# 东京药房库存与震后药品可及性：影响恢复状况判断的建模选择

Juanning Liang[a]，Hiroki Baba[a]

[a] 中央大学理工学研究科，日本东京文京区春日1-13-27 通讯作者：Juanning Liang, ljuanning@gmail.com

arXiv:2611.29459v1 [cs.CY] 22 Nov 2026

**摘要**

社区药房只有在营业、配有员工且有库存时，才能在地震后持续提供药品。可及性模型很少考虑库存耗尽，而由此产生的假设可能改变对恢复情况的判断。我们考察了东京23区内4,748家注册药房在7.3级情景地震发生后第一周供应的非处方（OTC）药品，并分析相关假设。我们使用两步浮动集水区模型，针对2,651个网格单元（500米），在库存持续时间、人员配置、运营和需求的10,000种抽样组合下计算步行可及性。结果以保留率表示，即灾后可及性除以同一单元的灾前可及性。首先，库存与服务之间的假定关系——即药房仍能提供的供给量——决定了恢复判定。若服务随剩余库存成比例下降，平均保留率将从第2—3天的0.479降至第4—7天的0.273。若库存降至四分之一以下之前服务仍维持不变，平均值则会上升，不过低端结果（第10百分位数）仍会下降。若采用每个时段开始时的数值，而非对整个时段取平均，趋势也会逆转。其次，按全市供应与需求对固定地图进行缩放的简单模型能够再现全市模式，却无法评估药房关闭的位置或新增容量的位置；而基于平均输入运行一次的空间模型则可以。第三，四种浮动集水区方法对总体排名的结果一致（秩相关为0.81），但排名最低的10%网格单元仅部分重叠（杰卡德指数为0.56）。灾害评估应报告库存假设和低端结果，并将地方优先区域视为取决于所用方法。

关键词：灾害可及性；社区药房；非处方药；浮动捕获区；库存建模；模型不确定性

## 1 引言

药品可及性是一项地方服务，在地震扰乱城市日常生活时仍必须持续。地震会扰乱药品供应，而居民仍然需要接受慢性病的治疗——
况（世界卫生组织，2016）。能登地震后，珠洲市的临时药房服务在常规供应中断期间配发了灾害处方药（Koike 等，2026）。登记在册的社区药房也供应用于治疗轻伤和常见不适的非处方药。在灾害中，这些药品可让轻微病症无需医疗团队介入即可得到处理（Shikamura等，2017）；东京的灾害指南规定，药剂师团队应向无需医生诊断或治疗的患者发放这些药品，从而减轻医生的负担（东京都政府卫生局，2025b）。与处方药不同，非处方药无需处方，因此能否获得这些药品直接取决于附近药房是否营业且有库存。2024年能登半岛地震后，穴水综合医院及附近药房一周内都面临补货困难（Tai等，2024）。玛丽亚飓风过后第三天，波多黎各仅约九分之一的药房仍在营业（Sahota等，2023）。因此，东京药房业务连续性指南将运营与供应视为相互关联的问题（东京都政府福祉保健局，2013）。北区也建立了一套系统，用于在紧急情况下报告药房与药剂师状态（Mitoya 等，2023 年）。连续性是一个空间准备问题：某个街区的服务可能得以维持，邻近街区的服务却可能中断。

空间可达性方法将服务容量、竞争需求与出行联系起来（Luo and Wang，2003；Luo and Qi，2009）。灾害应用已将这些方法扩展到受损设施和中断的道路网络（Ertugay等（2016）；Ceferino等（2025）；Kaur等（2026）），药房应用则纳入了营业时间（Clark和Newing，2025；Viana等，2025）。这些研究都未表示营业中的服务提供者仍可供应的库存。因此，使用此类模型评估第一周的恢复状况时，有三个尚未检验的选择。剩余库存如何限制药房仍可提供的服务与供给：按比例限制，还是只有库存低于某个阈值后才产生限制？恢复状况是在某个时段开始时衡量，还是按整个时段取平均值，同时考虑供应品持续消耗的情况？决策需要多大程度的空间和分布细节？对于全市恢复评估、低可达性街区候选清单，以及新增容量的安置，答案可能各不相同。即使药房网络保持不变，这些选择也可能改变恢复状况判断。

我们针对东京23个特别区的药房非处方药可及性，构建了一项城市尺度空间压力测试。测试涵盖官方设定的东京南部中心地区7.3级情景地震发生后的第一周。压力测试是在预设不利条件下运行系统，以找出系统在何时何地失效（Kaleta等（2022））。在此，系统指药房网络。不利条件涉及库存持续时间、人员配置、运营和额外需求；失效则以各街区可及性的丧失来衡量。模型针对这些条件的10,000种组合运行。我们提出三个问题。

Q1：对于周后期的恢复情况，判断是否会因剩余库存对服务的限制方式不同而改变？此外，若恢复情况按时段开始时的状态衡量，或按整个时段的平均值衡量，判断是否也会有所不同？

Q2：哪些 结果可以通过较简单的计算重现，哪些则需要空间细节或完整的 ll 组合集 ？

问题 3：可达性方法、空间单元、优先名单的长度和组合样本，是否会改变被选中予以关注或支援的位置？

所建模的服务，是通过国家医疗信息网中已登记药房（药局）网络获取综合应急非处方药的潜在可及性。供给、人员配置、库存持续时间和需求均依据日本灾害药房指南及能登经验所启发的备灾范围设定。店内销售网点（店铺销售业）也销售非处方药，但不在该药房登记册范围内，因此服务提供者集合仅覆盖非处方药零售网络的一部分。需求仍以居住地或日间出发点为基础。疏散至避难所可能会使药品需求集中到其他地点，并改变各药房周边的竞争需求；所建模的需求面未纳入这些流动。第 6.3 节讨论这两项遗漏对结果解读的影响。

本研究有四项贡献。第一，将库存作为状态变量纳入有效药房服务能力。据我们所知，这是首个采用这种表示方法、在城市尺度上模拟震后药房非处方药可及性的模型。此前的研究分别考察了地震后的东京应急车辆可达性（Kishimoto 和 Osaragi，2019 年）和常规药房可达性（Yamazaki等，2026）。第二，通过成对检验，展示在空间输入相同的情况下，存量到服务规则和测量时点如何改变恢复状况判断。第三，通过模型约简检验，识别重现全市模式、局部平均响应和支援地点排名所需的信息。第四，对比不同可达性方法、聚合层级、名单规模和输入样本，找出对优先名单成员资格敏感的因素。

# 2 背景

## 2.1 潜在可及性与药房服务

空间可达性将人们与服务能力联系起来。如果药房的容量或竞争需求不同，那么两个距离药房同样近的街区所面临的机会也会不同。两步浮动服务区法（2SFCA）首先将每个服务提供者的供给与其服务范围内的人口联系起来，然后在每个人口位置汇总可达服务提供者的供需比（Luo and Wang，2003）。改进版通过距离衰减函数提高较近服务提供者的权重（Luo and Qi，2009）。药房应用研究表明，服务的定义会影响衡量结果。

Clark 和 Newing（2025）结合英格兰和威尔士的药房位置与营业时间，追踪药房关闭如何改变可及性。Viana 等人（2025）发现，里斯本的可及性缺口会随着药房在白天营业和关闭而变化。Zhou 等人（2021）根据城乡差异调整服务区，Roubin 等人（2025）则绘制了佛蒙特州的时空差异。这些研究将药房可及性视为一种时变服务关系。库存消耗还带来了另一项限制。营业中的药房可能只有有限的药品可供使用，因此服务连续性取决于库存如何计入有效容量。

### 2.2 灾害中断、库存与时间

灾害研究以多种方式将损害影响延伸至可及性。Ceferino 等人（2025）结合建筑物和交通中断，评估了旧金山湾区海沃德断层情景下的医院可及性。Kaur 等人（2026）评估了里氏9级卡斯卡迪亚情景下大温哥华地区的急诊医疗。他们的计算结合了医院容量损失，以及桥梁受损导致的道路连接无法通行。Ertugay 等人（2016）根据地震相关道路封闭概率，对塞萨洛尼基的卫生服务和避难所可及性进行了建模。Balomenos 等人（2019）和 Dong 等人（2020）将飓风和洪水造成的损害影响延伸至卫生服务的道路可达性。在东京，Kishimoto 和 Osaragi（2019）模拟了建筑物倒塌造成道路堵塞时应急车辆的通行情况。Enderami 等人（2024）区分了灾后基本服务的邻近性、可用性、充足性和可接受性。路线可能仍然畅通，但其终点处的服务能力却有所下降。Kaleta 等人（2022）采用压力测试，逐步从国家医疗网络中移除医生，并确定患者开始无法得到治疗的临界点。

这些例子通过设施可用性、人员配置或运输来考察服务中断。库存耗尽增加了另一种具有时间依赖性的机制：某个地点可以保持正常运作，但其可用供应却在下降。因此，对于药房而言，人员配置和运营条件的恢复可能与服务客户能力的下降并存。美国的一项范围综述记录了飓风和野火后药房的运营状态、药品调配量以及缓慢恢复营业的过程（Sahota等，2023）。能登地震后记录的补货困难（Tai等，2024）促使我们设定库存与运营能力沿不同路径变化的情景。零售库存模型考察了恐慌性抢购情况下的库存持有和购买限制（Kogan和Herbon，2022）。如何将给定的库存比例转换为服务能力仍是一项建模选择：比例规则和阈值规则会为相同库存带来不同的容量。

时间也会影响所报告的结果。Park等（2026）在纽约市采用了按小时计算的可及性估算和序列分析。他们表明，将时间变化压缩为一个总体平均值，会掩盖与规划相关的模式。地震发生后，在阶段开始时可及性可能较高，但按整个阶段取平均时却较低，因为供应品会持续被消耗。

### 2.3 方法选择、尺度与布局

浮动服务区方法在需求分配和服务提供者选择的表示方式上各不相同。Delamater（2013）展示了设施配置如何影响估算结果。他针对配置欠佳的系统提出了改进型两步浮动服务区法（M2SFCA）。Páez 等人（2019）指出，将居民计入多个服务区会导致需求和供给膨胀，并提出了平衡浮动服务区法（BFCA）。Jörg 和 Haldimann（2023）在改进型基于 Huff 的可变三步浮动服务区法（MHV3SFCA）中，将服务提供者选择与可变服务区相结合。

相关比较揭示了为什么整体上的广泛一致可能掩盖局部差异。Apparicio等（2008）发现，不同距离度量之间总体相关性很高，但同时存在局部测量误差，其中包括空间聚合带来的误差。Chen和Jia（2019）比较了24种2SFCA公式。在社区尺度上，服务区规模影响最大；而在更大尺度上，距离衰减的影响则更为显著。除公式本身外，还有两个选择会独立影响优先名单。聚合到行政单元会改变选择单元；选区汇总结果一致，并不能证明单个网格层面也一致。将名单固定为 $K$ 个位置，会使名单成员对截断值附近的平局情况十分敏感。资源布局使这些区别具体化。对于固定

新增容量，规划者需要知道其位置是否会改变评估所得的收益。

### 2.4 不确定输入与模型约简

随机输入可以描述一系列服务条件。Park 和 Goldberg（2023）将根据历史数据推导出的重症监护病房供给和流动性分布，通过增强型两步浮动集水区法传播至大休斯敦地区。基于可靠性的浮动集水区方法也将出行时间视为不确定因素（Chen 等，2020）。在一项准备程度研究中，指定输入范围定义了所考察的条件。拉丁超立方抽样（LHS）（McKay 等，1979）在每个范围内分配数值，并允许配对比较复用相同的条件。其目的是实现设计的数值覆盖；经验校准则需要对底层过程进行观测。

一个相关问题是，规划者需要进行多少计算。按全市总量缩放的固定空间模式，可能在不表达容量变化发生位置的情况下再现全市地图；而采用均值输入的空间计算，可能在不呈现其分布的情况下再现均值响应。因此，约简检验会比较每个模型对相同干预的响应。

上述研究留下了三个空白。首先，灾后可达性研究通过设施损坏或网络故障来表示中断（Ertugay等（2016）；Ceferino等（2025）；Kaur等（2026）），一项医疗保健压力测试则移除了医生（Kaleta等（2022））。这些研究都没有将药品库存视为有效服务提供者容量中的时变状态。因此，这种表示方式所需的两项选择尚未经过检验：剩余库存如何转化为服务，以及恢复是在某一时段开始时测量，还是按整个时段取平均值。其次，此处回顾的研究并未探讨简化的可达性计算能够支撑哪些规划任务。重现一张全市地图，并不能证明模型能够评估特定地点的药房关闭或容量增量。第三，对可达性指标的比较考察了常规条件下的总体一致性、聚合误差和参数敏感性（Apparicio等（2008）；Chen和Jia（2019））。但这些研究并未考察在灾害条件下，选定的优先位置能否在不同方法、聚合尺度、名单规模和输入样本之间保持稳定。本研究针对东京非处方药的基于药房的可及性，弥补这三个空白，分别对应第1节中的问题 1–问题 3。

## 3 研究区域与数据

研究领域涵盖东京23个特别区；根据2015年的数据，夜间有950万居民，白天则有1200万居民。强烈的内陆地震将扰乱服务于这些居民的密集药房网络。东京都政府的损害评估选取了东京中南部地下发生的一次7.3级地震，以评估其对大都市中心功能的影响（东京都防灾会议，2022）。该情景代表了日本规划中区别于远场俯冲事件的近场地震类型。震源破裂位于菲律宾海板块内。起始深度约为49千米，强震动生成区的上缘深度约为35千米。我们采用评估中的冬季夜间条件下的官方震度和建筑损坏结果（图1；补充材料第S1.2节）。三种损伤表示方式描述了这一事件：仅结构损坏，以及结构损坏与火灾损坏综合影响的下限和上限。这些界限分别假设完全重叠和完全不重叠。全事件火灾范围在每个阶段均提供固定的暴露上限。PRE表示灾前可及性：在相同出行设定下，将同一算子应用于灾前供给和需求（第4.1节）。

