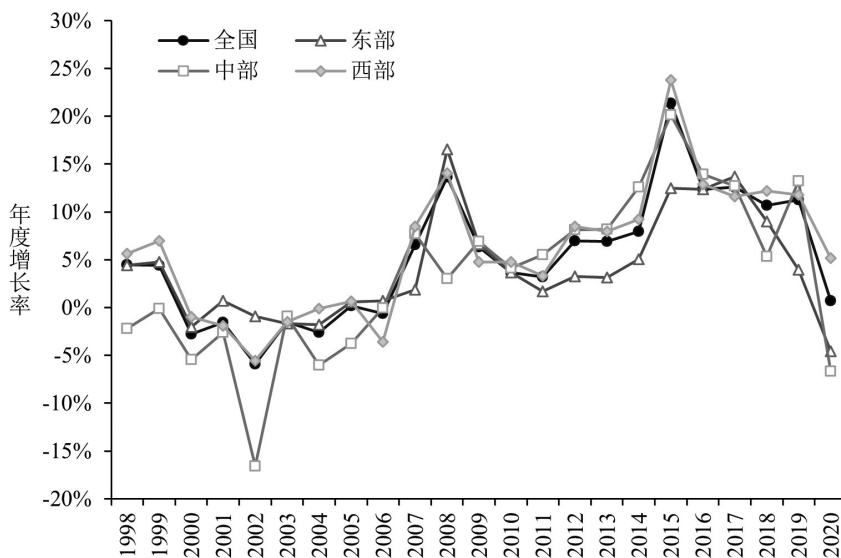


图4 中国民事诉讼率年度增长率的中位数变化趋势（1998—2020年）〔77〕

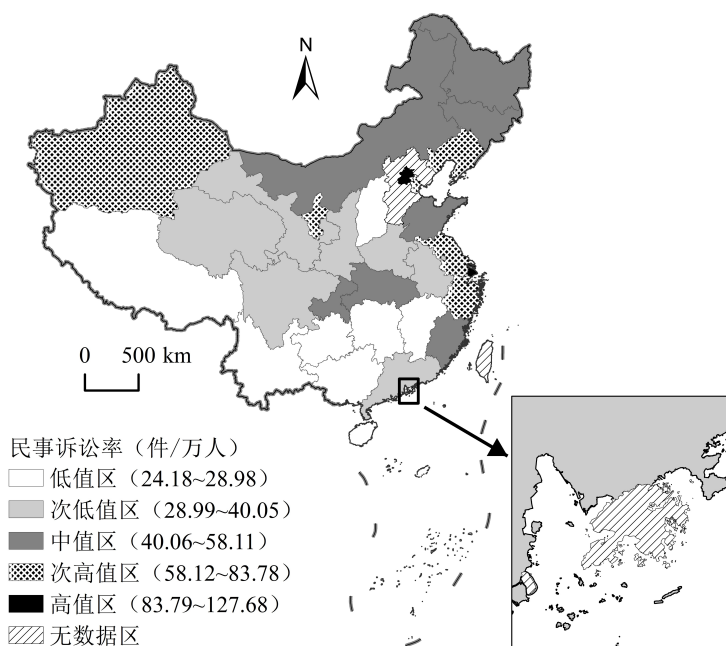


图5 中国民事诉讼率的中位数空间分布（1997—2020年）〔78〕

〔77〕 数据来源：省级年鉴。

〔78〕 基于国家自然资源部标准地图服务网站审图号为GS（2020）4619号的标准地图制作，底图边界无修改。

最后,从省份间横向比较来看,中国民事诉讼率的“东西分异”空间格局相对稳定。图5展示了各省市自治区1997—2020年民事诉讼率的中位数地理分布,并基于自然断点法,^[79]按中位数将各省市自治区标识为由高到低的5个区域。除新疆和宁夏外,高值区和次高值区主要分布在北京、上海、天津、江苏、浙江、辽宁6个东部省市。其中,北京和上海是仅有的高值区,中位数分别为127.68件/万人和101.93件/万人,远高于其他省市。中值区分布较为分散,涉及东中西部7个省市自治区,与高值区和次高值区构成类似于“几字型”的自东向北环绕区域。次低值区和低值区以中西部省份为主,共包括13个中西部省份和2个东部省份,中位数皆低于40.06件/万人,与高值区相差1.5倍以上。中位数最低值出现在东部省份海南,为24.18件/万人,其次是西藏,为24.50件/万人。由此可见,虽然中国民事诉讼率总体上存在东西省份之差异,但也有不少例外,比如新疆和宁夏等西部地区具有较高的民事诉讼率,而广东和海南等东部地区也会有偏低的民事诉讼率。这表明,经济发展或许并不能完全解释中国民事诉讼率的变化,地区间其他社会因素的差异也可能具有重要影响。

综上,1997—2020年中国民事诉讼率变迁具有两个鲜明特征。一是“前降后升”的时序特征,表现为民事诉讼率在1997—2006年缓慢下降,而在2007—2020年持续增长。二是“东西分异”的空间特征,体现在东部地区民事诉讼率高于中西部地区,但在增速上自2011年后东部逐渐低于中西部。在解释理由上,曲线理论可能成立,且经济发展很可能是必要不充分条件。

