此情或可待:“离婚冷静期”规定对离婚登记数量趋势的影响*

董　浩

提要:本文关注“离婚冷静期”规定对离婚登记数量趋势的影响,间接探讨了冲动等不可观测主观因素在我国离婚决策中的角色。基于民政部2018—2021年省—季度统计数据,辅以国家统计局、裁判文书网、百度指数等数据,本研究通过事件研究和双重差分等政策评估方法交叉验证发现,“冷静期”使得各省各季度离婚登记数量平均减少1.03~1.32万对,较前三年降低了33%~42%。在以往复婚较普遍、青年离婚占比较大、对“冷静期”等离婚相关信息搜索较多的地区降幅更大,揭示了部分潜在作用机制。

关键词:离婚冷静期　离婚趋势　社会政策评估

一、引　言

进入21世纪以来,我国离婚人口规模迅速攀升。根据第五、六、七次人口普查长表数据计算,2000年我国离婚人口在15岁以上总人口中占0.903%,2010年为1.380%,2020年为2.377%。①尽管离婚人口的绝对占比仍较低,但是该比例在20年间膨胀了2.632倍,而且涨幅主要集中在近10年。当前,离婚已经成为公众关注的新家庭现象,与我国强调婚姻稳定、不鼓励离婚的传统家庭文化观念形成强烈反差。离婚不仅牵涉夫妻双方切身利益,而且对家人尤其是子女身心健康和长期发展有复杂影响(张春泥,2019;杨菊华、孙超,2021)。

* 本研究受国家自然科学基金“教育和城乡家庭背景的多维婚配模式及其影响研究:超长期趋势与新反事实分析框架”项目(编号72003006)资助。感谢匿名审稿专家、程子林、杜永潇、金孟子、吴愈晓、杨锋等的诸多宝贵建议、交流反馈以及刘睿杰同学出色的研究助理工作。文责自负。

① 作者根据第五、六、七次人口普查长表数据(表5-1)计算。从国家统计局数据来看,粗离婚率在2000年至2019年间从0.96%上升至3.36%,膨胀了3.5倍。

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

目前有关离婚影响因素的研究主要可以归纳为两类。第一类研究关注社会结构性因素。“第二次人口转型”(second demographic transition)是理解社会结构性因素对离婚影响的较系统和常用的理论框架之一(Lesthaeghe,2014;Raymo et al.,2015)。伴随着社会的发展,人们的追求从满足生存和生活等物质需求转变为实现自由自主和个人成就等非物质需求。在社会发展水平较高的地区,人们更倾向于摆脱传统婚姻家庭观念的束缚,追求性别平等和女性的社会经济地位,也会通过离婚等非传统家庭行为来彰显独立自主(Trent & South,1989)。有关我国离婚趋势和地区差异的研究也证实了经济发展、人均收入、高等教育、城镇化、女性就业率、人口流动、出生性别比等发展指标与离婚模式的系统关联(孟秋丽,2000;徐安琪、叶文振,2002;徐安琪 2012;马忠东、石智雷,2017;石智雷,2020;Chen et al.,2021;杨菊华、孙超,2021)。

第二类研究关注家庭个体性因素。可以通过贝克尔的离婚效用(utility)理论模型对相关影响机制进行一定的统合概括:由于存在信息不对称及后续发展差异,夫妻在做出结婚决策时认为匹配及联合效用最大化的各类个体性因素逐渐无法匹配初始预期效用或目前可替代配偶人选的潜在效用,故而离婚倾向有所提高;当离婚的效用大于保持婚姻的效用时,夫妻会选择离婚(Becker,1993)。虽然贝克尔的简洁理论推导主要采取信息不对称视角并侧重离婚前后财富差异,但现实中各类家庭个体性因素统合决定了个体离婚与否的总效用。夫妻的教育、职业、收入、财富、家庭背景等社会经济地位和匹配模式(陆益龙,2009),以及结婚年限、子女状态、家庭结构、家务分工、个人生活及流动经历等家庭和个人特征均对夫妻离婚决策有影响(Kalmijn & Poortman,2006;Lyngstad & Jalovaara,2010;许琪等,2015;Killewald,2016;刘汶蓉,2019;石智雷,2020)。

然而,离婚决策除了受到上述两类可观测客观因素影响以外,主观因素的影响同样不可忽视。例如,“感情破裂”是广为人知且被法律认可的一类离婚原因,而以夫妻在教育、职业、收入等客观特征“不合”为离婚原因的情形则较少出现。人们在进行婚姻匹配时所依赖的可观测客观因素未必对离婚决策贡献最大,因为夫妻在匹配时倾向于基于可观测因素来推断如性格、情趣、生活追求等难以判断的不可观测的个人特质,而后一类是难以获取的“信息”,往往需要通过婚后长期密切互动才能逐渐完全掌握(Becker,1993)。当然,影响离婚决策的主观因素很复杂,可能不仅包括夫妻在家庭互动中积累的体验负担和情绪落差,还包含主客观因素长期互动促使夫妻个人维系婚姻的效用偏好改变,以及“压垮骆驼的最后一根稻草”的冲动性情绪因素对离婚决策的认知影响等。

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

当前,有关离婚决策主观因素的讨论在社会学量化研究中长期缺位,也与其不可观测性和复杂作用机制有关。然而,我们仍期待可以获得一些相关的社会层面的实证认识,了解其在人群中的普遍性和异质性,探究其与家庭政策和社会制度演化的耦合互动。毕竟,任何有关婚姻家庭的社会政策都会同时触发夫妻双方基于主客观多方面因素的综合决策,对家庭稳定和社会和谐可能造成预期和非预期的深远影响,需要全面系统的证据来改进政策设计和效果评估。

鉴于此,2021 年生效的“离婚冷静期”规定为我们提供了一个独特又重要的家庭政策变革背景下的研究机会,可以通过系统的政策评估方法来研究离婚行为变化,进而从侧面考察部分以往不可观测的主观因素在不断增加的离婚决策中所扮演的角色。“离婚冷静期”规定设立的初衷是国家考虑到以往民事登记协议离婚“成本”较低,为尝试避免冲动、轻率离婚行为而进行立法干预(朱宁宁,2020)。这项社会政策对个体家庭来说具有突发性和外生性,并不会直接、突然地改变夫妻的绝大部分客观特征(包括但不限于社会经济地位、生育史、原生家庭状况、地域家庭文化惯习等)和部分较固定的主观特征(如心理人格特质、生活习惯、品味偏好等)。所以,关注由新规定带来的离婚行为变化,可以在一定程度上帮助我们区分剥离那些对离婚决策存在长期稳定影响的常规可观测的客观因素,聚焦于一些对规定产生应激变化的主观因素(如冲动情绪、利弊权衡、离婚后果认知等)在离婚行为上的映射。

目前,学界尚没有针对我国“离婚冷静期”规定影响的基于因果推断的政策效果评估研究。① 当然,类似于“离婚冷静期”规定这种通过增加离婚生效等待期的国家干预思路并非我国首创,英、法、美、韩等国都有类似政策,目的都在于对离婚进行干预,从而减缓婚姻解体、降低离婚率(朱宁宁,2020)。以与我国家庭文化相对接近的韩国为例,研究发现其 2008 年立法的“离婚熟虑期”虽未降低离婚申请率,但显著减少了最终离婚率(Lee,2013;Wie & Kim,2015)。不过,有关离婚的家庭政策研究在全球范围内仍非常稀缺。所以,本研究旨在填补我国相关研究空白,系统识别“离婚冷静期”规定的影响不仅有助于部分回应各界对这项规定的关切,还可以为深入理解我国当下迅速变化的婚姻家庭行为提供了一个独特的视角,为后续制定和完善有针对性的家庭支持政策、促进我国社会和人口长期可持续发展提供一些具有借鉴意义的实证证据。

① 与之最为相关的宋健、李灵春(2022)的研究系统总结了“离婚冷静期”规定出台以前我国离婚相关规定的长期流变,并对相应婚姻和离婚宏观统计数据的长期趋势变化进行了描述和探讨。