以往关于东京的研究提供了互为补充的证据。Kishimoto 和 Osaragi（2019）模拟了应急车辆在受建筑物倒塌造成的阻塞影响的道路上通行，并分析了通行能力与局部环境的关系。Yamazaki 等人（2026）考察了大都市范围内药房及其他医疗保健相关设施的邻近性。Mitoya 等人（2023）在北区建立了灾害资源报告系统。这些研究关注交通、邻近性和报告；本模型则关注库存消耗情况下的服务连续性。

空间单元与阶段。研究区域包含 2,651 个分辨率为 500 米的网格单元。根据东京都及各区的灾害医疗规划文件（东京都政府卫生局，n.d.a,b；大田区，2018），研究划分为四个阶段。T1 涵盖最初六小时；T2 延续至第一天结束。T3 覆盖前三天剩余时间，T4 则延续至第一周（补充表 S0B）。分别评估白天和夜间人口表面。

人口。两个人口表面均对应于2015年，即用于构建日间人口表面的合成人流数据 Pseudo People Flow: Personal Attribute Dataset (Tokyo) 的基准年份。夜间人口数据来自2015年人口普查，按网格单元和三个年龄组划分。人流数据提供了各网格单元日间人口的位置和年龄结构，但其总量比各选区的人口普查日间人口总量少346万。本文所用的选区级人口普查总量未说明研究网格单元之间的分布。因此，我们保留人流人口表面，并将各选区的缺额分配至符合条件的单元，使选区总计与人口普查数据相符。根据2026年7月拍摄的 Mobile Spatial Statistics 人口地图（NTT DOCOMO）屏幕截图，将网格单元分为十个等级，并据此设定分配权重；最高等级的权重是最低等级的16倍（R16）。分配过程保留单元内的年龄比例。第 5.5 节检验了其他年龄比例和基线比例权重。年龄组用于重新加权同一可达性表面；本文不对特定年龄的出行进行建模。具体总量、年龄段、资格条件及回退规则见补充材料第S1.2节。

药房。位置来自日本厚生劳动省（MHLW）医疗信息网登记册，登记日期为2025年12月1日。剔除缺少可用坐标的记录后，剩余4,748个药房端点。地址相同但分别持牌的药房仍分别保留。每家药房的基线供给为一个设施当量单位，再由情景乘数调整，以表示相对运营能力。登记册仅涵盖持牌药房（第 1 节）。后续坐标审计新增了24条记录，并移动了一条记录；这些变更详见补充材料第 S1.1 节，此处未予纳入。

步行网络。出行时间基于 Geofabrik 发布的 OpenStreetMap（OSM）步行网络计算，步行速度设为每分钟80米。官方道路图层和大都市道路阻塞代理指标用于确定路段成本惩罚；受影响路段的出行成本较高，但仍可通行。参考域仅包含选区内的药房和需求；第 5.5 节测试了一个扩展领域，其中包括1,210家域外药房和1,826个域外普查网格。表 1 总结了输入及其作用。

表 1. 输入及其作用。

| 输入 | 来源与年份 | 角色与边界 |
|---|---|---|
| 地震与损害 | 东京官方评估，2022；建筑状况调查，2021 | 地震烈度、建筑损害和火灾重叠界限 |
| 人口 | 2015年人口普查；合成人流数据（以2015年为基准）；屏幕截图 Mobile Spatial Statistics 人口地图，2026年7月 | 居住区/日间需求；日间区总量与人口普查一致；地图按日间人口增量排序 |
| 药房 | 厚生劳动省医疗信息网，1 2025年12月 | 4,748个注册药房端点；单位基准容量 |
| 步行网络 | OSM/Geofabrik网络；官方道路/阻塞层 | 80 米/分钟时的出行权重；软阻塞惩罚 |

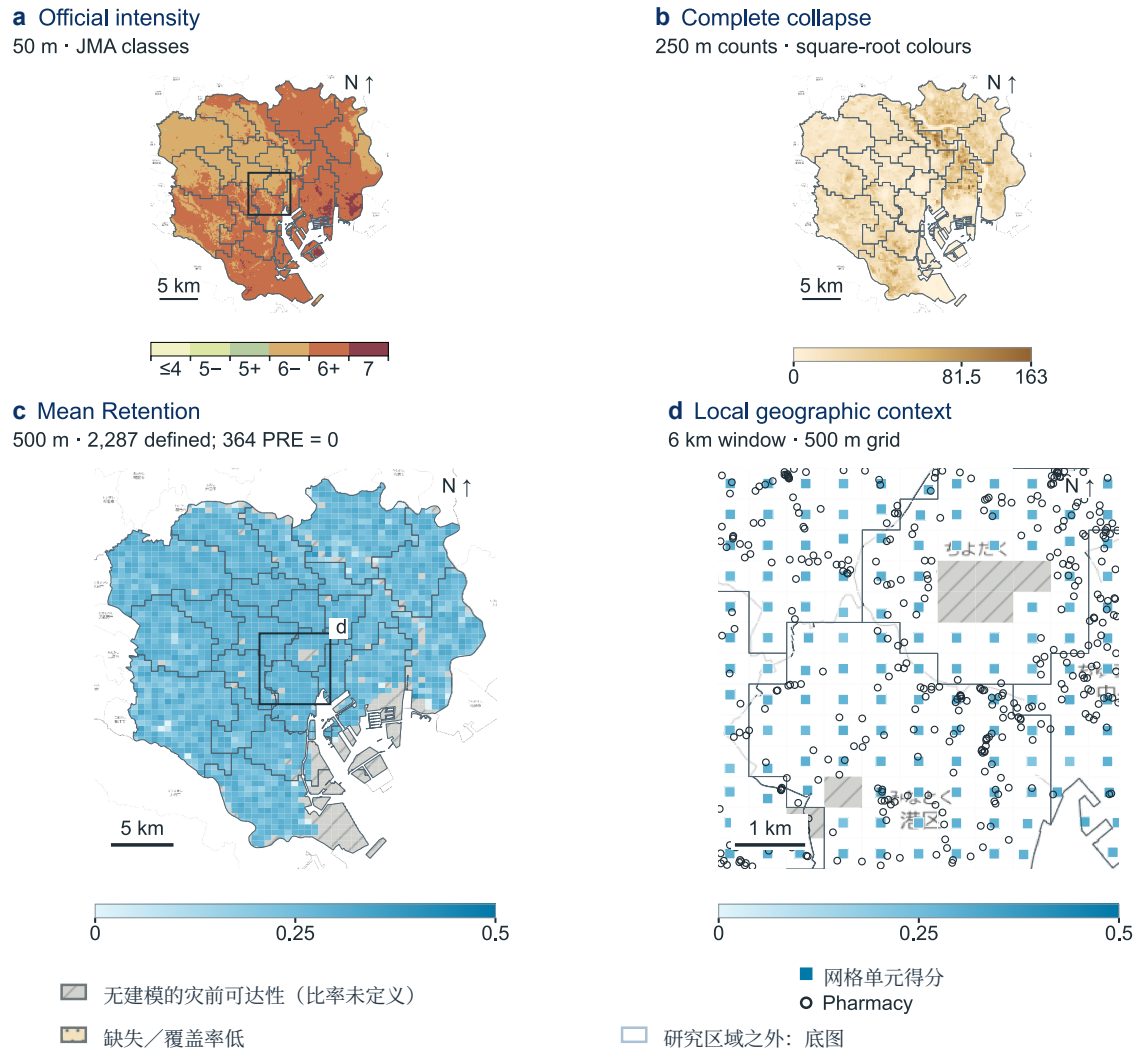



图1. 研究区域和输入数据。(a) 50米分辨率的官方地震烈度。(b) 250米分辨率的完全倒塌数量。两者均采用冬季夜间条件下的东京南部中央地震情景（东京 Metropolitan Disaster Prevention Council，2022）（补充材料第S1.2节）。(c) 2,287个正PRE网格单元上的焦点最终阶段平均留存率；阴影线标示364个未定义网格单元。(d) 网格单元留存率和药房的6公里窗口。JMA：日本气象厅；GSI：日本国土地理院；CC BY 4.0：知识共享署名4.0许可。地图边界线划定研究区域，但不一定表示公认的国界。

# 4 方法

该框架包含五个层（图2）。输入层根据人口普查、损伤、交通网络和登记数据构建需求、出行权重及药房集合（第3节）。状态层将五个采样坐标和药房级随机流映射为阶段关联的供需状态，其中包括库存耗尽（第4.2节）。算子层将这些状态转换为可及性。参考算子为高斯两步浮动捕获区计算；第5.4节中将其替换为三种备选算子。结果层将可及性表示为相对于匹配的地震后药房可及性的保留率，并以均值和第10百分位数（P10）汇总抽样结果。比较层使用相同输入进行配对对比、简化计算、算子替换和坐标重抽样（第4.3–4.7节）。本文的贡献在于状态层和比较层。保留标准参考算子，能够使每项比较仅考察一项变化。表2汇总了结果中使用的术语。

表2. 结果中使用的术语。

| Term | 含义 | 定义于 |
|---|---|---|
| PRE | 使用相同算子计算的网格单元灾前可及性和出行设定 | 3、4.1 |
| 保留率 | 灾后可达性除以 PRE；当 PRE 为零时未定义 | 4.1 |
| P10 | 10,000次抽样中单元格内的第10百分位数，以相对于 PRE 的比例表示；表示该位置的下尾部结果，而非空间十分位数 | 4.1 |
| Draw | 一个抽样输入组合，贯穿所有四个阶段 | 4.2 |
| 模型案例 | 在所有抽样中评估的一套完整计算配置 | 4.2 |
| 剖面 | 六种昼夜 × 损伤表征组合之一；焦点剖面采用日间人口和火灾重叠下界 | 4.3 |
| 完整模型 | 包含所有抽样和高斯 2SFCA 参考算子 4.1 的框架 | |
| 参考算子 | 将供给、需求以及出行权重纳入可及性 | 4.1 |
| 替代算子 | BFCA、M2SFCA 和 MHV3SFCA，定义见第2.3节，并在共享输入 | 4.6 |

## 4.1 可达性算子、有效供给与保留率

可及性根据三项输入计算：网格单元与药房之间的出行权重、各药房的有效供给，以及各网格单元的需求（图2）。步行网络上的出行时间通过截断值为15分钟的高斯衰减转换为权重。对于出行设定 $\kappa$ 中的起点网格单元 i 和药房 j，

$$W_{ij}^{(\kappa)} = \begin{cases} \exp\left[-\left(c_{ij}^{(\kappa)}\right)^2 / \beta_\kappa\right], & c_{ij}^{(\kappa)} \le c_0, \\ 0, & c_{ij}^{(\kappa)} > c_0 \vee \mathcal{P}_{ij} = \varnothing. \end{cases} \tag{1}$$

其中，$c_{ij}^{(\kappa)}$ 是有效出行时间，$\mathcal{P}_{ij}$ 是连接路径的集合。复合索引 $\kappa$标识道路、衰减和出行方式设定以及人口分布面。符号 $\vee$ 和 $\varnothing$分别表示“或”和空路径集。若不存在有限路径，或超过截断值 $c_0$，则无量纲指数权重为零。参考截断值为 $c_0 = 900$ 秒。衰减参数为 $\beta_\kappa = 300,000$ 秒$^2$。权重按每种出行设定预先计算一次，并在每次抽样中重复使用。

道路中断针对步行进行表示。行人可以通过阻断车辆通行的缺口：Kishimoto 和 Osaragi（2019）采用的净空阈值分别为车辆4米、行人0米。因此，我们使用官方的250米阻断指标作为暴露代理指标，通过提高受影响道路路段的出行成本来表示道路中断。补充材料第S2节介绍了道路类别，并提供了完全封闭敏感性检验。

完整模型将药房连续性压力测试框架与参考算子及全部 10,000次抽样结合起来。补充材料中的实现标识符为 TPEP-2SFCA，其中 TPEP

是 Tokyo Post-Earthquake Pharmacy（东京震后药房）的缩写。参考算子是高斯加权增强型 2SFCA（Luo and Qi，2009），两个步骤使用相同的权重。对于固定阶段和抽样，$D_i$、 $A_i$、 $S_j$ 和 $B_j$ 分别表示需求、可及性、供给和服务区需求。它有两个实用的恒等关系。具有正服务区需求的药房，其需求加权可及性等于供给：$\sum_i D_i A_i = \sum_{j:\ B_j>0} S_j$。在需求和权重固定时，可及性与供给呈线性关系，因此，共同的库存乘数可以提出，而局部容量增量的影响不受基线影响。人口加权留存率还取决于人口和匹配的地震后药房可及性。这些性质为简化和布局测试提供了依据。比较方法会改变需求分配（BFCA）、配置权重（M2SFCA）或依赖供给的服务提供者选择（MHV3SFCA），从而可以使用共享输入测试它们产生的影响。参考计算首先将药房供给除以服务区需求，然后在每个网格单元上汇总加权比率：

$$
\begin{aligned}
B_{jt}^{(\ell)} &= \sum_i W_{ij}^{(\kappa)} D_{it}^{(\ell)}, \\
r_{jt}^{(\ell)} &= \begin{cases} S_{jt}^{(\ell)} / B_{jt}^{(\ell)}, & B_{jt}^{(\ell)} > 0, \\ 0, & B_{jt}^{(\ell)} = 0, \end{cases} \\
A_{it}^{(\ell)} &= \sum_j W_{ij}^{(\kappa)} r_{jt}^{(\ell)}.
\end{aligned}
\tag{2}
$$