四、影响因素的回归分析

关于中国民事诉讼率的影响因素,固定效应回归分析结果表明,民事诉讼率与经济发展具有倒U型曲线关系,并实际位于曲线前段的“外凸弧线”处,而且该曲线关系受市场化和教育因素的调节。由此,基于多层条件的曲线理论比传统曲线理论有更好的解释力。

(一) 经济发展与民事诉讼率的曲线关系

表3报告了中国民事诉讼率影响因素的固定效应回归分析结果。其中,前三列依次展示了将经济、制度、社会等因素逐步纳入回归模型的结果。第四列则采用与固定效应等效的虚拟变量最小二乘法模型(LSDV),以揭示两次改革的回归系数。所有模型中年份和省份固定效应都得到了控制。

从具体结果来看,人均实际GDP变量的一次项和二次项分别在1%水平上显著为正和负,说明民事诉讼率与经济发展呈现统计学上显著的倒U型曲线关系。而且,逐步回归模型和LSDV模型都得出回归系数接近、符号一致的显著性结果,表明二次项可能带来的多重共线性问题不影响曲线结果的稳健性。

当然,数理上的倒U型曲线关系并不完全等同于现实样态。图6是根据结果中的回归系数绘制的曲线示意图。虚线标明了民事诉讼率与经济变化的变化趋势,而黑色实线表示在样本范围内两者关系的实际状态。如图所示,中国民事诉讼率与经济变化的实际关系处于倒U型

[79] 自然断点法广泛应用于空间统计。它是一种数据聚类方法,通过迭代计算,寻找最小化组内差异和最大化组间差异的最佳分类方式。See George F. Jenks, *The Data Model Concept in Statistical Mapping*, 7 *International Yearbook of Cartography* 186-190 (1967).

曲线的前半段，呈“外凸弧线型”，而拐点将发生在人均实际GDP达到56.807万元时。这说明在其他条件不变的前提下，中国经济越发展，民事诉讼率增速将逐渐放缓，但距离达到拐点还有很长的路要走。

表3 中国民事诉讼率影响因素的固定效应回归分析（1997—2020年）〔80〕

被解释变量：ln 民事诉讼率				
解释变量	FE	FE	FE	LSDV
	(1)	(2)	(3)	(4)
ln 人均实际GDP	1.264*** (0.236)	1.698*** (0.246)	1.908*** (0.258)	1.908*** (0.258)
ln 人均实际GDP ²	-0.044*** (0.012)	-0.065*** (0.012)	-0.072*** (0.012)	-0.072*** (0.012)
外商投资比重		-0.027*** (0.005)	-0.027*** (0.005)	-0.027*** (0.005)
ln 律师规模		0.166*** (0.050)	0.159*** (0.050)	0.159*** (0.050)
受教育水平			0.189*** (0.037)	0.189*** (0.037)
收入差距			0.221 (0.162)	0.221 (0.162)
城市化率			-0.395** (0.193)	-0.395** (0.193)
2007年诉讼费用改革后				-0.965*** (0.184)
2014年法治改革后				0.225*** (0.069)
年份固定	是	是	是	是
省份固定	是	是	是	是
R ²	0.056	0.103	0.143	0.907
观测量	720	720	720	720

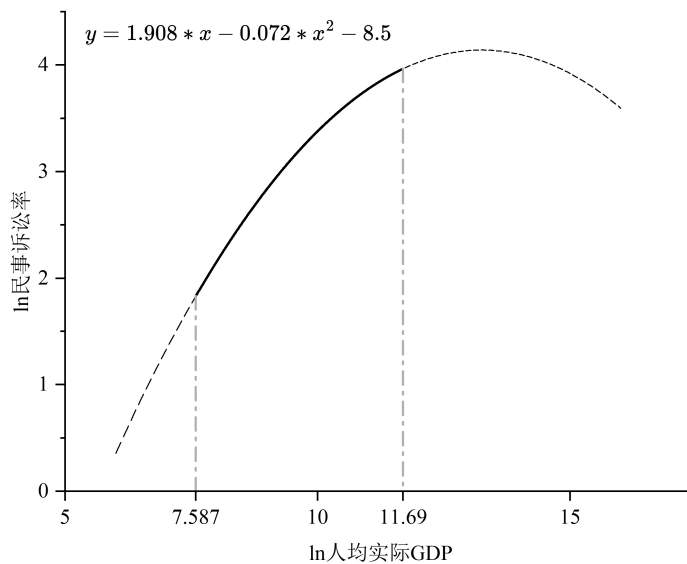


图6 中国民事诉讼率与经济关系的曲线关系

〔80〕 该表中：（1）括号内的数值表示标准误；系数显著性被标识为*** p<0.01、** p<0.05、* p<0.1。表4-7同。（2）固定效应模型以各变量减去组内均值的方式处理数据，故截距项省略。表4-7同。（3）R²在固定效应模型中为组内R²，在LSDV模型中为整体R²。