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

二、政策背景

《民法典》于2020年5月28日在第十三届全国人民代表大会第三次会议上获得通过,自2021年1月1日起施行。《民法典》第一千零七十七条规定:“自婚姻登记机关收到离婚登记申请之日起三十日内,任何一方不愿意离婚的,可以向婚姻登记机关撤回离婚登记申请。前款规定期限届满后三十日内,双方应当亲自到婚姻登记机关申请发给离婚证;未申请的,视为撤回离婚登记申请”。这个三十日期限即为“离婚冷静期”。据《法治日报》报道,“离婚冷静期”改变了协议离婚登记程序,与2003年《婚姻登记条例》的离婚登记程序和审查条件相比,新增了“冷静期”这道程序,调整为“申请—受理—冷静期—审查—登记(发证)”五个步骤(朱宁宁,2020)。据民法典编纂工作专班成员龙俊教授介绍,“这一规定,主要针对的是目前社会上经常发生的所谓‘闪婚闪离’,尤其是‘冲动离婚’现象。比如,有的夫妻早上打架下午就去离婚。为了减少这种现象,民法典就从制度上进行了设计”(朱宁宁,2020)。

由于出台日期与生效日期存在7个月左右的间隔,“离婚冷静期”规定的公众影响实际上存在两个重要时点:规定出台的时点(2020年5月28日)以及规定生效期(2021年1月1日)。规定出台后,在广泛的媒体报道和社会讨论下,公众对其已形成较普遍的认知;生效后,通过修改离婚登记程序增加三十日“冷静期”,规定对潜在离婚人群的决策和行为产生实际影响。

需要特别注意的是,“离婚冷静期”规定仅适用于双方自愿协议离婚,不适用于一方要求的离婚。两类离婚涉及不同的程序和渠道:双方自愿协议离婚的向民政部门申请并在冷静期结束后登记;一方要求离婚的由人民法院进行调解,调解无效的准予离婚,或一方提起诉讼由人民法院判决离婚。所以,“离婚冷静期”规定仅干预在民政部门登记离婚,对法院准予离婚不会有直接影响。

三、实证策略

(一)核心数据和主要变量

本研究的核心数据为民政部公布的分省季度统计数据。截至本研究主要分析完成时(2022年6月),最新数据公布至2021年第四季度。所以,本研究选定

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

关注时段为2018—2021年这四年,也就是“离婚冷静期”规定生效前三年和后一年。据作者所知,这是目前适合研究相关议题的最系统、精细和具有时效性的全国性官方统计数据来源。本研究的分析样本为平衡(balanced)的省—季度面板数据,共包含大陆31个省16个季度的496条观察值。

核心结果变量为省—季度层面的民政离婚登记数量,直接对应受到“离婚冷静期”规定干预的离婚类型。需要说明的是,民政部公布的原始数据为四个季度累加统计数据,本研究通过将同年相邻季度相减,获得对应单一季度的离婚数量。此外,在2018—2021年,该数据的统计单位从对变为万对(精确到小数点后一位)。所以,本研究统一以万对为分析单位。

在不同实证分析环节,本研究还将利用包括法院准予离婚数量、各类地区统计指标和网络搜索指数等一系列变量来进行比较或控制,以推进全面、深入的分析。这些变量分别构建于司法裁判文书大数据、国家统计局统计数据和百度指数等不同来源,具体细节将在下文中对应各分析环节依次介绍。

(二)研究设计

1. 事件研究法

我们首先运用事件研究(event study)法对我国“离婚冷静期”规定出台前后的民政登记离婚数量变化进行分析。事件研究法采用对特定政策或法律发生干预的节点前后各时点的结果变量取值进行系统比较。这种方法直观描述干预前后的结果变量差异,尤其适用于观察评估政策或法律相关的动态影响。在满足结果变量在(控制特定协变量的条件下)干预前各观察期趋势稳定且没有干预时将继续保持该趋势等相关假设下,可以认为干预后结果变量的差异为干预效应,也就是该政策的影响。该假设不成立时,虽然不支持因果解读,事件研究法的趋势发现仍是对现实社会具体变化有意义的描述。

考虑到《民法典》通过时间即“离婚冷静期”出台时间为2020年5月28日,可以将干预时点视为2020年第二、三季度之交。2020年第三季度为干预发生后的第一个观察期($t=0$),之后季度依次为干预后时期($t=1,2,\cdots\cdots$),之前季度依次为干预前时期($t=-1,-2,\cdots\cdots$)。这样设定是因为公众对于“离婚冷静期”的知晓和讨论始于《民法典》通过之时。尽管“离婚冷静期”在2020年第三、四季度尚未生效,我们仍可以通过这个设定来检验是否在生效前已经产生了提前“扎堆”离婚的预期效应(anticipation effect),且不妨碍观察生效后的影响。

遵从事件研究法设定惯例,在控制其他变量情况下,识别策略是将各时期的

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

离婚数量与干预前最后一期($t = -1$)的离婚数量进行比较,并检验差异的统计显著性。事件研究法的具体模型设定简洁直观,即干预前最后一期($t = -1$)为被忽略的对照期(omitted reference period),其他干预前和干预后各期分别对应一个二分哑变量,其估计系数为该期经过模型调整后预测的离婚数量与对照期离婚数量之差。理想条件下,我们期待在纳入一系列合理的控制变量对模型估计进行调整后,干预前各期的估计系数不存在统计意义上的显著差异,说明事件研究法相关的假设很可能是成立的,经过模型调整的干预前各期离婚数量趋势是稳定可预测的。如此,当我们假设这个稳定趋势在没有“离婚冷静期”干预下在后续时期中会继续存在,即在没有“离婚冷静期”的平行世界中后续各期的反事实(counterfactual),那么,基于真实世界数据计算的干预后各期离婚数量与该反事实趋势比较得出的差异就可被视为在上述假设成立时“离婚冷静期”的因果干预效应,即“离婚冷静期”造成的离婚数量变化。

此外,还存在一个来自数据的挑战,即民政部公布的各季度离婚数量存在一定的季节性差异(详见下文讨论图 1 描述性统计)。由于没有其他数据可供对比分析,我们无法具体确定造成该季节性系统差异的原因究竟是各季度实际离婚数量的浮动还是民政部门的特定日常统计工作规律,抑或是各季度假日和办公日数量不同导致的民政部门开放登记的机会差异。尤其是最后一种,登记机会造成的差异在 2020 年以来新冠疫情的影响下对离婚数量的影响可能进一步增大,而且可能存在省际差异,所以需要系统地分省分季度进行控制。

综合考虑该潜在偏误的机制不确定性和数据可得性等限制,本研究将采取两个方案来应对这个挑战。首先,在所有分析中针对性地以该省该季度民政部结婚登记数量作为代理变量进行控制,这样不仅考虑到了各省民政部门在婚姻事务统计工作规律和开放办公时长上的潜在差异,更有效处理了各地各季度由于疫情而临时暂停或减少办理婚姻登记业务的混淆影响。其次,进一步替换对照期进行年度和季度同比比较。对各年四个季度加总获得年度总量,再以“离婚冷静期”出台前一年即 2019 年为对照期进行比较。同时,尽管事件研究模型设定不支持控制季度固定效应,但可通过分样本分析各季度跨年同比,摆脱季节性差异的混淆影响。具体采取“离婚冷静期”出台前的 2020 年第一、二季度和 2019 年的第三、四季度分别作为对照期,进行各季度同比的事件研究。考虑到 2019 年也是疫情发生前一年,全年和各季度同比也可以帮我们进一步厘清疫情和冷静期对离婚数量的不同影响。

这里涉及的控制变量包括与结果变量同出自民政部统计数据的省—季度层面婚姻登记数量,以及用于控制社会经济水平的城镇和农村低保标准。其他社

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

会经济控制变量还包括来自国家统计局统计数据的省—年度人均 GDP、常住人口规模、城镇人口比重和人均消费支出。为保证因果时序,这些数据均滞后一年纳入分析。此外,模型中还引入了省级固定效应,以控制各省在政治经济、家庭文化、地理历史等各方面不可观测的系统差异。同时,为处理同省跨季度观测值间的系统关联,模型估计采用稳健标准误并在省级层面聚类调整。

