arXiv:2611.31100v1 [econ.GN] 23 Nov 2026

来自太空的基于地方的政策：意大利内陆地区的证据

NicolaCaravaggio[a], †, ⋆, GiuseppeDi Renzo[a], Giuliano Resce[a], AgapitoEmanueleSantangelo[a], 以及 GiuliaValeria Sonzogno[b]

[a]莫利塞大学经济系，坎波巴索——意大利[b]罗马第三大学经济系，罗马——意大利

[†]nicola.caravaggio@unimol.it

2026年11月24日

摘要

本文利用卫星夜间灯光评估一项基于地方的政策——意大利内陆地区国家战略（SNAI）。SNAI面向结构脆弱、地处边缘的市镇，投资于基本服务和经济活动。研究采用分期双重差分法，对比941个获得资助的市镇与3,112个符合条件的对照组，考察2011—2022年间的情况。资助与亮灯面积扩大相关，但未发现每个亮灯网格的辐射亮度发生显著变化，这表明经济活动的覆盖范围有所扩展，而非在现有中心进一步集聚。无论采用哪类对照组，这种扩张都依然存在；描述性分析还显示，扩张主要集中在人均资助额处于中间水平的市镇。年度卫星数据能够补充更新较慢、粒度较粗的统计数据。

关键词：地域型政策、内陆地区、夜间灯光、双重差分。**JEL分类**：C31、H50、R30、R58。

1 引言

欧洲的地域分化日益被描述为大都市与边缘地区之间的分化，跨越了传统的城乡分界线（Iammarino等，2019；欧洲委员会，2024）。边缘地区既面临结构性劣势（连通性差、服务有限、人口减少），又有地方资源未得到充分利用。扭转这些地区的衰退，已成为欧盟（EU）凝聚政策（CP）面临的一项关键挑战，这不仅关乎经济和社会成本，也涉及政治后果（Rodr´ ıguez-Pose，2018；Dijkstra 等，2020）。

作为回应，区域发展政策已从地方中性方法转向地域导向战略（Barca 等，2012年）。这些战略将定向投资与地方知识和多层级治理相结合，旨在调动未充分利用的发展潜力并促进领土凝聚力（Barca，2009年）。然而，关于基于地域的政策成效，现有证据仍未得出定论。一方面，其影响似乎存在异质性，并且高度依赖地方制度能力和领土背景；落后地区往往较难调动自身潜力（Becker 等，2013年；Beer 等，2020年；Di Stefano 和 Resce，2025年；Fratesi，2025年；Bergantino 等，2026年）。另一方面，这些证据主要依赖就业、企业和投资等传统指标（Kline 和 Moretti，2014年；Neumark 和 Simpson，2015年），而这些指标发布滞后、空间尺度粗略，因此可能无法捕捉此类政策旨在触发的、对未充分利用潜力的早期且局部化激活，尤其是在边缘地区。

本文通过评估意大利内陆地区国家战略（SNAI）——欧盟针对边缘地区最全面的基于地域的计划之一——为这一讨论作出贡献。该研究使用卫星夜间辐射数据，借此追踪经济活动在地域内的出现位置，并识别可能早于更广泛社会经济调整的局部变化（Chen 和 Nordhaus，2011年；Henderson 等，2012年；Gibson 等，2020年）。SNAI 于 2014年推出，面向所谓的内陆地区（IAs），即根据到最近枢纽的行程时间进行分类、且该枢纽提供基本

服务（教育、医院医疗服务和铁路交通）（PCM，2014b），通过投资地方公共服务和生产性活动，旨在遏制人口减少并强化地方经济活动（UVAL，2014年）。越来越多的研究对该计划进行了评估，记录了其对人口趋势和企业动态产生的异质性且往往局部化的影响（Benassi等，2024年；Di Matteo，2025年；Monturano 等，2025年；Bergantino 等，2026年；Bolzoni 等，2026年；Mariani，2026年）。然而，这些证据也存在上述同样的局限。

在近期将夜间灯光用于评估凝聚政策的研究基础上（Bachtr¨ ogler-Unger 等，2023），我们不再沿用将辐亮度汇总为单一市镇指标的传统方法，而是引入一种测量值，用以区分两个概念上不同的变化边际，它们对应基于地域的政策可能发挥作用的不同机制，而总辐亮度测量值无法将二者区分开来：（i）照明区域的扩展，反映此前未充分利用空间的启用；以及（ii）已照明地点的辐亮度增强，反映现有经济中心的强化（第4.1节）。

随后，我们将这些夜间灯光指标与 SNAI 资金数据相结合，构建覆盖 2011—2022年 的市镇面板数据。利用各市镇计划实施时间的错开，我们采用Callaway 和 Sant'Anna （2021）的多期双重差分（DiD）估计量，估计 SNAI 的因果效应。具体而言，该研究设计比较了 941 个在 2014年 至 2021年 期间开始获得 SNAI资助 的市镇，以及 3,112 个从未获得或尚未获得资金的市镇；这些市镇均被归类为内部地区。

我们发现，SNAI资助扩大了现有居民点周边经济活动的空间足迹（以夜间灯光作为代理指标进行测量），但并未促进既有中心区的活动强化；这与调动未充分利用的地方潜力相符。该效应在不同对照组和行业中均稳健，但只有资助规模超过最低水平时才会显现，并在达到临界规模后趋于平稳。

为此，本文对基于地域的政策研究作出了三项贡献。第一，提出了一项结果指标，能够比传统测量方法更早地检测地方经济变化，并以更精细的空间尺度加以捕捉。第二，提出了一种评估方法，克服了官方统计数据一个众所周知的局限，即现象发生与相关数据可供分析之间存在时间滞后。第三，本文及时提供了有关一项面向边缘地区的重大全国性基于地域的计划的证据；这些地区长期人口减少，且基本服务获取受限（Phelps等，2026年）。此时，这些趋势仍在欧盟各地蔓延，凝聚政策的未来也正受到讨论（欧洲委员会，2026年）。此外，我们还表明，广泛使用的 VIIRS 年度夜间灯光产品自 2017 年起背景辐亮度出现了已记录的变化，导致基于较低阈值计算的亮灯网格数量失真；为此，我们提出了一种基于固定阈值的广延边际辐亮度指标，可直接应用于其他针对政策干预的精细尺度空间评估。

2 制度背景

SNAI 于 2014年启动（UVAL，2014年），其基础是引入一种新的分类方法，并首次识别出内部地区（IAs）。这些地区长期面临社会、经济和环境挑战，其特点包括长期人口外流和人口老龄化、经济与社会衰退、土地弃置以及景观转变。该分类首先识别服务中心（*Poli*）：这些市镇提供中等教育、医院医疗服务和铁路交通的全面服务，被视为基本服务。[1] 随后，根据其他每个市镇到最近枢纽的驾车时间，将其划分为带状地区（20 分钟以内）、中间地区（20–40 分钟）、边缘地区（40–75 分钟）和超边缘地区（75 分钟以上）（PCM，2014b）。根据

[1]从正式定义来看，枢纽是指一个市镇，或由若干个相邻市镇组成的集群，至少提供一所高中和一所技术职业学院、至少一所设有一级急诊科的医院（即设有急诊室并具备处理复杂急症能力的医院，包括复苏服务），以及至少一个区域铁路车站。

这一分类，内部地区由中间地区、边缘地区和超边缘地区的市镇构成，共有4,261 个市镇（占全国总量的 53% ）；约 20% 的人口居住于此，其范围覆盖超过 60% 的国土（图1）。

这些地区以农村和山区为主，陷入了人口减少与经济衰退的恶性循环。这一局面始于20世纪50年代意大利城市化进程，并使这些地区日益脆弱（Rossi-Doria，1958；CaravaggioandRancan，2025）。

为应对这些趋势，SNAI采取两条干预路径：强化基本服务，并支持地方发展项目。两者协同推进，旨在提升人口福祉、激发经济机会并更好地利用地域资本，最终目标是扭转人口负增长趋势（UVAL，2014）。

从方法论和理论角度看，SNAI标志着对传统自上而下的再分配政策的转变，并承认内部地区拥有尚未开发的地域资本（Camagni and Capello，2013），而这种资本无法通过一刀切式干预激活。SNAI转而采用多层级治理模式，通过参与式规划发掘地方知识，同时将中央政府资金与可衡量的成果以及基本地方服务领域的结构性改革挂钩。

该战略的具体实施遵循多阶段遴选流程，以确定地方项目区（内部地区技术委员会——CTAI）负责的项目区。首先依据社会经济脆弱性标准（例如，人口状况、迁移动态、土地弃置和就业水平）对相邻的中间地区、边缘地区和超边缘地区市镇进行初步筛选，随后由大区政府、国家主管部门和地方利益相关者通过对话予以确认（UVAL，2014年；Lucatelli，2022年）。

因此，在2014–2020年期间，共有1,060个市镇被选中实施该计划，并划分为72个项目区（占全国总量的13.2%，涵盖3.5%的人口）（图1）。为获得由国家（通过年度预算法律设立）和欧洲

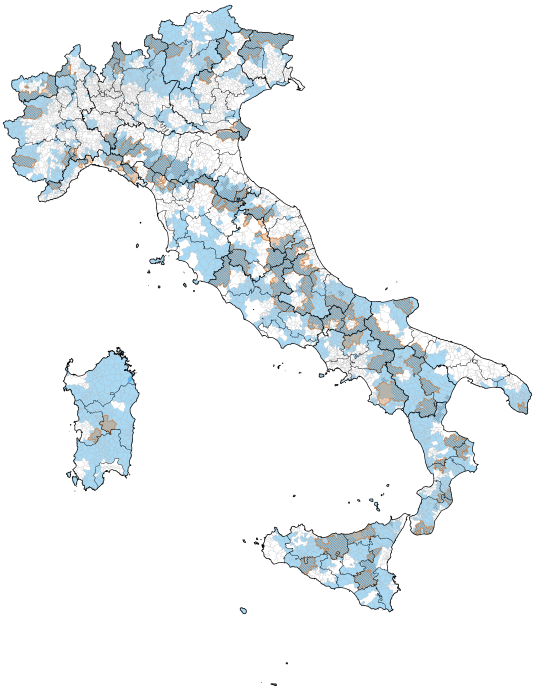
资金[2]，每个入选区域都必须拟定一项长期区域战略（区域战略），将地方干预纳入统一的变革理论框架，直接把服务提升（教育、卫生和交通流动）与地方化发展目标相联系。鉴于该政策采用实验性设计，各项干预通过针对每个试点区域（框架规划协议）协商制定的框架协议（PCM，2014a）。

总体而言，在2014—2020年规划期内，SNAI项目区获得了约 € 800 百万欧元，分配至3,565个项目；据OpenCoesione这一政府监测系统（PCM，2025年）显示。

这些项目涵盖十一个主题领域，从基础设施和企业支持到社会服务（详见表A6 ）。项目的地理分布见图1，其中标出了获得资助的市镇；图A4则更详细地展示了资助强度。[3]

[2]更具体地说，SNAI获得了三项欧洲结构与投资基金（ESI）的支持：欧洲区域发展基金（ERDF）、欧洲社会基金（ESF）和欧洲农业农村发展基金（EAFRD）。[3]该战略针对2021–2027年进行了修订，但这一阶段的监测工作仍未完成。因此，我们的分析仅涵盖2014–2020这一周期。

图1：意大利内陆地区及在 *SNAI 2014–2020* 期间获得资源的市镇

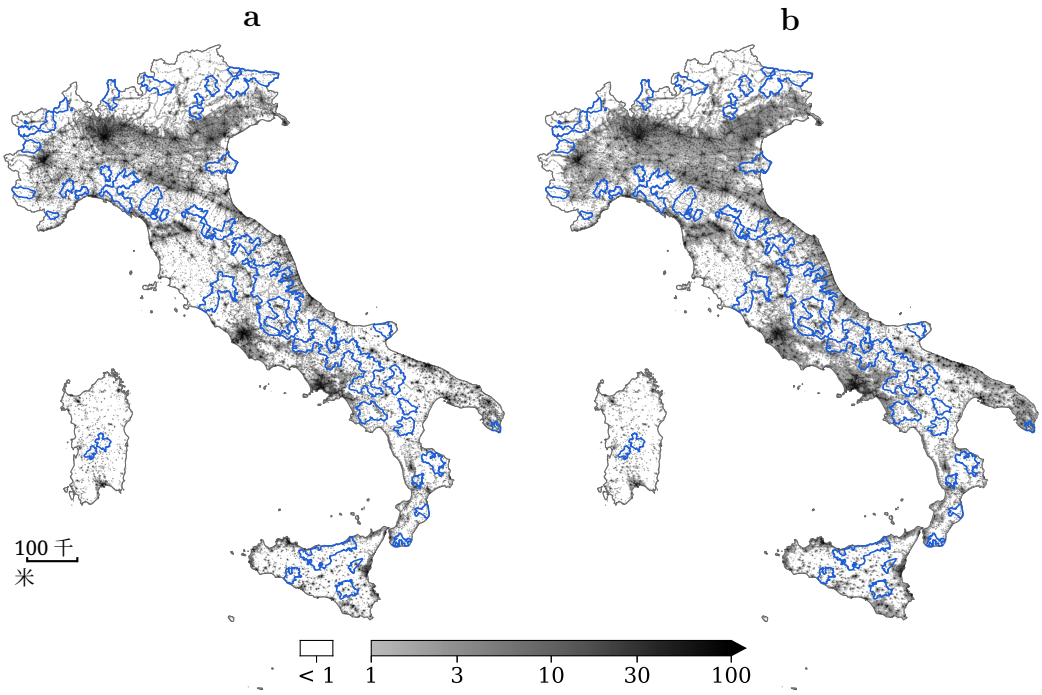


注：2014–2020 年 SNAI 资助的市镇数据取自 OpenCoesione（PCM，2025年）（更新于2025年10月31日）。若某市镇至少关联一个在执行项目，则视为获得资助。内陆地区包括中间地区、边缘地区和超边缘地区。资料来源：作者根据意大利国家统计局 (2022年，2025b)；PCM (2023年，2025年)整理。

图2 将这项政策置于我们所测量的物理对象之上。面板数据（a）显示了2013年辐亮度达到或超过1 nW/cm²/sr的网格单元；2013年是首批SNAI资助项目启动的前一年。面板数据（b）则显示了2022年超过相同阈值的网格单元；2022年是我们的分析所涵盖的最后一年。蓝线标示出2014–2020年周期内72个项目区的外部边界。辐亮度表面主要分布在波河平原、沿海地带和主要城市系统，而项目区大多沿阿尔卑斯山弧和亚平宁山脉分布，西西里岛和撒丁岛也有一些项目区；这些地方的亮灯网格数量少且亮度低。两年间，意大利市镇的亮灯面积从457,601

增至 571,691 个网格单元。这一增长遍及全国，其中约三分之二集中发生在 2016 至 2017 年间的一次跃升，当时该产品的背景水平上升。

图 2：*2013* 年和 *2022* 年的夜间灯光辐亮度



年度辐亮度，纳瓦/平方厘米²/球面度（对数刻度）；不显示低于 1 纳瓦的网格单元

SNAI 2014–2020 项目区：72 个区域、1,060 个市镇（外边界）

注：图中为 2013 年（面板 a）和 2022 年（面板 b）的 VIIRS VNL 年度合成影像平均波段，绘制在结果变量面板的 500×500 米网格单元上，坐标系为 EPSG:32632（UTM 32N 带），未进行重投影。两个面板共用同一对数颜色刻度。低于 1 纳瓦/平方厘米^2/球面度的网格单元以背景显示，因为不同版本的产品在这一水平以下的背景有所变化：2022 年合成影像（2.2 版）的最小值设为 0.2 纳瓦/平方厘米^2/球面度，而 2013 年栅格框架（2.1 版）中有一半网格单元（包括公海）低于 0.15。地图裁切至意大利范围：仅绘制按面板的质心规则划归 2021 年市镇的网格单元，因此图中显示的亮灯网格即为亮区结果变量所计入的网格单元，2013 年为 457,601 个，2022 年为 571,691 个（增加 +24.9%）。这一变化既包括全国范围内的亮度上升，也包括 2016 至 2017 年间单年增加的 76,628 个网格单元；当时该产品的背景水平上升，这一增量约占总增幅的三分之二。双重差分在同一年比较处理组市镇与对照组市镇，并在两组共同受到影响的范围内剔除上述两个组成部分，因此本图仅作描述性展示。蓝线标示 2014–2020 年周期内 72 个 SNAI 项目区的外边界，这些项目区涵盖 1,060 个市镇；相邻市镇之间及相邻项目区之间的边界未绘出。灰线表示大区边界、海岸线和国界。S

来源：thors' elaboration based on Elvidge *et al.* (2021)；意大利国家统计局 (2022年, 2025b)；PCM (2023年, 2025年).

3 文献综述

3.1 评估基于地域的政策

基于地域的政策通常针对发展滞后或在结构上处于不利地位的地区，采取因地制宜的干预措施，其前提是，仅靠空间中性的政策无法解决长期存在的区域差距（Barca，2009年；Barca 等，2012年）。这类政策并非旨在补偿地区所处的不利地位，而是通过综合投资于基础设施、公共服务、制度能力和地方生产体系，解决特定地点的市场失灵与协调失灵问题。

关于基于地域的政策的实证文献，普遍记录了不同地区之间存在异质性影响。例如，Kline 和 Moretti(2014年) 表明，按地域定向的补贴能够持续提升当地就业和经济活动，但这些影响的幅度因地而异，差异显著。同样，Neumark 和 Simpson(2015年) 发现，关于企业区和地方发展计划成效的证据不一，并得出结论：政策结果在很大程度上取决于当地经济状况、政策设计和实施质量。

欧盟凝聚政策是欧洲规模最大的空间定向政策，也提供了最丰富的因果证据，不过其中大多数证据涉及其明确转向地方本位之前的规划期（Barca，2009年）。Becker 等人（2010年）和 Pellegrini 等人（2013年）利用目标1资格在欧盟人均国内生产总值平均值的75%处存在的断点，发现结构基金能够促进受资助区域的增长；Giua（2017年）通过空间断点设计，在意大利境内也证实了这一结果。然而，这些平均收益掩盖了显著的异质性。只有在人力资本和制度质量足以吸收转移支付的区域，这些收益才会显现（Becker 等人，2013年），而且各成员国之间的收益差异显著（Crescenzi 和 Giua，2020年）。回报还取决于资助强度：超过一定水平后，额外的转移支付不再带来进一步增长（Becker 等人，2012年；Cerqua 和 Pellegrini，2018年）。其影响也未必持久：区域失去资格、资金逐步退出后，增长便会放缓（Barone 等人，2016年）。

关于意大利早期国家级地方本位政策工具的证据同样令人失望。地域协定是邻近市镇、地方企业家和工会之间自下而上达成的协议；即使是政策制定者认为表现最佳的协定，也未能显著影响就业或企业数量（Accetturo 和 de Blasio，2012年）。另一方面，国家资助的私营部门投资通过计划合同实施后，虽然目标市镇的企业数量和就业略有增长，但随着经济活动从邻近地区转移过来，这些增长在地方劳动力市场层面便消失了（Andini 和 de Blasio，2016）。

在这一更广泛的文献中，关于SNAI的实证证据仍然有限，并且才刚刚开始出现。SNAI代表了意大利在Barca Barca (2009年)之后、2014–2020年规划期内凝聚政策地域导向转向的核心。Di Matteo (2025年)记录了其对旅游过夜数的积极影响，这一影响主要由国内旅游推动，同时还发现不同地理区域和支出类型之间存在显著异质性。Monturano 等(2025年)则发现了对企业单位的积极短期影响，以及向邻近市镇产生空间溢出效应的证据。Mariani(2026年)的研究表明，SNAI的有效性高度取决于地方特征：企业创办方面的积极影响集中于市场可达性较低、具有产业专业化特征且行政能力较强的中间地区市镇，而人口、就业和住房价格的平均影响仍然有限。重要的是，在控制这些地方基本条件后，南北差距不再能够解释政策结果，这突出表明，制度和结构条件比地理位置本身更为重要。更一般而言，Bergantino 等(2026年)重新计算了NUVAP分类五年后的基本服务距离，NUVAP(2022年)的分类表明，被划分为内陆地区的市镇数量增加了20%。

尽管基于地域的政策日益受到重视，但这类政策仍难以评估。官方统计数据的空间粒度往往过粗，无法捕捉地方经济状况的短期变化，也难以反映这些政策旨在产生的异质性影响。这促使人们开始关注非常规数据，例如数字

痕迹和卫星影像。其中，夜间灯光强度的理论基础是空间均衡模型：地方生产率、可达性和便利设施的变化会影响经济活动，进而影响人工照明（ReddingandSturm，2008；Redding and Rossi-Hansberg，2017）。

基于这方面的文献，我们使用高分辨率卫星数据，作为及时反映地方经济活动的代理变量。与现有评估相比，我们的方法：i）在市级层面捕捉地方层面的响应，而行政统计数据难以检测到这些响应（Gibson 等，2021）；ii）将遥感数据与有关 SNAI 实施情况的行政记录相结合，扩展了传统社会经济指标之外可用的结果变量；iii）缩短经济变化、对其进行测量以及将其用于实证分析之间的时间滞后，从而能够更及时地评估政策影响及其动态变化。