（二）影响民事诉讼率的其他因素

表3中列(3)(4)的回归结果表明,中国民事诉讼率还受到制度环境和社会结构层面因素的共同影响。具体而言,在制度环境上,四个因素皆对民事诉讼率产生显著影响,与理论假设基本一致。第一,外商投资比重变量的系数在1%水平上显著为负,即每上升1%,民事诉讼率下降0.027%。这说明市场化程度越高,政府干预越少,市场秩序越完善,市场主体的诉讼意愿越低。第二,律师规模系数显著为正。每万人律师人数增加1%,可以提升0.159%的民事诉讼率。这说明随着法律服务可得性的提高,人们更愿意选择诉讼途径解决纠纷。第三,2007年诉讼费用改革产生了显著影响,但回归系数为负。这个结果与常识相反。一般认为,诉讼费用改革大幅降低了诉讼成本,应该激励更多的诉讼。一个可能的解释是改革的激励效果不具有长期性。鉴此,我们尝试重新划分时段进行回归分析考察,发现当选取2007年前后4年以内的时间段时,变量系数显著为正,而超过5年之后则不显著,一定程度上证明了诉讼费用改革的短期激励效应。第四,2014年法治改革的虚拟变量系数显著为正,民事诉讼率增加0.225%,说明全面推进依法治国取得实效,增强了公民的法律意识和司法信任,从而强化了诉讼意愿。

在社会结构上,三个因素与民事诉讼率的关系各不相同。第一,受教育水平系数在1%水平上显著为正。人均受教育年限每提升1年,民事诉讼率增加0.189%。这与假设一致,即受教育水平越高,纠纷当事人的诉讼意愿越强。第二,收入差距系数不显著,说明在中国,城乡收入差距与诉讼意愿无关。第三,城市化率系数从长期来看显著为负,与常识相反。一种解释是,在城市化过程中,城市治理水平也在同步提高,社会管理规范性更好,因而诉讼率降低。^[81]另一种解释是,中国的城市化进程与西方发达国家不同,并未完全走向“陌生人社会”,可能仍属于苏力所说的“网格化熟人社会”,虽然更多人身处城市,但还是十分看重“面子”和“关系”,反感诉讼。^[82]

（三）曲线关系的调节效应

进一步,关于曲线关系的调节效应问题需要得到最终回应。但在此之前,有必要对区域异质性先作一番考察,以突显交互关系发现的重要意义。表4报告了影响因素交互关系的固定效应回归结果。其中,列(1)(2)展示了东部和中西部的分地区回归结果。从中可以发现,人均实际GDP的一次项和二次项都分别在1%水平上显著为正和负,说明民事诉讼率与经济曲线的关系在东部和中西部皆成立,结果稳健。而在列(3)中,地区虚拟变量与人均实际GDP一次项及二次项的交互项在1%水平上分别显著为负和正,则说明曲线关系存在地区差异,中西部的曲线与东部相比更平缓且拐点靠右。换言之,经济发展对民事诉讼率的正向影响力在中西部更为持久,但经济发展初期的作用强度不如东部。一种可能的解释是,东部是改革开放和经济发展的排头兵,诸多新问题出现较早,因而率先形成规范“先例”,并在一定程度上促成相关法律的制定。这些示范性经验缓解了中西部在随后发展中的规范不确定性,因此,

[81] 一些关于城市化与犯罪率的研究认为,城市化并不必然导致犯罪率上升,而城市化质量的提高可以降低犯罪率。这为思考城市化与民事诉讼率的关系提供了一个角度。参见王安、魏建:《城市化质量与刑事犯罪》,《山东大学学报(哲学社会科学版)》2013年第3期,第81页以下。另外,城市的科学治理和治理能力提升对于实现城市宜居与社会和谐具有积极意义。参见陆铭、李杰伟、韩立彬:《治理城市病:如何实现增长、宜居与和谐?》,《经济社会体制比较》2019年第1期,第24页以下。

[82] 参见苏力:《二十世纪中国的现代化和法治》,《法学研究》1998年第1期,第10页以下。

经济发展的初期影响强度在中西部有所减弱。另外，中西部的社会经济发展长期落后于东部，诉讼机会成本较低、市场制度不完善以及教育水平低等原因均可能诱发诉讼，因而加强了经济发展在中西部地区的影响持久度。在此意义上，空间社会属性差异对曲线关系产生影响。