2. 双重差分法

我们可以通过双重差分(difference in differences)法,从另一个角度进一步检验“离婚冷静期”的影响。尽管上述事件研究法已可以识别“离婚冷静期”的影响,但因为该规定是在全国各地同时生效的,事件研究法的识别是通过对比干预前(pre-treated)或事件研究方法论中所谓的“尚未被干预”(not-yet-treated)的各省离婚趋势构建的反事实而得出的。既然“离婚冷静期”仅针对民政部门登记离婚,对法院诉讼离婚没有直接影响,那么法院准予离婚在一定意义上可以视作另一个重要的参照组——在规定生效前后保持稳定的“恒不被干预”(never-treated)组。在满足双重差分法的平行趋势等特定假设条件下,我们可以通过各省法院准予离婚为民政登记离婚构建另一个反事实趋势,比较同省民政登记离婚和法院准予离婚之间的数量差异在“离婚冷静期”干预前后的变化,即可从另一个角度检验和量化“离婚冷静期”的影响。由于增加了“恒不被干预”参照组,双重差分法较前述事件研究法的提升在于可以进一步控制时期混淆影响。

通过双重差分的研究设计,我们在“双向固定效应模型”(two-way fixed-effect model)的识别框架内对各种地区和时间固定效应及其交互作用进行控制后,估计“离婚冷静期”的干预效应。这种识别策略在最大程度上解决了我们面临的另一个数据挑战:可以匹配“省—季度”分析单元层级、构建具体控制变量的各省分季度统计数据非常缺乏,然而如果模型估计仅依赖宏观的分省年度数据所构建的控制变量,则可能因无法考虑年内不同时期间的差异变化而导致遗漏变量偏误。通过控制省、年度和季度固定效应及其各种交互组合,我们可以绕过具体控制变量数据缺失的局限,剔除各省各时期间的动态的系统性差异,因为所有控制变量的混淆效应均会被同层级固定效应项等价吸收替代。

与双重差分研究设计相对应,因为增加了另一个离婚渠道——法院准予离婚作为对照组,所以我们的数据结构变成了省—季度—离婚渠道层面的面板数据。因变量为某省某季度某渠道的离婚数量。一个重要自变量是干预组状态,即离婚渠道:民政登记为干预组,法院准予为对照组。另一个重要自变量为干预前后状态:2021 年之前的季度为干预前,之后的季度为干预后。

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

遗憾的是,并没有全国层面的法院准予离婚数量的分省分季度统计数据,所以只能基于裁判文书网大数据构建代理指标。通过裁判文书日期和省份进行限定后,对案由为“离婚纠纷”、案件类型为“民事案件”的裁判文书进行检索并记录数量。考虑到离婚相关司法程序主要包括调解和判决两步,我们纳入计数的文书类型包括“判决书”和“调解书”两类。为防止重复计数,我们仅对审判程序为“民事一审”的文书进行计数。由于裁判文书上传存在一定的滞后性,我们发现各地 2021 年第三、四季度的相关文书数量均显著少于之前各季度。因为这个数据限制,考虑到前文所述的离婚趋势季节性混淆风险,我们的双重差分分析继续采取跨年季度同比的设计,观察期为 2018 年至 2021 年每年第一、二季度,“离婚冷静期”生效前的 2018—2020 年第一、二季度观察值为干预前,2021 年第一、二季度观察值为干预后。虽然我们只能对比每年前两个季度导致可供分析的省—季度民政登记离婚数量观测值减半,但由于数据结构发生变化,成对新添了对应的省—季度法院准予离婚数量观测值,所以分析样本总规模不变。模型估计同样采用稳健标准误并在省级层面聚类调整。

值得特别强调的是,由于增加了同省同季度法院诉讼离婚作为参照组,本研究可以较前述事件研究法更全面地控制疫情影响。不仅可以继续使用同省同季度的结婚登记数据作为控制变量,还可以利用省、年、季度多维交互固定效应项等设定对同时作用于同一省份特定季度内所有离婚决策的疫情影响进行剥离。此外,我们还可以更加灵活地针对疫情可能的影响进行分样本检验。

3. 影响机制探索

以事件研究和双重差分两种方法交叉验证后,我们基本可以确定“离婚冷静期”规定在全国层面的平均干预效应。但是,我们对“离婚冷静期”降低离婚登记数量的影响机制仍缺乏系统认识。我们可以进一步通过探查“离婚冷静期”干预效应随相关地区特征呈现的结构性差异,即通过回答“冷静期对哪些地区的离婚行为影响更大”,对一些潜在影响机制进行探索性检视。

本部分分析将继续基于省—季度民政离婚登记数据,以离婚登记数量为因变量,继续通过一系列固定效应模型,检验“离婚冷静期”生效与否和各省特定(生效前)特征的交互作用,即特定的地区间结构性差异是否可以调节“离婚冷静期”规定对离婚行为的影响程度。固定效应模型设定具体包括区分规定生效前后的哑变量及其与特定省级特征的交互项,同时控制前述两环节已介绍并纳入的控制变量,以及年份连续趋势、省—季交互固定效应。为便于交互项结果解读,所有相关省级调节变量均围绕样本均值进行编码(centered on the sample

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

mean)。与前述两部分分析相同,模型估计采用稳健标准误,并在省级层面进行聚类。相关潜在影响机制、具体涉及的地区结构性因素和数据来源都将结合具体发现在下文“影响机制探索”一节中详细介绍。

四、研究发现

(一)初步描述:民政离婚登记数量趋势

图1描述了2018—2021年省—季度层面民政离婚登记数量的平均趋势变化。第一,年内离婚数量存在一定的季节性差异,呈现第一、三季度较高,第二、四季度较低的离婚趋势。2018年和2019年各季度相对平稳且差异模式高度相似,而2020年和2021年第三、四季度仍大致延续该差异模式。2020年第一季度的离婚数量有明显下降,可能与新冠疫情发生的各种影响有关,但第二至第四季度数量恢复到往年同比相似水平。第二,2021年“离婚冷静期”生效后,各季度离婚数量均有较大幅度下降。第一季度的下降非常明显,第二季度有所回升,但第三、四季度进一步回落。①