3.2 测量空间经济活动

夜间辐射亮度进入经济学领域，是因为它能够测量国民账户在粒度和时效性方面无法充分反映的活动。这一点在数据匮乏环境中尤为重要：Chen 和 Nordhaus（2011年）指出，发光度恰恰能在统计系统最薄弱之处提供额外信息；Henderson 等人（2012年）则将这一思路转化为常用工具，通过估算灯光对收入的弹性来修正国民经济增长数据。之后，Donaldson 和 Storeygard（2016）综述了卫星数据在经济学中的广泛应用，而如今，这种代理指标已成为空间经济学和发展研究中的常规工具，应用领域从测量区域不平等（Zhou 等人，2015年）到评估交通基础设施（Guo 等人，2020年）、经济特区（Phommachanh，2024年）和灾后恢复（Nguyen 和 Noy，2020年）。Bruederle 和 Hodler（2018）发现，在非洲各地，辐亮度能够反映资产、教育和健康结果。Mellander 等人（2015）利用瑞典微观数据进一步厘清了这种区别：灯光与人口密度和企业数量高度相关，但与工资和收入的相关性较弱。在全球尺度上，Castells-Quintana 等人（2021）将发光面积本身用作描述城市形态的指标，以城市内部的空间基尼系数和空间自相关来概括大城市，并报告称，气候驱动的城市增长与城市形态变得不那么单中心化、更加碎片化相关。

这些研究结果共同表明，辐亮度测量的是居民点和活动的物理足迹；而从这一足迹进一步推及福祉时，两者之间的对应关系会逐渐减弱。

第二类研究表明，结果取决于所使用的产品。 Gibson等(2020年) 对现有数据源进行了综述，而 Gibson 等 (2021) 指出，国防气象卫星计划（DMSP）与 VIIRS 两代卫星之间，以及城市地区与农村地区之间，估计的弹性存在系统性差异，因此，结论可能取决于一个常因便利而作出的选择。DMSP 序列缺乏星上校准，其模糊效应和顶端编码压缩了测量值的分布，因此低估了空间不平等（Zhang 等，2023年）；协调后的 DMSP-VIIRS 序列（Li 等，2020年）通过拼接两种传感器的数据来延长面板数据的时间跨度，而 Gibson (2021) 讨论了这种延伸的适用范围。附录A.1.1 和A.1.2 介绍了四种产品系列、针对 DMSP 提出的校正方法，以及我们的研究设计为何需要使用 VIIRS 年度合成影像。

第三类研究关注产品误差会如何影响估计。 Jain(2020年) 区分了两类误差：与处理无关的随机误差——当卫星变量是因变量时，这类误差会增大标准误；以及系统误差——它可能使原本识别良好的分析中的系数产生偏差。在系统误差的来源中，Wuepper 等 (2025年) 将产品生产方修订处理流程时造成的不同版本之间的时间不一致性列为一项，并特别指出，二元像元级结果（即我们的亮灯像元指标所采用的形式）尤其容易受到影响，因为其测量误差必然与真实值负相关。 Alix-Garcı́a 和 Millimet (2023年) 提供了与我们最为接近的实证案例：在墨西哥保护项目中，他们评估参与情况是否与影响森林损失检测的地形和云量相关，并通过对错误分类进行建模来限制对估计有效性的偏差。第4.1节所述的背景变化是一种系统误差。

与我们的研究问题最为接近的是 Pérez-Sindín 等人（2025年），他们探讨了 k

辐亮度能否作为地方行政单位尺度上经济不平等的代理指标：基于灯光的基尼系数与基于收入的基尼系数在不同市镇之间仅呈中度相关，但会随时间同步变化；作者将二者的差异归因于基础设施、城市设计和非正式活动。因此，灯光记录的不只是收入，还包括经济活动在空间中的布局，而这正是我们的研究设计所要分离考察的维度。内陆地区人口稀少、灯光昏暗且地处边缘，在这种情况下，灯光对经济活动的弹性最弱，乘积伪影相对而言也最大，因此我们将测量视为研究设计的一部分（第 4.1节）。政策领域中最接近的应用是 Bachtr¨ogler-Unger 等人（2023年），他们使用夜间灯光辐射作为地方经济发展的代理指标，研究捷克共和国、德国和波兰边境地区的市镇，并发现，2007–2013年获得更多欧盟凝聚基金与市级经济活动增加相关。相较于这项研究，我们将总辐亮度中混杂在一起的两个维度区分开来（照明范围的扩张与既有中心的亮度增强），限制原本会放大前一维度的背景漂移伪影，并按主题领域和资助强度刻画响应。

4 数据与方法

4.1 夜间灯光结果与漂移背景

结果变量基于年度 VIIRS 夜间灯光（VNL）合成影像（Elvidge 等，2021），重采样至边长为 500×500 米的网格单元，并汇总至市镇边界（意大利国家统计局，2025b）。若某网格单元在某一年的辐亮度达到跨年份固定的阈值 τ，则该网格单元在该年被视为亮灯。由此可得每个市镇每年的三个结果变量：（i）亮灯面积（L_{it}），即亮灯网格的数量；（ii）亮灯面积的总辐亮度（S_{it}），即这些网格单元的辐亮度总和；（iii）每个亮灯网格的辐射亮度（I_{it}），即前两者的比值。由于总辐亮度等于亮灯面积乘以每个亮灯网格的辐射亮度，因此取对数后，总灯光效应可分解为受光照领土面积的效应，以及灯光亮度的效应

，由此可以识别发生变化的边际。附录A.1.5 给出了正式定义及构建方法，附录A.1.6 则讨论了该测量值所捕捉的内容（图A2）。

较低的阈值容易受到漂移背景的影响。自2017年起，由于昼夜波段的处理过程发生变化，没有人造光的网格单元也记录到了正辐亮度（Coesfeld等，2020年）；此外，Falchetta 等（2019）将该年的噪声下限从0.25提高到了0.35纳瓦/平方厘米^2/球面度。在0.25纳瓦的阈值下，所有网格单元均亮灯、因而亮灯面积无法继续增长的意大利市镇占比，从2015年的61.2%升至2017年的98.8%（表A1）。这一变化还会给每个被计入的网格单元都增加辐亮度；而基线地理因素和人口统计特征能够预测市镇拥有多少个接近阈值的网格单元，因此，协变量调整会把这一伪影当作混杂因素吸收掉。因此，我们在未屏蔽的 $\tau = 1$ 纳瓦/平方厘米^2/球面度波段上将阈值设为 `average` 。生产方报告称，背景辐亮度绝大多数低于这一数值（Elvidge 等，2017、2021），并将亮灯网格单元与背景之间的界限设在该数值附近（Elvidge等，2024年）；在我们的网格上，2013年至2022年间，每年的无邻近居民点网格单元辐亮度第95百分位数均低于1纳瓦（表A2）。采用更高的阈值会漏掉人口稀疏地区昏暗的聚居地照明：阈值为5纳瓦时，约四分之一获得资助的市镇没有任何亮灯网格单元。附录A.1.3说明了这一选择，第5节则比较了阈值分别为1、2和5纳瓦时的估计值。

该产品在2013年之前没有完整的日历年数据，因此，对每个市镇而言，2011年和2012年的数值均通过对2013–2017年的对数数据拟合线性趋势进行外推。根据Callaway 和 Sant'Anna (2021年的估计量，每项起始后的比较都以起始前一年为基准，而该年份有观测数据（最早为2013年），因此，删除或重新拟合这两年数据不会改变表1 中的起始后点估计（附录A.1.4）。

4.2 方法论

我们考察 SNAI 2014–2020 年资金是否在获得资助的市镇照明范围上留下了可衡量的印记，并借鉴近期针对意大利市镇的评估研究

（Fenizia 和 Saggio，2024年；Di Matteo，2025年；Lodi 等人，2025年；Monturano 等（2025）；Mariani，2026年）。结果变量 $Y_{i,t}$ 为亮灯面积 L_{it}、总辐亮度 S_{it} 和每个亮灯网格的辐射亮度 I_{it} 的对数（第 4.1 节）。处理状态具有吸收性：$D_{i,t} = 1$ 从市镇 i 首个由 SNAI 资助的项目启动年份 G_i 起一直持续到最后一年 T。在交错实施的情况下，针对 $D_{i,t}$ 进行双向固定效应回归会将已接受处理的市镇用作对照组；当处理效应因队列或时间而异时，这会产生偏差（Goodman-Bacon，2021）。因此，我们采用 Callaway 和 Sant'Anna（2021）的估计量，该估计量基于组别—时间平均处理组处理效应，

$$ATT_{(g,t)} = \mathbb{E}[Y_t(g) - Y_t(0) \mid X, G = g], \tag{1}$$

在基线协变量 X 条件下，针对首次在 g接受处理的队列，年份 t 的处理效应。对于 $t \geq g$，通过比较自 $g-1$以来的变化与截至 t尚未接受处理的市镇（包括从未接受处理的市镇）的变化来识别：

$$ATT_{(g,t)} = \mathbb{E}[Y_t - Y_{g-1} \mid X, G = g] - \mathbb{E}[Y_t - Y_{g-1} \mid X, D_t = 0, G \neq g]. \tag{2}$$

按处理暴露时长 e汇总组别—时间效应，

$$\hat{\theta}_D(e) = \sum_{g=2}^{T} 1\{g + e \leq T\} ATT(g, g+e) P(G = g \mid g + e \leq T), \tag{3}$$

表 1的发生后平均处理效应是这些事件时间效应的简单平均值，

$$\hat{\theta}^O = \frac{1}{E+1} \sum_{e=0}^{E} \hat{\theta}_D(e), \tag{4}$$

其中，$E = 8$是观测窗口内最长的期数。我们估计两种设定：一种不含协变量，另一种在双重稳健调整中纳入第4.3 节的十二个基线协变量。附录 A.2 报告了双向设定、仅与从未接受处理的单位进行比较，以及基期协变量的处理方式。

对照组仅限于IA市镇（中间地区 ，

边缘地区或超边缘地区），2014年分类（PCM、2014b；意大利国家统计局、2022）中纳入未获得2021年资助的试点区域成员（第4.3节），从而保持资格标准不变，并确保偏远性具有可比性。

识别要求不存在预期效应，且满足平行趋势。在首个获资助项目启动前，灯光环境几乎不可能发生变化，工人和以小型企业为主的企业也不太可能调整（Mariani，2026年）。吸引和使用资金的行政能力（Arbolino 等，2019）可能使预期效应成为可能；本文以三个制度质量协变量作为其代理变量。若将预期效应设为一年，表 1中的起始后亮灯面积估计值为 $+0.042$ 和$+0.043$。

如果试点区域市镇在有助于其组建区域的制度质量方面，或在偏远性和人口减少方面，与其他内陆市镇存在差异，平行趋势就可能不成立，不过，941个处理组市镇中有99个位于72个试点区域之外。协变量用于处理可观测差异，图 3报告了处理前系数，表 2 则在试点区域内重新估计了处理效应。

4.3 数据

样本包括2014–2020年分类中的IA市镇（PCM，2014b）：意大利国家统计局（ISTAT(2022年)名单中的4,055个市镇，这是唯一完整的名单；而NUVAP (2022年)报告的数量为第 2节所述的4,261个。其中两个市镇——*Montecopiolo* 和 *Sassofeltrio*——从*Pesaro-Urbino*省迁至里米尼，并于2021年更改了市镇代码，因此无法与构建灯光面板数据所依据的边界版本相匹配。因此，估计样本包括4,053个市镇，观测期为2011—2022年（$T = 12$）。

处理组信息来自凝聚政策监测系统OpenCoe-sione （PCM，2025），更新至2025年10月31日。若一个市镇记录的SNAI 2014–2020 年资助至少达到 1 €，则认定其获得资助，而不论其是否属于项目区域；其队列 G_i 为其首个SNAI项目启动的年份。大量资金在2020年之后拨付。2014年至2021年获得 G_i 的941个市镇属于处理组。3,112个对照组

包括从未获得资助的3,020个市镇，以及首个项目于2022–2024年启动的92个市镇；在整个时间窗口内，这些市镇每年均作为对照组。表A7按年份报告获得资助的市镇累计数量及其资金情况，表注详细说明了如何将市级以上记录的项目归属到市镇；图A5 按队列绘制了处理组市镇的分布图。第5 节还按主题领域重新定义了处理（表A6）。

该向量 X 涵盖地理、人口和制度协变量：面积、海拔和海岸线长度（coa）（意大利国家统计局，2025a，c）；常住人口、女性、外国人和65岁以上居民所占比重，以及出生率、死亡率和净迁移率（意大利国家统计局，2025a，2026）；以及市镇行政质量指数（MAQI）的三个组成部分，即官僚机构能力、地方政治人物素质，以及财政与经济绩效（Cerqua 等，2025年）。协变量取自2013年，即首个队列之前（对于三个市镇，则取首个可获得数据的年份），并在每一年保持不变，因此不会对处理作出响应。收入相关变量（如应税收入）被排除在外，因为SNAI干预措施可能会影响这些变量，它们会成为不良控制变量（Angrist和Pischke，2009年）。表A8 报告了所有变量的描述性统计。[4]

5 结果

本节分四步展开：首先（i）确立主要效应，并比较其在不同辐亮度阈值下的表现；随后（ii）评估其对对照组选择的稳健性；最后分别考察其在（iii）主题领域和（iv）资助规模方面的异质性。

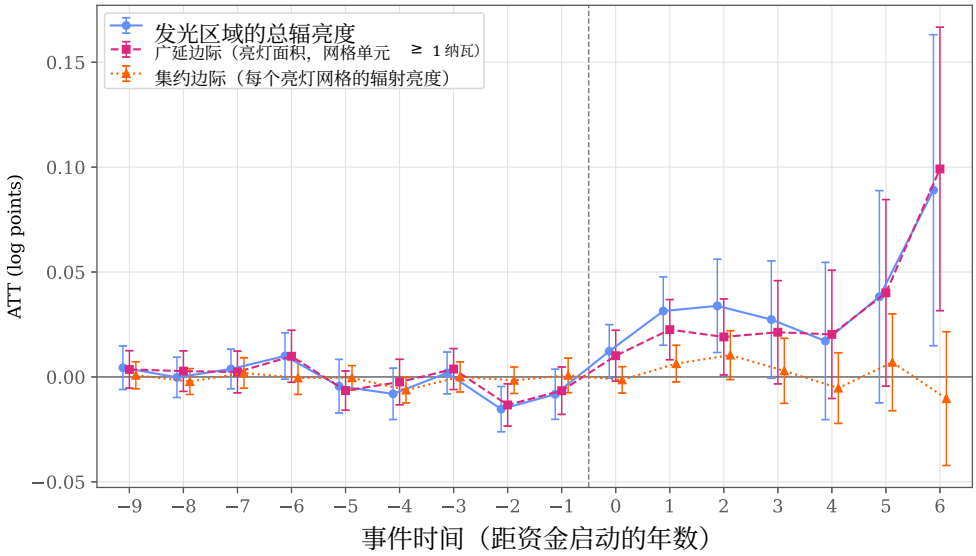
图3 展示了包含十二个基线协变量时，三个阈值校正结果变量的事件研究，时间范围从 $e = -9$ 到 $e = +6$；所有起始后时间跨度的平均值（包括 $e = +7$ 和 $e = +8$）见表 1。纳入协变量时，九个处理前系数与零的差距均不超过 0.016 个对数点；不纳入协变量时，差距均不超过 0.02。每个结果变量各有一个处理前系数

[4] 请注意，海岸线长度并不属于纳入估计的十二个协变量表格子集。

在 5%显著性水平上单独显著：总辐亮度和亮灯面积的系数在 $e = -2$ 处显著，每个亮灯网格的辐射亮度的系数在 $e = -4$ 处显著，且三者均为负值；不纳入协变量时，亮灯面积有两个系数、总辐亮度有三个系数、每个亮灯网格的辐射亮度有一个系数单独显著，且也均为负值。总辐亮度和亮灯面积在 $e = -2$ 和 $e = -1$ 处的系数均为负值，因此处理前趋势显示，起始前略有下滑，而非逐渐上升至处理后的水平。起始前的每个期数都至少包含一个队列，其比较涉及重建的2011年或2012年，因此处理前趋势既与外推有关，也与领土有关（附录 A.1.4）。从起始年份开始，亮灯面积从$+0.010$ 在 $e = 0$ 处变为约 $+0.02$ （介于 $e = +1$ 和 $e = +4$之间），到 $+0.040$ 在 $e = +5$ 处，再到 $+0.099$ 在 $e = +6$处；总辐亮度的变化趋势类似，从 $+0.012$ 到 $+0.089$，而每个亮灯网格的辐射亮度始终接近于零。最大系数出现在最长的时间跨度上，而这些跨度仅基于最早队列，因为 $e = +6$ 由2014、2015和2016队列中的173个市镇识别得出。

表1 报告了处理开始后的平均值。亮灯面积扩大了 $+0.048$个对数点，无论是否纳入协变量；两列结果在 5%显著性水平上均具有统计显著性。亮灯面积的总辐亮度增加了 $+0.037$ 和 $+0.041$，二者在 5%显著性水平上均不显著；每个亮灯网格的辐射亮度则变化了 -0.017 和 -0.008，两者在两列中均与零无法区分。三个估计值大致具有可加性，因为总辐亮度的对数等于亮灯面积的对数与每个网格单元辐亮度的对数之和；但它们并不完全相加，$+0.048 - 0.017 = +0.031$ 相较于 $+0.037$ 不含协变量的情况，这是因为总辐亮度以辐亮度总和加一后的对数计算，而每个亮灯网格的辐射亮度是在更小的面板数据上定义的；两列中总辐亮度的标准误也更大：0.024，而亮灯面积为 0.018，0.020，这与明亮的中心网格逐年波动较大相一致，而这些网格对亮灯面积影响最大。响应集中在暗区边缘，它在总辐亮度中的权重很小，却完全计入亮灯面积，因此亮灯面积是更具信息量的边际指标。两种条件变量集合下的点估计值相同，且不受年度合成产品汇总年度数据方式的影响。基于.....重建

图3： 阈值校正结果的事件研究（$\geq$ 1 纳瓦/厘米^2/球面度），时间跨度最长为 $e = +6$ （*2011—2022*年）



注： Callaway 和 Sant'Anna （2021年）双重稳健估计纳入了表 1 中的十二个基准（2013年）协变量，队列为2014–2021年，对照组为从未处理和当时尚未处理的符合条件的内圈市镇；处理组有941个市镇，对照组有3,112个市镇（对于每个亮灯网格的辐射亮度，分别为923个和3,070个）。横轴截至 $e = +6$；所有起始后的时间跨度的平均值见表 1，亮灯面积序列在图 A3 中复合指标的四个年度汇总中重复展示。柱形表示基于乘数自助法（300次重复抽样）计算的逐点95%置信区间，并在市镇层面进行聚类。对于九个处理前年份，每个系数与零的差距均在0.016个对数点以内；每个结果变量各有一个系数在5%显著性水平上单独显著：总辐亮度和亮灯面积对应 $e = -2$，每个亮灯网格的辐射亮度对应 $e = -4$，且这三个系数均为负值。

生产方除提供月度辐亮度的平均值外，还提供其中位数、最大值和最小值。亮灯面积估计值在这四种汇总指标下均为正；对于平均值、中位数和最大值，在所有起始后的时间跨度内均达到5%显著性水平；对于最小值，则在时间跨度0至+6 内均为正。在这四种指标中，中位数的结果与基准结果一致，而处理前趋势较不平坦的最大值则形成上包络线（附录 A.3）。

表1：阈值校正结果变量的起始后平均处理效应（*2011—2022*年）

	(1) 无协变量	(2) 基线协变量
起始后平均处理效应（对数点）		
亮灯面积的总辐亮度	+0.037	+0.041*
	(0.024)	(0.024)
亮灯面积（像元 ≥ 1 纳瓦/厘米^2/球面度）	+0.048***	+0.048**
	(0.018)	(0.020)
每个亮灯网格的辐射亮度	−0.017	−0.008
	(0.013)	(0.013)
处理组市镇	941	941
对照组市镇	3,112	3,112

注：Callaway 和 Sant'Anna (2021) 双重稳健估计，队列为 2014–2021年，对照组为从未接受处理或尚未接受处理的符合条件内陆市镇，且无预期效应。括号内为自助法标准误，重复抽样 300 次，按市镇聚类。结果变量以稳定的辐亮度阈值 1 nW/cm^2/sr 以上测量。列（2）在双重稳健调整中纳入 12 个基准（2013年）协变量，即第 4.3 节所列变量，但不包括沿海变量（coa）；该变量在 2014年、2015年和 2018 队列的所有市镇中均为零，因此纳入该变量会使这些队列的倾向得分矩阵奇异，并导致它们从调整后估计值中被剔除。每个估计值都是观测窗口内所有起始后时间跨度上事件时间效应的简单平均值，$e = 0, \ldots\ldots, +8$。每个亮灯网格的辐射亮度仅针对每年都至少有一个亮灯网格的市镇定义，因此，对于这一结果变量，面板数据保留了 923 个处理组市镇和 3,070 个对照组市镇。标准误采用固定随机种子计算，与表 A

5 *** 中面板

$p < 0.01$ ** $p < 0.05$ * $p < 0.10$
A 平均值汇总各行的标准误一致。,,.