表4 影响因素交互关系的固定效应回归分析（1997—2020年）

被解释变量：ln 民事诉讼率					
解释变量	东部	中西部	全国	全国	全国
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
ln 人均实际 GDP	3.793 ^{***} (0.738)	4.033 ^{***} (0.579)	5.368 ^{***} (0.584)	1.654 ^{***} (0.311)	3.233 ^{***} (1.246)
ln 人均实际 GDP ²	-0.166 ^{***} (0.034)	-0.173 ^{***} (0.027)	-0.237 ^{***} (0.028)	-0.061 ^{***} (0.015)	-0.116 [*] (0.066)
外商投资比重	-0.015 ^{**} (0.006)	0.024 [*] (0.013)	-0.012 ^{**} (0.005)	-1.141 ^{***} (0.425)	-0.024 ^{***} (0.005)
ln 律师规模	-0.206 ^{**} (0.084)	0.201 ^{***} (0.062)	0.136 ^{***} (0.049)	0.177 ^{***} (0.050)	0.098 ^{**} (0.050)
受教育水平	0.099 (0.071)	0.157 ^{***} (0.042)	0.177 ^{***} (0.036)	0.198 ^{***} (0.036)	2.226 ^{***} (0.601)
收入差距	0.313 (0.257)	0.166 (0.192)	0.163 (0.158)	0.215 (0.161)	0.162 (0.159)
城市化率	-1.252 ^{***} (0.425)	-0.544 ^{**} (0.212)	-0.658 ^{***} (0.191)	-0.416 ^{**} (0.192)	-0.185 (0.195)
ln 人均实际 GDP * 中西部			-2.791 ^{***} (0.619)		
ln 人均实际 GDP ² * 中西部			0.130 ^{***} (0.031)		
ln 人均实际 GDP * 外商投资比重				0.216 ^{**} (0.087)	
ln 人均实际 GDP ² * 外商投资比重				-0.010 ^{**} (0.004)	
ln 人均实际 GDP * 受教育水平					-0.372 ^{***} (0.129)
ln 人均实际 GDP ² * 受教育水平					0.016 ^{**} (0.007)
年份固定	是	是	是	是	是
省份固定	是	是	是	是	是
R ²	0.228	0.232	0.196	0.159	0.188
观察量	240	480	720	720	720

表4列（4）的回归结果展示了市场化因素对于曲线关系具有调节效应。可以看到，人均实际GDP的一次项和二次项在1%水平上显著为正和负，同时外商投资比重与该一次项和二次

项的交互项分别为正和负，且都在 5% 水平上具有显著性。这说明民事诉讼率与经济关系的倒 U 型曲线关系受市场化程度调节。

图 7 根据回归结果系数描绘了这种调节效应。如图所示，在其他条件不变的情况下，当市场化程度越高时，经济发展与民事诉讼率的曲线会被拉低，变得更弯曲、更陡峭，且拐点向左偏移，曲线会更快进入拐点。这与理论假设基本一致，市场化程度对曲线关系具有削弱作用。但是，这种削弱是从整体来说的。若分阶段来看，更弯的曲线则意味着在经济发展初期，经济对诉讼的正向影响更强，一个单位的经济增长，会提高更多的民事诉讼率，而在经济发展后期，经济对诉讼的正向影响更弱、消失得也更快。

表 4 列 (5) 的回归结果揭示了教育因素对于曲线关系具有调节作用。教育的调节作用与市场化截然相反，它能强化民事诉讼率与经济关系的曲线关系。这点可从回归结果中看出，人均实际 GDP 的一次项和二次项在 1% 水平上显著为正和负，且与受教育水平的交互项分别在 1% 水平上显著为负和在 5% 水平上显著为正。这说明在控制其他变量的情况下，教育水平越高，倒 U 型曲线越平缓，拐点向右不断偏移。另外，当平均受教育年限大于 7.25 年时，倒 U 型曲线的形状发生变化，转为单调递增曲线，而当平均受教育年限超过 8.69 年时，变成正 U 型曲线。

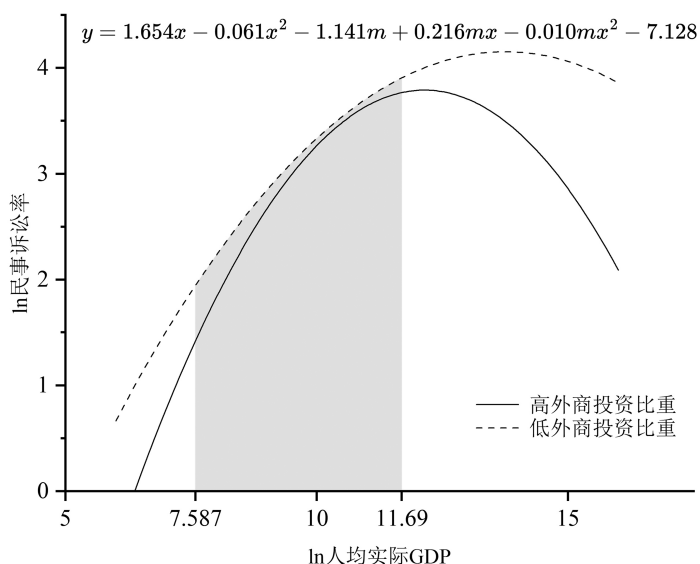


图 7 市场化程度对曲线关系的调节效应 [83]

图 8 表明，在实际样本范围内，曲线关系在高低不同的受教育水平上已经发生明显的形状变化。当教育水平较低（平均受教育年限小于 7.25 年）时，曲线关系随着教育水平的提高而逐渐平缓，接近于直线；当教育水平较高（平均受教育年限大于 7.25 年）时，曲线关系随着教育水平的提高，逐步转向正 U 型曲线，并实际处于后半段的递增弧线，所以民事诉讼率随经济发展而不断增长并加速，不再出现减缓或下降趋势。因此，教育水平对于曲线关系的强化