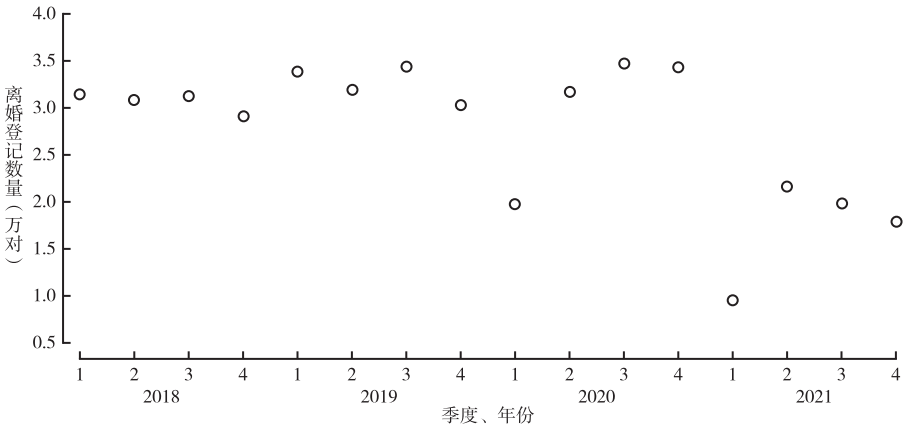


图1 民政部2018—2021年省—季度平均离婚登记数量

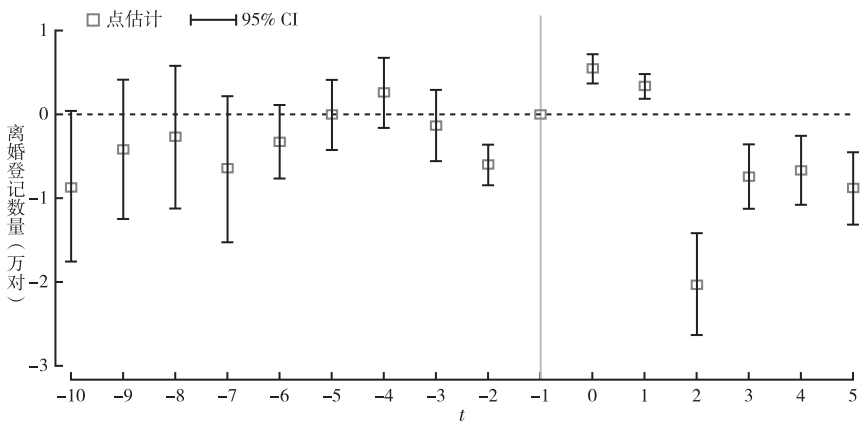
(二)事件研究:民政离婚登记数量的趋势变化

通过事件研究法系统控制一系列潜在混淆因素,从图2中可以发现“离婚冷静期”规定确实引起了我国离婚数量的较大变动,而且呈现为截然不同的先增

① 限于篇幅,本文控制变量的描述性统计及图1~3对应的精确数字结果不再附表汇报,可向作者索取。

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

加后降低两个阶段。在详细讨论这两个阶段前,我们首先需要确认,规定出台前,对照期(2020 年第二季度,即 $t = -1$)与之前各期在控制相关变量后通过事件研究模型调整估计的离婚数量不存在统计意义上的显著差异。换句话说,模型可以较好地拟合出一个假定没有干预存在的反事实趋势,用以与干预后真实观察到的离婚数量变化进行比较。图 2 说明我们的模型设定较好地完成了这个任务,尽管在具体估计量上仍存在一定的季节性,但除 2020 年第一季度离婚数量仍显著小于对照期以外,之前各期与对照期均不存在统计意义上显著的差异(以 95% 置信区间为标准)。2020 年第一季度的偏离反映了现实世界复杂性对实证研究的挑战。因为该季度是我国新冠疫情发生的初始季度,对正常生活生产秩序的影响是剧烈而突发的,所以我们有理由相信这个对拟合离婚数量趋势的临时偏离是存在的,但未必是长期稳定趋势的一部分。换句话说,我们对干预前后各期的模型拟合和估计分析仍应是合理可信和有意义的。



注:$t = -1$ 对应 2020 年第二季度,即规定出台前一季度;$t = 2$ 对应 2021 年第一季度,即规定生效季度。

图 2　“离婚冷静期”规定影响省—季度平均离婚登记数量的事件研究估计结果

干预后,第一阶段变化是“离婚冷静期”规定出台后、生效前的 2020 年后两个季度,如图 2 所示,离婚数量出现了上涨。这个时间节点的变化也与百度指数反映的相关搜索趋势相似,公众对“离婚冷静期”最为关注的时段也出现在规定出台后的较短时间内。一个可能性是因为规定出台与生效日期存在时间差,计划离婚群体为规避规定而选择尽快集中离婚,即“离婚冷静期”产生了反向的预期效应。不过,这也可能是疫情发生导致 2020 年第一、二季度离婚相对困难的推后累积效应,或同时叠加了季节性差异。后续季度同比分析将帮助我们厘清

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

这几种可能性。

第二阶段变化是“离婚冷静期”生效后的2021年第一至第四季度,可以视作该规定的干预效应。在此期间,离婚登记数量不仅低于之前等待规定生效的两个季度,而且与规定出台前的各期相比也存在统计学意义上显著的下降。其中,规定开始生效的2021年第一季度与前一季度相比降幅尤为剧烈,其中不仅包含“离婚冷静期”对于夫妻离婚决策的实际影响,也包含冷静期本身带来的起始时间限制。在该季度的三个月中,由于受30天冷静期限制,公众实际上只有约两个月时间来登记离婚,可能导致对该季度离婚数量的低估,而且会使得部分本应在该季度的离婚登记被挤压推后到下一季度。因此不难理解,在第二季度确实出现了离婚数量“反弹”,但其水平仍低于生效前的趋势水平,甚至与2020年第一季度因疫情爆发而出现的前三年最低值相仿。随后的第三季度离婚数量与干预前基本持平,而第四季度略有回落。2021年后三个季度的结果也说明,“离婚冷静期”生效后对于降低离婚数量的作用并非只源于生效时需等待一个月的短期客观时间差因素,而是确实稳定存在的。

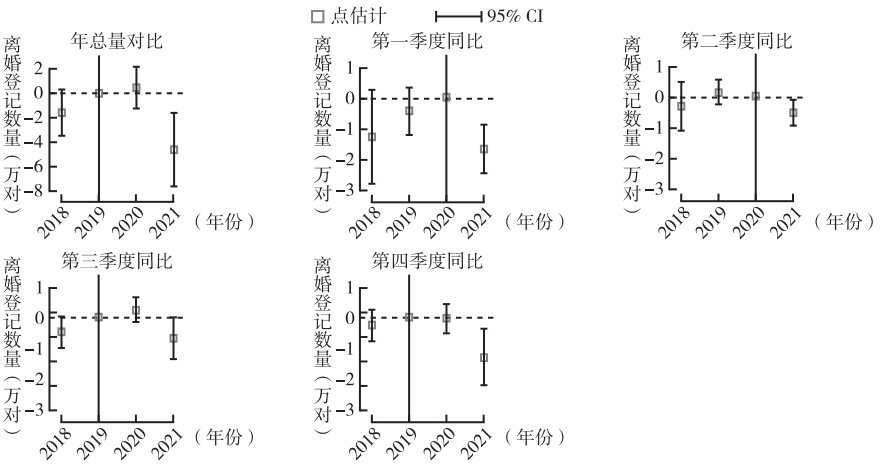
为确保结果的稳健性,我们应进一步确证,选择2020年第二季度作为对照期是否会因为原始数据的季节性差异模式而导致估计结果不稳定?我们可以基于与前述总体分析相同的模型设定,采取全年比较和分季度跨年同比的策略来进行检验,结果见图3。首先,我们将季度数据汇总为年度数据比较。以规定出台前的2019年为对照年,可以发现经模型调整后的2018和2020年的离婚数量估计与2019年并无统计意义上的显著差异,而冷静期生效后的2021年有明显下降,各省平均下降约4.64万对。

其次,我们分别对四个季度进行跨年同比。这种分样本分析实际上等于控制了季度固定效应,排除了季节性系统差异的影响。通过与规定出台前的2019年或2020年相应季度进行各季度跨年同比,2018—2020年三年的对应季度的离婚数据估计均不存在显著差异,而2021年该季度的离婚数量则普遍存在显著下降。其中,第一季度较之前三年同比每省平均减少1.64万对,第二季度为0.53万对,第三季度为0.66万对,第四季度为1.27万对。

总之,跨年比较和季度同比这些不同的实证策略共同证实,“离婚冷静期”规定生效后离婚数量的下降是真实存在的,结论不因数据自身特征和特定对照期选择而改变。这些同比结果还说明,前述分析中2020年第三、四季度离婚数量的显著上升可能主要源于2020年民政登记离婚数量的季度间差异,而非

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

“离婚冷静期”的反向预期效应。此外,2020 年和 2019 年全年或各季度同比离婚估计量均不存在显著差异,而 2021 年则显著下降,说明模型设定较好地剥离了疫情的影响,识别出了“离婚冷静期”的影响。



注:$t=2019$ 对应规定出台前的第三、四季度,$t=2020$ 对应规定出台前的第一、二季度。

图 3　“离婚冷静期”规定影响省—季度平均离婚登记数量的事件研究估计结果:年总量对比和各季度跨年同比

(三)双重差分:与法院准予离婚数量比较的差异变化

如前所述,民政登记离婚受到“离婚冷静期”规定的干预,而司法渠道离婚不受规定干预。所以,我们可以通过双重差分法来比较民政登记离婚和司法准予离婚数量差异在冷静期规定生效前后的变化。基于这个与事件研究法不同的评估策略,引入独立于民政部统计数据的司法文书大数据这一外部来源,我们再次发现,“离婚冷静期”规定生效后,民政登记离婚数量明显下降。①