表 A3 和图 A1 重复进行估计，将辐亮度高于 2 和 5 nW/cm^2/sr 的网格单元计为亮化，而非 1 nW。加入十二个基线协变量后，在三个阈值下，亮灯面积的扩张幅度相近，+0.048，+0.051 以及 +0.053在所有起始后的时间跨度内均为对数点，且都在 5%显著性水平上显著。不加入协变量时，在两个较高阈值下，扩张幅度约为其一半，+0.023 和 +0.024，且不显著，因此，在 1 nW 下观察到的两种设定之间的一致性并未延伸至这两个阈值。在期数 0 至 +6期间，三个阈值和两种设定下的亮灯面积估计值均为正，且在 5%显著性水平上显著，介于

+0.023 和 +0.051。这些阈值对应的网格单元并不相同：在 5 nW 阈值下，约四分之一获得资助的市镇完全没有亮化网格单元，而在 1 nW 阈值下这一比例约为百分之一。所有阈值下，每个亮灯网格的辐射亮度在各期都接近于零；在期数 0 至 +6 期间，2 和 5 nW 阈值下的估计值较小且为正，介于 +0.013 和 +0.016 对数点之间；四个估计值中有三个在 5%显著性水平上显著。该指标仅适用于较少的市镇：941 个处理组市镇中分别有 874 个和 612 个市镇有定义。基于第4.1节所述原因，我们将 1 nW 保留为主要阈值：它高于该产品的背景水平，同时保留了广延边际所依赖的昏暗聚居地照明。

表1 所引发的疑虑在于，获得资助的市镇是根据衰退状况选出的，因此我们针对三个对照组重新估计这一效应。这三个对照组在可比性与统计效能之间进行权衡，结果见表2。按照范围由窄到宽排列：试点区域中未获得资助的143个成员市镇，该组保持选择程序不变；基准中的3,112个未获得资助的IA市镇，该组保持资格标准不变；以及涵盖所有SNAI类别的6,787个意大利市镇，该组不固定任何条件，完全由协变量发挥作用。

最严格的比较保持选择过程不变。在72个试点区域的1,060个市镇中，985个属于内带，其中842个获得了资金，143个没有获得资金，原因或是资金从未到位（79个），或是资金从2022年起才到位（64个）。两组都经过了相同的选择程序，因此该比较将资金到位的影响与区域认定过程区分开来。在不加入协变量的情况下，亮灯区域扩大了 +0.078 个对数点；加入协变量后扩大了 +0.079 个对数点，约为基准估计值的1.6倍，而每个亮灯网格的辐射亮度再次与零无显著差异。代价是估计精度下降：143个对照组市镇扩大了标准误，而且该组的构成需要谨慎解读，因为资金从未到位的市镇可能在行政能力方面存在差异。基准分析将对照组扩大至完整的符合条件总体，使对照组数量增加了20倍，并在 +0.048处得到了与政策相关的估计量。第三种设计完全放弃了资格条件，将相同的处理组市镇与所有意大利市镇进行比较，其中包括枢纽和带状地区。在不加入协变量的情况下，估计值膨胀至 +0.097 ，每个亮灯网格的辐射亮度则显著转为负值，正如

第4.1节的测量讨论所预示的那样：城市对照组的亮灯区域已经饱和，因此其广延边际无法增长，而其强度正在上升。一旦基线协变量吸收了这种构成不平衡，估计值便回到符合条件样本设计的范围内，即+0.054。

在所有六行中，亮灯区域效应均为正且具有统计显著性，对照组规模从143个到6,787个不等。而最严格的比较结果也驳斥了选择偏误质疑：固定选择程序后，估计值比基准更大，+0.078而且 +0.079相较于+0.048，并非更小。

Ta表2： 不同对照组下的发生后平均处理效应（*2011—2022*年 ）

设定	N 处理组	N 对照组	总辐亮度 根据亮灯面积	亮灯面积 （≥ 1 纳瓦）	每个 亮化网格单元
策略内部					
无协变量	842	143	+0.095*** (0.034)	+0.078*** (0。029)	+0.010 (0.017)
12 个协变量	842	143	+0.077 (0.048)	+0.079** (0.034)	−0.012 (0。023)
基准：获得资助的内层市镇					
无协变量	941	3,112	+0.037 (0。024)	+0.048*** (0。018)	−0.017 (0。013)
12 个协变量	941	3,112	+0.041* (0.024)	+0.048** (0.020)	−0.008 (0。013)
全意大利对照组					
无协变量	941	6,787	+0.045* (0.026)	+0.097*** (0。020)	−0.058*** (0.011)
12 个协变量	941	6,787	+0.034 (0。024)	+0.054*** (0.019)	−0.020 (0。013)

注：每个组均重新估计表1中的设计，仅更改处理组和对照组的定义，具体如组描述所述。估计值取所有起始后时间跨度的事件时间效应的平均值，与表 1第 (1) 列和第 (2) 列相同；基准组重现了这两列的结果变量。结果变量测量值高于 1 nW/cm^2/sr 阈值；时间范围为 2011—2022年。括号内为自助法标准误，重复抽样 300 次，并按市镇聚类。 *** $p < 0.01$， ** $p < 0.05$， * $p < 0.10$。

这些结果为空间维度上关于 SNAI 影响的新兴证据增添了新的认识。更广泛地说，Bartik (2020年)认为，劳动力市场失灵为基于地域的政策提供了经济学依据；与繁荣地区相比，这类政策在经济落后地区的回报可能更高。在 SNAI 的背景下，Monturano 等人(2025年)发现，初期资金流入增加了处理组市镇的商业机构数量，并在邻近地区产生了积极的溢出效应；而Di Matteo (2025年)

记录显示旅游过夜数有所增加，这主要由国内旅游带动，且集中在特定地域背景下。

照明范围的扩大与这些发现一致，也表明地方经济活跃度可能以更广泛、甚至更早的形式显现。观察到的模式显示，变化发生在现有居民点的边缘地带，而其既有核心区域的灯光强度并未出现相应增长。夜间灯光指标还为传统劳动力市场指标可能忽略的结果变量提供了补充视角。例如，尽管 Mariani (2026年) 发现就业效应无法被检测到，但由于数据可用性限制，分析仅涵盖受雇者劳动力市场，因此自营就业方面的潜在效应仍可能未被观察到。我们的指标或许能捕捉与此类活动相关的空间变化，但无法单独识别这些活动的贡献，也无法直接测量就业创造。

集约边际响应的缺失，也与人口、就业和可达性方面影响有限的证据一致（Monturano等，2025年；Bergantino等，2026年；Mariani，2026年）。综合来看，这些发现与一种调整过程相符：SNAI资助起初带来商业活动、旅游业以及活动空间分布的局部变化。这些变化可能先于更广泛的人口和结构转型，但未必会促成此类转型。这一解释表明，早期的空间响应可以与有限的总体效应并存；至于更显著的转型是否会随着时间推移而出现，仍有待观察。

5.1 政策的异质性

为探究总体效应是否掩盖了相关的异质性，我们从两个维度扩展基准分析。首先，我们评估估计的影响是否与特定的干预主题领域相关。其次，我们考察响应是否会随获得的资金金额而变化，同时考虑不同阈值下的总额和人均拨款

。

表 3 考察了十一个主题领域之间的异质性。对于每个领域，我们将设计重新估计两次：一次将处理定义为该领域资金的到位，另一次将处理定义为除该领域以外任何资金的到位。

排除任一主题领域后，亮灯面积估计值仍介于+0.029 和 +0.059 对数点之间；在十一个案例中的十个案例里，该估计在统计上显著，且在这十个案例中与基准没有显著差异。唯一的例外是数字网络与服务领域，其估计值为 +0.029 ，标准误为0.024；这也是唯一一个自身领域对亮灯面积的估计值为正且显著的领域，因此，排除该领域似乎会削减部分响应，而非使其保持不变。没有任何一个主题领域能够单独带动总体响应，效果取决于资金是否到位，而非资金的构成。唯一明显的反向变化是，排除交通领域后，估计值略有增强，这与该领域自身效应较弱相符。

第一组行按单一主题领域界定处理，分布更为分散。其对照组受到污染，因为在某个领域未获得资金的市镇很可能在其他领域获得资金，而在多个领域获得资金的市镇则会出现在多行中。鉴于这一点，数字网络与服务尤为突出：亮灯面积扩大了 +0.047，同时每个网格单元的辐亮度下降了 −0.028。这一模式与照明和网络工程的特点一致：覆盖范围得以扩大，但每个网格单元的亮度有所降低。

没有任何单一主题领域推动总体响应，这一点也对以往研究所识别的作用机制作出了补充。DiMatteo (2025年)专门研究旅游结果变量，发现旅游过夜数的增加主要与短期推广支出相关，而非结构性项目。我们的结果表明，照明范围的整体扩张无法归因于单一支出类别，可能反映了不同干预措施的综合地域效应。这一解读与 SNAI 的综合设计相符；在该设计中，

服务、基础设施和地方发展方面的投资旨在协同发挥作用；这也符合现代基于地方的政策从部门干预转向综合发展项目的更广泛趋势，此类项目将硬资本和软资本结合起来（Garcilazo andMcCann，2025年）。

表3：按支出主题领域划分的发生后平均处理效应（*2011—2022*年）

主题领域	处理	处理组数量	总辐亮度 来自亮灯区域	亮灯面积 (≥ 1 纳瓦)	每份辐亮度 亮化网格 单元
任何资金（基准）		941	+0.037 (0.024)	+0.048** (0。021)	−0.017 (0。013)
行政能力	only	329	+0.029 (0.029)	+0.026 (0.027)	+0.001 (0.008)
	不包括	915	+0.034 (0.026)	+0.046** (0.018)	−0.017 (0.012)
商业竞争力	only	259	+0.014 (0.023)	−0.017 (0.023)	+0.035*** (0.010)
	排除	901	+0.035 (0.026)	+0.049** (0。021)	−0.020* (0.012)
文化和旅游	only	301	−0.053* (0.030)	−0.020 (0.026)	−0.033 (0.025)
	不包括	931	+0.035 (0.026)	+0.048** (0。021)	−0.019 (0。013)
数字网络与服务	only	246	+0.018 (0.018)	+0.047** (0.019)	−0.028*** (0.009)
	不包括	893	+0.023 (0。029)	+0.029 (0。024)	−0.012 (0。014)
教育与培训	only	294	+0.173 (0。130)	+0.107 (0.109)	+0.055** (0.023)
	排除	935	+0.036 (0.026)	+0.049** (0.023)	−0.018 (0。011)
就业与工作	only	146	+0.268* (0。137)	+0.163 (0。105)	+0.076*** (0。025)
	不包括	938	+0.031 (0。027)	+0.045** (0.020)	−0.018 (0。013)
能源	only	93	−0.051 (0.039)	+0.022 (0.024)	−0.072* (0.038)
	不包括	935	+0.037 (0.026)	+0.049** (0.020)	−0.018 (0.014)
环境	only	214	−0.031 (0。021)	−0.026 (0.024)	−0.004 (0.016)
	不包括	937	+0.038 (0。027)	+0.051** (0.020)	−0.019 (0.012)
研究与创新	only	40	+0.065** (0.029)	+0.030 (0.024)	+0.038** (0.018)
	不包括	940	+0.037 (0.024)	+0.048** (0.020)	−0.017 (0。013)
社会包容与健康	only	321	+0.147 (0。099)	+0.126 (0.120)	+0.035 (0。021)
	不包括	899	+0.038* (0.022)	+0.048** (0.020)	−0.017 (0.012)
交通与出行	only	473	−0.037 (0.029)	+0.012 (0。019)	−0.050*** (0。019)
	不包括	860	+0.054* (0。032)	+0.059** (0.025)	−0.011 (0.014)

注：每一行均重新估计表1中的设计，不包含协变量，仅改变处理的定义。“仅”将处理定义为指定主题领域首次获得资金；“排除”则将处理定义为首次获得该领域以外的任何 SNAI 资金。十一个主题领域恰好将总资金划分完毕（表 A6）。本领域估计值仅具描述性，因为其对照组包含在其他领域获得资助的市镇，且多领域市镇会出现在多行中。基准行与主题领域各行在同一次自助法运行中重新估计。在该次运行中，与表 1不同的是，按各行定义的首次获得资金年份为 2022 年的市镇被列为 2022 年接受处理的队列，而非对照组，并且不计入处理组市镇数量；在基准行中，这些市镇即 2022 年首批获得资助的 51 个市镇。基准行的点估计值与表 1 第（1）列的估计值精确到小数点后三位一致，但其亮灯面积标准误为 0。021，而非 0。018，因此亮灯面积估计值在 5% 而非 1% 显著性水平上显著。括号内为自助法标准误，基于 300 次重复抽样，并在市镇层面进行聚类。
*** $p < 0.01$， ** $p < 0.05$， * $p < 0.10$。

表4：按获得的资金四分位数划分的发生后平均处理效应（*2011—2022*年）

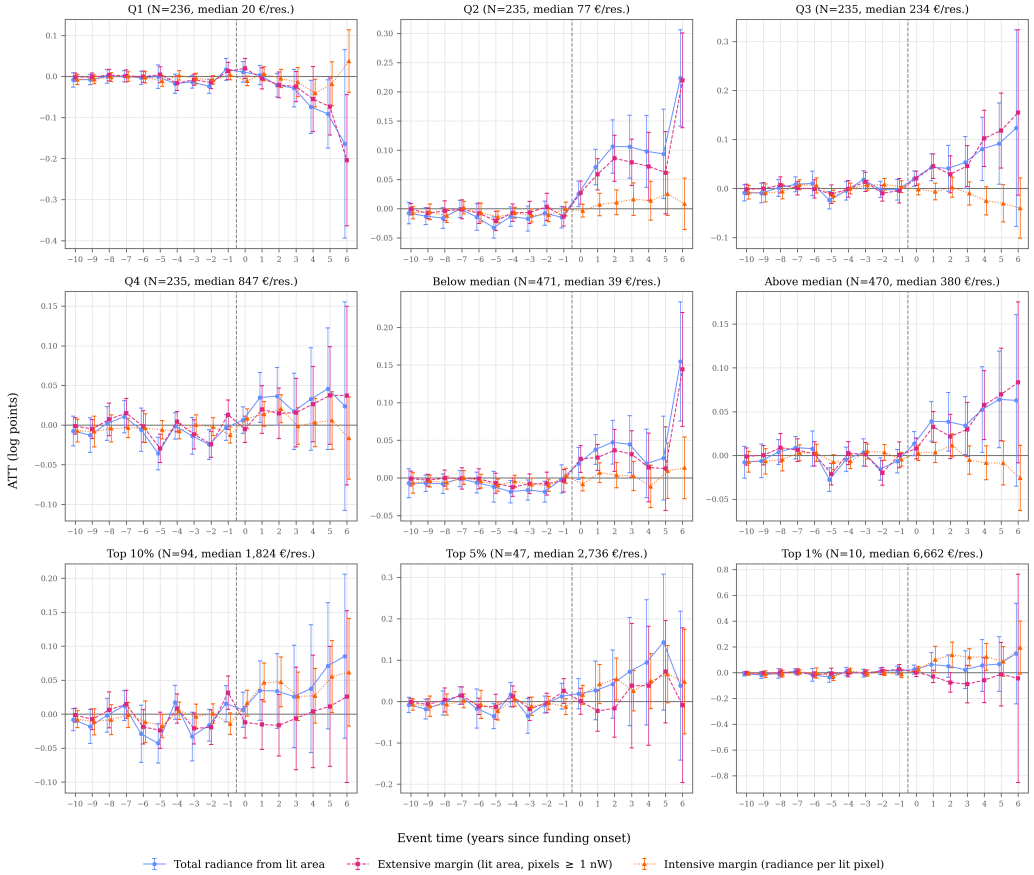
		总辐亮度 来自发光区域	亮灯面积 （≥ 1 纳瓦）	辐亮度/ 亮化网格单元
Panel A. Quartiles of cumulative funding (end-2022)				
Q1 (N=236；13 k€)	无协变量	−0.023 (0.045)	−0.052* (0。029)	+0.016 (0.016)
	13个协变量	−0.006 (0.034)	+0.012 (0.024)	−0.011 (0。011)
Q2 (N=235；99 k€)	无协变量	+0.199* (0。111)	+0.145* (0。081)	+0.049** (0.020)
	13个协变量	−0.015 (0.031)	−0.004 (0.023)	−0.003 (0.019)
Q3 （N=235；335 k€）	无协变量	−0.001 (0.042)	+0.030 (0.031)	−0.035* (0.020)
	13个协变量	+0.025 (0。032)	+0.016 (0。027)	+0.004 (0。013)
Q4 (N=235；1,508 k€)	无协变量	−0.013 (0.020)	+0.028 (0.018)	−0.040** (0.016)
	13个协变量	+0.026 (0。021)	+0.027 (0.018)	+0.002 (0.010)
Panel B. Quartiles cumulative of per-capita funding				
Q1 (N=236； 20 €/残差)	无协变量	−0.083*** (0.030)	−0.078*** (0.024)	−0.010 (0.014)
	13个协变量	−0.033 (0。027)	−0.015 (0.023)	−0.007 (0.015)
Q2 (N=235； 77 €/res.)	无协变量	+0.095*** (0.028)	+0.066*** (0.022)	+0.026** (0。011)
	13个协变量	+0.060* (0.033)	+0.060** (0.025)	+0.006 (0.014)
Q3 (N=235； 234 €/残差)	无协变量	+0.114 (0。079)	+0.113* (0.064)	−0.009 (0.022)
	13个协变量	+0.038** (0.019)	+0.061*** (0。021)	−0.026** (0.012)
Q4 (N=235； 847 €/res.)	无协变量	+0.001 (0.026)	+0.022 (0.022)	−0.023 (0.019)
	13个协变量	+0.066** (0.034)	+0.030 (0.022)	+0.044** (0.019)

注：每一行都重新估计表 1 的设计，分别不加入和加入十三个基线协变量；处理组仅限于处理组市镇中资助分布所示的四分位组。对照组保持不变，并排除其他四分位组中的处理组市镇。人均资金以累计资金除以2013年常住人口计算。四分位组按构造会包含不同的市镇，因此四分位组之间的比较仅为描述性比较。括号内为自助法标准误，共重复抽样300次，按市镇聚类。 *** $p < 0.01$， ** $p < 0.05$， * $p < 0.10$。

表4 显示，按总资金划分不存在系统性异质性，而按人均资金划分则呈现非线性模式。在进行协变量调整后，最低四分位组对亮灯面积没有可检测的影响，而第二和第三四分位组的亮灯面积增加了约6%。在最高四分位组中，估计值变小且在统计上不显著。这些结果

表明，地域响应需要足够的资助强度，但超过这一水平后不会按比例增加。资助强度与结果之间的非线性关系进一步印证了此前的证据。Monturano 等人（2025年）强调，SNAI的早期实施受到限制，因为计划资源中实际拨付至市镇的份额有限；而Mariani（2026年）表明，政策效果在很大程度上取决于当地条件，包括行政能力和生产结构。我们的研究结果通过确定资助规模是有效性的另一项条件，对这些结果进行了补充。Andini 和 de Blasio（2016）发现，意大利的计划合同也呈现出类似模式：其较小的效果在中间资助强度下似乎更大，而结构基金的增长回报在超过某一强度后不再上升，并且取决于人力资本和制度质量（第3.1节）。对于内部地区而言，过小的拨款可能不足以覆盖启动新经济活动所需的固定成本和协调要求；而超过某一规模后，小型且人口稀少的市镇有限的行政和生产能力，可能阻碍额外资源转化为亮灯面积的同比例扩张。

图4： 按人均资金组别划分的事件研究



注：每个面板报告的事件研究均按照图 3 中的方法估计，但未纳入协变量；处理组仅限于人均资金分布中所述组别，并排除2014–2021年首批获得资助的其他市镇。与图3不同，2022年首批获得资助的51个市镇作为2022年处理的一个队列纳入：截至2021年，它们作为尚未处理的对照组，并在每个面板中为 $e = -10$ 至 $e = 0$ 的系数提供数据，而 $e = -10$ 处的系数仅基于这些市镇。样本中位数为人均124欧元，第90、第95和第99百分位数分别为人均1,042、1,813和4,798欧元。柱形表示以市镇为单位进行聚类的95%自助法置信区间。排名前1%的组包含10个市镇，此处列出以供参考。

6 结论

本文考察了意大利内陆地区国家战略是否对地方经济活动的空间分布产生了可测量的变化。为此，我们将新构建的市镇级SNAI资助数据集与2011—2022年的年度VIIRS夜间灯光数据相结合，其中前两个年份根据观测到的2013–2017