[83] 灰色部分表示实际样本取值范围。另外，图内公式中， m 指调节变量，曲线形状随调节变量的取值变化而变化。由于这里的调节变量是连续性变量，可在值域内取任意实数，故能画出无数条曲线。从动态视角看，只要对调节变量连续取值，曲线的形状便会出现动态连续变化。为简明起见，图内仅显示两条曲线，以此比较在调节变量取高低不同值的情况下（即分别取高于均值一个标准差和低于均值一个标准差的值）曲线形状的变化趋势。具体而言，调节变量取值越高，曲线形状将朝实线形态方向变化，反之则朝虚线形态变化。最后，该图仅绘制了样本范围及有限的延长线段，以表明曲线的延展走向，如需完整曲线，可结合公式进行推断。该说明亦适用于图 8。

作用表现为,教育水平越高,经济发展对于民事诉讼率的正向影响逐渐加强而非减弱。

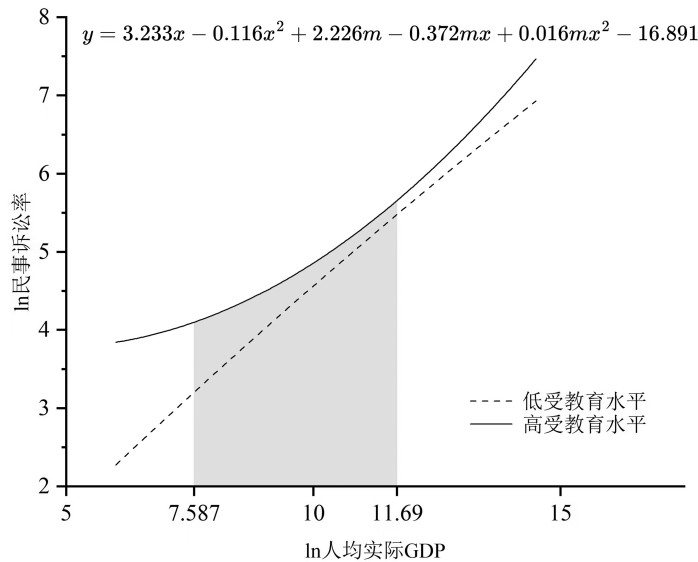


图8 教育水平对曲线关系的调节效应

(四) 稳健性检验

本文对模型、变量和样本分别作出变更,以此提高研究结论的稳健性。

首先,针对可能存在的内生性和自相关问题,轮换使用多种模型检验曲线关系。第一个模型中,本文虽然已经对人均实际GDP采取滞后一期处理反向因果关系,但考虑到人均实际GDP可能存在自相关,滞后一期变量处理内生性的效果可能较弱,因此尝试使用河流密度作为工具变量,进行两阶段最小二乘法(2SLS)回归。河流密度满足工具变量的相关性和排他性要求。一方面,生产经营需要大量水资源,地区河流密度高,易于产业聚集和扩大,促进经济发展。另一方面,河流密度是自然因素,不对诉讼意愿产生影响,与民事诉讼率无关。其不随时间变化,故未控制固定效应。^[84]第二个模型中,鉴于面板数据可能存在自相关,对固定效应模型的误差项引入一阶自相关(fixed effects linear model with AR(1) disturbance)进行回归分析。^[85]第三个模型中,由于民众的诉讼意愿会受到过去社会诉讼状况的影响,可能导致遗漏变量的内生性问题,所以引入民事诉讼率的一阶滞后项作为解释变量,将已有数据当作动态面板数据来处理,并把民事诉讼率的高阶滞后项作为工具变量,采用差分广义矩法(DIF-GMM)进行回归分析。^[86]第四个模型中,因差分GMM估计量易受弱工具变量影响而出现偏误等瑕疵,故进一步采用系统广义矩法(SYS-GMM)进行回归,把民事诉讼率的高阶滞后项和人均实际GDP的高阶滞后项作为工具变量,从而更有效地解决内生性问题。^[87]系统GMM模型满足残差项一阶自相关性显著、二阶自相关不显著的检验条件。表5分别报告了工具变量两

[84] 参见周黎安、陶婧:《政府规模、市场化与地区腐败问题研究》,《经济研究》2009年第1期,第63页。

[85] See Ji Li, *Suing the Leviathan-An Empirical Analysis of the Changing Rate of Administrative Litigation in China*, 10 (4) Journal of Empirical Legal Studies 835 (2013).

[86] See Manuel Arellano & Stephen Bond, *Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations*, 58 (2) Review of Economic Studies 277-297 (1991).

[87] See Richard Blundell & Stephen Bond, *Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models*, 87 (1) Journal of Econometrics 115-143 (1998).