索引 $t = 1$、.....、4 和 $\ell = 1$、.....、10，000 分别表示阶段和抽样。这里， $A_{it}^{(\ell)}$ 表示可及性， $D_{it}^{(\ell)}$ 表示标准化需求， $S_{jt}^{(\ell)}$ 表示有效设施当量供给， $B_{jt}^{(\ell)}$ 表示服务区需求， $r_{jt}^{(\ell)}$ 表示供需比。服务区需求为零的服务提供者供给为零；没有加权连接的起点可及性为零。

有效药房供给由基准容量、可用性、人员配置、运营条件和库存共同决定：

$$
S_{jt}^{(\ell)} = S_j^0 C_j^{(\ell)} F_{jt}^{(\ell)} O_{jt}^{(\ell)} \omega_t^{(\ell)}. \tag{3}
$$

基准药房供给为 $S_j^0 = 1$ 设施当量单位。 $C_j^{(\ell)}$ 对于可用药房取值为 1，否则为 0。在参考情形中，所有药房均可用；0.75 和 0.50 的病区配额仅用于可用药房比较（第 4.7 节）和重新配置测试（第 4.5 节）。 $F_{jt}^{(\ell)}$ 和 $O_{jt}^{(\ell)}$ 分别为人员配置／功能乘数和运营乘数。库存比例 $\omega_t^{(\ell)}$ 从初始时的 1 逐渐降至耗尽时的 0，并在每次抽样中的各药房之间共享。

在比例规则中，服务（即药房仍可提供的供给量，占其功能容量的比例）与剩余库存比例成正比；在没有补充的情况下，库存会逐渐耗尽：

$$
\omega_1^{(\ell)} = 1, \qquad \omega_{t+1}^{(\ell)} = \max\left\{0, \omega_t^{(\ell)} - \frac{\Delta t_t \gamma_{\text{pol}}}{H^{(\ell)}}\right\}. \tag{4}
$$

此处， $\omega_t$ 表示阶段 t 开始时剩余初始库存的比例。起初该比例为 1，库存耗尽时为 0。耗尽时限 H 是按基准速率消耗完初始库存所需的时间。H 在 3 至 7 天之间取样，中间值为 5 天。这一界限依据大都市地震后药品短缺可能持续 3 至 7 天的指导意见设定（补充材料第 S5 节 5.8）。阶段时长 $\Delta t_t$ 以天为单位测量：0.25、0.75、2 和 4 天。策略乘数 $\gamma_{\text{pol}}$ 表示购买限制下消耗速度的减缓程度；其基准值为 1。该递推过程在 72 小时处达到 T4 进入。随后阶段的消耗仅计入库存平衡阶段平均扩展。

需求由常规非处方药购买、轻伤相关需求以及其他受影响居民的需求构成。常规需求取决于按年龄组划分的人口；其他附加组成部分还取决于建筑损害和阶段特定乘数：

$$
D_{it}^{(\ell)} = \lambda_D \left[ D_{it}^{\text{base}} + D_{it}^{\text{minor},(\ell)} + D_{it}^{\text{affected},(\ell)} \right]. \tag{5}
$$

共同因子 $\lambda_D = 4748/9{,}546{,}305$ 将原始需求转换为供应尺度。该因子使用单位容量药房总量和夜间人口计算。它仅应用一次，并在所有比较中保持不变。上标 base、minor 和 affected 分别表示常规需求、轻伤需求和仅受影响人群（AO）需求；补充材料第 S3 节给出了相应系数。

对于每个网格单元和阶段，$M = 10{,}000$ 个模拟值的均值为 $A_{it}$，第 10 百分位数 $A_{it}^{0.10}$（P10）由 Type-7 分位数函数 $Q_{0.10}$计算得出。P10 是该位置的低尾部（低端）值，约有 10% 的抽样结果小于或等于该值；它并非排名最低的 10% 网格单元。两者均除以采用相同方法和出行设定计算的匹配灾前可及性 $A_i^{\mathrm{PRE}}$:

$$\bar{A}_{it} = \frac{1}{M}\sum_{\ell=1}^{M} A_{it}^{(\ell)}, \qquad A_{it}^{0.10} = Q_{0.10}\left(A_{it}^{(1)}, \ldots, A_{it}^{(M)}\right),$$

$$\mathrm{Ret}_{it} = \frac{\bar{A}_{it}}{A_i^{\mathrm{PRE}}}, \qquad \mathrm{Ret}_{0.10,it} = \frac{A_{it}^{0.10}}{A_i^{\mathrm{PRE}}}, \tag{6}$$

$$\text{尾部差距}_{it} = \text{保留率}_{it} - \text{保留率}_{0.10,\ it}.$$

此处，$\mathrm{Ret}_{it}$ 和 $\mathrm{Ret}_{0.10,\ it}$ 分别表示平均保留率和 P10留存率；$\mathrm{TailGap}_{it}$ 表示两者之差，见图 4a。保留率为 0.5 表示基线得分的一半，并不意味着一半居民获得了药品。在需求和出行权重固定的情况下，如果该网格单元可及范围内的每家药房都提供其正常容量的一半，该单元就会达到此值。我们以 0.5 作为报告低保留率的参照水平。人口加权是对符合条件人口所覆盖的网格单元值取平均。PRE 为零时，保留率未定义，且不会封顶至 1。优先级列表按平均保留率或 P10留存率对位置进行排序。描述性尾部集合保留所有截断并列项；固定大小列表则按起点标识符打破平局。补充材料第 S4.6 和 S8.4 节定义了其他结果和持续性指标。

## 4.2 抽样输入与配对比较

地震后，人员配置、运营、耗尽时限和额外需求均存在不确定性。我们评估预先设定的取值范围，使比较涵盖这些条件，而非仅基于某个假定状态。拉丁超立方抽样在每个坐标上从 10,000 个等概率区间中各取一个值（McKay 等，1979）。五个坐标分别控制 3–7 天的耗尽时限、人员配置、运营、轻伤需求和仅受影响人群需求。正式运行前，我们按机制设定这些坐标：供应侧涉及库存、员工出勤和运营能力，需求侧涉及人均额外需求。受影响人数依据损害输入数据确定，并在每种需求设定中保持固定（补充材料第 S3.4 节）。每一坐标行都会生成贯穿四个阶段的关联状态（图 3；补充表 S8A）。独立的药房级抽样流还会加入药房特定的人员配置和运营情况，并在适用病区配额时选定可用药房。配对比较重复使用这些坐标和抽样流，仅改变所述假设。

一个模型案例是指在所有抽样上评估的一套完整计算配置。它规定了阶段、人口分布面、损害表示、出行设定，以及供给和需求规则。该设计包含 660 个案例，涵盖主要机制、供给参数和敏感性替代方案（补充材料第 S14 节）。每个敏感性替代方案都与同一阶段、人口分布面和损害表示下的一个参考案例配对。四种算子评估 32 个共享案例；参考算子则单独评估其余案例。

原始坐标集采用嵌套阶段构建，使较大的计算可以复用先前计算的行（补充材料第 S11.1 节）。这种构建保留了一维分层，但会使联合组合聚集。因此，我们将三个独立生成的、各含 10,000 行的普通拉丁超立方样本集应用于完整案例设计，并固定出行权重、输入映射和药房数据流。结果见第 5.5 节。

我们还通过标准化秩回归和偏秩相关，分析每次抽样的人口加权平均保留率与五个采样坐标之间的关系。对于网格单元下尾部，我们比较最低十分位网格单元—抽样对中各坐标的经验分布与其均匀分布

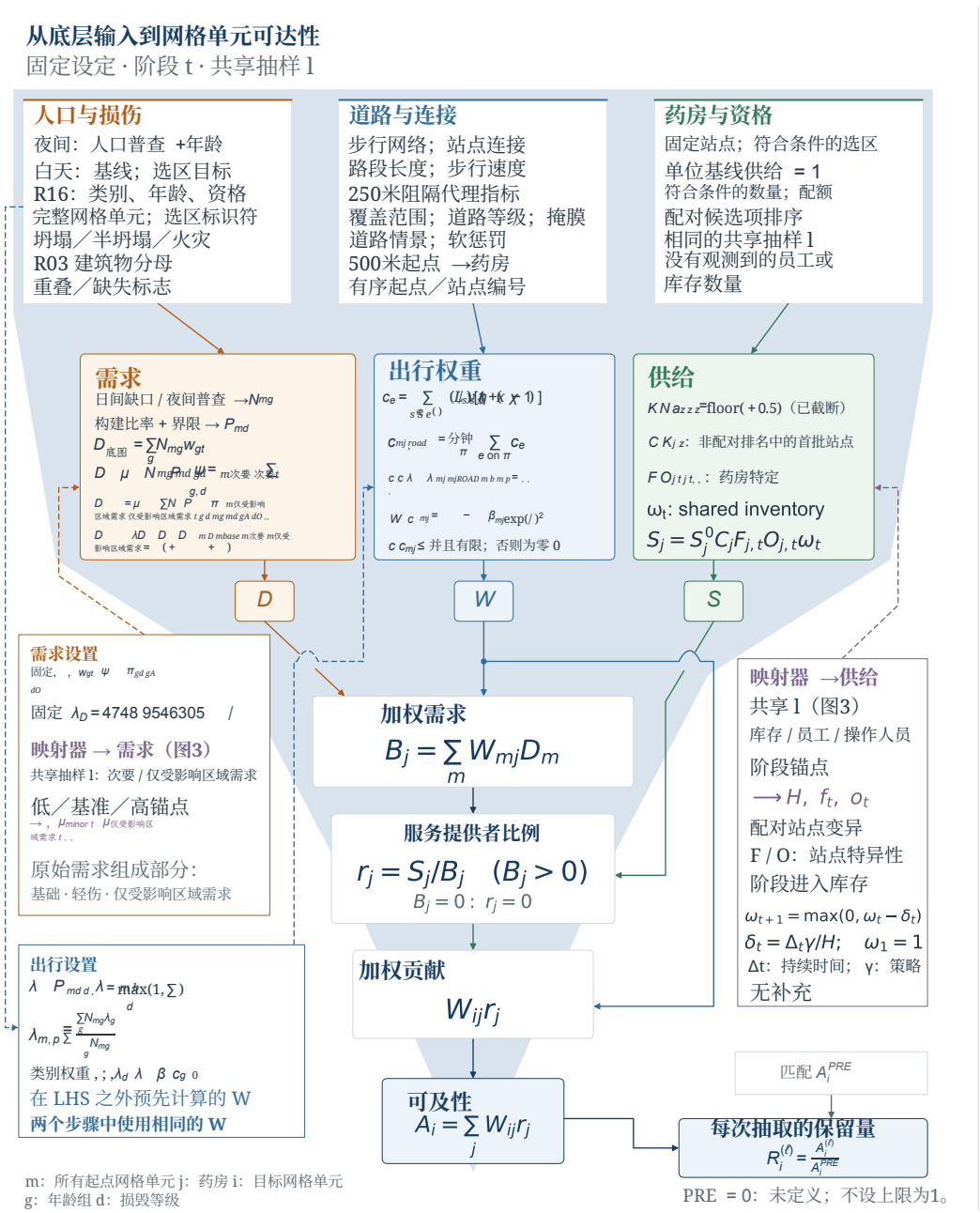



图2。对于一种出行设定、一个阶段和一次抽样，从输入到可及性的流程。人口和损伤决定需求 D；步行路线和阻断成本决定权重 W；可用性、人员配置、运营和库存决定供给 S。两步算子将供给除以加权服务区需求，然后对每个起点的可及性比率求和。保留率通过将可及性除以匹配的灾前可及性（PRE）计算。符号定义见第4.1节和补充表S0。该图涵盖输入层、状态层和算子层；结果层和比较层见第4.1节及第4.3至4.7节。图3说明抽样得到的阶段状态。AO表示仅受影响区域需求；R03表示2021年（令和3年）建筑状况调查。