表 1 汇总了各双重差分模型的具体估计结果。总体来看,不同模型的估计结果高度一致:“离婚冷静期”的平均干预效应为 -1.32 左右,即规定生效后各

① 本研究的双重差分设计通过了各种常规平行趋势检验,说明两个离婚渠道具有实证可比性。限于篇幅,具体汇报此处不赘,可向作者索取。对双重差分研究设计的一个挑战是:计划离婚的夫妇群体是否会因为“离婚冷静期”规定干预而放弃民政部门登记,选择法院调解或判决离婚?通过平行趋势可以确认:在研究覆盖的时期内,作为对照组的法院准予离婚数量在干预后并未出现异常升高。这主要是因为法院调解或诉讼离婚所需时间远远长于一个月,所以大部分希望迅速离婚的夫妻仍会选择遵从“离婚冷静期”的规定,通过民政部门登记离婚。即使存在少部分夫妻因未知原因在干预后决定由民政登记改为法院渠道,因为耗时较长,可能还不会大规模出现在我们的分析样本中。

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

省前两个季度每季度平均减少了1.32万对离婚。不过,不同模型设定背后的考量是不同的,值得展开讨论。

表1 “离婚冷静期”规定影响民政登记离婚数量的双重差分估计

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	2018—2021年全样本					跳过2020年	2020—2021年
干预组(民政登记=1)	2.395*** (0.284)	2.395*** (0.283)	2.395*** (0.282)	1.857*** (0.268)	1.945*** (0.275)	2.567*** (0.307)	2.052*** (0.238)
“冷静期”生效后				0.091 (0.049)			
干预组×“冷静期”生效后	−1.317*** (0.179)	−1.324*** (0.177)	−1.314*** (0.179)	−1.322*** (0.188)	−1.332*** (0.189)	−1.485*** (0.204)	−0.970*** (0.136)
固定效应							
省份	控制						
年	控制				控制		
季度	控制	控制					
省份×年		控制					
省份×年×季度			控制			控制	控制
省份×干预状态×线性季度趋势				控制	控制		
常数项	−0.206 (0.654)	0.866 (1.506)	0.572*** (0.120)		−0.163 (0.350)	0.590*** (0.122)	0.511*** (0.090)
观测值	495	495	494	495	495	370	246
R^2	0.788	0.802	0.814	0.960	0.929	0.817	0.815

注:(1)线性回归模型,因变量为省—季度—干预/对照组离婚数量,干预组状态编码为民政登记=1,法院准予=0。(2)稳健标准误在省级层面聚类调整。* $P<0.05$, ** $P<0.01$, *** $P<0.001$。

模型1分别控制了省、年、季度三个方面的固定效应,意味着估计结果已排除三个方面的混淆因素:各省固有的任何系统性差异(如社会经济发展、人口基数、文化关系等)、不同年份的时期差异以及季度间的规律变化。可以说,这个起始模型设定已经较全面地控制了各种潜在混淆因素。不过,我们还可以引入不同维度固定效应的交互项,不断“加压”,对混淆因素进行更为细致的控制和考虑,以确认研究发现的稳健性。模型2控制了省—年交互固定效应和季度固定效应,即假定各季度的影响存在跨年规律性,但各省特有的混淆作用会随年份

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

变化。模型3进一步控制了省—年—季度交互固定效应,也就是假定混淆因素来自各省因年份和季度而异的差异性。模型4控制了省—离婚渠道—季度线性趋势的固定效应,即假定混淆因素可能因各省内民政或司法离婚的渠道差异而不同,而且存在从第一季度到第四季度的线性变化。模型5在模型4的基础上进一步增加了年份固定效应,即假定模型4未考虑的年份差异同样存在混淆作用。综上,在数据层级允许的情况下,我们尽可能对潜在混淆因素进行了各种假定和控制,仍然得到了高度一致的稳健的估计结果。

最后,模型6和7在模型3的基础上进一步检验了是否研究发现主要源于新冠疫情的影响而非“离婚冷静期”规定。模型6假定我们可以跳过因疫情发生而导致生活秩序突变的2020年,仅考虑冷静期生效后的2021年和生效前且无疫情的2018年和2019年各期数据。这是尝试排除一种可能的偏误,即2020年的离婚行为可能受新冠疫情影响而较为特殊,进而影响了我们对于“离婚冷静期”干预效应的整体估计。实际上,当我们在估计中排除2020年数据后,可以看到干预效应不仅仍然显著,而且更大了,达到-1.485,说明疫情发生的2020年离婚水平已有所下降。如果只与疫情前正常年份的离婚状况进行比较,“离婚冷静期”对于离婚数量的消减作用甚至更大。模型7从另一个角度限定我们对疫情阴影下的2020和2021两年的第一、二季度进行双重差分分析。由于均受到疫情影响,比较这两年可以大致抵消疫情的作用。我们仍可以发现干预效应为-0.970,统计意义显著且规模较大,说明在疫情已经减少离婚数量的基础上,“离婚冷静期”规定进一步减少了离婚登记数量。

本节还进行了另外三项稳健性检验。第一,考虑民政登记离婚与司法诉讼离婚数量规模存在一定差异且各省间不同,本研究尝试将两者对数转换后再进行基于上述模型1~7的双重差分估计。第二,本研究另外尝试用前一年常住人口为分母构建登记离婚和法院准予离婚的近似粗离婚率作为因变量。第三,考虑法院调解书和离婚判决书两类文书和背后司法程序及离婚情况都可能存在系统差异,我们尝试仅以判决离婚数量来构建对照组。各项检验的结果与主要研究结果高度一致,进一步确保了发现的稳健性。限于篇幅,此处不再具体汇报。

(四)影响机制:地区间结构性特征差异如何调节“离婚冷静期”规定的作用

前述分析着眼于识别“离婚冷静期”的全国平均干预效应,仅将不同地区间社会结构性因素差异作为控制变量或固定效应进行剥离。本节旨在进一步探索

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

“离婚冷静期”规定对离婚行为的影响是否因各地结构性特征差异而发生系统变化,并通过这些异质性分析来探讨可能的影响机制。本研究认为,通过现实数据观察到的“离婚冷静期”规定的影响至少可能反映了两类潜在影响机制。

第一类机制与冲动等主观因素直接相关,主要涉及“离婚冷静期”规定对离婚决策过程及其偏误风险带来的变化。被广泛应用于解释其他国家类似“离婚冷静期”政策影响的行为经济学理论认为,人们在决策中容易出现“预期偏误”(projection bias)(Loewenstein et al.,2003)。人们在估计重大决策的后果和感受时可能出现偏差,尤其会错误估计个人的适应性(adaptation)。所以,可能存在部分夫妻在(冲动地)做出离婚决定后,在“冷静期”内重新审视自己原先对离婚原因和后果的估计以及对继续维系婚姻生活的适应性,而后做出了与之前不同的判断和决策。与该理论呼应的是,目前心理学主流的二元系统决策理论模型认为,人们的决策依赖两个不同的认知系统(系统 1 和系统 2),在对二者的应用和转换过程中可能引起各类偏误(相关理论的综述可参见 Kahneman,2011)。系统 1 是冲动的,日常运行基于经验和直觉,被用来快速处理各类信息,但容易引起决策偏误;系统 2 则需要刻意开启,用来深度思考事物内在规律和计算、总结复杂信息,但需耗费更多时间和精力。所以,部分“冲动”“轻率”的离婚决策可能是夫妻在高度情绪化的时候系统 1 的迅速决策,在“冷静期”中,部分夫妻可能渐渐“慢”下来,使用系统 2 来深度全面权衡解除婚姻的利弊,进而改变了初始的离婚决策。

第二类机制并非与冲动等主观因素直接相关,而是关乎离婚成本效用的两部分变化:“离婚冷静期”规定引发的狭义离婚成本效用变化,以及公众讨论带来的对广义离婚成本效用的认知更新。一方面,“离婚冷静期”不仅增加了离婚等候时间成本,还可能提高了夫妻达成一致的协商成本、递交离婚申请后仍需维持沟通的情感负担等一系列与离婚直接相关的主客观成本。所以,不排除有部分计划离婚的夫妻因为“离婚冷静期”规定生效后狭义离婚成本的增加使其离婚与否的效用差距减小甚至反转,进而选择放弃离婚。另一方面,从社会互动和信息传播的角度来看,部分考虑离婚的夫妻可能从“离婚冷静期”出台后公众的广泛讨论中获得了更多有关离婚对自身和家人(尤其是子女)的利弊信息,通过这次前所未有的社会性学习更新了对广义离婚成本效用的认识,权衡后做出了不申请离婚或申请后不坚持离婚的决定。