年路径进行了重建。我们区分了照明区域的扩张与已有照明区域亮度的变化，并采用分期双重差分设计，通过将941个获得资助的市镇与符合条件、尚未获得或从未获得SNAI资助的IA市镇进行比较，估计该计划的影响。

结果显示，SNAI资助使处理组市镇的照明区域增加了约5%。这一影响在资金到位后显现，并在随后六年中逐步扩大。相比之下，我们没有发现每个亮灯网格的辐射亮度相应增加。因此，不同项目影响的似乎是广延边际，而非集约边际：新亮化的网格主要出现在现有居民点边缘，已建成的核心区域则没有变得更亮。

纳入基线协变量以及选择对照组的方式，都不会影响主要结果的稳健性：无论协变量是否纳入双重稳健调整，也无论是将试点区域中获得资助的成员与未获得资助的成员进行比较，还是将941个处理组市镇与符合条件的内陆地区总体或由6,787个市镇构成的意大利全国样本进行比较，亮灯面积的扩大始终为正且在统计上显著。纳入基线协变量后，当阈值为2和5纳瓦/厘米^2/秒时，效应大小相近；以月度辐亮度的中位数、最大值或最小值（而非平均值）汇总年度合成产品时，效应也为正，但采用最小值时，仅在时间跨度0至 +6 （附录 A.3）内达到显著水平。结果似乎也并非由任何单一支出类别所驱动：逐一剔除各主题领域后，照明范围的估计扩张在所有情况下均为正，且其中十一个领域达到统计显著，唯一例外是数字网络与服务。不过，资助强度确实很重要。只有当人均支出达到最低水平后，才能检测到响应；而超过资助分布中位数的更大额拨款，并未带来成比例更大的影响。

这些发现表明，一项重大的基于地域的计划能够激活边缘地区中此前利用不足的部分，而不仅仅是强化现有的地方中心。这些发现对政策

设计也具有实际意义：过于分散有限资源可能无法产生可检测的地域响应，而达到临界投资规模似乎比将支出集中于某一特定主题领域更为重要。

考虑到本文在方法论上的贡献，分析凸显了卫星数据作为及时监测基于地域的政策之工具的潜力。与往往发布滞后较久且空间尺度相对粗略的传统社会经济指标不同，夜间灯光观测获取频繁、连续且地理分辨率精细。若将其与经过地理定位且定期更新的政策实施信息相结合，便可构建监测系统，在官方经济和人口统计数据公布之前，识别干预措施何时、何地开始留下可见的地域影响。这类证据不能取代传统的影响评估或福利指标，但能够为其提供补充，向政策制定者发出关于政策实施情况的早期信号，帮助识别资源正在带来可观测变化的地区，以及可能需要采取纠正措施的地区。从这个意义上说，卫星数据可使地域政策评估更接近实时，并将其从主要在计划完成后开展的工作，转变为也能在实施期间为政策提供参考的工具。不过，两项限制因素制约着这一前景，近期遥感研究也记录了这两点。第一项关乎频率。年度合成影像记录的是年份，而非月份；灯光信号本身的变化也较为迟缓：von Carnap 等人（ 2026 年）利用白天的 PlanetScope 影像构建周期性市场活动的测量值，影像分辨率为 3.1 米，中位重访间隔为三十小时；他们以夜间灯光辐射无法可靠记录短期变化、且对经济状况变化反应迟缓为由，以每周为单位追踪了埃塞俄比亚首都以外的 1,776 个市场，时间跨度为 2017 至 2024 年。对于历时数年的规划周期而言，这一限制并不构成障碍，但它揭示了本文所称的及时性与卫星目前所能实现的及时性之间的差距。第二项限制涉及覆盖范围，因为基于灯光的系统只能观测到高于产品

背景的部分：在 Elvidge等人（2021）的年度 VIIRS 合成数据中，他们检测到的市场有 63% 位于 2022年至2024年间没有可测量灯光辐射的位置；我们的结果变量也基于该产品构建。第 4.1 节所记录的背景漂移，不仅是随时间变化的误差来源，也是此类工具能够观测到任何现象的范围边界；而高于产品背景设定的 1 纳瓦/平方厘米/球面度固定阈值进一步收紧了这一边界，因为未能使网格单元亮度超过该阈值的活动，不会在亮灯面积中留下痕迹。[2]

不过，对这些结果的解读仍需谨慎。夜间灯光反映的是人类与经济活动的物理足迹，而不是收入、就业、生产率或居民福祉的改善。因此，照明区域的扩张应被视为计划留下了切实空间印记的证据，而非地方发展的综合测量值。评估此处记录的领土变化是否转化为意大利内陆地区状况的持久改善，下一步自然是将这一足迹与人口、劳动力市场和福利结果联系起来。另一个局限属于规范层面，而非经验层面：我们考察的是公共资金是否在边缘地区留下了可见印记，而非在分散的地点维持经济活动是否构成高效的空间布局；对于后者，理论并未给出明确的预设。Anas (2004)指出，新经济地理学框架一旦剔除地理因素施加的约束，便意味着随着人口增长，去城市化而非集聚才是高效的发展路径；该框架还将此类模型通常得出的集聚现象视为施加于模型之上的空间约束所造成的人为结果。

参考文献

Abrahams, A., Oram, C., and Lozano-Gracia, N. (2018). DMSP夜间灯光去模糊：一种利用高斯滤波器和照明频率的新方法。《环境遥感》，210:242–258.

Accetturo, A. 和 de Blasio, G.（2012年）。地方发展政策：对意大利“领土协定”的评估。《区域科学和城市经济学》，42(1–2)：15–26。

Alix-Garc´ıa, J. 和 Millimet, D. L.（2023年）。遥感数据不正确？对森林砍伐卫星数据中的非经典测量误差进行核算。《环境与资源经济学家协会期刊》，10(5)：1335–1367。

Anas, A.（2004年）。消失的城市：新经济地理学对城市化效率有何启示？《经济地理学杂志》，4(2)：181–199。

Andini, M. 和 de Blasio, G.（2016）。金钱无法购买的地方发展：意大利的计划合同。《经济地理学杂志》，16(2)：365–393。

Angelopoulos, A. N., Bates, S., Fannjiang, C., Jordan, M. I., 和 Zrnic, T. (2023年). 预测增强推断. 《科学》, 382(6671):669–674.

Angrist, J. D. 和 Pischke, J.-S. (2009年). 《基本无害的计量经济学：经验主义者指南》. 普林斯顿大学出版社, 普林斯顿, 新泽西州—美国.

Arbolino, R., Boffardi, R., 和 De Simone, L. (2019). 哪些因素会影响创新绩效？来自意大利凝聚政策的证据。《社会指标研究》, 146(1):221–247.

Bachtr¨ogler-Unger, J.、Dolls, M.、Krolage, C.、Sch¨ule, P.、Taubenb¨ock, H. 和 Weigand, M.（2023年）。欧盟凝聚政策落地：利用卫星数据分析小尺度效应。《区域科学与城市经济学》，103：103954。

Barca, F.（2009年）。改革凝聚力政策议程：基于地域的方法，以应对欧盟挑战与期望。技术报告，欧洲议会，布鲁塞尔，比利时。

Barca, F., McCann, P., 和 Rodr´ıguez-Pose, A.（2012年）。区域发展干预的理由：地方导向方法与地方中性方法。《区域科学杂志》，52(1)：134–152。

Barone, G., David, F., 和 de Blasio, G.（2016）。破碎梦想大道。欧盟资助的终结（1997年：意大利阿布鲁佐）。《区域科学与城市经济学》，60：31–38。

Bartik，T.J.（2020年）。运用地方导向的就业政策帮助陷入困境的社区。《经济展望杂志》，34(3)：99–127。

Becker, S. O., Egger, P. H., 和 von Ehrlich, M.（2010）。欧盟统计区域单位：欧盟结构基金对区域绩效的影响。《公共经济学杂志》，94(9-10)：578–590。

Becker, S. O., Egger, P. H., and von Ehrlich, M.（2012年）。好事是否过犹不及？论欧盟区域政策对增长的影响。《欧洲经济评论》，56(4):648–668。

Becker, S. O., Egger, P. H., and Von Ehrlich, M.（2013年）。吸收能力以及区域转移支付对增长和投资的影响：一项采用异质性处理效应的回归不连续设计。《美国经济杂志：经济政策》，5(4):29–77。

Beer, A., McKenzie, F., Bla˘zek, J., Sotarauta, M., and Ayres, S.（2020年）。每个地方都很重要：迈向有效的基于地方的政策。泰勒与弗朗西斯，英国阿宾登。Benassi, F., Tomassini, C., and Lallo, C.（2024年）。局部回归方法作为改善基于地域的政策的工具：以意大利南部莫利塞为例。《空间人口学》，12(2):2。

Bergantino, A. S., Caravaggio, N., Intini, M., and Resce, G.（2026年）。遥远的市镇：基本服务可及性差异与意大利内陆地区国家战略。《政治经济学评论》，第1–27页。

Bickenbach, F., Bode, E., Nunnenkamp, P., 和 S¨oder, M.（2016）。夜间灯光与地区生产总值。《世界经济评论》，152(2):425–447。

Bluhm, R. 和 Krause, M.（2022年）。顶级灯光：明亮城市及其对经济发展的贡献。《发展经济学杂志》，157:102880。

Bolzoni, M., Cotella, G., 和 Brovarone, E. V.（2026年）。重新吸引人口迁入边缘农村地区？意大利内陆地区国家战略的做法。《农村研究杂志》，122:103971。

Bruederle, A. 和 Hodler, R.（2018）。夜间灯光作为地方层面人类发展的代理指标。《*PLOS ONE*》，13(9):e0202231。

Callaway, B. 和 Sant'Anna, P. H.（2021）。多期双重差分。《计量经济学杂志》，225(2):200–230。

Camagni, R. 和 Capello, R.（2013年）。区域竞争力与地域资本：一种概念性方法及来自欧盟的实证证据。《区域研究》，47(9)：1383–1402。

Caravaggio, N. 和 Rancan, A.（2025）。内陆地区，从“果肉”到“骨头”：制度与经济挑战。《经济与劳动》，59(3):37–70。Castells-Quintana, D.、Krause, M. 和 McDermott, T. K. J.（2021）。全球变暖的城市化推动力：气候变化在人口空间分布中的作用。《经济地理学杂志》，21(4):531–556。Cerqua, A.、Giannantoni, C.、Zampollo, F. 和 Mazziotta, M.（2025）。市政管理质量指数：意大利案例。《社会指标研究》，第1–34页。

Cerqua, A. 和 Pellegrini, G.（2018）。我们是否在增长上投入过多？结构基金案例。《区域科学杂志》，58(3):535–563。Chen, X. 和 Nordhaus, W. D.（2011）。将亮度数据用作经济统计数据的代理指标。《美国国家科学院院刊》，108(21):8589–8594。Chen, Z.、Liao, L.、Wang, C.、Shi, K. 和 Yu, B.（2026）。基于深度学习超分辨率重建的1992–2024全球类NPP-VIIRS夜间灯光年度数据。《遥感学报》，6:0874。Chen, Z.、Yu, B.、Yang, C.、Zhou, Y.、Yao, S.、Qian, X.、Wang, C.、Wu, B. 和 Wu, J.（2021）。通过跨传感器校准获得的全球类NPP-VIIRS夜间灯光数据扩展时间序列（2000–2018）。《地球系统科学数据》，13(3):889–906。Coesfeld, J.、Kuester, T.、Kuechly, H. U. 和 Kyba, C. C. M.（2020）。减少夜间卫星影像的变异性并去除自然光：使用VIIRS日间-夜间波段的案例研究。*Sensors*，20(11):3287。Crescenzi, R. 和 Giua, M.（2020）。欧盟的一项还是多项凝聚政策？凝聚政策在各成员国的差异化经济影响。《区域研究》，54(1):10–20。Di Matteo, D.（2025）。意大利内陆地区战略的区域影响。《区域研究》，59(1):1–16。Di Stefano, R. 和 Resce, G.（2025）。未获资金的决定因素：预测需求增加而拨款减少这一悖论。《经济行为与组织杂志》，231:106910。Dijkstra, L.、Poelman, H. 和 Rodr´ıguez-Pose, A.（2020）。欧盟不满情绪的地理分布。《区域研究》，54(6):737–753。Donaldson, D. 和 Storeygard, A.（2016）。从高处看：卫星数据在经济学中的应用。《经济展望杂志》，30(4):171–198。

欧洲委员会（2024）。欧盟委员会致欧洲议会、理事会、欧洲经济和社会委员会及地区委员会关于第九份凝聚力报告的通报。技术报告 COM/2024/149 final，欧盟委员会，比利时布鲁塞尔。

欧洲委员会（2026）。关于制定2028年至2034年多年期财政框架的理事会条例提案。技术报告 COM/2026/571 final，欧盟委员会，比利时布鲁塞尔。

Elvidge、C. D.、Baugh、K.、Zhizhin、M.、Hsu、F.C. 和 Ghosh、T.（2017）。VIIRS夜间灯光。《国际遥感杂志》，38(21):5860–5879。

Elvidge、C. D.、Hsu、F. C.、Zhizhin、M.、Ghosh、T. 和 Sparks、T.（2024年）。VIIRS夜间灯光统计矩。《国际遥感杂志》，45(21):7778–7802。

Elvidge, C. D., Zhizhin, M., Ghosh, T., Hsu, F.-C., 和 Taneja, J.（2021）。基于月平均值推导的全球VIIRS夜间灯光年度时间序列：2012年到2019。《遥感》，13(5):922。

EOG（2023年）。年度VNL V2.2自述文件。地球观测组、佩恩公共政策研究所、科罗拉多矿业学院。检索自： https://eogdata.mines.edu/products/vnl/VNL_v22_readme_20230707.pptx[访问日期：9月 23, 2026]。

Falchetta, G., Pachauri, S., Parkinson, S., 和 Byers, E.（2019）。用于评估撒哈拉以南非洲电气化情况的高分辨率网格数据集。《科学数据》，6:110。

Fenizia, A. 和 Saggio, R.（2024）。有组织犯罪与经济增长：来自遭黑手党渗透的市镇的证据。《美国经济评论》，114(7):2171–2200。

Fratesi, U.（2025）。区域政策的四次浪潮：迈向权衡时代？《区域研究》，0(0):1–17。Garcilazo, E. 和 McCann, P.（2025）。基于地方的政策的理据：经济分化、治理诚信与气候变化减缓。《区域研究》，59(1):2485126。Gibson, J.（2021）。更优质、时间跨度更长的夜间灯光数据。《牛津经济与统计公报》，83(3):770–791。Gibson, J.、Olivia, S. 和 Boe-Gibson, G.（2020）。《经济学中的夜间灯光：来源与用途》。《经济学调查期刊》，34(5):955–980。Gibson, J.、Olivia, S.、Boe-Gibson, G. 和 Li, C.（2021）。经济学研究应使用哪种夜间灯光数据？在哪些地方使用？《发展经济学杂志》，149:102602。Giua, M.（2017）。利用空间不连续性评估欧盟区域政策的影响：以意大利目标1地区为例。《区域科学杂志》，57(1):109–131。Goodman-Bacon, A.（2021）。处理时点存在差异的双重差分。《计量经济学杂志》，225(2):254–277。Gorelick, N.、Hancher, M.、Dixon, M.、Ilyushchenko, S.、Thau, D. 和 Moore, R.（2017）。Google Earth Engine：人人皆可使用的行星尺度地理空间分析工具。《环境遥感》，202:18–27。Guo, Y.、Yu, W.、Chen, Z. 和 Zou, R.（2020）。高速铁路对城市经济的影响：基于中国城市夜间灯光数据的考察。《交通经济研究》，80:100819。Henderson, J. V.、Storeygard, A. 和 Weil, D. N.（2012）。从外太空测量经济增长。《美国经济评论》，102(2):994–1028。Iammarino, S.、Rodriguez-Pose, A. 和 Storper, M.（2019）。欧洲的区域不平等：证据、理论与政策启示。《经济地理学杂志》，19(2):273–298。

ISTAT（2022年）。根据内陆地区特征划分的市镇分类（截至2020年9月30日的行政地理）。意大利国家统计局。取自：https://www.istat.it/wp-content/uploads/2022/07/20220715_Elenco_Comuni_Classi_di_Aree_Interne.xlsx[访问日期：12月 11, 2025]。

ISTAT（2025a）。以市镇为尺度。意大利国家统计局。取自：https://www.istat.it/statistica-sperimentale/aggiornamento-degli-indicatori-del-sistema-informativo-a-misura-di-comune/ [访问日期：11月 15, 2025]。

ISTAT（2025b）。用于统计目的的行政单位边界。意大利国家统计局。取自：https://www.istat.it/notizia/confini-delle-unita-amministrative-a-fini-statistici-al-1-gennaio-2018-2/ [访问日期：5月 16, 2025]。

ISTAT（2025年c）。市镇主要地理统计数据。意大利国家统计局。检索自：https://www.istat.it/classificazione/principali-statistiche-geografiche-sui-comuni/ [访问日期：5月10日, 2025]。

ISTAT（2026年）。人口统计数据。意大利国家统计局。检索自：https://demo.istat.it/ [访问日期：5月 4, 2026]。

Jain，M.（2020年）。使用卫星数据进行因果推断的益处与陷阱。《环境经济学与政策评论》，14(1)：157–169。

Kline，P. 和 Moretti，E.（2014年）。人、地方与公共政策：地方经济发展项目的一些简单福利经济学分析。《经济学年度评论》，6(1)：629–662。

Kyba, C. C. M., Kuester, T., S´anchez de Miguel, A., Baugh, K., Jechow, A., H¨olker, F., Bennie, J., Elvidge, C.D., Gaston, K.J., andGuanter, L.(2017). 夜间地球人工照明表面的辐亮度和范围不断增加。《科学进展》，3(11):e1701528.

Li, X., Zhou, Y., Zhao, M., and Zhao, X. (2020). 全球统一夜间灯光数据集1992–2018。《科学数据》, 7:168. Lobell, D. B., Azzari, G., Burke, M., Gourlay, S., Jin, Z., Kilic, T., and Murray, S. (2020). 天眼与地面实测：评估卫星与地面测量方法在作物产量测量与分析中的应用。《美国农业经济学杂志》, 102(1):202–219. Lodi, C., Sacchi, A., and Vidoli, F. (2025). 性别政治、环境行为与地方区域：来自意大利市镇的证据。《区域科学年鉴》, 74(2):52.