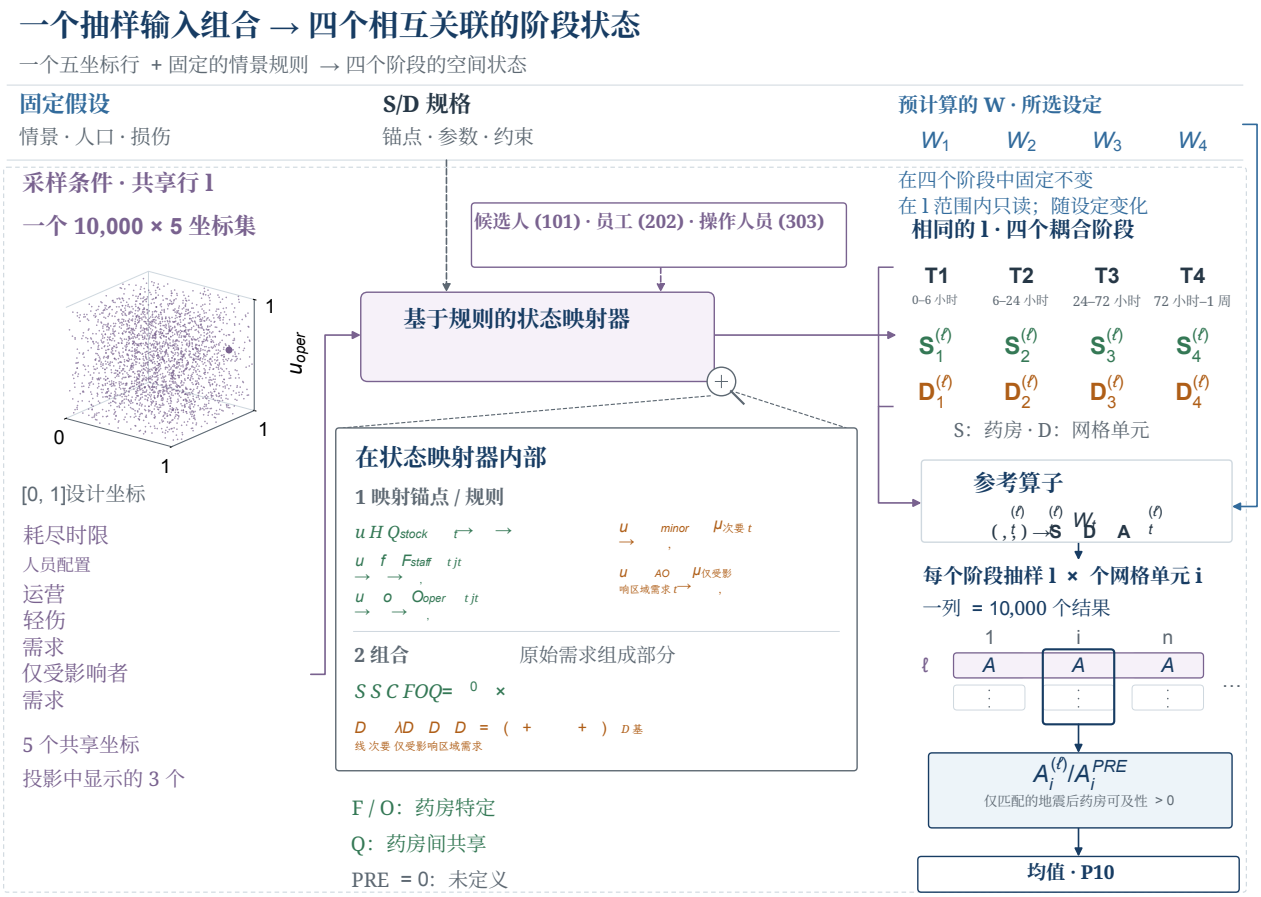



图3。一个采样输入组合如何转化为四个相互关联的阶段状态。五个拉丁超立方体坐标设定耗尽时限、人员配置与运营轨迹，以及轻伤和仅受影响人群（AO）需求乘数。固定规则将这些参数映射为各阶段相互关联的供给和需求状态。独立的药房级随机流引入药房特异性变化，并在设有病区配额时决定哪些药房可用。每种设定的出行权重均预先计算，并由所有抽样共用。均值和P10按每个网格单元内的抽样计算。此处，u表示采样坐标，$Q_t$ 表示库存比例 $\omega_t$，n表示起点网格单元的数量。

采用 Kolmogorov–Smirnov 距离进行边际比较。这些是条件敏感性诊断（补充材料第 S5.9 节）。

### 4.3 比较概述

表3将三个研究问题以及第 5.5 节的敏感性登记表对应到各项比较。全市范围表面和库存比较采用六种剖面：日间或夜间人口分别与三种损害表示相结合。图中报告的焦点剖面为日间人口与火灾重叠下界。

表3. 按研究问题划分的比较。

| 问题 | 比较内容 | 固定不变的内容 | 评估集合 |
|---|---|---|---|
| Q1 存量到服务<br>规则是否会改变恢复<br>模式? | 比例与<br>阈值规则；更长<br>时间范围；入库补充 | 成对输入；<br>比例规则需求<br>惯例 | 六种剖面，T3 和 T4 |
| Q1 测量<br>时点是否会改变表面上的<br>恢复情况? | 阶段开始时的容量<br>与阶段平均值的比较；<br>补充和延迟<br>配送 | 一个库存平衡过程；<br>日需求率<br>惯例 | 六种剖面，T3 和 T4 |
| Q2 模型细节要到什么程度<br>是否有必要? | 完整模型与<br>共同时间因子、配对<br>标量、均值输入空间模型<br>和确定性<br>计算 | 相同的任务、输入和<br>支撑 | 全市范围表面（六种<br>种剖面 × 四个阶段）；T4<br>重新配置；两种<br>布局方案 |
| 问题 3 算子、尺度和<br>列表大小会改变选定<br>位置吗? | 参考算子、BFCA、<br>M2SFCA、MHV3SFCA；网格<br>与病区；列表大小为 25、50 ，<br>100 个单元格 | 相同案例和输入状态；<br>每个算子各自的 PRE | 32 个共享案例 |
| 问题 3 研究结果是否取决于<br>抽样<br>排列方式? | 原始嵌套坐标<br>集与三个普通<br>LHS 集合 | 药房数据流，<br>映射、参考文献 | 660 个案例；504 个对比；32<br>个共享案例 |
| 敏感性（第 5.5 节）：<br>哪些假设会改变<br>地图，边界是否重要?<br>边界是否重要? | 504 备选方案–参考方案配对<br>分为八个类别；<br>封闭与扩展<br>领域 | 匹配的符合条件的单元格；<br>重新计算的 PRE | 504 个对比；六种剖面 |

### 4.4 库存规则和测量时点（Q1）

比例规则使服务与剩余库存比例成正比 $\omega_t$。阈值方案采用 $\min(\omega_t/c_{\text{plat}},1)$。只要库存高于其初始水平的 $c_{\text{plat}}$，容量就保持完全可用；低于该水平时，容量则按比例下降。正文采用 $c_{\text{plat}} = 0.25$；补充材料第 S5 节报告了其他阈值。初始库存减半时，比例规则下的容量也减半，而阈值规则下的容量仍保持满额。在此比例规则约定下，我们评估了将时间范围延长五天，以及在录入时补充相当于初始库存 40% 的库存。

测量时点比较采用单独的库存平衡计算。该计算使用行归一化出行权重将需求分配给药房，然后在每个阶段内，根据库存、需求和功能容量跟踪消耗。容量既按阶段开始时的情况报告，也按整个阶段的平均值报告。该计算将比例规则需求解释为归一化日需求率。因此，从比例规则约定切换到库存平衡行时，需求时点约定也会发生变化。每种约定内的比较分别解读。在库存平衡过程中，我们比较无补充与第 3 天增加初始库存 20% 的情况。另一个情景设置不均等库存，并将每个病区中暴露程度较高的一半药房的配送延迟至第 5 天。这些比较分别识别服务规则、测量时点和补货假设的影响。相关方程见补充材料第 S5 节和第 S13 节。

## 4.5 简化计算、重新配置与安置（Q2）

只有在保留规划任务所需响应的前提下，简化计算才有意义。表4定义了各项备选方案。我们检验这些方案再现全市均值和 P10表面、对药房重新配置的局部响应，以及等容量布局带来的增益的能力。重新配置将随机药房损失替换为风险集中型损失，同时保持按四舍五入处理的 75% 病区配额不变。布局在 25 家现有药房各增加 0.25 个有效容量单位，这些药房根据人口覆盖范围或暴露加权覆盖进行选择。每个模型的响应是其自身两个端点之间的差值。我们比较人口加权平均绝对误差（MAE）以及 229 个单元格列表中的成员变动。

在需求和权重固定时，在药房 j 增加容量 $\Delta S_j$ ，会使可及性改变$\sum_j W_{ij}\Delta S_j/B_j$，且这一变化独立于基线供给。人口加权平均保留率的精确边际增益为 $g_j = N^{-1}\sum_{i:\ A_i^{\mathrm{PRE}}>0} N_i W_{ij}\,\mathrm{E}[1/B_j]/A_i^{\mathrm{PRE}}$，其中 $N_i$ 为网格单元人口， $N$ 为符合条件的总量，E 表示对抽样取平均；当 $B_j = 0$ 时，贡献为零。选择增益最大的 25 项，即可得到满足所述布局约束的精确最优解。我们使用绝对遗憾值和相对遗憾，将两种基于覆盖的方案与该最优解进行比较（补充材料第S7.6节）。均值输入分母与特定抽样分母不同，因此我们通过数值检验它们与完整计算结果的一致性。

表4. 第5.3节中比较的计算。

| 计算 | 通俗而言，它的作用是什么？ | 它能否显示容量应配置在哪里已经移动了吗？ | 它会得出一系列结果（P10）吗？ |
|---|---|---|---|
| 完整模型 | 重新计算可及性基于供给和每家药房的需求以及每个网格单元，对于每次 10,000 次抽样 | Yes | Yes |
| 共同时间因子模型采用固定的 T1 映射，并将其 | 按全市总供给与总需求之比进行缩放每次抽样中的需求 | No | Yes |
| 配对标量模型 | 相同的固定地图，按各配置自身的总量缩放 | No | Yes |
| 均值输入空间模型 | 重新计算可及性一次，使用每个位置的平均供给和平均抽样中的需求 | Yes | No |
| 确定性中间输入模型 | 对每项输入取中间值进行一次计算，不考虑药房层面的随机性 | 是的，针对那一种输入情况 | No |

注：两种固定映射计算保留了缩放因子在不同次抽样之间的变化，因此仍会得出一个 P10。

## 4.6 算子、尺度、列表大小与坐标重抽样（问题 3）

在共同案例中，除参考算子外，还评估了三种替代算子；每种算子都有各自的公式和匹配的 PRE。它们分别是 BFCA（Páez 等，2019）、M2SFCA（Delamater，2013）和 MHV3SFCA（Jörg 和 Haldimann，2023），均在第2.3节介绍；补充材料第 S4 节列出了它们的设定。采用成对斯皮尔曼相关衡量排名一致性；采用杰卡德重叠度比较最低十分位及更小尾部集合的成员资格。二元成员熵用于绘制局部意见分歧，病区聚合则用于比较尺度。我们还测试固定大小的位置列表$K$ （第5.4节）。补充材料第S8.5节对算子推导出的支撑方案进行交叉评估。通过汇总值保留率、网格单元 P10、阶段方向、列表成员资格和安置偏好评估坐标重抽样。

### 4.7 规格族与研究边界

504项配对对比在八类设定中每次替换一项假设：道路成本规则、距离衰减、额外需求、基于建筑和人口的出行乘数、可用药房比例、存量使用政策以及建筑损坏分母。每项对比均以其幅度、保留率差值绝对值的空间第95百分位数，以及覆盖范围进行概括；覆盖范围指绝对差值达到0.05的符合条件单元所占比例（补充材料第S6节）。其他比较还改变日间分配、总量固定时的基准容量，以及集中式与随机药房损失。另有一项检验将病区配额降至0.25和0.15。另一项检验仅保留登记册中在三个时点标记为营业的药房。第三项检验按可用药房所占比例缩短耗尽时限，假设这些药房承接了其他药房的全部需求。边界敏感性比较封闭域、仅供给域、仅竞争域和完整域，并在每种情况下重新计算 PRE（补充章节 S9）。

## 5 结果

第5.1节介绍焦点剖面（图4–6）。第5.2节回答问题 1（图7；表5和表7），第5.3节回答问题 2（图8–9），第5.4节回答问题 3（图10–11；表6）。第 5.5 节报告稳健性检验（图12）。六位小数的数值见补充材料。

### 5.1 焦点首周剖面

焦点剖面显示出早期恢复，随后在周后期下降。该剖面采用日间人口、较低的综合损坏界限、比例服务和无补充。人口加权平均保留率在前3个阶段持续上升，于T3达到0.479，随后在T4降至0.273。在T1和T4，所有符合条件的日间居民均居住在均值保留率低于0.5的单元格中，而在T3，这一比例为54.4%（补充表S1）。网格单元 P10的人口加权平均值从0.396降至0.088（图4）。在具有正PRE的2,261个单元格中，这两项指标均呈现这一模式（补充表S8C）。

组成部分替换揭示了下降的来源。恢复下降前库存后，末阶段平均保留率上升 0.317，网格单元 P10 的人口加权平均值上升 0.429（图 4d）。恢复人员配置和运营后，平均保留率下降 0.048。恢复需求后，平均保留率下降 0.004；可用药房集合和出行权重保持不变。这些影响并非加和关系（图 4d），因为算子是一个比率，且供给状态以乘法方式组合。在指定输入范围内，库存是导致下降的主要因素。低但非零的库存主导了下尾。在末阶段最低十分位网格单元—抽样对中，76% 的库存剩余量至多为初始库存的十分之一。所有抽样中，只有 8% 符合这一条件（图 4c）。

阶段轨迹显示，运营恢复如何与有效供给下降并存（图 5）。在最后两个阶段之间，库存比例中位数减半，有效供给下降 39%。人员配置–运营综合指数上升 21%。这些指标在同一剖面下同步变化。替代检验分别分离了它们的影响，补充材料第 S5.2 节记录了各阶段的数值。

23个区在影响模型的方面各不相同（图1）。五个中心区（千代田区、中央区、港区、新宿区和涩谷区）拥有建模日间人口的30.9%，但夜间居民仅占10.4%。东部组和南部组每个覆盖网格单元的平均强度和完全倒塌数量最高。在T4时，中心区、东部、南部、西部和北部的人口加权平均保留率分别为0.284、0.262、0.264、0.276和0.278（补充表S29–S30）。东部的保留率最低，中心区最高；中心区从T3到T4的降幅也最大，为0.218，而东部为0.193（图6；补充表S29）。在匹配的跨运营方比较中，每个剖面和每个运营方的保留率均有所下降（补充图S9；表S8C）。