1. 探索第一类机制:基于复婚率和离婚年龄分布的异质性分析

我们尝试通过“离婚冷静期”出台前复婚率和离婚人群年龄分布两类地区

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

结构性差异,探索“离婚冷静期”规定带来的离婚登记数量减少程度是否与各地离婚决策偏误风险水平的差异相关。首先,复婚,即部分已离婚夫妻决定恢复结婚的行为反映了对之前离婚决策的否定。《婚姻法》规定:“离婚后,男女双方自愿恢复夫妻关系的,应到婚姻登记机关进行复婚登记”。由于在“离婚冷静期”规定生效前离婚登记手续简单迅速,复婚率可以视作一个相对系统和直观的代理指标,其水平较高往往意味着该地区离婚人群的决策偏误风险较高,可能冲动、草率离婚决策导致后来反悔的现象较普遍(宋健、李灵春,2022)。① 其次,考虑离婚接受度和发生率的世代差异以及决策模式的一般性年龄差异,我们可针对离婚人群的年龄分布提出一个朴素假设,即离婚人群中年轻人越多的地区,可能存在的冲动离婚决策越多,离婚决策偏误水平可能相对较高。②

本研究基于《中国民政统计年鉴2020》构建了2019年各省的粗复婚率(以各省年底常住人口为分母)和年内离婚登记人群中20~29岁、30~34岁、35~39岁以及40岁以上各年龄组占比。选择2019年是考虑这是“离婚冷静期”出台前和疫情发生前一年,反映了各地基线差异,与后续年份情况最为接近且不存在时序和疫情混淆偏误的风险。此外,还通过百度指数构建了各省2013年7月1日至2019年12月31日的“复婚”搜索指数排名作为补充分析,因其在一定意义上反映了各省在规定出台前考虑复婚的网络关注度。

表2中两组固定效应模型结果一致显示,复婚率或复婚关注度越高的省份“离婚冷静期”规定生效后离婚登记数量的降幅越大。换言之,在离婚决策偏误整体水平可能较高的地区,“离婚冷静期”的干预作用更大,揭示了“离婚冷静期”对离婚登记数量的一类影响机制可能是通过延长决策过程来降低冲动、草率等带来的决策偏误。

---

① 尽管复婚行为是夫妻对既定离婚决策的否定和纠正,但冲动草率离婚引发的决策偏误可能仅仅是复婚的一类重要原因。需要说明的是,以省级复婚率来衡量地区离婚决策偏误风险水平高低、测量误差不可避免,仅可将其视作较系统、直观的代理变量。不过,基于其他原因的复婚未必会在“离婚冷静期”生效前后出现系统变化。本节旨在通过该代理变量识别规定影响的大致变异性模式而非系数大小,对结果做出探索性解读相对保守可靠。

② 社会学有关离婚行为的文献中尚未有关于这一点的针对性研究和系统证据,所以我们仅能做这样一个朴素大胆的假设以供探索研究。不过,心理学研究提供了年龄与一般性决策偏误的理论和行为实验证据:年轻群体(18~26岁)往往针对与当前选择相关的利益最大化进行决策而不考虑未来得失,而年长群体(60~82岁)则更倾向于采用通盘考虑既往得失和未来利益的决策模式;在与真实世界常见决策情境相仿的实验中,年长人群的决策表现全面优于年轻人群(Worthy et al.,2011)。

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

表 2 地区结构性差异对“离婚冷静期”规定影响的调节作用：复婚行为与离婚人群年龄分布 $N=496$

	(1)	(2)	(3)
	复婚率	“复婚”搜索排名	离婚年龄比重
“冷静期”生效后	-1.372*** (0.268)	-1.668*** (0.158)	-1.539*** (0.211)
生效后×复婚率	-0.079* (0.037)		
生效后×“复婚”搜索排名		-0.069*** (0.008)	
生效后×20~29岁占比			0.091** (0.026)
生效后×30~34岁占比			-0.142* (0.057)
生效后×35~39岁占比			0.118 (0.0916)
控制变量	控制	控制	控制
线性时间趋势	控制	控制	控制
省份×季度固定效应	控制	控制	控制
截距	-954.9* (415.7)	-489.3 (260.9)	-461.4 (374.1)
R^2	0.961	0.974	0.966

注：(1)线性回归模型，因变量为省—季度离婚登记数量。(2)“复婚”搜索排名为逆序编码，数值大即排名高，所有地区特征变量均已围绕样本均值进行编码。(3)控制变量包括对应省—季度层面民政登记结婚数量、城镇和农村低保标准，以及滞后一年的省层面常住人口、城镇人口占比、人均GDP、人均消费支出。(4)稳健标准误在省级层面聚类调整。* $P<0.05$，** $P<0.01$，*** $P<0.001$。

有关离婚年龄分布的调节作用分析也反映了相似的异质性模式。表2中存在一个有趣的反差：“离婚冷静期”规定在离婚人群中20~29岁占比较大的省份影响更小，但在30~34岁占比较大的省份作用更大，且估计系数规模也更大。乍看之下，这个反差似乎并不支持“越年轻冷静期作用越大”的朴素假设。实际上，这个反差主要源于我国当前20~29岁离婚人群的高度选择性。2020年人口普查显示，我国平均初婚年龄已经达到28.67岁，所以20~29岁离婚的群体属于早婚又早离的少数群体(在各省2019年离婚人群中平均占比仅为18.5%)。该年龄组占比较高的省份往往城镇人口占比较低、相对欠发达，其地

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

区间差异更多反映的是初婚年龄的差异,而非相对较为冲动的群体大小。离婚人群真正的大多数集中在30岁以上(各省2019年30~39岁平均占比44.4%,40岁以上占比37.0%)。其中,仅30~34岁年龄组就占比25.7%,是占比最大的一个年龄组。30~34岁实际上对应了在婚人群中相对较年轻的年龄段,也是离婚人群中家庭负担相对较小(无子女或子女较小、赡养老人需求较小)的群体,更可能因冲动而决策失误。实证结果也说明,在离婚人群中30~34岁占比越大的省份“离婚冷静期”生效后离婚数量降幅越大。

2. 探索第二类机制:基于“离婚冷静期”关注度和离婚相关信息搜索行为的异质性分析

下文针对离婚成本效用变化类影响机制的结构性进行探索分析,聚焦于“离婚冷静期”规定引发的社会性学习带来的对广义离婚成本效用的认知更新。这个选择主要考虑狭义离婚成本效用变化的影响机制与“离婚冷静期”具体规定直接对应,逻辑上已经清晰直观,而且更适合未来待相关微观数据可得后进行夫妻层面的细致检验。现在的宏观探索分析针对与广义离婚成本的社会性学习相关的影响机制,涉及两方面的地区差异:公众对“离婚冷静期”相关社会讨论的关注度差异,以及公众对离婚及其程序、后果等具体信息的搜索学习差异。本研究基于百度指数数据,对各省根据对应关键词的标准化搜索指数进行排名,构建了相应的代理测量变量。为方便解读实证结果,排名均为倒序,数值越大说明标准化搜索频率越高。为了聚焦于“离婚冷静期”及其引发的社会性学习,相关搜索设定为2020年5月1日至2020年12月31日,即规定正式出台但尚未生效的这段时间。

表3显示,首先,在规定出台后、生效前搜索“离婚冷静期”排名越高的省份,生效后离婚数量的降幅越大。这说明公众对“离婚冷静期”的认知度和关注度可以调节该规定的干预作用大小。此外,从方法论角度来看,这个异质性模式也说明各地人群对规定的接受或暴露风险(exposure)差异有系统影响,证明前述有关“离婚冷静期”的全国层面平均干预效应的研究设计和实证分析有效识别了“离婚冷静期”规定的干预效应而非其他未知混淆因素的影响。

其次,各地区在规定出台后、生效前有关离婚相关信息的一系列搜索学习指标差异均与“离婚冷静期”的作用大小差异相关。构建这些信息搜索指标的关键词既包括最为概括的“离婚”,也包括更加具体的“离婚程序”“离婚协议”“离婚孩子”等。后一类含限定词的搜索背后涉及的搜索人群可能与旨在通过搜索