阶段最小二乘法、带一阶自相关的固定效应、差分 GMM、系统 GMM 的回归结果。在全部结果中，核心解释变量人均实际 GDP 的一次项和二次项都分别在 1% 水平上显著为正和负，与表 3 的结果保持一致，说明民事诉讼率与经济关系的倒 U 型曲线关系是稳健的。

表 5 曲线关系的多种模型检验

被解释变量:ln 民事诉讼率				
解释变量	2SLS	FE & AR(1)	DIF-GMM	SYS-GMM
	(1)	(2)	(3)	(4)
ln 人均实际 GDP	15.631*** (5.053)	4.108*** (0.918)	1.117*** (0.246)	0.811*** (0.257)
ln 人均实际 GDP ²	-0.879*** (0.292)	-0.182*** (0.047)	-0.048*** (0.011)	-0.041*** (0.013)
民事诉讼率(滞后一期)			0.821*** (0.029)	0.852*** (0.041)
其他控制变量	是	是	是	是
年份固定	否	是	是	是
省份固定	否	是	是	是
观测量	720	690	660	660

另外，在调节效应检验中，鉴于经济发展与市场化程度、受教育水平之间可能具有相关关系，本文参考常用做法，^[88]把调节变量滞后二期进行固定效应回归，以消除内生性影响。表 6 中的各交互项系数显著且正负与此前一致，说明曲线调节效应的结论是稳健的。

表 6 调节变量滞后二期的固定效应回归分析^[89]

被解释变量:ln 民事诉讼率			
解释变量	(1)		(2)
ln 人均实际 GDP	1.626*** (0.311)		2.450** (1.189)
ln 人均实际 GDP ²	-0.058*** (0.015)		-0.073 (0.063)
外商投资比重(滞后二期)	-1.052*** (0.375)	受教育水平(滞后二期)	2.032*** (0.583)
ln 人均实际 GDP * 外商投资比重(滞后二期)	0.200*** (0.077)	ln 人均实际 GDP * 受教育水平(滞后二期)	-0.322** (0.125)
ln 人均实际 GDP ² * 外商投资比重(滞后二期)	-0.010** (0.004)	ln 人均实际 GDP ² * 受教育水平(滞后二期)	0.013* (0.007)
R ²	0.172		0.195
观测量	720		720

其次，本研究使用第三产业增加值替换人均实际 GDP 作为核心解释变量进行回归。第三产业增加值含有经济发展模式转变的意义，更能从规范不确定性方面衡量曲线理论的有效性。

[88] 参见陈银娥、邹一源、李鑫：《数字普惠金融对城乡贫富差距的影响研究——基于数字鸿沟的调节效应分析》，《宏观经济研究》2023 年第 10 期，第 16 页；陈晓斌、冯雅萱：《政府研发支出是否有利于撬动中小企业创新绩效——基于工业行业企业面板数据的非线性门槛效应检验》，《统计研究》2023 年第 10 期，第 67 页。

[89] 其他控制变量、年份和省份的固定效应均已控制。表 7 同。

表7列(1)表明,第三产业增加值的一次项和二次项皆在1%水平上显著为正和负,说明曲线关系成立。而且在列(2)(3)中,其一次项和二次项与外商投资比重的交互项分别显著为正和负,并与受教育水平的交互项分别显著为负和正,又证明了市场化程度和教育水平对曲线关系各自具有削弱和强化的调节作用。

表7 变量替换和样本变更后曲线关系的固定效应回归分析

被解释变量: ln 民事诉讼率						
解释变量	替换核心解释变量			剔除北京市数据后的样本		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ln 第三产业增加值	1.045*** (0.089)	0.954*** (0.096)	1.281*** (0.196)			
ln 第三产业增加值 ²	-0.037*** (0.004)	-0.030*** (0.004)	-0.046*** (0.015)			
ln 人均实际 GDP				1.817*** (0.274)	1.561*** (0.319)	3.461*** (1.268)
ln 人均实际 GDP ²				-0.072*** (0.012)	-0.061*** (0.015)	-0.125* (0.068)
外商投资比重	-0.020*** (0.004)	-0.278*** (0.088)	-0.021*** (0.004)	-0.026*** (0.005)	-1.179*** (0.420)	-0.024*** (0.005)
受教育水平	0.114*** (0.035)	0.119*** (0.035)	0.391*** (0.096)	0.208*** (0.038)	0.218*** (0.038)	2.415*** (0.603)
ln 第三产业增加值 * 外商投资比重		0.065*** (0.025)				
ln 第三产业增加值 ² * 外商投资比重		-0.004** (0.002)				
ln 第三产业增加值 * 受教育水平			-0.062*** (0.024)			
ln 第三产业增加值 ² * 受教育水平			0.003* (0.002)			
ln 人均实际 GDP * 外商投资比重					0.224*** (0.086)	
ln 人均实际 GDP ² * 外商投资比重					-0.011** (0.004)	
ln 人均实际 GDP * 受教育水平						-0.406*** (0.130)
ln 人均实际 GDP ² * 受教育水平						0.017** (0.007)
R ²	0.250	0.269	0.261	0.138	0.155	0.189
观测量	720	720	720	696	696	696

最后,为排除极端值干扰,本研究还对剔除北京数据后的样本进行回归。表7列(4)(5)(6)报告的结果,与表3和表4的相应结果一致。曲线关系及其调节效应的结论稳健性进一步加强,基于多层条件的曲线理论得到了更有力的论证。