Lucatelli, S.（2022年）。意大利内陆地区战略在发展与凝聚政策背景下的作用。载于 Lucatelli, S., Luisi, D. 和 Tantillo, F.（编），《遥远的意大利：一项面向内陆地区的政策》，第1章，第37–91页。Donzelli 出版社，意大利罗马。

Mariani, M.（2026年）。基于地域的政策在哪些地方有效？来自意大利内陆地区战略的证据。《区域科学与城市经济学》，121：104252。

Mellander, C., Lobo, J., Stolarick, K. 和 Matheson, Z.（2015年）。夜间灯光数据：是衡量经济活动的良好代理指标吗？《*PLOS ONE*》，10(10)：e0139779。

Monturano, G., Resce, G. 和 Ventura, M.（2025年）。《对内陆地区的财政支持》的短期影响。《意大利经济学杂志》，第217–256页。
Neumark, D. 和 Simpson, H.（2015年）。基于地域的政策。载于 Duranton, G.、Henderson, J. V. 和 Strange, W. C. 编，《区域与城市经济学手册》，第5卷，第18章，第1197–1287页。爱思唯尔。Nguyen, C. N. 和 Noy, I.（2020年）。利用夜间灯光衡量保险对城市震后恢复的影响。《经济地理学杂志》，20(3)：857–877。NUVAP（2022年）。《内陆地区地图》2020年更新。技术报告，规划评估与分析中心。

PCM（2014a）。意大利2014—2020年伙伴关系协定。技术报告，部长会议主席府，凝聚政策部。

PCM（2014年b）。内部地区：我们谈论的是哪些地区？关于地区分类方法的说明。技术报告，部长会议主席府：凝聚政策与南方事务部。

PCM（2023年）。SNAI 2021—2027年地区清单。部长会议主席府：凝聚政策与南方事务部。获取自：https://politichecoesione.governo.it/it/politica-di-coesione/strategie-tematiche-e-territoriali/strategie-territoriali/strategia-nazionale-aree-interne-snai/le-aree-interne-2021-2027/ [访问日期：5月 20, 2025]。

PCM（2025年）。OpenCoesione。部长会议主席府：凝-聚政策与南方事务部。获取自：https://opencoesione.gov.it/it/dati/ [访问日期：12月 30, 2025]。

Pellegrini, G., Terribile, F., Tarola, O., Muccigrosso, T., 和 Busillo, F.（2013年）。衡量欧洲区域政策对经济增长的影响：一种回归不连续方法。《区域科学论文集》，92(1):217–234。

P´erez-Sind´ın, X. S., W´ojcik, P., Chen, T.-H. K., 和 Prishchepov, A. V.（2025年）。夜间灯光能否作为地方行政单位尺度上经济不平等的代理指标？来自西班牙的证据。《*PLOS ONE*》，20(12):e0319890。

Pesaresi, M.（2023年）。GHS-BUILT-S R2023A——基于 Sentinel-2 复合指标和 Landsat 多时相数据（1975-2030）生成的建成区面积网格。欧盟委员会、联合研究中心。检索自：https://data.jrc.ec.europa.eu/dataset/9f06f36f-4b11-47ec-abb0-4f8b7b1d72ea[访问于 9 月 23, 2026]。

Phelps, N. A.、Atienza, M. 和 Arias-Loyola, M.（2026年）。被遗弃、陷入萧条与遭到牺牲：拓展关于被遗弃地区的经济地理学讨论范畴。《经济地理学杂志》，26(2)：175–184。

Phommachanh, N.（2024年）。经济特区对经济发展的影响：来自老挝人民民主共和国夜间灯光分析的证据。《亚洲发展评论》，41(2)。

Proctor, J.、Carleton, T. 和 Sum, S.（2026年）。利用遥感变量进行参数恢复。《环境与资源经济学家协会期刊》。即将发表。

Redding, S. J. 和 Rossi-Hansberg, E.（2017）。定量空间经济学。《经济学年度评论》，9:21–58。

Redding, S. J. 和 Sturm, D. M.（2008）。偏远性的代价：来自德国分裂与统一的证据。《美国经济评论》，98(5):1766– 1797。

Rodr´ıguez-Pose, A.（2018）。无关紧要之地的复仇（以及应对之道）。《剑桥区域、经济与社会杂志》，11(1):189–209。

Rossi-Doria, M.（1958年）。意大利南部农业政策十年。Laterza，罗马，意大利。

Schiavina, M.、Freire, S. 和 MacManus, K.（2023年）。GHS-POP R2023A——GHS人口网格多时相数据（1975—2030年）。欧盟委员会联合研究中心。取自： https://data.jrc.ec.europa.eu/dataset/2ff68a52-5b5b-4a22-8f40-c41da8332cfe [访问日期：9月23日，2026]。

UVAL（2014年）。《内陆地区国家战略：定义、目标、工具与治理》。技术报告，公共投资评估部门。

von Carnap, T., Asiyabi, R. M., Dingus, P. 和 Tompsett, A.（2026年）。利用卫星影像绘制农村市场地图并高频监测其活动。《自然·通讯》，17:6180。

Wang, Z., Shrestha, R. M., Rom´an, M. O., and Kalb, V. L.（2022年）。美国国家航空航天局的 Black Marble 多角度夜间灯光时间合成产品。《*IEEE* 地球科学与遥感快报》，19:2505105。

Wuepper, D., Oluoch, W. A., and Hadi, H.（2025年）。农业与环境经济学中的卫星数据：理论与实践。《农业经济学》，56(3):493–511。

Zhang, X., Gibson, J., and Deng, X.（2023年）。远程观测竟过于平等：广受使用的 DMSP 夜间灯光数据低估了空间不平等。《区域科学、政策与实践》，15(9):2106–2125。

Zhou、Y.、Ma、T.、Zhou、C. 和 Xu、T.（2015年）。基于夜间灯光数据评估中国社会经济发展的区域不平等。《遥感》，7(2)：1242–1262。

附录

A.1 夜间灯光数据：来源、阈值与传感器连续性

A.1.1 夜间灯光产品系列

目前流通着四类夜间灯光数据，它们彼此不可互换。这里之所以要区分，是因为产品的选择决定了究竟能够测量灯光响应的哪一方面。

首先是**DMSP-OLS**系列。其图像以30角秒网格分发，在意大利纬度地区约为一公里；其数值是介于0到63之间的六位数字值，而非物理辐亮度。这带来三方面影响。该传感器没有星上校准，因此未经调整，不同卫星或年份的数据水平无法比较。其点扩散函数较宽，导致光线扩散到相邻网格单元；这一问题由Abrahams等人（2018）通过明确的去模糊校正加以处理。六位数值的上限还会截断最亮区域，这一问题促使Bluhm 和 Krause （2022年）提出顶端编码校正。总而言之，模糊和截断会压缩测量值的分布，这也是Zhang等人（2023年）发现 DMSP 数据低估了空间不平等的原因。

第二种是**VIIRS** 昼夜波段，以 VNL 合成影像的形式发布，供年度分析使用（Elvidge等，2017、2021年）。影像采用 15角秒网格，在意大利纬度地区南北方向约为 463 米，东西方向则更窄；数值为以纳瓦/平方厘米/球面度^{2}表示的校准辐亮度。其数值没有六位上限。年平均辐亮度根据月度合成产品计算，所用观测不受阳光、月光和云层影响；生物质燃烧、极光和背景仅在产品的掩膜波段中被归零（Elvidge 等，2021年）。我们使用未掩膜的 `average` 波段。掩膜波段不能替代它，因为其背景掩膜会滤除微弱光照，例如光线昏暗的道路（Elvidge等，2021年）；而微弱光照正是我们测量的边际，且我们面板数据所连接的该产品两个版本采用的掩膜构建规则有所不同（EOG，2023年）。

第三类包括**经过协调的 DMSP-VIIRS**序列，其中Li 等（2020）是使用最广泛的。这类序列将 VIIRS 辐亮度转换回 DMSP数字量值尺度，从而构建一个自 1992 年起的单一长面板数据。其优势是时间跨度更长；代价是生成的序列采用有界且未经校准的单位表示，并且将两种物理特性不同的传感器合并在一起。

第四种是**类VIIRS重建**，它们沿相反方向进行转换，利用跨传感器校准，将 DMSP 时期的数据转换为 VIIRS分辨率下的类辐亮度单位。由于输出从头到尾看起来都像辐亮度，它们以一种不太明显的形式继承了同样的衔接问题。

A.1.2 为何本研究设计采用 VIIRS 年度合成影像

我们要探究的是光照响应的哪个边际发生了变化，而要回答这个问题，需要一种同时具备三项特性的产品，只有 VIIRS 年度合成影像兼具这三项特性。

第一项是**物理单位**。要区分照明范围的扩大与现有中心区域的亮度增强，就需要一个在每一年、每个市镇都代表同一含义的阈值。只有当底层量是校准后的辐亮度时，阈值才能固定。在有界的数字值尺度上，截断值只是压缩后且因卫星而异的分布中的一个位置，并不代表物理亮度。

第二项是**不存在上限**。集约边际是亮灯网格的平均辐亮度。对于截断产品，该平均值在机制上有一个上限，因此，按照构造，已经很亮的网格即便进一步变亮也无法体现出来。此时报告集约边际效应为零并无信息价值，因为该产品根本无法显示出这种效应。

第三是**分辨率**。IA市镇规模较小，灯光也较暗。在一公里分辨率下，样本中位数市镇仅有几十个像元，亮灯像元数量的变化幅度较大；在500米分辨率下，像元数量是其四倍，因此在这一尺度上，基于计数的广延边际才具有可用性。这也是我们不沿用区域尺度上常见做法的原因，即

将一个单元合并为单一的发光度总和：在市级尺度上，这一总和由少数几个明亮的中心网格主导，而这些网格的年际波动与政策无关。

A.1.3 阈值的选择

给定校准后的辐亮度后，仍需选择一个阈值，而可供选择的方案有三类。我们采用<style id='1'>固定物理阈值，即每年以及每个市镇均使用相同的数值。由于以下理由，另外两种方案均被排除；这些理由值得说明，因为二者都出现在应用研究中。

辐亮度分布的<style id='1'>年内百分位数，例如亮灯网格中排名前十分位的部分，会自动适应产品的变化。这恰恰是其缺陷所在：如果复合指标的背景水平在不同发布版本之间发生变化，百分位数阈值也会随之变化，所得边际便会吸收这一伪差异，而不是将其揭示出来。固定阈值则相反：背景的变化会表现为辐亮度分布底部的移动，这正是下文记录的漂移得以显现的方式；同时，还可以选择一个适当的阈值水平，使这种变化基本不影响亮灯网格的数量。

<style id='1'>市镇特定阈值，例如将每个单位自身基线最大值的一定比例作为阈值，会产生无法在横截面上进行比较的边际，因为相同的物理亮度在一个市镇会被计为亮灯，而在其邻近市镇却会被视为黑暗。在双重差分设计中，处理组与对照组单位之间的比较便会部分取决于定义，而非数据本身。

在固定阈值类别中，τ 需要在两种误差之间权衡。阈值设得过低，会使边缘区域受到产品自身背景处理方式的影响，而这种处理方式在面板数据期间并不稳定。Falchetta等人(2019) 对月度合成产品的年度中位数进行清理时，采用了 0.25 nW/cm^2/sr 的下限；但从 2017 年起，他们将其提高到 0.35 nW，因为本应读数为零的像元（例如大型水体中的像元）从那年开始系统性地呈现正值。处理过程对传感器数据所做的调整为这一变化提供了明确解释：从 2017 年起，昼夜波段的零点不再包含气辉，因此

没有人造光的区域也会记录到正辐亮度，而Coesfeld等人(2020年) 在比较两个时期时，会从较晚时期的数据中减去 0.15 nW/cm^2/sr。我们的网格中也出现了相同的断点。2016 年至 2017 年间，辐亮度超过 0.5 nW/cm^2/sr 的意大利网格单元数量增加了 29.4%，超过 1 nW 的数量增加了 17.0%，超过 2 nW 的数量增加了 10.8%。随着阈值升高，这一跃升如预期般逐渐减弱，表明变化发生在辐亮度分布的低端。

这种漂移会两次影响估计量。直接而言，较低的阈值会使处理单元达到饱和：一旦市镇的每个网格单元都超过阈值，其亮灯面积便无法再扩大，该处理单元也就不会对估计值作出贡献，因此在这一边际上测得的处理效应会被削弱，或由处理过程中落入该窗口的变化所决定。间接而言，这一影响也会波及总辐亮度：背景的偏移 δ 会使每个被计入低阈值以上的网格单元增加约 δ；相对于总量，这一增量在人造光稀少的地方影响最大。在全国范围内，照明基础设施稀疏地区的这类零点偏移，其影响可能与人造光总量相当（Kyba等人，2017；Coesfeld等人，2020年）。基线地理因素和人口统计特征可以预测市镇中有多少个网格单元接近阈值，因此，在低阈值下测量结果变量时对这些因素进行控制，吸收的是这一假象，而非混杂因素。另一方面，将阈值 τ 设得过高，会舍弃人口稀疏地区所关注的昏暗聚居地照明，并使处理单元朝相反方向达到饱和，因为符合条件的网格单元寥寥无几。

表 A1 报告了阈值介于 0.25 和 2 纳瓦/平方厘米^2/球面度时，每个网格单元都已高于阈值的意大利市镇所占比例。在 0.25 纳瓦/平方厘米^2/球面度的阈值下，这一比例在 2013年 已达 72.9%，并从 2020年 起达到 100%，因此变化空间已被冻结，基于此计算的估计值均无法提供有用信息。在 0.5 纳瓦的阈值下，这一比例从 2013年 的 42.9% 升至 2021 年的峰值 74.8%，表明上限很高且还在不断提高。在 1 纳瓦的阈值下，2013年 至 2022年 期间，这一比例从未超过 36.2%，这意味着在整个时期内，大约三分之二的市镇仍有响应空间。在 2 纳瓦的阈值下，上限则更宽松，从未超过 13.8%，但此时阈值已高于我们希望观测的大部分

聚居地照明。

表 A1：所有网格单元均高于阈值的市镇占比（%）

阈值（nW/cm²/sr）	2013年	2015年	2017	2020年	2022年
0.25	72.9	61.2	98.8	100.0	100.0
0.5	42.9	42.2	57.6	66.7	68.3
1.0（此处采用）	20.1	21.6	28.7	33.5	33.6
2.0	9.0	10.1	11.7	13.0	13.0

注：意大利全部 7,903 个市镇，未遮罩的 average VIIRS VNL年度合成产品带，网格单元大小为 500 × 500 米，采用 EPSG:32632 坐标系。当某市镇的亮灯像元数量等于其像元总数时，即其亮灯面积无法进一步增加，该市镇即计为饱和。所示年份为估算时段中的部分年份；饱和占比在2021年达到峰值：阈值为0.5时为74.8%，阈值为1.0时为36.2%，阈值为2.0时为13.8%；随后在2022年回落。2013至2017年间0.25 nW阈值下的非单调变化，以及0.5、1和2 nW阈值下2021年的峰值，与表 A2所报告的背景水平变化相吻合。来源：作者根据 Elvidge *et al.* (2021)。

选择的第二个依据是背景水平。对于全球产品，生产方认为不可能采用单一辐亮度阈值，因为背景会随空间变化，在高纬度地区更高，也会随时间变化（Elvidge 等，2024）。意大利位于北纬约35至47度之间，处于年度产品平均背景最低的纬度带：在年度合成影像中，背景辐亮度绝大多数低于1 nW/cm²/sr；2015年，在南纬 50°至北纬 50°之间，平均值低于0.2 nW（Elvidge 等，2017、2021）。同一研究团队将区分亮灯网格与背景的辐亮度设在约1 nW，在其自身分析中采用2 nW的统一截断值，并提供未掩膜网格，供用户自行设定阈值（Elvidge 等，2024）。Chen等人（2021）的全球类VIIRS序列也以1 nW作为受照像元的界定值；此外，研究者还采用0.3至5 nW之间的固定截断值，以去除残余噪声并测量不同年份的亮灯面积（Kyba 等人，2017；Li等人，2020；Wang等人，2022）。表 A2衡量的是我们自己网格中背景随时间的变化。参照组由93,438个归属意大利市镇的网格单元构成，这些网格单元没有建成区地表，且2千米范围内没有常住人口，因此记录到的辐亮度属于背景。2013年至2022年间，这些网格单元的辐亮度中位数在0.15至0.47 nW/cm²/sr之间波动；2016年至2017年间则从0.15 nW跃升至0.36 nW，恰逢上文所述气辉校正发生变化的年份；在距离意大利海岸20千米以上的公海网格单元中，中位数则从0.03升至0.24

同两年间，公海网格单元的辐亮度中位数从0.03 nW升至0.24 nW，与Falchetta等人（2019）考察的水体情况相同。这些网格单元中，辐亮度高于0.5 nW的占比在2.5%至36.9%之间，因此，以0.5 nW为阈值统计亮灯网格时，部分反映的是对背景的处理结果。辐亮度高于1 nW的占比维持在0.6%至2.2%之间，第95百分位数从未达到1 nW，并在2021年达到峰值0.77 nW。在估计样本中，这类网格单元占获得资助的市镇亮灯网格的比例，每年最高为0.57%；占对照组亮灯网格的比例则最高为0.30%。在两组中，无人居住网格单元辐亮度超过1 nW的比率相近，介于0.3%至1.1%之间。

表 A2： 无人居住网格中的背景辐亮度与 *1* 纳瓦阈值（*2013*年–*2022*年）

	全国无人居住网格 辐亮度，纳瓦/厘米²/球面度			高于阈值的占比，%			**无人居住网格 ≥ 1 纳瓦，亮化网格单元占比**	
年份	中位数	P95	P99	≥ 0.5	≥ 1	≥ 2	资助组	对照组
2013	0.24	0.42	0.88	3.2	0.8	0.26	0.37	0.20
2014	0.25	0.44	0.91	3.7	0.8	0.26	0.33	0.20
2015	0.17	0.36	0.84	2.7	0.7	0.29	0.29	0.18
2016	0.15	0.36	0.79	2.5	0.6	0.22	0.24	0.20
2017	0.36	0.59	1.09	8.9	1.3	0.32	0.38	0.23
2018	0.34	0.57	1.02	7.7	1.1	0.22	0.23	0.20
2019	0.36	0.59	1.04	8.8	1.1	0.24	0.23	0.19
2020	0.43	0.67	1.12	21.2	1.5	0.25	0.30	0.21
2021	0.47	0.77	1.29	36.9	2.2	0.39	0.57	0.30
2022	0.44	0.70	1.15	22.3	1.7	0.26	0.34	0.24

注：无人居住网格是指以下 93,438 个网格单元：根据 2020年全球人类住区层的建成区和人口网格（ 500 × 500 ）划分，这些网格单元均归属某个意大利市镇，且在 2 公里范围内既无建成区地表，也无常住人口（Pesaresi，2023年；Schiavina *et al.*，2023年）；2 公里缓冲区可排除居民点散射光对参考值的影响。辐亮度是年度 VIIRS合成数据的 `average` 波段（Elvidge *et al.*，2021），未经过任何截断，且采用与构建结果变量相同的网格。第 2–7 列描述了该产品各年份的背景水平：其中位数在 0.15 至 0.47 nW/cm^2/sr 之间变动；无人居住网格中辐亮度高于 0.5 nW 的比例介于 2.5% 至 36.9% 之间，而高于 1 nW 的比例保持在 0.6% 至 2.2% 之间，第 95 百分位数始终未达到 1 nW。最后两列统计了资助组和对照组市镇中辐亮度超过 1 nW 的无人居住网格数量，占其所有辐亮度超过 1 nW 的网格的比例；换言之，这反映了亮区结果变量中附近没有居民点却被照亮的网格所占的比重。来源：作者根据Elvidge *et al.* (2021)；Pesaresi (2023年)；Schiavina *et al.* (2023年)整理。

提高阈值会让误差转移到另一边。欧洲和北美洲人口仅数百人的村庄，通常也会超过 5 纳瓦（Coesfeld 等人，2020年）；然而，在我们的网格中，阈值为 5 纳瓦时，2013年有 23.0% 的获得资助的市镇和 18.5% 的对照组完全没有亮化网格单元；到 2022年，这一比例分别为 26.7% 和 20.7%。因此，约四分之一的获得资助的市镇没有可供测量的亮灯面积。Kyba 等人 （2017），他们测量亮灯面积

在这一截断值下，需要注意的是，将其降至实际可行的最低值，可能会提高光照变化与产出变化之间的相关性。表 A3和图A1 采用 2 和 5 纳瓦的阈值重复估计，第 5 节讨论了比较结果。

因此，我们将其设定为 $\tau = 1$ nW/cm²/sr。在附近没有居民点的网格单元中，该数值在2013年至2022年的每一年都高于背景辐亮度的第95百分位数（表A2），使约三分之二的市镇可以自由作出响应（表 A1），同时低于普通聚居地照明的亮度，从而保留了信号。

固定阈值是在测量层面回应这一问题，而卫星文献通常更多是在估计量层面处理该问题。一个无法保持稳定的背景水平属于系统误差，并且它并不独立于设计所依据的特征，因为一个网格单元能否超过较低阈值，取决于该市镇起初有多昏暗、建筑分布有多稀疏。 Alix-Garcı́a和Millimet (2023年)面对的是从卫星影像中读取二元结果时出现的非经典误分类问题，他们利用对遥感过程的认识，在估计量内部对其进行建模。这里的误差有一个单一且已知的来源，即背景水平的位置，因此可以在测量本身中限制其影响范围：阈值以物理单位一次性设定，所有结果变量都在该阈值之上构建，从而调整的任何部分都不依赖于估计方程或后续采用的对照组。

A.1.4 重建的起始年份与传感器连续性

估算窗口为2011—2022年。之所以重建其中最初两个年份，是因为产品本身的特性：年度合成产品由昼夜波段的月度无云合成产品生成，而生产方的月度数据集始于2012年4月。因此，首个年度合成产品以两个不完整年度版本发布，一个涵盖2012年4月至12月，另一个涵盖2012年4月至2013年3月；只有第二个版本带有照明区域掩膜，且与2013年合成产品重叠一个季度。[5]

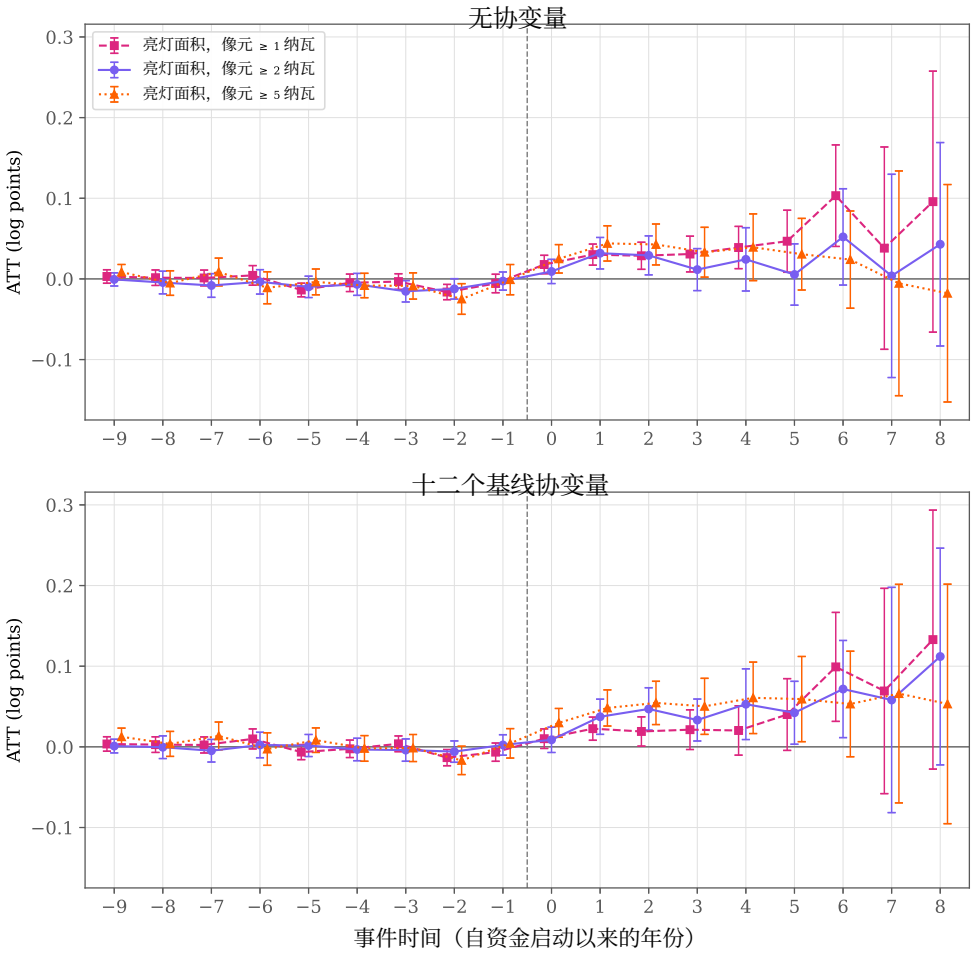
[5]地球观测组，VIIRS夜间灯光（VNL）产品页面：https://eogdata.mines.edu/products/vnl/ [访问于10月 3, 2026]。