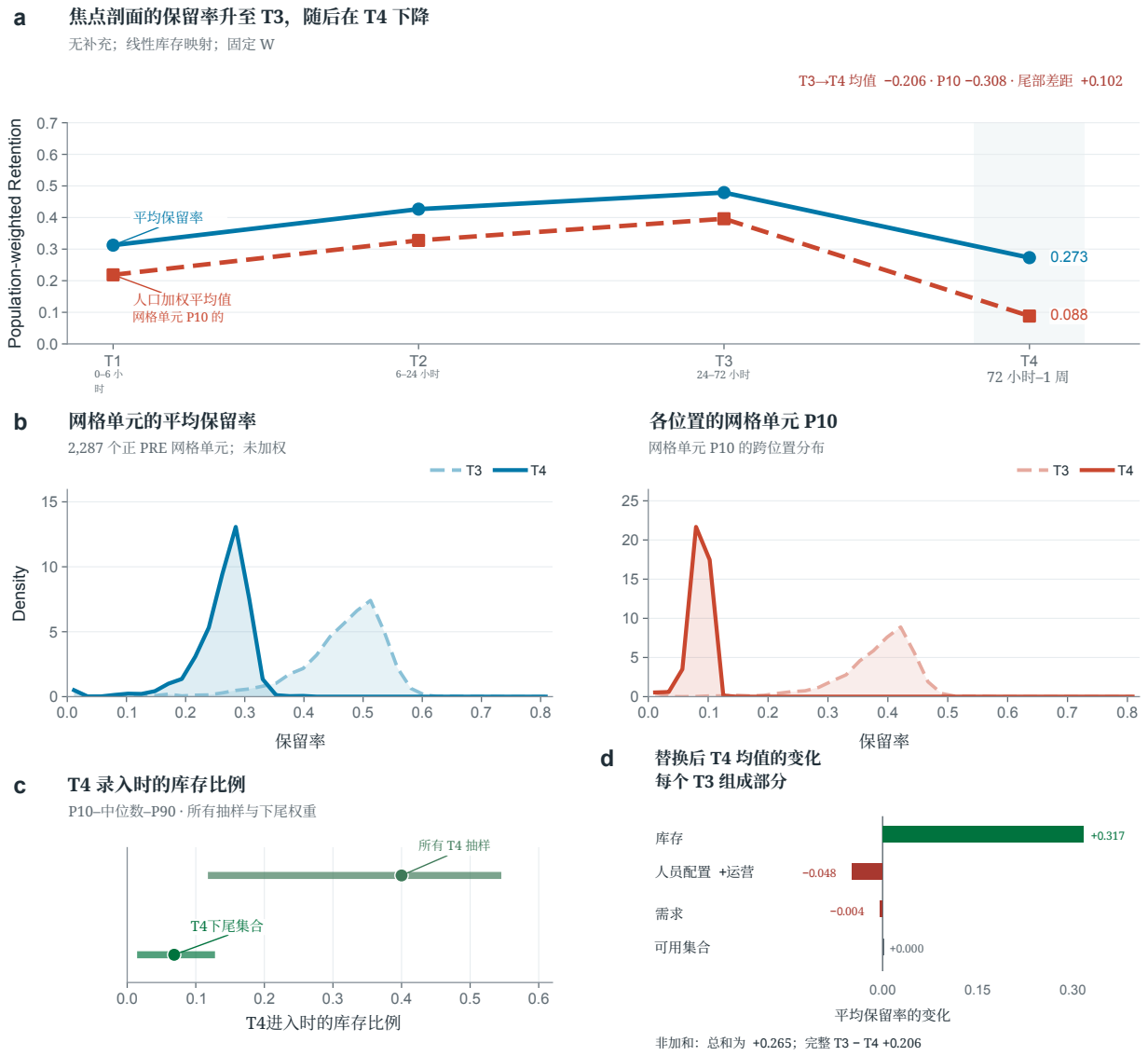



图4. 焦点首周剖面：焦点日间人口、比例库存规则且无补充。(a) 人口加权平均保留率，以及网格单元 P10 的人口加权平均值。(b) 在2,287个正PRE单元中，T3和T4网格单元均值及P10的未加权分布。(c) T4入库库存比例，分别按抽样计数一次，或按低尾部单元—抽样成员关系加权。(d) 分别替换各个T3组成部分后，T4平均保留率的变化。这些非加和效应总和为 +0.265；恢复完整T3状态后，保留率提高 +0.206。P90表示第90百分位数。

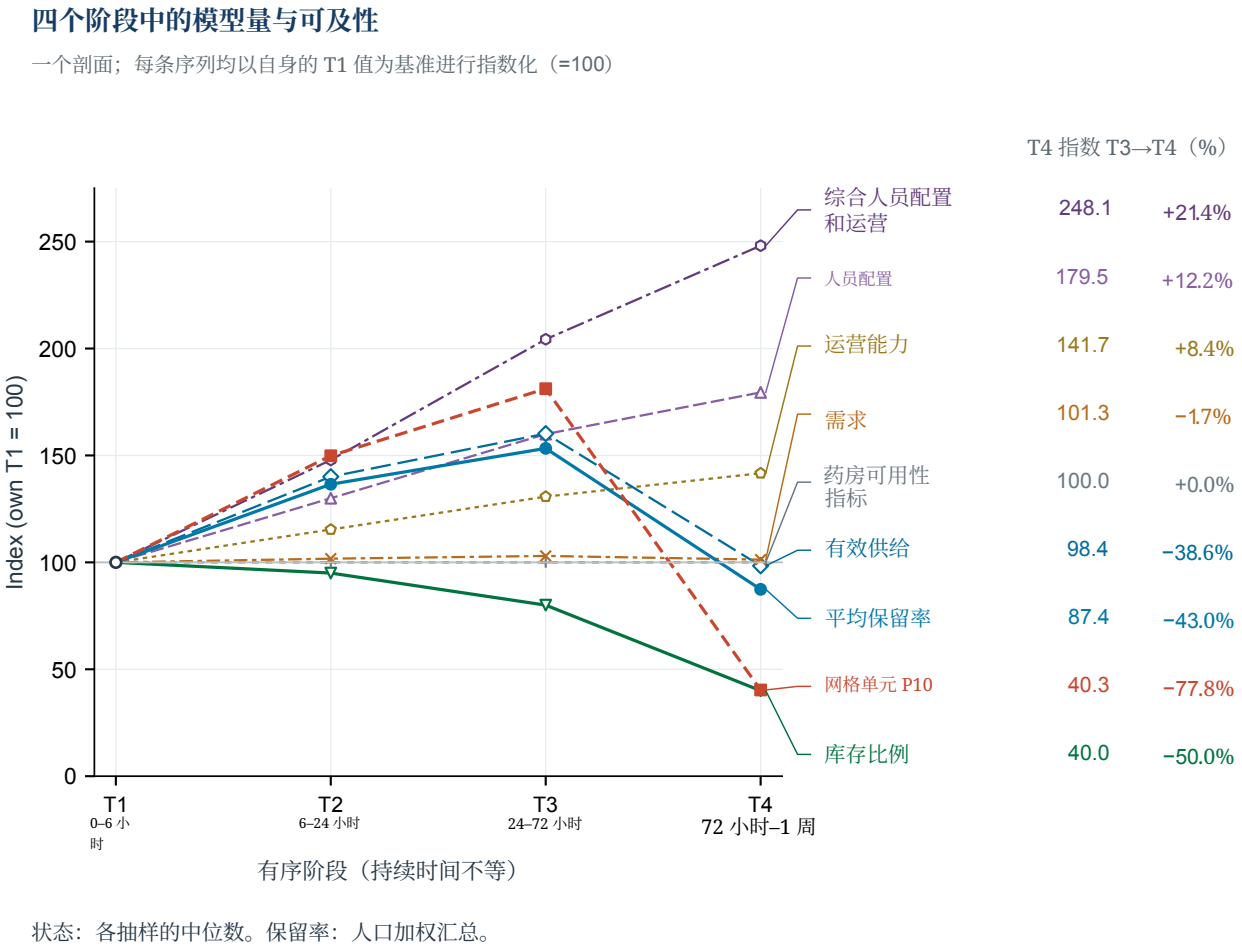



图 5. 焦点剖面中各阶段之间的变化。七个模型量采用各抽样的中位数；两个保留率汇总采用人口权重。每项均以自身第一阶段的值为基准进行指数化，因此折线显示的是单一情景内的变化。人员配置与运营的组合是药房层面的乘积，并非图示折线的乘积。右侧各列给出最终阶段指数，以及相较前一阶段的变化。T1 = 100 是指数基准，并非灾前可及性。

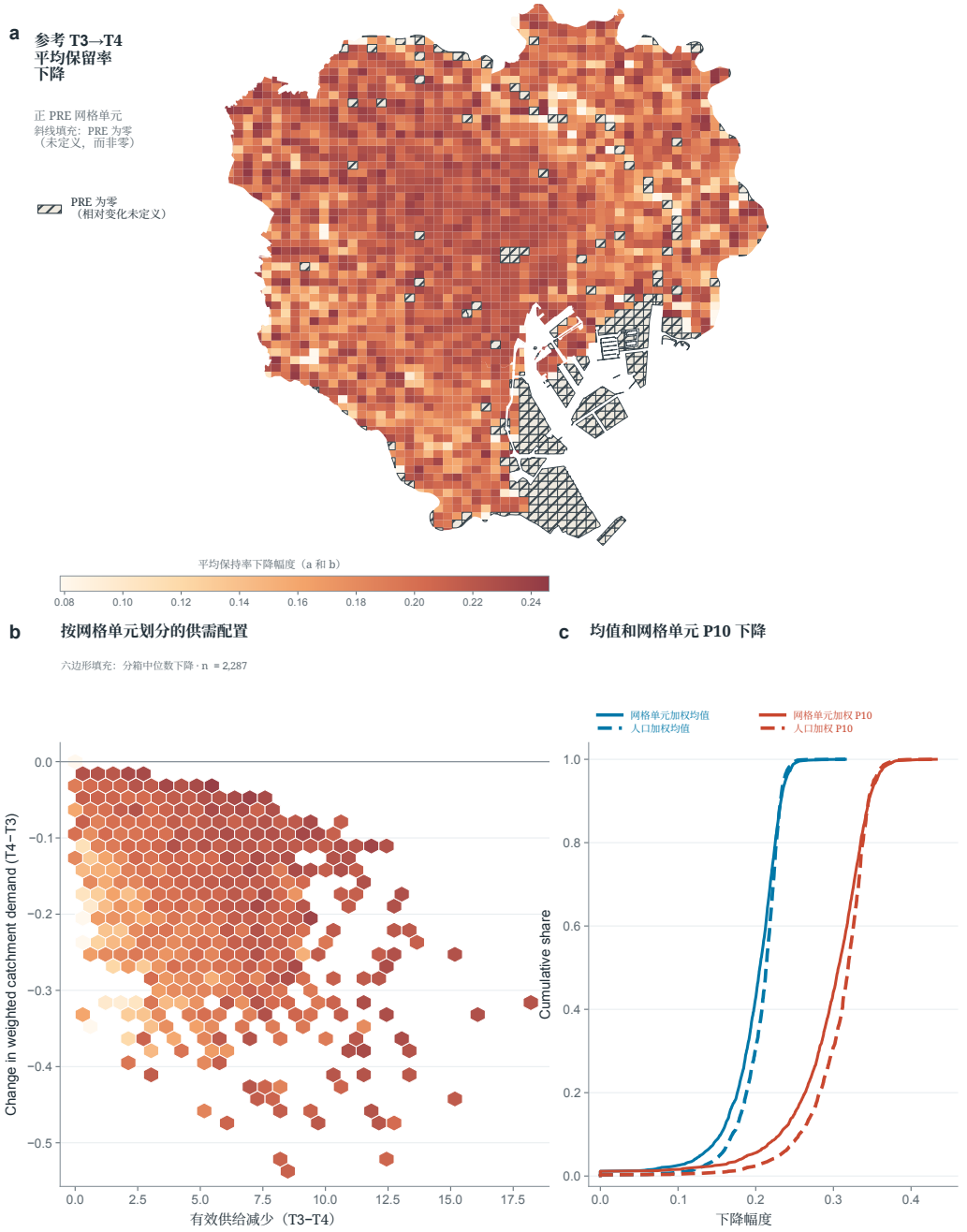



图6. 焦点剖面T3至T4下降发生的位置（焦点日间剖面，2,287个正PRE单元格）。(a) 平均保留率下降地图；阴影线标示保留率未定义的单元格。(b) 下降幅度与可达范围内有效供给减少量（横轴）及按出行加权的竞争需求变化（纵轴）的关系；六边形颜色表示每个分箱内单元格下降幅度的中位数。下降幅度随供给减少和竞争加剧而增大，地图显示出明显的空间梯度。(c) 平均值和P10下降幅度的分布，分别采用网格单元格权重和人口权重。

### 5.2 存量到服务规则和测量时点决定恢复判定

将比例规则替换为阈值规则会逆转均值恢复趋势。在阈值规则下，只要库存高于初始水平的四分之一，容量就保持完全可用。因此，周末人口加权均值从 0.608 上升至 0.664（图7）。在最后阶段开始时，大多数抽样的库存仍高于阈值，同时人员配置和运营状况持续改善。然而，网格单元 P10 的人口加权平均值却从 0.512 降至 0.353。具有较短耗尽时间跨度的抽样在两种规则下都会耗尽库存。因此，在相同设定下，均值改善并不意味着下尾改善。

在同一个库存平衡过程中，测量时点会改变恢复状况判断。阶段开始时均值保留率从 0.608 上升至 0.748。而阶段平均值则从相同的起始值下降至 0.569。其下尾平均值也有所下降（表 5）。补充会改善最后阶段的两项汇总指标，而不均等库存与延迟交付带来的增益较小。在比例规则约定下，延长耗尽时限并在阶段开始时增加库存，也会改善最后阶段的均值和 P10留存率（表 5）。在标量族中，避免周末均值下降所需的开始时补充量，会随着耗尽时限的增加而平稳减少。不同剖面之间的这一边界几乎完全相同（图7c）。