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

习得离婚相关具体信息的潜在离婚决策的相关人群尤其相近。分析结果一致表明,在相关网络搜索排名更高的地区,即更可能在“离婚冷静期”规定出台后网络热烈讨论中获得更多、更全面的有关广义离婚成本信息的地区,“离婚冷静期”生效后离婚登记数量的降幅越大。

表3　　地区间结构性差异对“离婚冷静期”规定影响的调节作用:“离婚冷静期”关注度与离婚相关信息搜索行为　　$N=496$

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	“离婚冷静期”	“离婚”	“离婚手续”	“离婚协议”	“离婚孩子”
“冷静期”生效后	−1.590*** (0.155)	−1.564*** (0.160)	−1.653*** (0.168)	−1.476*** (0.145)	−1.730*** (0.180)
生效后×“离婚冷静期”搜索排名	−0.068*** (0.009)				
生效后×“离婚”搜索排名		−0.065*** (0.009)			
生效后×“离婚手续”搜索排名			−0.067*** (0.009)		
生效后×“离婚协议”搜索排名				−0.066*** (0.009)	
生效后×“离婚孩子”搜索排名					−0.067*** (0.009)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
线性时间趋势	控制	控制	控制	控制	控制
省份×季度固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
截距	−240.7 (260.0)	−202.5 (280.9)	−397.4 (265.5)	−23.75 (249.2)	−664.0* (254.0)
R^2	0.972	0.972	0.972	0.972	0.971

注:(1)线性回归模型,因变量为省—季度离婚登记数量。(2)各搜索排名为逆序编码,数值大即排名高,已围绕样本均值进行编码。(3)控制变量包括对应省—季度层面民政登记结婚数量、城镇和农村低保标准,以及滞后一年的省层面常住人口、城镇人口占比、人均GDP、人均消费支出。(4)稳健标准误在省级层面聚类调整。* $P<0.05$, ** $P<0.01$, *** $P<0.001$。

本节有关机制的探索分析也通过了多个稳健性检验。首先,考虑到复婚风险人群的定义复杂性和多样性,以同年结婚对数或离婚对数为分母,分别计算了近似细复婚率指标。其次,使用两种固定效应模型替代性设定,即仅控制省级固定效应和季度固定效应的相对宽松设定,以及控制省级固定效应和年份与季度

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

交互固定效应以重点控制时期混淆效应的设定。在这些检验中,本节所有实证发现均保持稳健,限于篇幅,此处不再报告具体结果。①

五、结论和讨论

基于民政部省—季度离婚登记统计数据,辅以司法裁判文书大数据、国家统计局社会经济统计数据和基于互联网搜索大数据的百度指数等,本研究系统分析了2021年1月1日生效的“离婚冷静期”规定对我国离婚登记数量的干预作用。通过事件研究法和双重差分法的不同识别策略交叉验证,实证分析一致说明“离婚冷静期”规定显著减少了我国离婚登记数量。不论是以规定前的民政登记离婚趋势构建反事实的事件研究,还是以民政登记离婚与法院准予离婚数量差异构建反事实的双重差分分析,均识别出了相似的“离婚冷静期”规定的干预效应。各项研究发现还通过了丰富的稳健性检验,较好地确保了结论的可靠性。根据具体识别策略的不同,2021年“离婚冷静期”规定使得各省各季度离婚登记数量平均减少1.03~1.32万对。② 结合全国在规定生效前的2018—2020年三年间各省各季度平均3.11万对民政登记离婚的现实情况来看,“离婚冷静期”作为一项旨在干预因冲动情绪等复杂主观因素导致离婚决策的社会家庭政策,使离婚登记数量降低了33%~42%。

本研究还通过分析地区间结构性差异对“离婚冷静期”影响的调节作用的宏观异质性,尽可能探索了两类潜在影响机制。第一类影响机制是“离婚冷静期”可能通过延长决策过程降低部分由冲动、草率等主观因素带来的离婚决策偏误风险。在“离婚冷静期”规定出台前,潜在离婚决策偏误风险水平较高的地区,即复婚率较高、“复婚”网络搜索较频繁或离婚人群中较年轻人群比重较高

① 本研究还检验了其他多种省级结构性特征差异对“离婚冷静期”规定的影响是否存在调节作用,具体包括滞后一年期的人均GDP和人均消费支出;2020普查数据中0岁或0~4岁人口性别比、高等教育获得人群占比、离婚人群占15岁以上人口比重;基于裁判文书大数据(2022年6月18日前上传)和统计局2020年各省常住人口构建的分省每万人平均含“家庭暴力”词段一审判决文书数量,等等。这些地区结构性差异均不存在统计意义上显著的调节作用。一方面,说明“离婚冷静期”对各地离婚行为存在较为普遍的干预作用,其作用机制不存在上述替代解释,另一方面,也凸显了本研究重点探索的地区间结构性差异所反映的两类理论影响机制,对于深入理解“离婚冷静期”影响的独特价值。

② 此处仅为各方法估计系数平均值的简略概括,即事件研究法(连续比较设计)中2021年四个季度的估计系数平均为-1.03,事件研究法(同比设计)中四个季度估计系数平均为-1.08,全年估计系数按季度平均为-1.18,双重差分法(第一、二季度综合同比设计)中每季度平均为-1.32。

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

的地区,在规定生效后离婚登记数量的降幅较大。第二类影响机制是“离婚冷静期”不仅增加了等候时间和协商成本等狭义离婚成本,更可能通过引发社会热议促进公众对广义离婚成本的社会性学习,进而推动部分潜在离婚夫妻对广义离婚成本效用有了更新、更全面的认识。研究发现,对“离婚冷静期”规定相关讨论或对离婚程序及后果等相关信息搜索排名越高的地区,规定生效后的离婚登记数量降幅越大。

诚然,本研究使用的离婚数量并非对离婚水平的完美测量,不过其他常用离婚水平指标如粗离婚率和细离婚率也非完美,同样会不同程度地受到人口结构等因素的影响(England & Kunz,1975;谭远发、宋寅书,2015;杨菊华、孙超,2021)。本研究决定使用离婚数量主要有如下两点考虑:首先,对于本研究使用的季度离婚数据,可供确切计算季度粗离婚率的分省分季度人口数据不可得,遑论更加细致的分省分季度分在婚状态和年龄别的人口数据。其次,针对该指标的已知局限,本研究努力通过研究设计进行了弥补。离婚数量易受不同地区时期人口结构差异影响的统计特性主要体现在使用该指标直接比较时。本研究并非简单比较该指标,而是通过回归模型具体设定进行了针对性调整和控制。而且,本研究观察期仅是2018—2021年,较短时间内各省内部的人口结构变动可能相对较小,而省间差异较大,通过控制变量和各类固定效应可以对各省各季度人口结构差异及其他不可观测的混淆因素进行较好的剔除。

本研究还有三个局限。第一,本研究着眼于对“离婚冷静期”规定在全国范围内的干预效应进行科学、系统的政策评估,使用的分省分季度数据尽管是最系统和细致的官方数据,但不支持对微观理论机制进行直接验证,也无法确证疫情等宏观环境是否会对个体离婚决策风险偏好和利弊权衡尺度产生长期的动态影响。这些问题有待相关微观数据可得后跟进研究。第二,本研究重点关注了“离婚冷静期”规定的短期效应。未来研究还应跟进关注中期和长期影响,并将这些有关离婚决策的主观因素和作用机制的探讨置于我国不断变化的婚姻匹配模式和代际流动性别差异模式等有关家庭过程的宏观趋势之中(Dong & Xie,2023;Xie et al.,2022),在社会变迁大背景下探查其变与不变。第三,本研究以离婚登记数量为关注点,识别的是“离婚冷静期”的总和效应。离婚数量下降可进一步细分为两类:一是夫妻提出申请但冷静期结束未继续离婚的夫妻,另一类是部分潜在可能离婚的夫妻决定不提出申请。由于没有离婚申请数据,我们无法区分两种作用。但是,考虑到“离婚冷静期”作为一项公众普遍关切的社会政策不仅影响潜在的离婚人群,还向广大在婚人群及全社会传递了导向信号