表 A3：不同辐亮度阈值下的起始后平均处理效应（*2011—2022*年）

	所有起始后的时间跨度		时间跨度 *0* 至 *+6*	
	(1)	**(2)**	**(3)**	**(4)**
	No 协变量	十二 协变量	*No* 协变量	十二 协变量
面板 *A*。阈值 *1* 纳瓦/厘米^2/球面度				
亮灯面积（像元 ≥ 1 纳瓦）	$+0.048^{***}$	$+0.048^{**}$	$+0.042^{***}$	$+0.033^{***}$
	(0.018)	(0.020)	(0.011)	(0.012)
发光区域的总辐亮度	$+0.037$	$+0.041^{*}$	$+0.046^{***}$	$+0.036^{**}$
	(0.024)	(0.024)	(0.013)	(0.014)
每个亮灯网格的辐射亮度	-0.017	-0.008	-0.002	$+0.001$
	(0.013)	(0.013)	(0.005)	(0.007)
*B*面板。阈值 *2* 纳瓦/*cm*^{2}/*sr*				
亮灯面积（ ≥ 2 纳瓦网格单元）	$+0.023$	$+0.051^{***}$	$+0.023^{**}$	$+0.042^{***}$
	(0.016)	(0.019)	(0.011)	(0.011)
发光区域的总辐亮度	$+0.032$	$+0.060^{*}$	$+0.039^{***}$	$+0.055^{***}$
	(0.028)	(0.032)	(0.015)	(0.017)
每个亮灯网格的辐射亮度	$+0.002$	$+0.005$	$+0.014^{***}$	$+0.013^{**}$
	(0.011)	(0.011)	(0.005)	(0.006)
面板 *C*。阈值 *5* 纳瓦/*cm*^{2}/*sr*				
亮灯面积（像元 ≥ 5 纳瓦）	$+0.024$	$+0.053^{***}$	$+0.034^{**}$	$+0.051^{***}$
	(0.018)	(0.019)	(0.014)	(0.015)
发光区域的总辐亮度	$+0.026$	$+0.078^{**}$	$+0.038$	$+0.069^{***}$
	(0.038)	(0.039)	(0.024)	(0.024)
每个亮灯网格的辐射亮度	$+0.004$	$+0.003$	$+0.016^{**}$	$+0.013^{*}$
	(0.011)	(0.013)	(0.006)	(0.007)
处理组市镇	941			
对照组市镇	3,112			

注：每个面板均重新估计表 1 的设计，仅改变判定网格单元为亮化状态的辐亮度阈值：面板 A（基准）的阈值为 1 nW/cm^2/sr，面板 B 和 C 的阈值分别为 2 和 5 nW/cm^2/sr。亮灯面积是达到或超过阈值的像元数量的对数；若没有像元达到阈值，则设为零。总辐亮度是这些像元辐亮度总和加一后的对数；每个亮灯网格的辐射亮度是这些像元平均辐亮度的对数。列 (1) 和 (2) 对观测窗口内各时间跨度的发生后效应取平均，列 (3) 和 (4) 对时间跨度 0 至 +6取平均；列 (2) 和 (4) 在双重稳健调整中纳入 12 个基准年份（2013年）的协变量。每个亮灯网格的辐射亮度仅针对每年都至少有一个亮灯网格的市镇定义；在 1 nW 阈值下，处理组和对照组分别有 923 个和 3,070 个市镇；在 2 nW 阈值下，分别有 874 个和 2,921 个；在 5 nW 阈值下，分别有 612 个和 2,276 个。在 7,903 个意大利市镇中，所有网格单元均为亮灯状态的市镇占比，在 1 nW 阈值下，2013年为 20.1%，2022年为 33.6%；在 2 nW 阈值下，分别为 9.0% 和 13.0%；在 5 nW 阈值下，分别为 3.2% 和 3.9%。在 1 nW 阈值下，2013年没有亮灯网格的内陆市镇占比，处理组和对照组分别为 1.2% 和 0.8%；在 2 nW 阈值下分别为 3.6% 和 3.6%；在 5 nW 阈值下分别为 23.0% 和 18.5%。2022年相应占比分别为 0.4% 和 0.4%、4.1% 和 3.7%，以及 26.7% 和 20.7%。括号内为乘数自助法标准误，重复抽样 300 次，在市镇层面进行聚类，并使用固定随机种子计算。 $^{***}\ p<0.01$，$^{**}\ p<0.05$，$^{*}\ p<0.10$。

图 A1： 阈值为 *1*、*2* 和 *5* $nW/cm^2/sr$ 时亮灯面积的事件研究（*2011—2022*年）



注：每条序列均重新估计表格1 中的设计，因变量为达到或超过所述阈值的像元数量的对数；上方面板不含协变量，下方面板纳入十二个基准（2013年）协变量；处理组包括 941 个市镇，对照组包括 3,112 个市镇；覆盖窗口内观测到的所有时间跨度，从 $e = -9$ 至 $e = +8$。时间跨度 $+7$ 和 $+8$ 分别基于 60 个和 40 个市镇。起始后的时间跨度平均值见表 A3。误差线表示基于 300 次重复抽样的乘数自助法所得逐点95%置信区间，并在市镇层面进行聚类；为便于辨读，各序列在水平方向上错开显示。

两者都不是可与序列中其他年份相比的日历年，因此，2013年是该产品覆盖的第一个完整日历年，面板中的2011年和2012年数值则是外推值。我们保留这些数值，因为它们将处理前趋势延长了两个期数；同时，我们将其视为按构造落在拟合直线上的点，这些点不提供关于处理前平行趋势的独立证据。因此，基于这些数值计算的诊断检验针对的是外推，而非领土本身。

面板中2011年和2012年的观测行按同一规则生成，该规则应用于7,903个意大利市镇中的每一个，并通过来源标记将这些观测行与实际观测数据区分开来。对于每个市镇，分别针对亮灯像元数量和各阈值以上的辐亮度总和，以2013–2017年这五个观测年份的数据为基础，对 $\log(1+y)$ 进行普通最小二乘法直线拟合，将拟合结果外推至2011年和2012年，再转换回原尺度，并将负预测值设为零。每个亮灯网格的辐射亮度本身不进行外推，而是在后续处理中通过两个外推序列的比值计算得出，因此，在重构年份中，恒等式 $\log S = \log L + \log I$ 成立，与实际观测年份相同。由于两个序列都可能为零，因此使用“数值加一”的对数：在重建的2011年，45个市镇在1 nW/cm^2/sr 阈值下没有亮灯网格；相比之下，实际观测的2013年有41个。拟合窗口很重要，我们会说明原因。该窗口涵盖了2016年至2017年间的跃升：全国超过1 nW/cm^2/sr 阈值的网格单元数量上升了17.0%，从449,929增至526,557。A.1.3节 将这一变化归因于产品对背景的处理，而非领土本身；这次跃升决定了斜率。以2013–2017年为拟合窗口时，亮灯网格数量对数的市镇斜率中位数为 $+0.016$ /年；而以2013–2016年为拟合窗口时，该数值精确到小数点后五位为零。因此，在前一个窗口下，重构的2011年全国亮灯网格数量低于2013年的实际观测值，为430,164，而实际观测值为457,601；在后一个窗口下则高于实际观测值，为472,635。由此可见，两个重构年份所体现的处理前斜率正负取决于处理选择；这属于Jain Jain (2020年)类型学中所说的系统性误差，而关键问题在于这种误差的影响范围有多大。

在采用Callaway 和 Sant’Anna (2021) 估计量并使用尚未接受处理的 d

对照组时，每个处理后组别—时间效应都将处理开始后的某一年与开始前一年进行比较。由于首个队列始于 2014 年，这类比较最早以 2013 年为参照，而 2013 年是观测年份，因此处理后比较不会涉及任何重建值。我们在四个仅在前两个年份上有所不同的面板版本中验证了这一结论：当前使用的外推版本，基于 2013–2017 年拟合；基于 2013–2016 年重新拟合的同一外推版本（不包括这一跃变）；基于 2013–2016 年重新拟合、并以两两斜率的 Theil-Sen 中位数取代最小二乘斜率的版本；以及完全不进行重建、将窗口起始年份设为 2013 年的版本。表A4并列报告了这四种版本。在这四种版本中，对于三个结果变量和两种设定，处理开始后平均值均保持不变，精确到小数点后第十位；不含和含基线协变量时，亮灯面积分别为 $+0.0478$ 和 $+0.0483$ ，$+0.0366$ 和 $+0.0406$ ，总辐亮度分别为 -0.0171 和 -0.0082 ，每个亮灯网格的辐射亮度分别为；此外，将结果变量基于复合指标的中位数（而非平均值汇总）重新构建后，在 2011—2022 年与 2013—2022 年两个窗口之间，同样保持不变。重建影响的是处理前趋势，而且其影响范围超出了两个窗口起始年份。由于基期不断变化，每个处理前效应都将某一年与前一年进行比较，因此，2014 年队列的首个提前期（ $e = -1$）将观测到的 2013 年与重建的 2012 年进行比较；从 $e = -9$ 到 $e = -1$ 的每个期数都至少包含一个其比较涉及重建年份的队列。因此，事件研究中的处理前系数部分反映了拟合直线，我们据此解读这些系数。

对这两年的替代处理方式，是从能够测量这两年的序列中取值；在最终选择外推之前，我们考察了两类可用序列。Li Li 等人 (2020年的协调后的 DMSP-VIIRS 序列在2011年开启了观测窗口，采用旧传感器的数字值尺度；其两种传感器之间的衔接点落在首批处理队列上，且并非两个组共有。在协调面板数据中，2017年前未获资助的3,879个内陆市镇中，2013年至2014年的变化完全发生在处理前；这些市镇的衔接点前后对数光照变化为 -0.507 ；2017年至2021年间首批获得资助的768个市镇则为 -0.370

对于3,111个从未获得资助或自2022年起获得资助的市镇——表1中3,112个对照组市镇中除一个以外的所有市镇——两组之间相差 -0.137 个对数点，且 $t = -6.4$，而此时政策尚未惠及任何一组。ChenChen等人 (2021)的类VIIRS重建序列，在扩展至1992–2024的版本中（Chen 等人，2026年），将DMSP时期表示为类辐亮度单位，并在看似连续的序列中保留了传感器的不连续性：将其映射到我们的 500×500 米网格后，意大利市镇边界内亮度高于1纳瓦/平方厘米^2/球面度的像元数量在2010年至2011年间减少28.4%，从370,047降至264,847；在2012年至2013年间又增加45.9%，从264,699升至386,312。当某一衔接点在设计中作为处理组的单位与作为对照组的单位之间幅度不同时，这种误差便具有系统性，并与处理相关；Jain (2020年)将这种误差与不相关于处理的随机误差区分开来，而Wuepper 等人 (2025年)则将其列为融合不同传感器数据所产生的时间不一致性之一。在双重差分比较中，这种误差会被解读为政策效应。由于上述原因，两个序列都不可能改变起始后的估计值；因此，测得的2011年和2012年数据所能增加的只有处理前证据，而在两个序列中，这些证据都会受到仪器不连续性的主导。

按照第3.2节所引入的术语，重建位于回归的结果变量一侧，其误差具有系统性，因为误差符号取决于拟合窗口，而该设计将其影响范围限制在处理前期。这里涉及Wuepper 等人 (2025)列出的时间不一致性来源中的两种：在协调化序列和类 VIIRS 序列中融合不同传感器的数据，以及拟合窗口所包含的 2016—2017年阶段发生的处理过程变化。因此，相较于会引入仪器不连续性的拼接，我们更倾向于采用明确的外推，其假设清晰可见，失效模式也已得到测量。我们保留构建面板数据时所用的拟合窗口，即最初观测到的五年；我们不会根据拟合窗口产生的处理前系数来择优选择窗口。

表 A4： 四种面板数据版本下的两个重构年份

	2011年和2012年		亮灯面积，发生后平均处理效应	
	趋势	拟合窗口	无协变量	基线协变量
所用版本	最小二乘法	2013–2017年	$+0.048^{***}$	$+0.048^{**}$
			(0.018)	(0.020)
重新拟合，较短窗口	最小二乘法	2013–2016	$+0.048^{***}$	$+0.048^{**}$
			(0.018)	(0.020)
重新拟合，中位数斜率	Theil-Sen	2013–2016	$+0.048^{***}$	$+0.048^{**}$
			(0.018)	(0.020)
不进行重建	none	none	$+0.048^{**}$	$+0.048^{**}$
			(0.020)	(0.022)

注：四行均重新估计表 1 的设计，涉及 941 个处理组市镇和 3,112 个对照组市镇，仅改变结果变量的 2011年 和 2012年 数值。前三行通过对 log(1 + y) 进行市镇层级外推来重构这些数值，采用所述趋势估计量并使用所述时间窗口；第四行则将其剔除，并将窗口起始年设为 2013年，因此事件研究的区间为 $e = -7$，而非 $e = -9$ 至 $e = +8$。平均处理效应是处理开始后平均值，针对 1 nW/cm^2/sr 的对数照明面积；四行的点估计值与表 1 的结果精确到小数点后十位均一致，总辐亮度和每个亮灯网格的辐射亮度（未展示）亦然。标准误采用与表 1 相同的固定随机种子计算，第一行重现了该表的亮灯面积网格单元；第四行基于较短的面板数据估计，标准误略宽，且不含协变量的估计值在 5% 而非 1%显著性水平上显著。括号内为乘数自助法标准误，重复抽样 300 次，并在市镇层级聚类。 *** $p < 0.01$， ** $p < 0.05$，

* $p < 0.10$。

A.1.5 结果变量的构建

为定义结果变量，令 P_i 为质心落在市镇 i边界内的网格单元集合，令 R_{pt} 为年份 t网格单元 p 记录的辐亮度，单位为纳瓦/厘米²/球面度。设定一个亮度阈值 τ，该阈值在每一年都相同；当 $R_{pt} \geq \tau$时，称网格单元在年份 t 为亮化状态。指示变量 $\mathbf{1}\{R_{pt} \geq \tau\}$起到开关作用：亮化网格单元取值为 1，未亮化网格单元取值为 0；三个结果变量均由此得出。

- **亮灯面积**，指领土中被照亮的面积。统计亮灯网格：

$$L_{it}(\tau) = \sum_{p \in P_i} \mathbf{1}\{R_{pt} \geq \tau\} \tag{a1}$$

每个亮灯网格增加 1，每个未照明网格增加 0，因此 L 是网格单元的计数。

- **亮灯面积的总辐亮度**，即市镇发出的光量。仅对亮灯网格的辐亮度求和：

$$S_{it}(\tau) = \sum_{p \in P_i} R_{pt}\, \mathbf{1}\{R_{pt} \geq \tau\} \tag{a2}$$

  这里，开关会乘以每个网格单元自身的亮度，因此未照明网格会被剔除，亮化网格单元则按卫星记录的数值纳入。

- **每个亮灯网格的辐射亮度**，即亮化部分的平均亮度。用前者除以后者：

$$I_{it}(\tau) = \frac{S_{it}(\tau)}{L_{it}(\tau)} \tag{a3}$$

这三个变量彼此相关。由于 $S = L \cdot I$ 按定义成立，在对数形式下，只要 $L_{it} > 0$，$\log S_{it} = \log L_{it} + \log I_{it}$，而任何关于结果变量的线性估计量都会继承这一分解：总光照的影响等于被照亮的领土范围所受的影响，加上其亮度所受的影响。这使我们能够识别究竟是哪一项边际发生了变化。

该测量值是根据栅格计算的，而不是根据预先汇总的面板数据计算的，因为阈值必须逐个网格单元应用。市镇边界被重新投影到栅格所用的米制坐标参考系中，所有运算均在投影坐标系下进行。随后，边界只栅格化一次，生成与辐射亮度网格对齐的整数标签网格，其变换参数和形状均相同，并根据质心为网格单元赋值；所有共用该网格的年份都会重复使用此标签网格。对于每个观测年份和阈值，在展平后的栅格上构造指示变量 $\mathbf{1}\{R \geq \tau\}$，然后通过一次分箱计数按市镇累计：先使用单位权重计算亮灯面积 L，再使用权重 R 计算亮灯区域的总辐亮度 S。该过程精确无误，每个栅格只需遍历一次。每个网格单元的边长为 500×500米时，若倾向于使用物理单位而非计数，亮灯面积可换算为每个网格单元 0.25 平方千米^2。应说明该网格的一项特性，因为它决定了应如何解读计数。VNL 平均波段基于 15角秒网格生成（Elvidge 等，2021年）；只有在南北方向上，其分辨率才接近 500 米

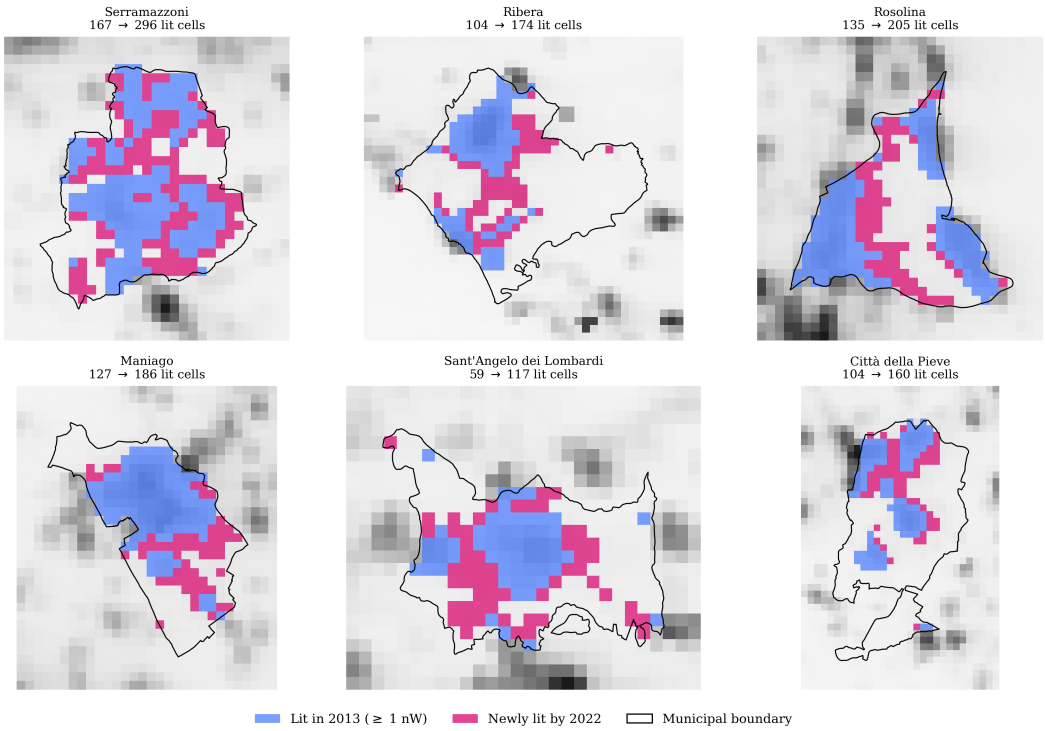
：原生网格单元南北方向约为 463 米，东西方向则从该国最南端纬度处的约 378 米缩至最北端纬度处的约 316 米，因此在意大利各地，我们的网格单元在两个方向上都比原生网格单元更粗。我们通过 Google Earth Engine（Gorelick 等，2017年）以 EPSG:32632 投影、500 米分辨率请求该波段，且未指定重采样方法，因此采用平台默认方法：每个目标网格单元取最近原生像元的值，而非其覆盖范围内原生像元的平均值。栅格重投影会通过重采样改变其数值，因此重采样规则是测量过程的一部分，而非技术细节（Wuepper 等，2025年）。因此，按纬度不同，大约有十分之三到五分之二的原生像元从未被读取。亮灯像元数量是对亮灯原生像元的抽样，而非普查；亮灯网格的辐亮度总和也是如此。抽样的两个特征限定了它对估计值可能造成的影响。所有年份使用同一网格，因此市镇贡献的原生像元集合在整个面板数据期间保持固定，并影响其水平值；估计量的基期差分会消除这一影响。它对变化路径的影响仅在于，哪些抽样像元在 τ 某一年越过阈值。此外，像元的选取规则取决于网格的位置，而网格位置由投影决定，并非由资金决定。剩下的是结果变量逐年变化路径中的噪声，即与处理不相关的随机误差。Jain （2020）将其与系统性误差区分开来；对于因变量而言，这种随机误差会增大标准误，而不会导致系数偏差。因此，我们报告的精度是同一设计在原生网格上所能达到精度的下限。在原生网格上应用阈值并直接统计原生像元，可消除抽样方差，也是这一构建方法自然的改进方向。