表 5. 不同库存规则和测量时点下的 T3 与 T4 汇总（重点白天剖面；人口加权；P10 平均值 = 网格单元 P10 的人口加权平均值）。

| 设定 | 需求时点约定 | T3 均值 | T4均值 | T4 P10 平均值 |
|---|---|---|---|---|
| 比例规则 | 比例 | 0.479 | 0.273 | 0.088 |
| 比例，耗尽时间范围 +5 天 | 比例 | 0.546 | 0.521 | 0.464 |
| 阈值规则，$c_{\text{plat}} = 0.25$ | 比例 | 0.608 | 0.664 | 0.353 |
| 比例，录入补充 40% | 比例 | 0.479 | 0.573 | 0.388 |
| 库存余额，阶段录入 | 日利率 | 0.608 | 0.748 | 0.681 |
| 库存余额，阶段平均值 | 日利率 | 0.608 | 0.569 | 0.288 |
| 库存余额，+20% 开启第 3 天，阶段平均值 | 日利率 | 0.608 | 0.659 | 0.447 |
| 库存余额，不均等库存与延迟配送，阶段平均值 | 日利率 | 0.604 | 0.617 | 0.445 |

注：采用比例规则约定的各行共用比例规则需求；库存平衡各行共用一个每日速率过程。六位小数的数值见补充材料第S5.6节。

一周内，秩敏感性的影响因素从人员配置和运营转向耗尽时限。第一阶段的人员配置标准化系数平方为0.706；最后阶段耗尽时限的标准化系数平方达到0.968（表7）。下尾结果也集中出现在较短的耗尽时间跨度内（补充图S12）。

### 5.3 Ho需要多复杂的模型：全市范围表面、重新配置与安置 t

固定模式计算能够高度还原全市范围表面。共同时间因子模型的人口加权平均表面误差不超过0.0085个保留单位。其P10误差最多为0.0077，与完整模型的最低十分位重叠度在均值时为0.970，在P10时为0.957。确定性中间输入计算的准确度较低，最后阶段误差最高达0.038。补充表S13–S14列出了每个剖面和阶段的结果。

局部重配置需要空间输入。在病区配额不变的情况下，将随机药房损失替换为风险集中型药房损失，会改变哪些服务提供者仍可用。完整模型替换了均值排序优先级列表中的76个成员，以及P10排序列表中的103个成员。配对标量模型一个也未替换，因为它只改变固定地图上的总量。其人口加权响应误差在各剖面中仍约为0.03个保留单位。均值输入空间模型重现了

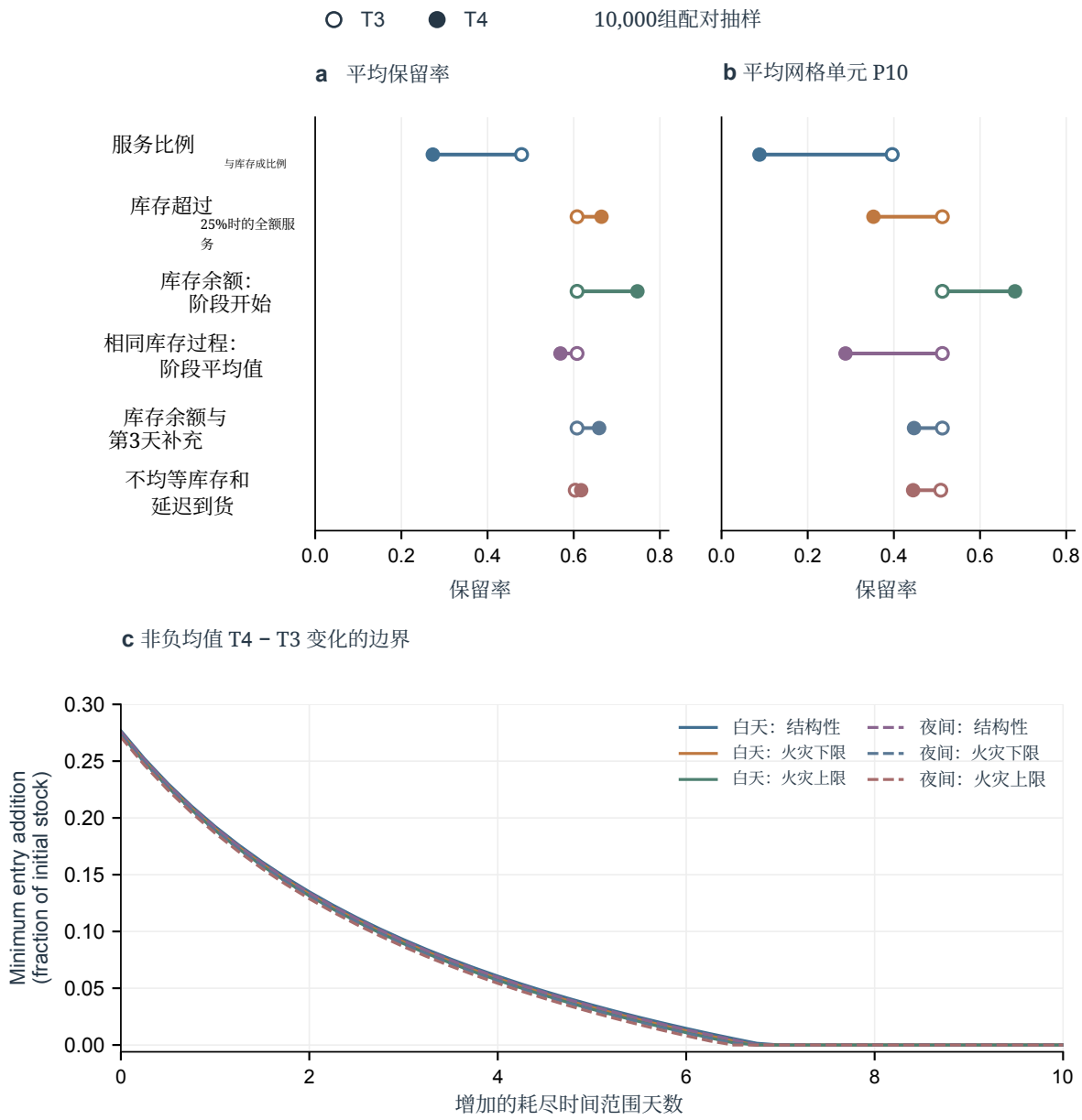



图 7. 焦点日间剖面中的库存规则和测量时点；空心和实心符号分别表示较早阶段和最后阶段。各面板显示 (a) 人口加权平均保留率和 (b) 网格单元 P10 的人口加权平均值。各行依次比较比例规则约定下的服务规则，以及同一库存平衡过程中的测量时点和补充方式（表 5）。(c) 为避免一周后期均值下降所需的最低开始时补充量，随增加的耗尽时间范围天数变化。曲线代表六种昼夜—损伤剖面。

每次均值列表替换的响应误差均低于 $10^{-5}$（图8）。抽样得出相应的P10列表变化。

支持点位布局同样需要空间输入。在每个剖面中，人口覆盖点位布局带来的平均保留率增益都高于暴露加权覆盖（图9）。在焦点剖面中，两者的增益分别为0.00286和0.00105。均值输入空间模型以报告的精度再现了这些增益。标量模型无法记录新增容量的位置，因此将两个提案的增益都设为0.00122。所有剖面的结果见补充表S12。

直接优化的效果优于这两种基于覆盖的方案。按照精确边际增益对药房进行排序，在预算相同且需求固定的情况下，焦点剖面的平均保留率增益为0.00632。效果更好的基于覆盖的方案仅实现了这一可达增益的45%。补充表S20报告了这两个方案的遗憾值。在每个剖面中，最优集合与这两种基于覆盖的集合均没有共同的药房。这是因为均值目标在对增量赋权时，除了人口，还考虑了PRE倒数和服务区需求。

绝对增益较小，是因为新增容量有限：6.25个单位仅占4,748家药房基准容量的0.13%。对于相同的6.25个单位，精确最优解带来的增益是标量模型所估算增益（0.00122）的5.2倍，而较优的基于可达性的提案则为2.3倍。在精确最优解下，增益集中在所选的25家药房附近：其可达范围内的117万日间居民平均增加了0.063个保留单位（补充材料第S7.6节）。

### 5.4 算子、尺度与候选名单规模

各算子在全市排名上意见一致，但选出的局部优先集合不同。成对中位数斯皮尔曼相关约为0.81（图10a），而最低十分位集合的杰卡德重叠度约为0.56（表6），5% 尾部集合的杰卡德重叠度约为0.59（图10b）。病区聚合使排名相关性升至约0.97。然而，超过半数案例中的病区级成员关系分歧大于网格级分歧（补充图S11）。因此，较高的汇总值一致性仍未能确定哪些单元格需要关注。在日间道路中断示例中，有232个单元格的成员归属存在争议（图11）。在共同案例中，仅由参考算子选出的最低十分位成员集中在截断值附近；没有一个位于尾部深处（补充图S10）。

各算子也一致认可全市范围内周后段的下降；它们之间的差异比库存替代效应小一个数量级（补充表S8C）。

候选名单规模会影响算子敏感性。在采用共同并列处理规则时，规模为25个单元格的列表在各算子之间完全一致（表6）。列表越大，一致性越低，会将更多居民归入有争议的成员。许多单元格在最小列表的截断值处出现平局，因此其表面上的一致性取决于起始标识符并列处理规则。次级空间分析未发现任何符合Benjamini–Hochberg标准的局部聚类（最小校正后的p值为0.074；补充章节S10）。

### 5.5 稳健性：设定、道路封闭、研究边界与重采样

除药房损失缩短耗尽时限的情况外，报告中的方向在对设定、道路网络、研究边界和抽样输入进行测试性调整后仍然成立。在八个规格族中，改变药房可及性会使保留率在地图上最广泛的区域发生变化：变化幅度至少达到0.05的单元格，其中位占比为98.3%（图12）。库存策略替代方案在前两个阶段不会影响任何单元格，而在最后阶段会影响几乎所有单元格；软道路成本替代方案的中位覆盖率为2.6%（补充章节S6）。

硬封闭测试会移除所有穿过阻塞暴露度高于 0.10 路段的 A类道路边，约占网络长度的三分之一（补充章节 S2.2）。此时，比例规则下重点关注的 T3 和 T4 均值分别为 0.315 和 0.179，阈值规则下则分别为 0.399 和 0.436，因此两种规则之间的反转依然存在；两种规则下的下尾均有所下降。封闭后，有 1,120 个具有正PRE的单元格在模型覆盖范围内没有药房。

药房损失会降低保留率，且只有在其同时缩短耗尽时限时，才会改变周后期方向（补充章节S6.5）。在时间范围不变的情况下，在风险集中型损失以及登记册所列营业时间下，规则之间的反转在病区配额从 0.75 降至 0.15 的范围内仍然存在。在时间范围按该份额同比缩短的情况下

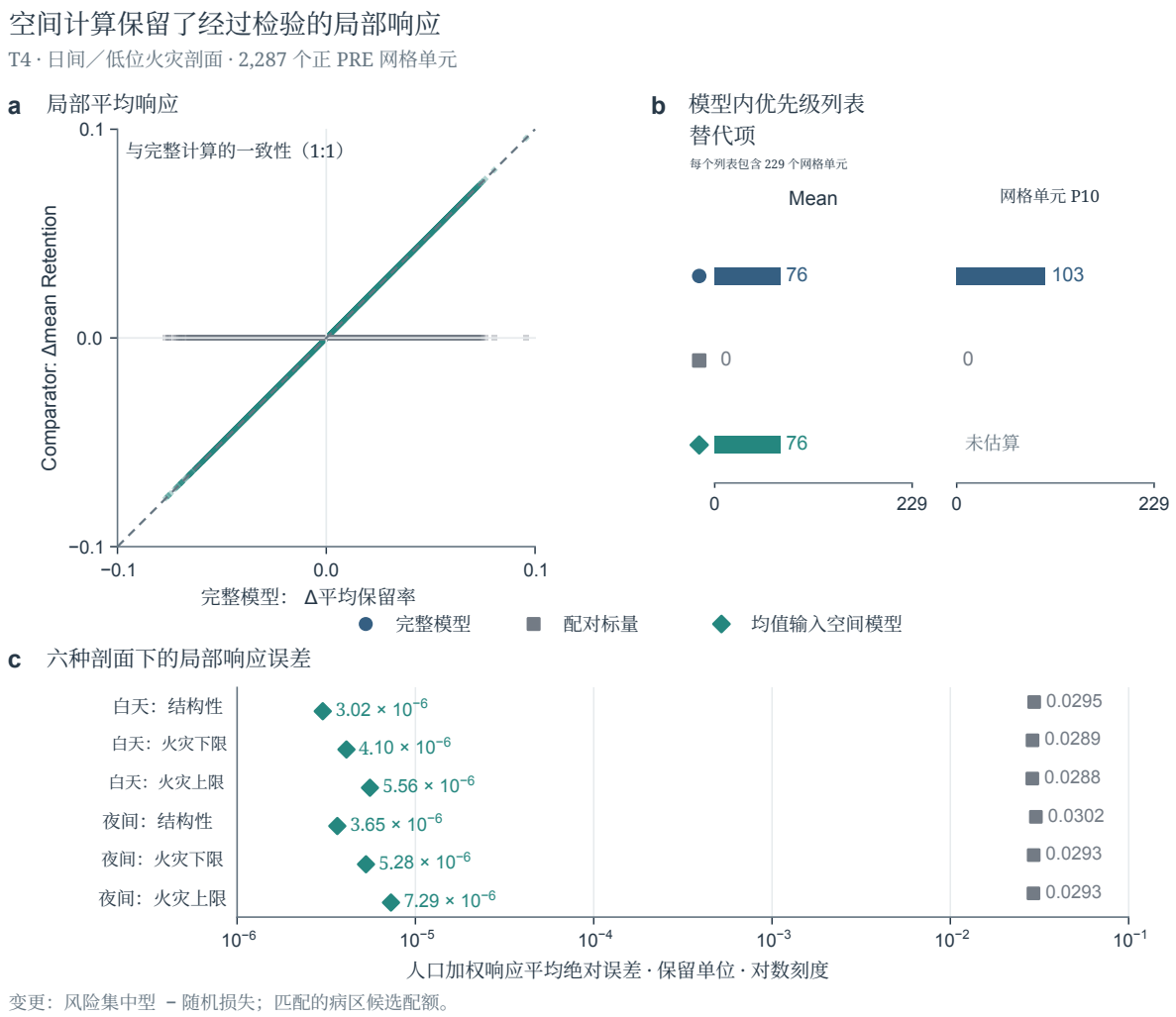



图 8。空间计算保留了经过测试的局部响应（T4，焦点日间剖面）。（a）将随机药房损失替换为风险集中型药房损失后平均保留率的变化：配对标量模型和均值输入空间模型与完整模型的对比（1:1 线）。（b）各模型按均值和 P10 排序的 229 个单元优先级列表中被替换的成员；均值输入空间模型没有 P10。（c）六种剖面的人口加权响应误差（对数刻度）。