五、研究结论与政策意涵

总体而言,本文利用中国诉讼数据和定量方法,有效地修正了基于单一条件的传统曲线理论,创新性地提出了基于多层条件的新曲线理论,特别是发现了交互机制的存在,即中国民事诉讼率与经济关系的曲线关系受到制度环境、社会结构等层面因素的影响。

实证研究表明,中国民事诉讼率变迁具有明显的时空异质性。从时间上看,中国民事诉讼率整体在1997—2006年缓慢下降,自2007年开始持续快速增长,呈现“前降后升”的时序特征。从空间上看,中国民事诉讼率具有“东西分异”的区域特征,东部地区的民事诉讼率高于中西部地区,但近年来前者的增速低于后者。

在影响机制方面,经济发展从规范不确定性与诉讼效益两条渠道影响诉讼意愿,体现为民事诉讼率与经济关系的倒U型曲线关系。在中国样本范围内,民事诉讼率和经济发展的关系实际位于曲线前段的“外凸弧线”处,表现出民事诉讼率增势减弱、向拐点靠近的趋势。同时,教育水平、法律服务可得性、诉讼费用改革、审判能力建设对于民事诉讼率产生正向影响,而市场化程度和城市化水平与民事诉讼率呈负相关。这些制度和社会因素通过影响纠纷当事人的主观认同和理性计算来改变民事诉讼率。更重要的是,分属制度环境和社会结构层面的市场化因素和教育因素都发挥了调节作用,市场化程度能够削弱曲线关系,而教育水平强化曲线关系。这种交互机制的发现验证了新曲线理论的合理性,也在一定程度上揭示了民事诉讼率影响机制的结构性底色。

本文虽然从经济这一切口深入探索了民事诉讼率的变化机制,但并不否认其复杂性。未来可以进一步推动以下几个方面的研究。第一,从空间角度解释民事诉讼率的地区差异,识别各地区的主导因素并使之类型化,以便更加精准地服务于司法资源配置。第二,区分案件类型,考察婚姻家庭纠纷、侵权纠纷、合同纠纷、知识产权纠纷等案件之间的形成机制差异。第三,除经济、制度和社会因素外,探究文化道德、意识形态对于民事诉讼率的影响。

除寻求理论对话外,本文的另一个研究缘由,是出于对中国法院审判体系和审判能力现代化建设的现实关怀。“案多人少”问题实质上反映的是法院诉讼服务的供需失衡,所以为解决该问题,一般也要从供需两方面入手。^[90]从需求侧看,可以通过诉讼程序改革的方式降低法官参办案件量,比如2021年民事诉讼法修改扩大独任制适用范围、提高小额诉讼标的额等,但这种方式可能激励更多诉讼并且有冲击司法基本价值的危险。^[91]相比之下,通过诉源治理、多元纠纷解决机制等社会治理方式降低诉讼量,有助于形成体系化的纠纷治理结构,在诉前有效化解大部分纠纷,遏制不合理、不正当的诉讼,保证法院正常审判工作的有序开展。从供给侧看,直截了当的对策是通过增加法官数量来应对不断增长的诉讼案件量。但资源是有限的,法官数量不可能无限增加,这种方法只能解燃眉之急。相较而言,通过管理和组织优化来

[90] 参见前引[2],程金华文,第250页以下。

[91] 参见任重:《中国式民事程序简化:逻辑与省思》,《法治研究》2022年第3期,第120页以下。

提高办案效率,更符合经济理性,效果也更长远。因此,社会治理和管理增效是提升法院司法能力最为根本和价值可取的改革方法。〔92〕

针对以上两条治本思路,本文的研究结果可以帮助扩充相关政策设计方案。首先,在供给侧的管理增效方面,法院内部根据需求动态优化资源配置已经得到较多讨论,〔93〕但可以继续深挖,当前不必过度担心“产能过剩”的问题。实证结果表明,目前中国经济发展对民事诉讼率的增长仍有持续推动作用,只不过这种作用力正在缓慢减弱。即便如此,这种正向影响力还会延续很久。根据统计模型,人均实际GDP要达到56万余元,才会达到曲线拐点。2020年上海市人均实际GDP位于全国最高,达12万余元,距拐点还差4倍有余。因此,随着中国经济不断发展,民事诉讼率在未来一段时间内还可能不断增长,需要更多的积极应对措施。

其次,我们也应该看到地区间动态调整的重要性。在单一制的中国,法院的人、财、物并非自主获取,而是由上级调配。如果单个法院或一个地区的法院本身获得资源过少,那么无论怎样自我优化配置和增强管理,可能也“难为无米之炊”。2016年起,法院人、财、物省级统管改革在全国范围内全面展开,这意味着省级层次内法院资源调配具有了可行性。〔94〕部分地方法院还通过实证调研,证明了差异化对待省内法院运作情况和资源需求的必要性。〔95〕省内资源调配固然重要,但是司法权属于中央事权,为促进地区共同发展,中央理应承担相应职责,在全国范围内统一管理、动态调整司法资源。〔96〕实证研究已表明,中西部内陆地区在发展程度上普遍低于东部沿海地区,司法资源较为匮乏,但中西部的民事诉讼率却在近十年快速增长。照此趋势,未来有可能出现东西司法资源供需差距的进一步扩大。