A.1.6 测量值捕捉的内容及其局限性

亮灯面积记录光线越过固定物理亮度的位置。图A2以六个获得资助的市镇为例，具体展示了测量对象。2013年亮灯的网格单元围绕建成区中心形成紧凑核心，而到2022年越过阈值的网格单元则位于其边缘、沿谷地道路分布，并延伸至周围

小型居民点。这正是广延边际所记录的内容：照明范围在昏暗边界处向外扩展，而不是核心区域变得更加明亮。亮灯面积能够反映活动和基础设施的空间范围，但无法说明被照亮对象的价值。照明范围的扩大本身并不能证明收入、产出或福祉有所提高。这一解读与测量文献一致：Mellander等(2015年)发现，辐亮度与人口密度和企业数量的相关性远高于其与工资或收入的相关性，而Bickenbach 等(2016)表明，跨国灯光与产出弹性并不能适用于一国内部的各个单元。

图 A2：新增灯光：*2013*年至*2022*年间亮度跨越*1*纳瓦阈值的网格单元



注：从获得资助的市镇中选取六个市镇，每个区域一个；这些市镇的网格单元数量在60至500之间，且亮灯网格的增幅最大。此处仅作示例。阴影表示2013年辐亮度达到或超过1纳瓦/厘米^2/球面度的网格单元，以及到2022年才达到该水平的网格单元；灰色背景为2022年的辐亮度表面，轮廓线为市镇边界。面板标题中的网格单元数量指边界内的网格单元。来源：作者根据Elvidge *et al.* (2021)；意大利国家统计局(2025b)；PCM (2025)。

这两种边际受到技术变革的影响不同，且

这种影响并不对称。公共照明转向富蓝光 LED 光源，会使测得的辐亮度降低，即便实际照明服务保持不变。这是因为白光 LED 的部分输出波长低于 500 纳米，而昼夜波段对此几乎无法探测。Kyba 等人 (2017年)量化了这一变化对产生我们结果变量的仪器本身造成的影响：他们指出，在表面亮度不变的情况下，从高压钠灯完全更换为 LED，记录到的辐亮度可能下降约 30 %，因此，测得的辐亮度增长会低估人类视觉范围内光照的增长。只要获得资助和未获资助的市镇都普遍进行了灯具更换，这一影响就会被估计量中的年份效应吸收，真正重要的是两组更换速度是否存在差异。如果该策略为公共照明工程提供了资金，那么这种差异会使处理组的测得辐亮度相对于对照组降低。这一机制可以解释我们强度结果的一种解读，却不能支持另一种解读。也就是说，集约边际持平或为负，并不能作为未进行照明投资的证据，因为服务质量改善与记录到的辐亮度下降可以同时发生。但不能据此将总体强度估计值归因于这一机制，因为该估计值在所有处理后时期取平均后为 -0.017 个对数点（未纳入协变量），而采用基准变量集后为 -0.008 个对数点。纳入基准特征后，估计值向零靠近，这更像是全体市镇比较中记录到的构成不平衡，而非灯具更换速度存在差异；2013年测得的特征不会消除后者。广延边际受到的影响方向相反且较弱，因为这一机制只会降低给定服务水平下记录到的辐亮度，因此不可能造成向上越过 τ的情况；同一批作者认为，他们在其他地方观察到的辐亮度上升，最可能是由新安装的照明设备造成的。高于背景辐亮度第95百分位数的阈值（表A2）不太可能仅因这一转变而被向下突破，但这一机制仍可能使边缘网格单元降至 τ以下。另一个局限则性质不同，因为它涉及的不是

测量值确实做到了，但它并未被要求做到。本文使用的结果变量

从未与在地面上测得的照明范围进行比较；这与结论中提出的观点不同，后者关注的是光线无法记录什么，而不是它对能够记录的内容记录得有多准确。这一点不仅仅是出于通常所说的谨慎考虑，因为无需对误差来源建模的遥感变量测量误差校正方法有一个共同的要求。无论是对真实值与测量值之间的关系建模，并对未观测到的真实值进行插补，还是在整张地图上计算估计值，再减去验证样本揭示的偏差，两种方法都需要一个校准样本，其中卫星测量值和同一数量的独立测量值被同时观测到（Proctor 等，2026年；Angelopoulos 等，2023年）。我们没有这样的样本；在缺少该样本的情况下，1 纳瓦/平方厘米/球面度的阈值[2]依据的是产品文档和上文报告的诊断检验，而非与地面测量值的比较。若能针对面板数据中抽取的部分市镇，在时间窗口涵盖的年份内，建立一份市政公共照明点的地理参考名录，或收集照明工程本身的市政记录，并以概率抽样方式从该面板中抽取，而非采用便利样本（Wuepper等，2025年），就能满足这一要求。我们将此视为测量层的首要开放任务，而非一项遗留的保留意见，因为这是将上文报告的诊断检验转化为定量校正的关键一步。如此表述也要求我们说明这样的名录必须包含哪些内容，因为在实际开展过此类比较的情境中，地面测量本身最终也被证明是一种测量。Lobell 等(2020年) 在乌干达东部的同一批小农地块上观测了玉米产量的三种地面测量值，分别是农户自报的产量和面积、在地块一部分区域进行的作物收割测产，以及整块地收获测产。他们记录了这些测量值之间的显著差异；家庭调查通常收集的农户自报数据与作物收割测产结果相差甚远。以他们视为金标准的整块地收获测产值为基准，卫星估算值对产量变化的解释至少不逊于成本较低的地面测量值，因此地面测量工具并不必然比卫星工具更可靠，

二。这一条件对我们自身案例的约束是具体的。只有当照明登记册记录的是传感器所观测到的量——即卫星过境时向上发射的光——而非市镇已安装并申报的照明设施时，它才会对阈值起到约束作用；若登记册不符合这一条件，问题就不会因此得到解决，而只会转移到比较的另一方。

还值得明确说明另外四项局限：

- **上限**。已经饱和的市镇无法继续扩张。在估计样本中，上限几乎只对照组产生约束：在 1 纳瓦下，对照组的饱和占比从 2016 年的 4.6% 上升至 2017 年的 10.2% 和 2021 年的 16.1%；而获得资助的市镇中，这一比例从未超过 0.7%。上限抑制了部分对照组测得的增长，因此可能抬高而非降低亮灯面积的估计效应。在 2 纳瓦下，对照组的饱和占比从未超过 1.7%，采用基线协变量的估计值大小相近，$+0.051$ 相较于 $+0.048$（表 A3）；

- **粒度**。在小型市镇中，亮灯像元数量是一个较小的整数，并以离散跳跃的方式变化。排除低于 25 个网格单元下限的 185 个市镇后，结果保持不变；

- **光晕效应**。辐亮度会在空间上扩散到其来源之外，因此，某个网格单元可能因为相邻网格单元较亮而越过 τ，而非因为当地活动所致。提高阈值，或将网格单元集合限制在建成区土地范围内，可以减轻这一问题；

- **边界归属**。网格单元按质心归属，而非按任何重叠区域归属，从而避免重复计算相邻市镇共有的像元。

A.2 估计细节

作为基准，双重差分框架可以写成标准的双向固定效应（TWFE）设定：

$$Y_{i,t} = \eta_i + \lambda_t + \theta D_{i,t} + u_{i,t} \tag{a4}$$

其中 $Y_{i,\ t}$ 是三个以对数表示的结果变量之一， η_i 表示市镇固定效应， λ_t 表示时间固定效应，$D_{i,\ t}$ 是第 4.2 节中的处理指示变量，且$u_{i,\ t}$ 是特质误差项。在处理时点交错的情况下，双向固定效应估计量可能产生有偏估计值，因为它将已接受处理和尚未接受处理的单位都纳入对照组。

对于 $g \leq t$，可以考虑两种替代性的比较组：(i) 从未接受处理的单位（$C_i = 1$），以及(ii) 尚未接受处理的单位。前者对应

$$ATT_{(g,t)} = \mathbb{E}[Y_t - Y_{g-1} \mid X, G = g] - \mathbb{E}[Y_t - Y_{g-1} \mid X, C = 1] \tag{a5}$$

后者对应方程 2，这是我们采用的比较方式。

Callaway 和 Sant'Anna 的估计量(2021年)要求协变量不随时间变化。纳入时变协变量时，其取值固定在一个参考（“基期”）上。具体而言，对于处理后时期，基期是某一组别接受处理前的最后一个时期；对于处理前时期，基期则是紧邻当前时期之前的时期。这一做法确保协变量不受处理影响，并保持识别策略的有效性。我们的协变量在首个队列之前的2013年测量（对三个市镇而言，则是在首个可获得数据的年份测量），并在每一年都保持该取值，因此基期的选择不会改变它们。

A.3 复合指标年度汇总的稳健性

亮灯面积统计年度辐亮度达到或超过固定阈值的网格单元。在居民点较暗的边缘地带，也就是测量广延边际的地方，某个网格单元可能在某些月份低于阈值，而在

其他月份高于阈值，因此该网格单元是否计为亮灯，取决于年度复合指标如何概括这一年。年度VNL产品由每个网格单元十二个月的月度无云平均辐亮度构建，并以四种统计量呈现这些数值：平均值（根据每月无云观测次数加权）、中位数、月度数值的最大值和最小值。生产方发现，中位数近似于剔除异常值后的年度平均值，因为它排除了季节性生物质燃烧等因素造成的高值和低值（Elvidge 等，2021年）。最大值记录一年中最亮的月份，最小值则记录最暗的月份。我们的结果变量基于平均值构建，且未使用背景掩膜。我们采用相同的分区统计程序、相同的 500×500 米网格和相同的 1 $nW/cm^2/sr$ 阈值，分别基于其他三种统计量重建这三个结果变量；对每种统计量，均以与基准结果变量相同的方式重建2011年和2012年，并使用相同的自助法随机种子重新估计表1 中的设计，因此表A5 中平均值对应的行逐个网格单元复现了表1。

在相同阈值下，四种汇总方法会将不同的网格单元判定为亮灯。根据表A5 第二列所示，2020 年，在意大利市镇边界内的 120 万个网格单元中，最大值、平均值、中位数和最小值分别将57.4%、46.5%、45.4%和37.4%的网格单元判定为亮度达到或超过1 $nW/cm^2/sr$；在亮度较低的估计样本中的4,053个市镇里，相应比例分别为41.5%、29.5%、28.4%和21.1%。中位数与平均值相近：2020年，在7,903个意大利市镇中，两种亮灯面积测量值的对数相关系数为0.998，且有3,914个市镇的亮灯网格数量在两种测量下相同。最大值会将平均值判定为未亮灯的132,051个网格单元判定为亮灯，占所有意大利网格单元的10.9%；而没有任何网格单元在平均值下被判定为亮灯、在最大值下却被判定为未亮灯。在这些网格单元中，年度平均值的中位数为0.84 $nW/cm^2/sr$，年度最大值的中位数为1.15 $nW/cm^2/sr$：它们都接近阈值，全年平均亮度低于阈值，而最亮月份则高于阈值。只有当网格单元的所有月度值均不低于阈值时，最小值才会将其计为亮灯。2020年，最小值下有66个意大利市镇没有任何亮灯网格单元，而平均值下这一数字为15；此外，在市镇层面的中位数上，最小值记录的亮灯面积比平均值小23.6%。

2020年，最小网格中有1.8%的网格单元为负值，最低达到 -0.24 nW/cm^2/sr；在应用阈值前，我们将这些值设为零。由于阈值远高于零，因此计数不会受到影响。

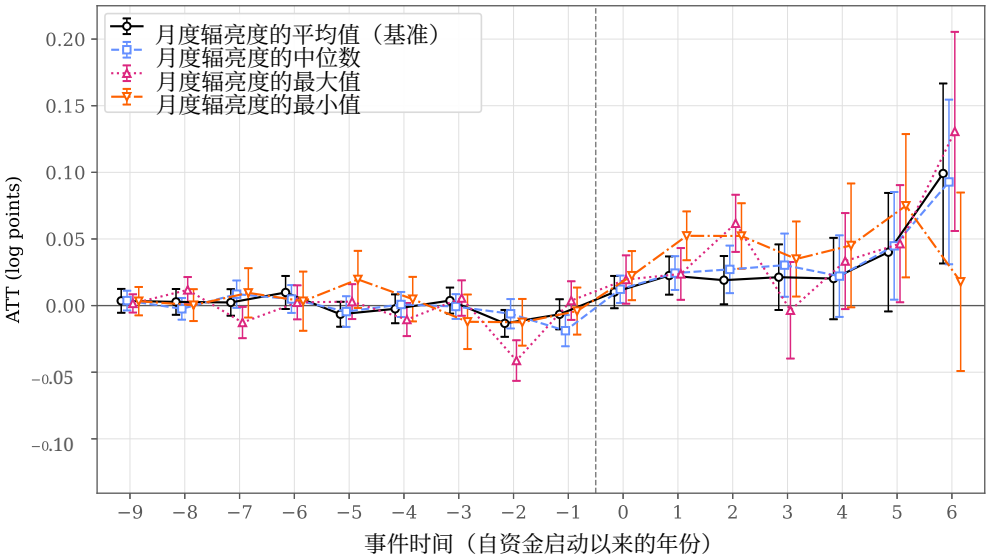
表 A5： 按 *VIIRS*合成数据年度汇总指标划分的发生后平均处理效应（*2011*年–*2022*年）

年度汇总	像元 ≥ 1 纳瓦 2020年（%）	无协变量 总辐亮度 来自亮灯面积	无协变量 亮灯面积 (≥ 1 纳瓦)	无协变量 每个亮化网格单元	十二项基线协变量 总辐亮度 来自亮灯面积	十二项基线协变量 亮灯面积 (≥ 1 纳瓦)	十二项基线协变量 每个亮化网格单元
面板 *A*。所有起始后的时间跨度（$e = 0, \ldots, +8$）							
平均值（基准）	46.5	$+0.037$ (0.024)	$+0.048^{***}$ (0.018)	-0.017 (0.013)	$+0.041^{*}$ (0.024)	$+0.048^{**}$ (0.020)	-0.008 (0.013)
中位数	45.4	$+0.040^{*}$ (0.022)	$+0.052^{***}$ (0.019)	-0.016 (0.012)	$+0.044^{*}$ (0.023)	$+0.050^{**}$ (0.021)	-0.005 (0.012)
最大值	57.4	$+0.085^{***}$ (0.025)	$+0.127^{***}$ (0。023)	-0.041^{***} (0.013)	$+0.068^{***}$ (0.025)	$+0.085^{***}$ (0.021)	-0.017 (0.014)
最小值	37.4	$+0.004$ (0.033)	$+0.011$ (0.026)	-0.023 (0.017)	$+0.041$ (0.035)	$+0.043$ (0.027)	-0.010 (0.016)
*B*面板。时间跨度 $e = 0, \ldots, +6$							
平均值（基线）		$+0.046^{***}$ (0.013)	$+0.042^{***}$ (0.011)	-0.002 (0.005)	$+0.036^{**}$ (0.014)	$+0.033^{***}$ (0.012)	$+0.001$ (0.007)
中位数		$+0.046^{***}$ (0.012)	$+0.045^{***}$ (0.010)	-0.002 (0.006)	$+0.038^{***}$ (0.014)	$+0.036^{***}$ (0.011)	$+0.002$ (0.006)
最大值		$+0.075^{***}$ (0.011)	$+0.087^{***}$ (0.011)	-0.011 (0。008)	$+0.047^{***}$ (0.013)	$+0.045^{***}$ (0.012)	$+0.002$ (0。008)
最小值		$+0.028^{**}$ (0.014)	$+0.026^{**}$ (0.011)	-0.004 (0.008)	$+0.045^{***}$ (0.016)	$+0.043^{***}$ (0.013)	$+0.001$ (0。008)
处理组市镇		941	941	875–936	941	941	875–936
对照组市镇		3,112	3,112	2,918–3,102	3,112	3,112	2,918–3,102

注：每一行均重新估计表 1 的设计，仅改变构建三个结果变量所依据的 VIIRS VNL 合成影像年度汇总方式。年度合成产品由每个网格单元十二个月的月度无云平均辐亮度构建：平均值按每月无云观测次数加权；中位数、最大值和最小值则根据月度数值计算（Elvidge *et al.*，2021）。四种网格均未使用背景掩膜，采用相同的 500×500 米网格和 1 纳瓦/厘米^2/球面度的相同阈值；在应用阈值之前，最小值网格中的负值均设为零。第二列报告了 2020 年意大利市镇边界内 1,208,069 个像元中，数值达到或超过阈值的比例。面板 A 按表 1 的做法，对观测窗口内起始后所有时间跨度的事件时间效应取平均；面板 B 则对时间跨度 0 至 $+6$ 取平均，这些时间跨度各自至少由三个队列识别。对于每种汇总指标，2011年和2012年均根据2013–2017年走势的对数值，采用市镇层级线性外推重建，与基准结果变量的处理方法相同。每个亮灯网格的辐射亮度仅针对每年都至少有一个亮灯网格的市镇定义；因此，平均值对应的处理组和对照组市镇分别为 923 个和 3,070 个，中位数对应 922 个和 3,067 个，最大值对应 936 个和 3,102 个，最小值对应 875 个和 2,918 个。 Callaway 和 Sant'Anna (2021) 双重稳健估计；队列为 2014–2021年，对照组为从未接受处理和尚未接受处理的符合条件的内陆市镇；假定不存在预期效应；窗口为 2011—2022年。所有行均采用与表 1 相同的自助法随机种子进行估计，因此，平均值对应的行会复现其估计值和标准误。自助法标准误基于 300 次重复抽样，按市镇聚类，括号内为标准误。 $^{***}\ p < 0.01$， $^{**}\ p < 0.05$， $^{*}\ p < 0.10$。资料来源：作者根据 Elvidge *et al.* (2021) 整理。

表 A5 报告了面板 A 中所有起始后时间跨度以及面板 B 中期数 0 至 $+6$ 的估计值；图 A3 展示了在包含十二个基线协变量的情况下，亮灯面积的四项汇总指标的事件研究；总辐亮度和每个亮灯网格的辐射亮度对应的图见附录 A.4(图 A6 和 A7）。中位数的估计值接近基准。在所有起始后时间跨度内，亮灯面积扩大了 $+0.052$

图 A3： 按 *VIIRS* 合成数据年度汇总计算亮灯面积的事件研究（≥ 1 纳瓦/厘米^2/球面度），时间跨度最长为 $e = +6$ （*2011—2022*年）



注： Callaway 和 Sant'Anna （2021）双重稳健估计纳入了十二个基准（2013年）协变量；队列为 2014–2021年；对照组为从未接受处理及尚未接受处理的符合条件的内圈市镇；处理组有 941 个市镇，对照组有 3,112 个市镇。每条序列均重新估计相同的设计，仅改变构建亮灯面积所依据的十二个月度无云辐亮度的年度汇总：平均值（即基准，与图 3 的亮灯面积序列一致）、中位数、最大值和最小值；采用相同的 500×500 米网格，阈值也相同，为 1 纳瓦/厘米^2/球面度。对于每种汇总指标，2011年和2012年均按基准结果变量的方式重建。在九个处理前期中，绝对值最大的系数分别为：平均值 0。013、中位数 0。019、最大值 0。041、最小值 0。020；相应地，其中分别有 1 个、1 个、3 个和 0 个在 5%显著性水平上单独显著。横轴截至 $e = +6$；所有起始后时间跨度的平均值（包括 $e = +7$ 和 $e = +8$）见表 A5 的面板 A。柱形表示通过 300 次重复抽样的乘数自助法计算的逐点95%置信区间，标准误在市镇层面聚类；为便于辨读，各序列在水平方向错开，竖直虚线将 $e = -1$ 与 $e = 0$分隔开。

不加入协变量时为对数点，加入协变量后为 $+0.050$ ；与 $+0.048$ 和 $+0.048$ 相比，平均值上的估计在5%显著性水平上均显著；每个亮灯网格的辐射亮度维持在 -0.016 和 -0.005，而总辐亮度在5%显著性水平上不显著。在两个面板中，对于每个结果变量，中位数和平均值的估计值最多相差0.004个对数点。