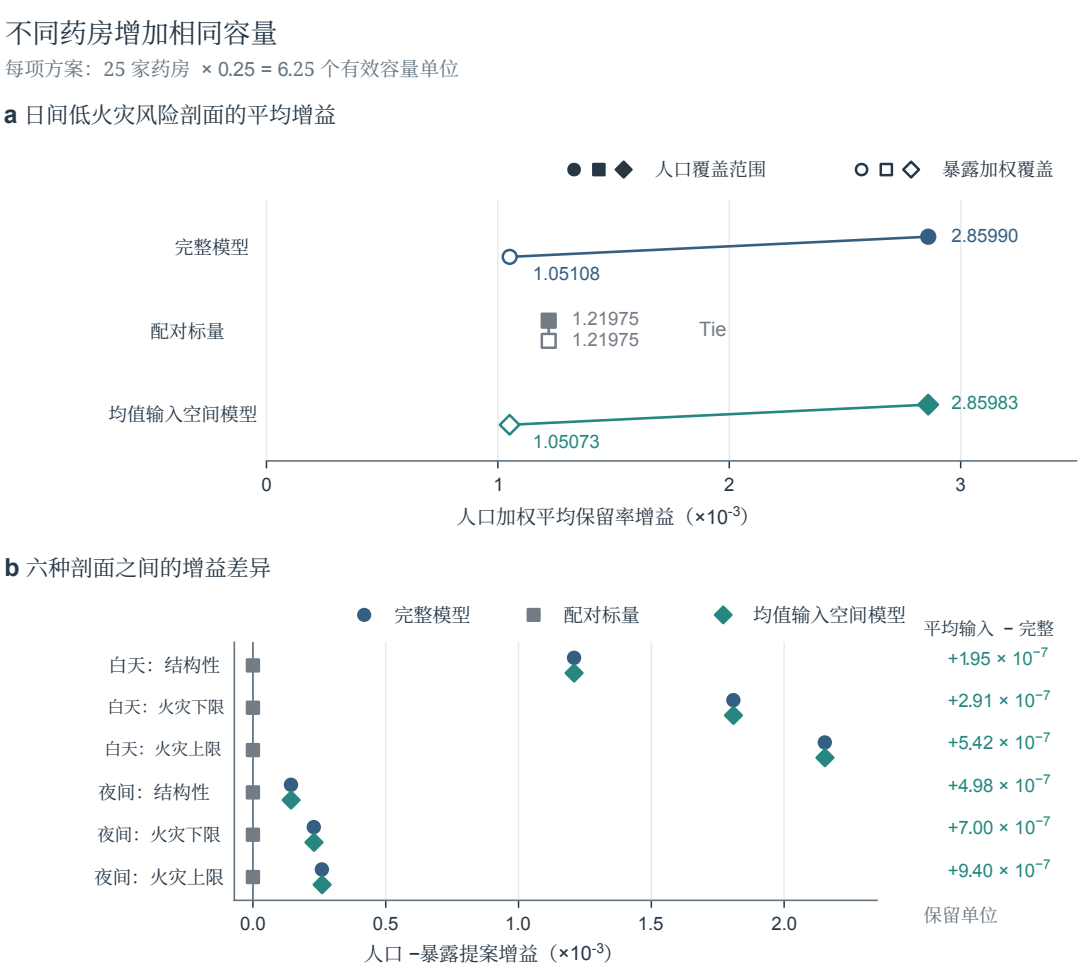



图9. 最后阶段在现有药房增加相同容量。每个基于可达性的提案都在25家药房增加0.25个有效容量单位，总计增加6.25个单位。(a) 完整模型、配对标量和均值输入空间计算下的焦点均值保留增益；标量计算下各提案打平。(b) 各剖面的人口可达性增益减去暴露可达性增益；均值输入与完整模型的增益相差不到 $10^{-6}$。在权重和需求固定时，增益具有可加性，且与初始供给无关（补充材料第S7.5节）。表S20报告了参考均值目标的精确最优解。P10和替代算子需要单独优化。

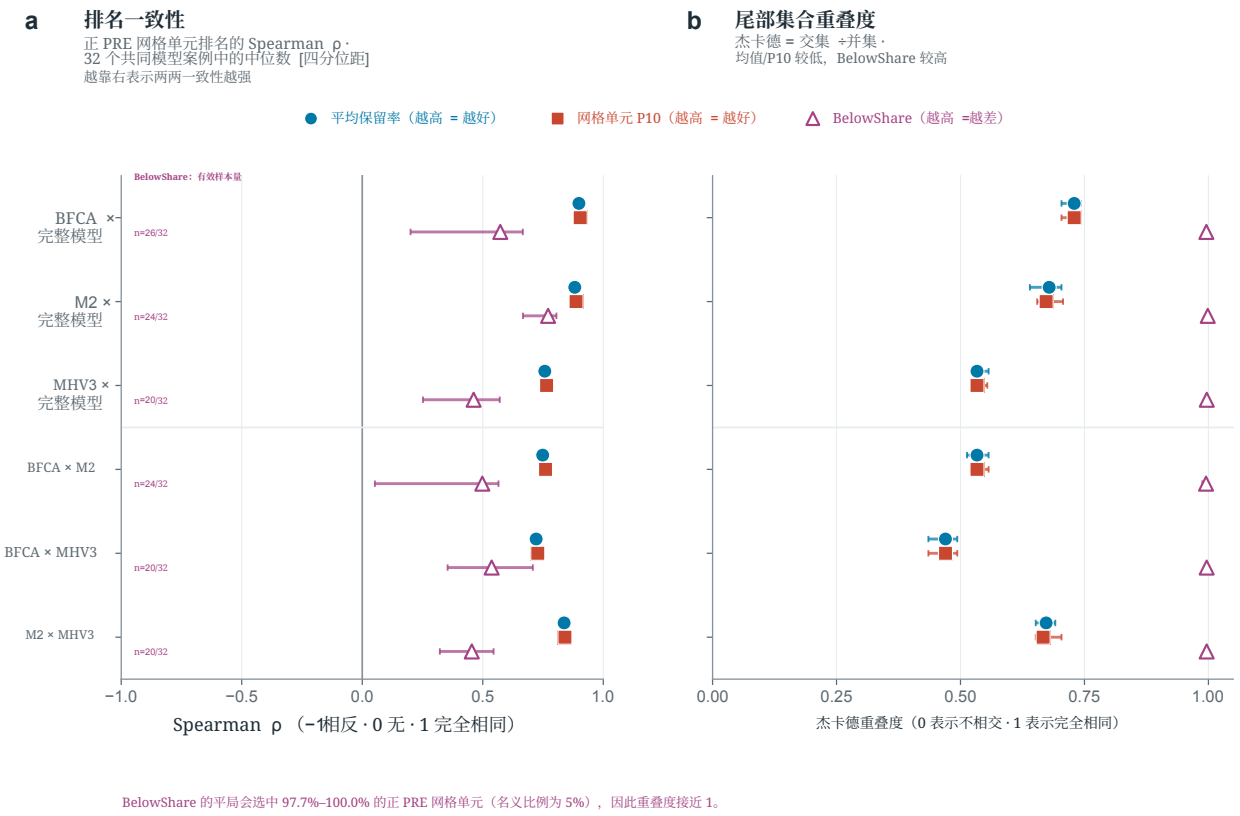



图 10. 各算子在共同案例中的一致性。(a) 面板报告两两斯皮尔曼秩相关系数；(b) 面板报告 5% 尾部集合的杰卡德重叠度。正文比较采用平均保留率和网格单元 P10。三角形表示 BelowShare，即某个网格单元的保留率低于 1 的抽样占比，其定义见补充材料第 S4.6 节。中位数和四分位距（IQR）概述各案例的比较结果。M2 和 MHV3 分别是 M2SFCA 和 MHV3SFCA 的简称。

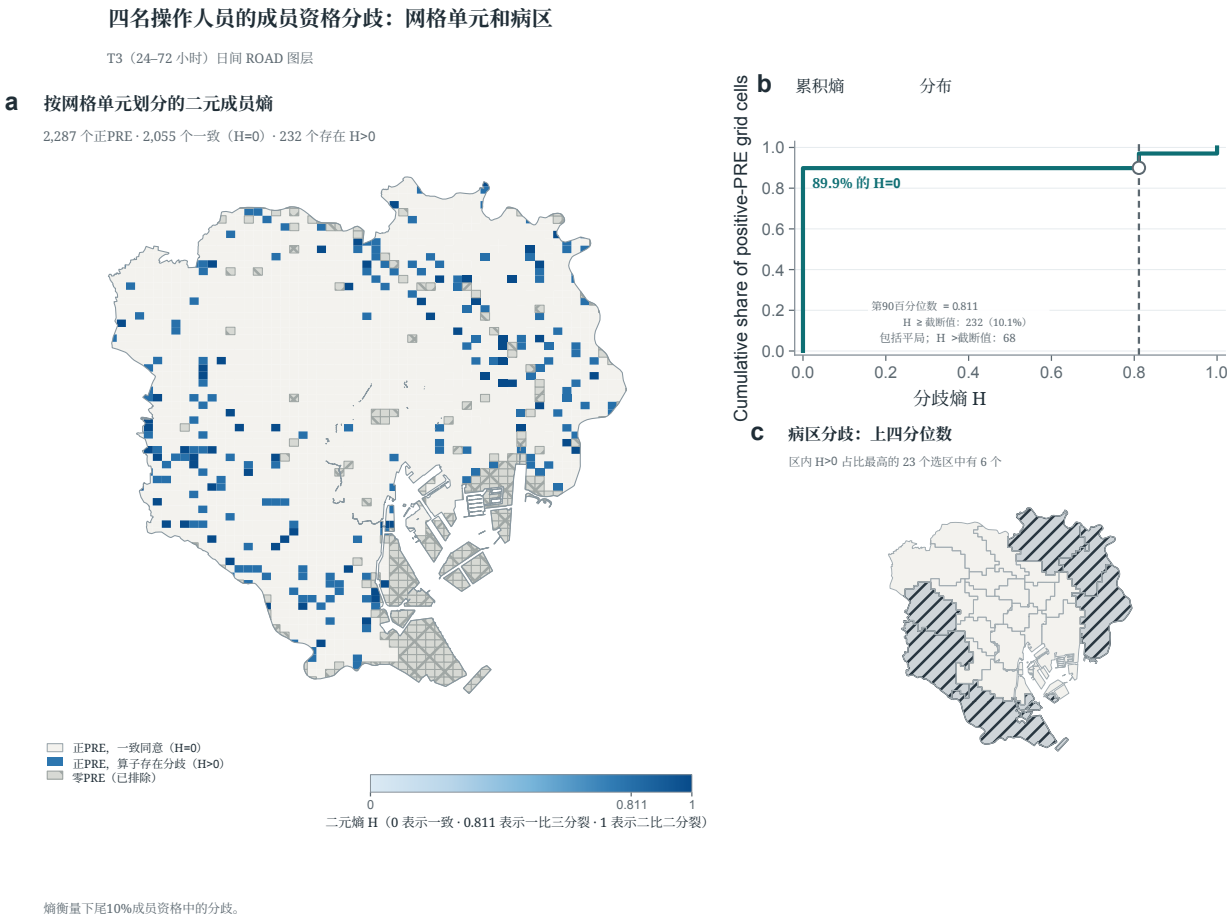



图11. 日间道路中断示例中算子的意见分歧。(a) 最低十分位集合中四名操作人员的成员资格分歧，以二元熵衡量。零表示一致；数值越高表示决策分歧越大。(b) 熵的累积分布。(c) 存在争议的单元占比最高的六个选区。这里的 H 表示成员熵，与第4.1节中的耗尽时限不同。表6报告了存在争议的单元数量。

在可用药房数量方面，两种规则下的周末均值均在每个配额水平上下降。当时间范围比抽样值短约 8% 后，阈值规则下的上升趋势便会终止，与可用药房数量无关。因此，可用药房数量能够反映保留率水平，却无法说明其周末变化方向。