为解决资源错配问题,司法资源的区域动态配置应当基于诉讼需求预测展开,并根据不同地区的影响机制构建差异化预测方案。一方面,在构建需求预测模型时,应当把更多元、更细致的社会经济因素纳入进来,比如人口、经济、制度、教育等。这些变量的选择需要实证调研和跨学科合作来逐步完善。而在相关数据收集和结果呈现方面,统一的司法大数据建设必不可少。在努力实现各地法院信息系统互联互通、数据实时监测的同时,还需要把各部门、各行业的社会经济数据库接入大数据平台,从而打造结果精确、反应敏捷的预测模型。另一方面,需要根据诉讼需求划分不同类型区域,设计对应预测方案。虽然本文回应的是一般性、规律性的解释理论,但是实证结果中影响因素的空间异质性以及交互机制的探明,透露了预测模型不能“一刀切”,不同类型地区的模型涉及的变量种类和变量权重应该是差异化的。同时,区域类型划分也应根据时间推移而不断调整。只有这样,司法资源配置才会更加高效。

最后,在需求侧治本改革方面,只强调法院和法官参与社会治理远远不够。本文为了挖掘国家在引导社会诉讼行为方面的重要作用 and 潜力,特别关注制度性、结构性因素对民事诉讼率的影响。这类影响因素的显著作用也得到了实证结果的支持。鉴此,不妨把司法供需矛盾放大

〔92〕 参见前引〔2〕,程金华文,第254页。

〔93〕 参见强梅梅:《法院人员分类管理改革的历程、难点及其破解》,《政治与法律》2017年第1期,第17页以下;张曦:《审判绩效考核的困境、缘由与脱困路径》,《上海交通大学学报(哲学社会科学版)》2019年第6期,第55页以下;艾佳慧:《现代化进程中的中国司法改革(1978—2018)——从法官管理制度切入》,《法治现代化研究》2019年第1期,第111页以下。

〔94〕 参见陈杭平:《“人财物省级统管”改革的成效与完善》,《人民法治》2018年第21期,第9页以下。

〔95〕 参见汪澜、邱素芳:《法官工作量测量——计量模型与四川经验》,《上海交通大学学报(哲学社会科学版)》2019年第6期,第64页。

〔96〕 参见蒋惠岭:《论“中央事权—省级统管”模式及完善》,《政法论丛》2021年第3期,第66页以下。

为一个社会协同治理纠纷的问题，而不是将其单纯视作由法院独立解决的问题。对此，实证结果蕴含了三个宏观政策上可供参考的改革方向。第一，进一步提高市场化程度，减少政府不当干预，发挥地区产业优势，建立健康良好的营商环境。市场化程度能够削弱曲线关系，意味着市场自治秩序的完善能够有效促进纠纷的及时化解，所以应该重点完善行业自治规范、健全市场纠纷中多主体的沟通协调机制。第二，法治教育应加强守法教育和权利义务完整观的培养。教育具有增加诉讼意愿和强化曲线关系的作用，说明在中国的教育体制下，民众的法律能力和权利意识得到了良好提升，但也表明部分人群义务意识不强，会利用法律和诉讼来实现不正当利益，损害社会公正。第三，加强律师职业保障和职业道德建设，建立律师参与诉前化解矛盾的联动机制。中国法律服务可得性与民事诉讼率呈正相关，说明一方面法律服务确实可以改善民众“接近正义”的程度；另一方面，也要警惕律师职业的自利属性，防止少数律师为了收益刻意复杂化纠纷、招揽案源而挤占司法资源，损害当事人利益。具体可通过政府补贴或放宽纠纷调解业务收费等措施，激励律师在诉前主动介入和解决纠纷。凭借这些方法，国家可以在不断提高人民生活水平的情况下，减少社会纠纷，缓解法院办案压力，最终实现司法资源的供需平衡。

Abstract: The classic curve theory posits an inverted U-shaped relationship between the rate of civil litigation and economic development, yet it does not indicate whether this relationship is influenced by other factors. Due to the lack of large-scale regional data, existing researches hardly directly test and amend the theory within the Chinese context. This empirical research based on provincial panel data shows that the civil litigation rate in China is characterized by a “decline then rise” temporal pattern and an “east-west divide” spatial pattern. It demonstrates that there is an inverted U-shaped relationship between the civil litigation rate and economic development, situating presently in the curve’s initial phase where the economy maintains a positive, albeit diminishing, impetus over an extended period. More importantly, the degree of marketization and the level of education play a moderating role in attenuating and reinforcing the curve relationship, respectively. The discovery of this interaction mechanism in China advances theoretical development, leading to the establishment of a new curve theory based on multiple conditions. This contributes to thinking about how to systematically improve the judicial capacity of courts, for instance, by combining the enhancement of internal management efficiency with the construction of predictive mechanisms for region-specific litigation demands, as well as optimizing macro-level policies for social collaborative governance.

Key Words: civil litigation rate, curve theory, moderating effect, judicial capacity, empirical research