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

(signaling),只有综合注重直接和间接两类作用才能全面评估其社会影响。

总之,本研究关于“离婚冷静期”规定影响的实证研究揭示了在客观可观测的家庭婚姻匹配和社会结构因素之外,不可观测且学界较少探讨的主观因素在我国不断攀升的离婚决策中起到了不可忽视的重要作用。本文作为基于宏观可得数据的一项政策评估研究,旨在为探讨“离婚冷静期”这项有着较多争议的热点社会政策议题开启一个量化论证的思路,并期待将来有更多微观行为数据和定性证据时可以结合本文的理论机制探索发现,尝试为进一步推进我国家庭理论发展做出贡献。家庭政策的争议性和复杂性凸显了坚持价值中立的实证导向进行相关学术讨论的重要性。实证证据并非支持各种道德评判立场的基础,也不对应冲动离婚是否应被干预避免的主观判断。“不幸的家庭各有各的不幸”,学界对离婚的负面影响的讨论有之,对勉力维系已破裂婚姻的负面影响的讨论亦有之。公众在对“离婚冷静期”的讨论中衍生出的对婚内性别劣势、家庭暴力等诸多问题的关切,往往基于其对社会现实的朴素体验和日常总结,值得学界和有关部门严肃关注。与此同时,各界围绕“离婚冷静期”所反映的对于维系家庭稳定的社会道德价值的不同评判取向,恰好呼应了学界长期以来有关家庭意义复杂性的理论反思(近期相关讨论可参见肖文明,2022),值得更为广泛而深入的学理探讨。婚姻家庭作为复杂、系统且至关重要的微观社会过程,深嵌于国家发展和历史沿革等宏大进程之中,家庭政策调整往往牵一发而动全身,亟待各方共同保持审慎、及时、深刻、长期的关注和反思。

参考文献:

刘汶蓉,2019,《青年离婚变动趋势及社会原因分析》,《当代青年研究》第6期。

鲁建坤、范良聪、罗卫东,2015,《大众传媒对婚姻稳定性的影响研究》,《人口研究》第2期。

陆益龙,2009,《“门当户对”的婚姻会更稳吗?——匹配结构与离婚风险的实证分析》,《人口研究》第2期。

马忠东、石智雷,2017,《流动过程影响婚姻稳定性研究》,《人口研究》第1期。

孟秋丽,2000,《中国的离婚率与社会结构变化分析》,《人口学刊》第4期。

石智雷,2020,《区域文化对婚姻稳定性的影响:基于跨省流动人口的研究》,《社会》第1期。

宋健、李灵春,2022,《“离婚冷静期”政策能否降低离婚水平》,《探索与争鸣》第8期。

谭远发、宋寅书,2015,《人口结构变动对粗离婚率攀升的影响研究》,《人口学刊》第2期。

肖文明,2022,《作为道德机构的家庭:涂尔干论家庭》,《社会学研究》第5期。

徐安琪,2012,《离婚风险的影响机制——一个综合解释模型探讨》,《社会学研究》第2期。

徐安琪、叶文振,2002,《中国离婚率的地区差异分析》,《人口研究》第4期。

许琪、邱泽奇、李建新,2015,《真的有“七年之痒”吗?——中国夫妻的离婚模式及其变迁趋势研究》,《社

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

会学研究》第5期。

杨菊华、孙超,2021,《我国离婚率变动趋势及离婚态人群特征分析》,《北京行政学院学报》第2期。

张春泥,2019,《离异家庭的孩子们》,北京:社会科学文献出版社。

朱宁宁,2020,《如何正确看待"离婚冷静期"的立法深意》,《法治日报》12月15日。

Becker, G. 1993, *A Treatise on the Family*. Cambridge: Harvard University Press.

Chen, M., E. L. Rizzi & P. S. F. Yip 2021, "Divorce Trends in China Across Time and Space: An Update." *Asian Population Studies* 17(2).

Dong, H. & Y. Xie 2023, "Trends in Educational Assortative Marriage in China over the Past Century." *Demography* (forthcoming).

England, L. J. & P. R. Kunz 1975, "The Application of Age-Specific Rates to Divorce." *Journal of Marriage and Family* 37(1).

Kalmijn, M. & A. R. Poortman 2006, "His or Her Divorce? The Gendered Nature of Divorce and Its Determinants." *European Sociological Review* 22(2).

Kahneman, D. 2011, *Thinking, Fast and Slow*. New York: Farrar, Straus, and Giroux.

Killewald, A. 2016, "Money, Work, and Marital Stability: Assessing Change in the Gendered Determinants of Divorce." *American Sociological Review* 81(4).

Lee, J. 2013, "The Impact of a Mandatory Cooling-off Period on Divorce." *The Journal of Law & Economics* 56(1).

Lesthaeghe, R. 2014, "The Second Demographic Transition: A Concise Overview of Its Development." *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America* 111(51).

Loewenstein, G., T. O'Donoghue & M. Rabin 2003, "Projection Bias in Predicting Future Utility." *Quarterly Journal of Economics* 118.

Lyngstad, T. H. & M. Jalovaara 2010, "A Review of the Antecedents of Union Dissolution." *Demographic Research* 23.

Raymo, J. M., H. Park, Y. Xie & W. J. Yeung 2015, "Marriage and Family in East Asia: Continuity and Change." *Annual Review of Sociology* 41.

Trent, K. & S. J. South 1989, "Structural Determinants of the Divorce Rate: A Cross-Societal Analysis." *Journal of Marriage and Family* 51(2).

Wie, D. & H. Kim 2015, "Between Calm and Passion: The Cooling-Off Period and Divorce Decisions in Korea." *Feminist Economics* 21(2).

Worthy, D. A., M. A. Gorlick, J. L. Pacheco, D. M. Schnyer & W. T. Maddox 2011, "With Age Comes Wisdom: Decision Making in Younger and Older Adults." *Psychological Science* 22(11).

Xie, Y., H. Dong, X. Zhou & X. Song 2022, "Trends in Social Mobility in Postrevolution China." *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America* (*PNAS*) 119.

作者单位:北京大学光华管理学院社会研究中心

责任编辑:杨 可

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

A Wait Perhaps Worthwhile: The Influence of a "Cooling-off" Period on Trends in Divorce Registration ····· *Dong Hao* 138

Abstract: This study examines the influence of a 30 – day "cooling-off" period policy on trends in divorce registration, shedding light on the intervention on certain unmeasurable subjective factors-including impulsiveness-in divorce decision-making in China. The analysis employs province-quarter-level data of divorce registration from the Ministry of Civil Affairs in 2018 – 2021 and further incorporates data from the National Bureau of Statistics, China Judgements Online, and the Baidu Index. Based on the policy evaluation methods, such as the event-study and difference-in-differences, evidence consistently suggests a substantial influence of the policy, which reduces 10.3 – 13.2 thousand divorces per province per quarter on average, amounting to a decline of 33 – 42% compared to the previous three years. Moreover, the influence appears to be greater in provinces with more previously divorced couples restoring their marriages, more divorces between young couples, or more internet searches about the policy and divorce-related information, highlighting some potential mechanisms underlying the intervention.

Mandala: The "Sinicization of Tibetan Buddhism" and Its Anthropological Interpretation ····· *Li Jin* 161

Abstract: This article examines the way in which Tibetans saw the regions of Golok and Serta on the border of Qinghai and Sichuan provinces as two mandalic landscapes that represent Buddhist cosmology in the nineteenth century. In addition to echoing contemporary anthropological reconstructions of the concept of "place", this discovery also proves the existence of an imagination in which these two nomadic regions, historically far from the political center of the state, grew from the cultural periphery to the center. Fei Xiaotong had expected about making the "Tibetan-Yi corridor" a promising domain for generating trans-regional theories. Exploring the development of mandalic cosmology on the margins of Tibet helps to fulfill Fei's expectation, and a conversation with Southeast Asian anthropology can provide an anthropological interpretation of the historical evidence of the "sinicization of Tibetan Buddhism".

Mechanisms of Expert Participation in China's Public Policy Process: An Analytical Sociological Perspective ····· *Zhang Yunhao* 183

Abstract: In the era of knowledge politics, extensive participation of experts in policy processes has

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net