最大值对应的估计值更大。在所有起始后的时间跨度内，亮灯面积在不加入协变量时扩大了 $+0.127$ 个对数点，加入协变量后扩大了 $+0.085$个对数点；总辐亮度分别上升了 $+0.085$ 和 $+0.068$，这四个估计值均在1%显著性水平上显著。每个亮灯网格的辐射亮度在不加入协变量时变化了 -0.041，在1%显著性水平上显著；加入协变量后变化了 -0.017 ，但不显著。这种模式与汇总指标的构造方式一致，因为最大值新增的网格单元接近阈值，因此会增加亮灯网格的数量，并降低亮灯区域的平均辐射亮度。最大值也是协变量调整对亮灯面积估计值影响最大的汇总指标，估计值从 $+0.127$ 变为 $+0.085$；其处理前趋势也最不平坦：加入协变量后，亮灯面积的九个处理前系数中有三个在5%显著性水平上分别显著，其中最大的是 -0.041 ，对应 $e=-2$；而平均值和中位数各有一个系数显著。

就最小值而言，起始后的所有时间跨度内，估计值都较小或精确度较低。亮灯面积在不加入协变量时扩大了 $+0.011$ 个对数点，加入协变量时扩大了 $+0.043$ 个对数点，两项估计在10%显著性水平上均不显著：加入协变量时，点估计值接近平均值的 $+0.048$ ，但其标准误更大；不加入协变量时，点估计值受到最长两个时间跨度的拉低，这两个时间跨度的系数分别为 -0.067 和 -0.012 ，且分别基于最早队列中的60个和40个市镇。对于0至 $+6$ 期，不加入协变量时，最小值对应的亮灯面积估计值为 $+0.026$ ，加入协变量时为$+0.043$ ，两者均在5%显著性水平上显著；在任一设定中，处理前的亮灯面积系数均无一单独显著。就最小值而言，与平均值一样，在起始后的所有时间跨度内，总辐亮度和每个亮灯网格的辐射亮度在5%显著性水平上均不显著。

因此，亮灯面积的扩大并非复合指标平均值汇总所特有。无论在哪种面板数据中，采用哪种汇总指标，其估计值均为正

；在两种设定下，时间跨度为 0 至 $+6$ 时，在全部八种情况下，估计值均在 5%显著性水平上显著，介于 $+0.026$ 和 $+0.087$ 对数点之间；每个亮灯网格的辐射亮度始终为负或接近于零，而每一列中总辐亮度的标准误都至少与亮灯面积的标准误一样大。正如其定义所预示的，最大值在每一列中都给出最大的亮灯面积估计值；鉴于其处理前趋势较为平缓，我们将其视为广延边际响应的上包络线，而非优先采用的估计值。我们保留平均值作为基准，因为中位数得出的估计值与之相同；而最大值纳入了仅在最亮月份亮灯的网格单元，最小值则只纳入每个月都亮灯的网格单元。

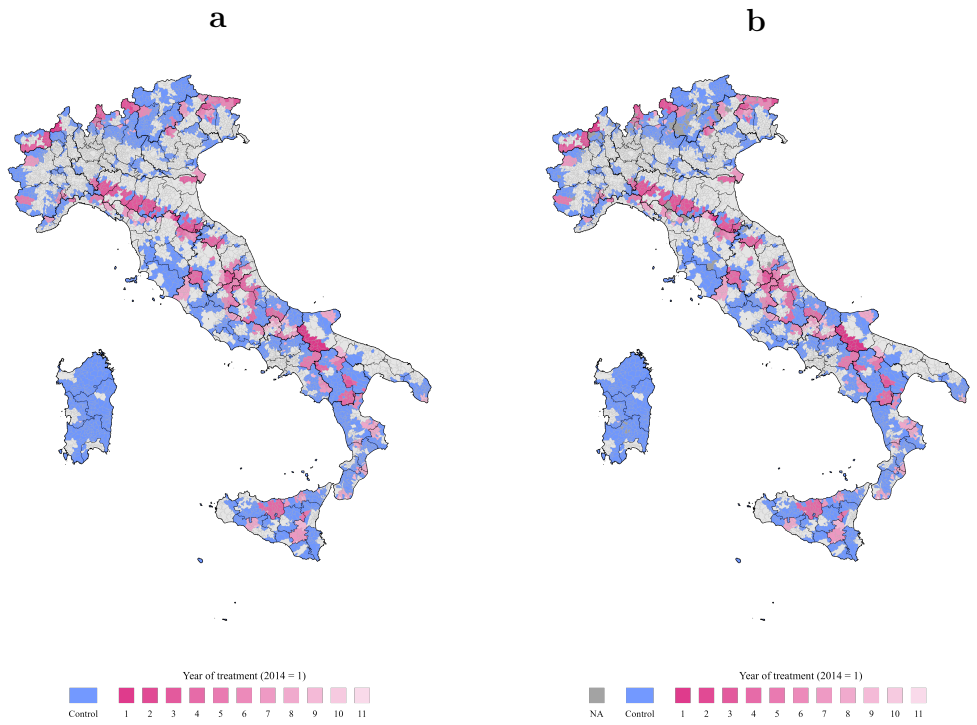
A.4 图表

表A6：*SNAI 2014–2020*年主题领域项目

主题领域	项目					融资				
	数量	*Open*	已清算	尚未启动	已结束	总计 (€)	付款	*EU*	公共	私营部门
行政能力	112	60.7%	9.8%	15.2%	14.3%	35,550,675	36.0%	21.5%	94.8%	5.2%
商业竞争力	1,107	28.5%	2.3%	1.1%	68.0%	100,394,089	74.6%	47.9%	80.7%	19.3%
文化和旅游	273	22.3%	5.1%	14.7%	57.9%	87,764,309	53.3%	41.3%	100.0%	0.0%
数字网络与服务	80	38.8%	7.5%	33.8%	20.0%	82,597,920	48.4%	49.8%	99.8%	0.2%
教育与培训	451	34.8%	4.4%	29.5%	31.3%	61,378,909	38.3%	9.5%	99.8%	0.2%
就业与工作	326	6.4%	43.6%	2.1%	47.9%	10,161,079	68.4%	55.9%	99.4%	0.6%
能源	142	29.6%	7.0%	4.2%	59.2%	44,134,756	59.6%	47.0%	99.3%	0.7%
环境	295	44.4%	7.1%	21.0%	27.5%	70,155,140	44.5%	27.5%	100.0%	0.0%
研究与创新	102	19.6%	0.0%	1.0%	79.4%	19,124,301	73.1%	40.6%	79.5%	20.5%
社会包容与健康	364	40.9%	6.9%	30.5%	21.7%	110,587,516	30.0%	10.6%	98.5%	1.5%
交通与出行	313	42.5%	2.2%	21.1%	34.2%	169,259,755	46.9%	43.8%	99.8%	0.2%
总计	3,565	31.7%	7.9%	13.5%	46.9%	791,108,450	49.2%	35.2%	96.5%	3.5%

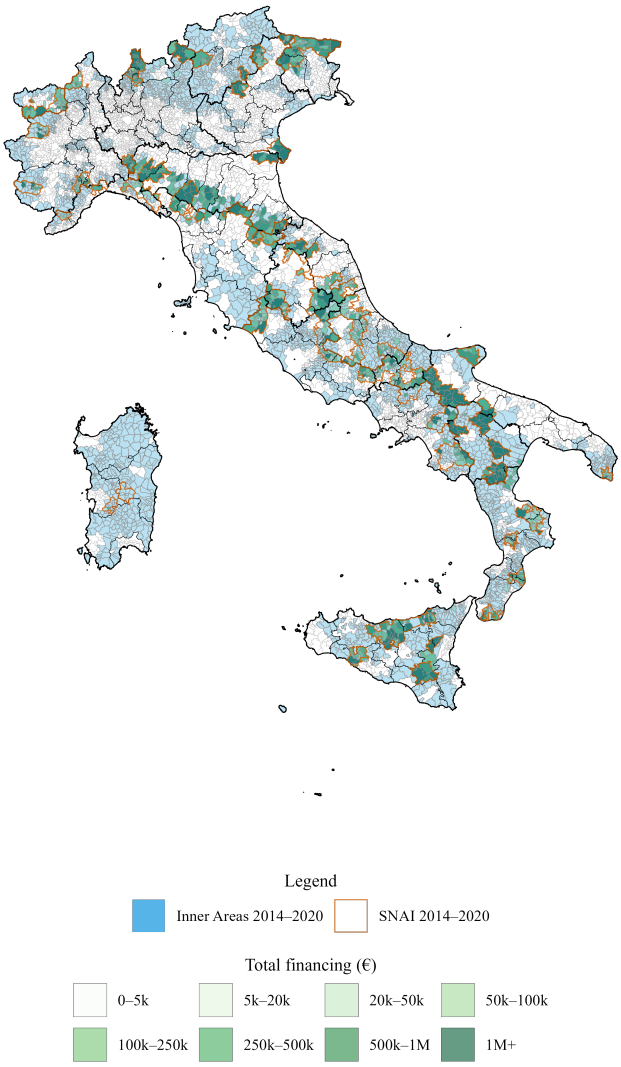
注：数据截至2025年10月31日。来源：作者根据PCM （2025年）整理。

图A5： 内城区市镇的处理时机



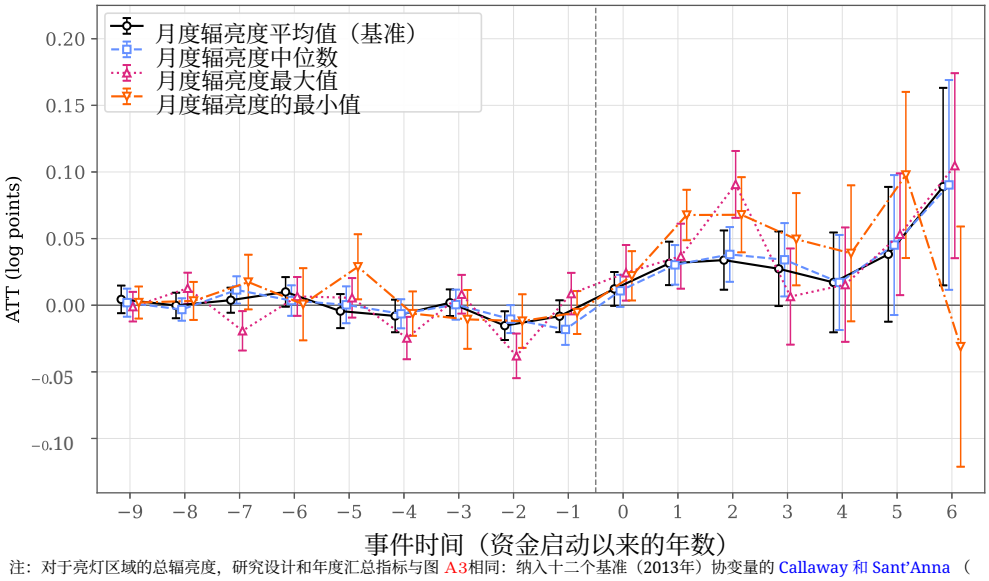
注：面板 A 展示了内陆地区市镇的处理次数分类。B面板进一步标出了因缺失值而被排除在分析之外的市镇。来源：作者根据 意大利国家统计局(2022年、2025b）和 PCM（2023年、2025年）整理。

图 A4：*SNAI 2014–2020* 项目分配给意大利市镇的资金



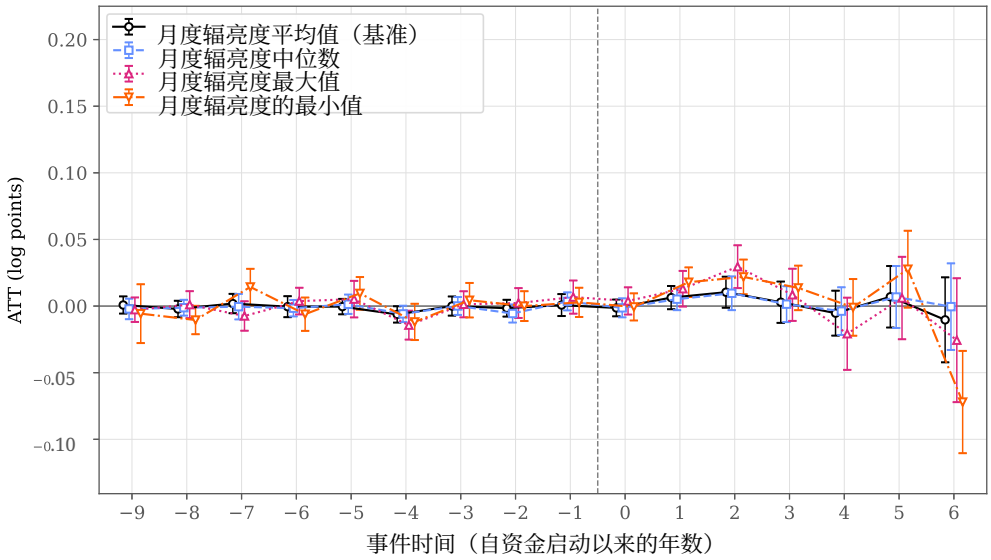
注：2014–2020 年 SNAI 的获资助市镇数据取自OpenCoesione （PCM，2025年），数据更新截至 2025年10月31日。我们将至少有一个在执行项目（即使项目尚未启动）的所有市镇视为已获资助。在“2014–2020年内陆地区”类别中，我们纳入被划分为中间地区、边缘地区和超边缘地区的市镇。资料来源：作者根据意大利国家统计局（2022年、2025b）以及PCM （2023年、2025年）整理。

图 A6： 按 *VIIRS*合成数据年度汇总的亮灯面积总辐亮度事件研究（≥ 1 纳瓦/平方厘米^2/球面度），时间跨度最长为 $e = +6$ （*2011—2022*年）



注：对于亮灯区域的总辐亮度，研究设计和年度汇总指标与图 A3相同：纳入十二个基准（2013年）协变量的 Callaway 和 Sant'Anna （2021）双重稳健估计量，包含941个处理组市镇和3,112个对照组市镇。在九个处理前期中，绝对值最大的系数分别为平均值的0.015、中位数的0.018、最大值的0.038和最小值的0.029，其中分别有1个、2个、4个和1个在5%显著性水平上具有单独显著性。横轴在 $e = +6$处停止；起始后的时间跨度平均值见表 A5。误差线表示通过300次重复抽样的乘数自助法计算的逐点95%置信区间，并在市镇层面进行聚类；为便于阅读，各序列在水平方向上错开，竖直虚线将 $e = -1$ 与 $e = 0$分隔开。

图A7： 按*VIIRS*合成数据年度汇总计算的每个亮灯网格辐射亮度事件研究（≥ 1 纳瓦/平方厘米/球面度），时间跨度最多为 $e = +6$ （*2011—2022*年）



注：设计和年度汇总方式与图 A3相同，结果变量为每个亮灯网格的辐射亮度：纳入十二项基准（2013年）协变量的 Callaway 和 Sant' Anna（2021年）双重稳健估计。结果变量仅针对每一年都至少有一个亮灯网格的市镇定义，因此平均值对应的处理组和对照组市镇分别为923和3,070个，中位数对应的分别为922和3,067个，最大值对应的分别为936和3,102个，最小值对应的分别为875和2,918个。在九个处理前期中，绝对值最大的系数在平均值下为0.006，在中位数下为0.006，在最大值下为0.014，在最小值下为0.014；其中，分别有一个、零个、一个和一个在5%显著性水平上具有统计显著性。横轴截至 $e = +6$；起始后的时间跨度平均值见表 A5。误差条表示通过乘数自助法（300次重复抽样）计算的逐点95%置信区间，并在市镇层面进行聚类；为便于辨识，各序列在横向上错开，竖直虚线将 $e = -1$ 与 $e = 0$分隔开。

表 A7：内陆地区市镇中的处理组单位（*2011—2022*年）

Year	市镇		资金（€）		
	处理组占比（%）		总计	商业	住房
2011	0	0.0%	0	0	0
2012	0	0.0%	0	0	0
2013	0	0.0%	0	0	0
2014	40	1.0%	29,698,688	395,000	8,984,634
2015	60	1.5%	30,484,335	395,000	9,545,602
2016	173	4.3%	84,060,845	1,458,958	16,197,961
2017	393	9.7%	158,004,218	44,051,821	26,672,593
2018	504	12.4%	228,633,865	61,892,282	48,315,727
2019	664	16.4%	323,272,929	85,422,531	63,663,803
2020	789	19.5%	412,732,214	113,256,056	78,499,158
2021	941	23.2%	528,220,352	139,184,296	105,200,108
2022	992	24.5%	600,319,852	146,265,223	129,214,126

注：OpenCoesione 主要在市级和项目区域级记录项目，在大区级记录的情况较少。假定在高于市级的层级记录的项目会覆盖该层级内所有目标市镇，并根据人口比值将项目金额分配给这些市镇。累计数量在2022年达到992，是因为其中包括当年首批获得资助的51个市镇——这是时间窗口的最后一年；这些市镇在资助起始年之后仅贡献一个观察值，因此被作为对照组保留。加上2023年首批获得资助的36个市镇和2024年首批获得资助的5个市镇，它们构成第4.3节中的92个晚获资助对照组。来源：作者根据PCM（2025年)整理。

表 A8： 描述性统计

变量	处理组 (941)					对照组 (3,112)					标准化差异
	Mean	*SD*	*P25*	中位数	*P75*	*Mean*	*SD*	*P25*	中位数	*P75*	
夜间灯光结果（*2013*年）											
亮灯面积（网格单元 ≥ 1 纳瓦/平方厘米²/球面度）	32.9	32.7	13.0	23.0	40.0	42.7	51.3	14.0	27.0	51.0	−0.23
发光区域的总辐亮度	130.5	179.0	36.1	75.5	157.7	212.5	379.9	43.9	98.8	229.6	−0.28
每个亮灯网格的辐射亮度	3.57	1.79	2.33	3.10	4.45	4.14	2.35	2.59	3.60	5.03	−0.27
市级网格（500米网格）	210	187	84	155	272	167	187	57	104	200	+0.23
地理											
面积（千米²）	52.5	46.9	20.5	39.3	68.2	41.8	46.7	14.4	26.2	49.9	+0.23
海拔（米）	628	294	423	612	794	447	313	215	405	630	+0.60
海岸线（千米）	0.71	4.98	0.00	0.00	0.00	1.23	5.88	0.00	0.00	0.00	−0.10
人口统计（*2013*年）											
常住人口	2,167	3,044	578	1,262	2,671	3,615	6,000	800	1,736	3,888	−0.30
女性人口（%）	50.6	2.0	49.7	50.9	51.8	50.6	1.8	49.8	50.7	51.6	+0.02
外国人口（%）	5.4	4.0	2.4	4.5	7.5	5.8	4.5	2.2	4.4	8.3	−0.09
65岁以上人口（%）	26.6	6.9	22.0	25.6	29.7	22.7	5.6	18.9	22.0	25.7	+0.62
出生率	6.3	3.4	4.4	6.3	8.3	7.3	3.1	5.4	7.4	9.1	−0.30
死亡率	15.4	6.9	11.1	14.3	18.7	12.4	5.4	9.0	11.4	14.6	+0.50
净迁移率	-1.4	32.6	-16.1	-0.9	15.0	-0.4	30.0	-13.7	-1.8	12.4	−0.03
制度质量（*MAQI*）											
官僚机构能力	102.4	3.8	100.6	102.5	104.3	101.7	3.7	100.3	102.0	103.6	+0.18
地方政治人物素质	100.9	8.3	94.8	100.5	106.2	102.0	8.3	96.3	102.0	107.1	−0.13
财政与经济绩效	98.5	5.8	95.3	99.3	102.3	98.8	5.8	95.8	99.9	102.6	−0.05
市镇			941					3,112			

注：估计样本为 IA 市镇，包括 941 个处理组（首批获得资助年份为 2014–2021年）和 3,112 个从未获得资助或尚未获得资助的对照组。夜间灯光结果测量于 2013年，阈值为 1 nW/cm^2/sr；亮灯区域像元按每个网格单元 0.25 km^2 换算为 km^2 。人口统计和制度协变量测量于 2013年；对于因 2013年后的合并而设立的 97 个市镇，制度质量指数以 2013年的省级均值进行插补。标准化差异为均值之差除以两组方差平均值的平方根。变量代码：面积（`sur`）、海拔（`alt`）、海岸线（`coa`）、常住人口（`pop`）、女性人口（`pop fem p`）、外国人口（`pop for p`）、65岁以上人口（`pop ov65 p`）、出生率（`bir rat`）、死亡率（`mor rat`）、净迁移率（`tot mig rat`）、官僚机构能力（`maqi p1 bur`）、地方政治人物素质（`maqi p2 pol`）、财政与经济绩效（`maqi p3 eco`）。来源：作者根据 UVAL (2014)；Cerqua and Pellegrini (2025)；意大利国家统计局 (2022, 2025a,b,c, 2026)；PCM (2025) 整理。