局部尾部成员资格对药房仍可用的位置最为敏感：在不同日间分配方案下保持稳定，而在风险集中型药房损失情形下最不稳定（表6）。将领域扩展到选区以外后，焦点区域平均保留率的变化不到 0.0001，不可达网格单元则从 364 个减少至 347 个；与此同时，最终阶段最低十分位成员资格涉及 26,000–56,000 名居民的变动（补充章节 S9）。

在固定药房级随机流的情况下，对抽样输入进行独立重新抽样，使人口加权平均保留率最多变化 0.00026，网格单元 P10 的人口加权平均值最多变化 0.0028。所有经过测试的周末变化路径中，均值和 P10 的变化方向都保持不变。固定大小的名单中，最多有三名成员加入、三名成员退出，杰卡德重叠度最低为 0.923（表6；补充材料第 S11.1 节）。

表6. 五种变异来源下全市排名和局部候选名单的稳定性（除特别说明外，均为32 个共享案例）。

| 变异来源 | 比较内容 | 全市一致性 | 候选名单一致性 | 变更名单中的居民成员 |
|---|---|---|---|---|
| 算子 | 参考算子，BFCA、M2SFCA，网格单元上的MHV3SFCA单元格 | 成对中位数 Spearman 0.805（均值）0.811（P10） | 底部10% Jaccard 0.561 / 0.563；2,287 个单元格中的 232 个，在 T3 中存在争议 ROAD 示例 | — |
| 聚合尺度 | 相同的算子作用于选区总计 | Spearman 0.967 / 0.968 | 病区级成员关系不一致超过网格级占 59%（均值）/ 53%（P10）的情况 | — |
| 列表大小（补充表 S7C） | 算子对，固定大小列表 | — | 杰卡德值为 1.000，位于 $K = 25$（1–38 个单元格在截断值处为平局，中位数为 31），0.739 位于 $K = 50$，0.613，位于 $K = 100$ | 0；32,842；125,731 |
| 坐标重绘 | 原始集合与三组普通 LHS 集合，660 个案例，药房数据流固定 | 最大变化 0.00026 个保留单位（均值），0.0028（P10）；全部 486 个 T3–T4 方向 kept | 2,304 个固定大小列表中的 2,052 个列表未变，≤3 位于 / 3 个被排除，杰卡德最小值为 0.923；72/72 个药房集合，且 54/54 项安置偏好保持不变；重新配置替换 76 → 73/76/74 | — |
| 输入替换（第 5.5 节；补充材料表 S7C） | 日间分配；容量异质性；集中式与随机损失 | — | 底部十分位数 Jaccard 0.957–1.000；0.722–0.847；0.502（均值）/ 0.380（P10） | — |

注：完整的重新抽样结果，包括其他结果和库存延伸方向，见补充表 S5A。

表7。对五个抽样输入的敏感性：标准化秩回归系数平方（SRRC$^2$），括号内为 Kolmogorov–Smirnov（KS统计量）距离。

| 输入或诊断指标 | T1 | T2 | T3 | T4 |
|---|---|---|---|---|
| 耗尽时限 | 0.000（0.042） | 0.005（0.036） | 0.245 (0.346) | 0.968 (0.794) |
| 人员配置 | 0.706 (0.587) | 0.637 (0.544) | 0.507 (0.445) | 0.017 (0.029) |
| 运营 | 0.296 (0.462) | 0.359 (0.474) | 0.228 (0.332) | 0.008 (0.071) |
| 轻伤需求 | 0.000 (0.059) | 0.000 (0.063) | 0.000 (0.066) | 0.000 (0.039) |
| 仅受影响人群需求 | 0.001 (0.055) | 0.002 (0.065) | 0.003 (0.066) | 0.001 (0.038) |
| 秩回归 $R^2$ | 0.982 | 0.977 | 0.947 | 0.986 |
| 未解释秩响应变化，$1 - R^2$ | 0.018 | 0.023 | 0.053 | 0.014 |

注：以指定输入范围为条件。SRRC$^2$ 表示秩回归敏感性；




图12. 成对规格比较中的变化幅度和影响范围。(a) 绝对留存变化的空间中位数第95百分位数（第95百分位数）与变化至少0.05的单元格比例，以及人口覆盖率。(b) 主要阈值以及0.02和0.10处的覆盖范围。(c) 按阶段划分的中位数变化幅度。类别标签：BD，建筑损坏分母；BM，基于建筑的流动性；DEM，额外需求；PM，基于人口的流动性；POL，存量使用政策；ROAD，道路成本。R为保留率的缩写。各类别代表不同的扰动，并非等成本干预。

系数具有非加和性。 $R^2$ 是秩回归决定系数。残差变异包括非线性、交互作用以及药房层面的随机性。KS统计量将下尾单元格—抽样对中的坐标分布与其均匀边缘分布进行比较。

# 6 讨论

## 6.1 三项发现对恢复状况判断意味着什么

当药房消耗有限库存时，运营恢复与持续服务沿着不同路径发展。能登的供给中断说明了这一差异（Tai等，2024），服务可用性的功能可达性论述中也出现了类似情况（Enderami等，2024）。在相同的库存输入下，比例规则和阈值规则会产生相反的均值趋势。在同一库存—余额过程内，均值在阶段开始时有所改善，但按整个阶段取平均时却会下降。因此，Retention中的恢复表述需要同时明确服务规则和测量时点。时间变化对于常规服务（Park等，2026）和震后可及性都很重要。常规药房研究表明，营业时间会如何重塑可及性（Clark和Newing，2025；Viana等，2025）。本研究将作为状态变量的库存纳入有效容量，用于刻画城市尺度的震后药房非处方药可及性。这一贡献拓展了有关应急车辆可达性的东京证据（Kishimoto 和 Osaragi，2019 年）以及常规药房邻近性的研究（Yamazaki等，2026）。

约简检验揭示了各项任务所需的信息。共享的库存轨迹使全市地图适合采用标量近似。重新配置会改变容量保留的位置，因此需要固定地图所缺少的空间联系。这与关于服务区模型中设施配置的研究相辅相成（Delamater，2013）。算子对供给的线性解释了均值输入空间计算为何表现良好，而抽样需求则使其无法实现完全等价。实际工作流程可以先用标量剖面进行初步筛查，再用空间均值输入比较支援地点，最后通过完整抽样估计下尾部结果。

总体排名一致，也可能与局部优先级列表不同并存。需求分配和服务提供者选择（Páez 等，2019；Jörg 和 Haldimann，2023）会使单元格跨越临界值，而全市秩相关几乎不变。这将 Apparicio 等（2008）报告的局部测量差异与 Chen 和 Jia（2019）发现的尺度依赖参数敏感性联系起来。在此，分歧集中出现在临界值附近，并且在聚合和独立坐标重新抽样后仍然存在。空间证据在对药房重新配置的响应以及存在争议的成员归属方面最为明显；调整后的局部聚类检验未发现局部化的灾害热点。

## 6.2 在东京的应用及向其他城市的转移

东京的灾害药事协调员收集服务信息，并协调药品供应和药剂师活动（东京都政府卫生局，2025a）。2026年3月，东京与东京药剂师协会共同引入了一家移动药房（东京都政府，2026）。该车辆驻扎在立川区域防灾中心，为灾害医疗救援站提供药品调剂和药品供应支持。选址比较显示了此类支持发挥作用的尺度。以最优方式配置6.25个设施当量单位，可使焦点区域平均保留率提高0.00632，约相当于比例规则下周后期下降幅度的3%。在相同惯例和剖面下，仅恢复T3库存状态就会使T4均值提高0.317（图4d）。因此，几个单位规模的容量增量只能在局部发挥作用；全市趋势由库存决定。在出行权重固定的情况下，现有药房的增量无法覆盖364个单元格，而这些单元格既没有建模的灾前可达性，也不属于完全关闭后失去覆盖的1,120个PRE为正的单元格；对于这些单元格，移动服务是一项相关选项。在指定输入范围内，最终阶段的SRRC$^2$ 在耗尽时限方面为0.97，在人员配置方面为0.02（表7）。因此，仅限于营业状态和人员配置的状态报告会遗漏主导周后期敏感性的输入。库存状态字段则能够揭示运营恢复所掩盖的服务损失。

按照阈值规则，全市平均值上升，而网格单元 P10 的人口加权平均值下降，因为 P10 反映的是不利条件，主要是较短的耗尽时间跨度。仅依据均值作出的

判断因此可能会显示恢复，而不利条件下的药品可及性却仍在恶化。

准备程度评估分为四个步骤。首先，绘制灾前可及性地图，并标出364个没有模拟药房可及性的单元格。其次，比较两种服务规则和两种测量时点，同时考察其下尾部。第三，根据各算子反复选中的位置构建候选集合，并标出接近临界值的成员。第四，按照均值目标，根据现有药房的精确边际增益对其排序$g_j$，以便进行等容量增设；随后分别评估下尾部结果和公平性。保留率应结合绝对可及性和人口覆盖率来解读：比例损失大与绝对服务水平低反映的是不同需求。

这项分析的三个部分可推广至其他城市。首先，所需输入数据的类型是许多城市都具备的：服务提供者名录、网格化人口数据、步行网络、包含损害估计的灾害情景，以及库存、人员配置和需求的已知范围。其次，有三项结果源于计算结构，而非东京的地理特征。各服务提供者共用的库存比例会从计算中约去，因此全市层面的判断取决于全市范围的输入数据：存量到服务规则、相对于评估期的耗尽时限，以及人员配置恢复的速度。按全市总量缩放的固定地图无法反映容量的流向，而每个服务提供者新增容量所带来的增益则有精确表达式。第三，报告做法普遍适用：说明存量到服务规则和测量时点，并在报告均值的同时报告下尾部结果。数值结果仅适用于东京；该市约每2,000名夜间居民对应一家药房。对于网络更稀疏、依赖汽车出行或补充速度更慢的城市，方法之间的一致性、优先级列表的稳定性以及安置带来的增益都应重新估算。

## 6.3 局限性

该模型尚未根据观测到的灾后结果进行验证。本研究无法获取地震后药房营业状态、库存、销售或配送的记录。因此，结果仅展示哪些建模选择会改变恢复状况判断，并不预测真实地震后的可及性水平。用于报告低保留率的 0.5 水平同样是人为设定的，并未经过验证，不能视为充足性阈值：正常时期药房的闲置服务能力尚未观测到。

该模型评估的是非处方药可及性，这是药房服务连续性的一个组成部分。同一网络也配发处方药，包括灾害处方（Koike 等，2026），因此其连续性也关系到治疗维持，而本模型并未对此进行评估。服务提供者名录涵盖持牌药房，这是非处方药零售网络的一部分。未持有药房执照的店内销售网点不在名录中。遗漏这些网点可能导致街区看起来可选择的非处方药更少，并改变优先名单成员资格。由于保留率是以灾后可及性除以其自身基线计算的，纳入这些网点可能影响分子和分母；该比率的偏差方向尚不明确。

整个星期内，需求始终位于居住地或日间出发点。疏散可能会降低受损居住网格中的需求，并使需求集中到指定避难所附近，从而改变出行需求以及对附近药房容量的竞争。避难所医疗队和药品分发也会在所建模的药房网络之外增加服务渠道。因此，当前地图无法识别避难所特定短缺，也无法评估避难所药品供应的充足性。

备灾范围决定了结果。参考情形中，所有登记药房均以降级容量维持可用；仅在配额比较以及一项依据正常运营营业时间进行的检验中，药房才会被视为不可用。在这些比较中，一周内没有药房重新营业。需求转移到可用药房的数量未纳入模型；配额比较以需求完全不转移和全部转移作为界限。3–7天的耗尽时限意味着库存会在研究周内耗尽，且参考情形在每次抽样中为各药房使用同一个库存乘数。异质库存扩展放宽了这一假设，但产品匹配、缺货后改道和校准后的配送网络仍未纳入模型。人口和损害输入数据分别来自2015年和2022年，而用于排列日间人口增量的地图来自2026年。将这些数据与2025年的药房登记册结合，会造成时间错配。从2015年至2020年人口普查期间，23个区的夜间人口增长了5.0%，日间人口增长了3.6%（东京都总务局，2024年）。均匀增长使保留率保持不变，因为灾前和灾后的可及性采用相同的人口；不均匀增长则会改变局部数值和排名。

烧毁区域内的活跃火灾和碎屑不会导致网络中的路线关闭，这可能会高估火势蔓延区域内早期的步行可达性。

四算子比较涵盖 32 个共同案例。库存规则和简化检验使用参考算子；其定量影响有待通过比较方法进行评估。精确选址最优解适用于固定需求、固定权重均值目标以及所述的等增量约束。出行可行性、配送成本和公平性目标会改变这一分配问题。外部域测试使用转移灾害状态。

### 6.4 未来工作

有两项可直接开展的扩展。第一，事件发生后的药房运营、库存、配送和销售记录，可用于根据报告的状态进行验证，例如通过药房状态报告系统（Mitoya 等，2023 年），并为校准边际分布和联合依赖关系提供支撑。随后，观测到的出行和需求模式将有助于选择服务映射，并将时间范围与新增量边界转化为可检验的备货条件。移动容量是另一种选址情形：一旦计算出候选救援站点的出行权重，便可使用相同的边际增益表达式对其进行排序；而部署则取决于车辆通行性（Kishimoto 和 Osaragi，2019 年），这是本步行模型未能体现的因素。第二，避难所情景可将一定比例的需求从严重受损单元格转移至指定疏散地点。待地理编码登记册可用后，加入店内销售网点将有助于检验扩大非处方药覆盖范围的影响。总之，这两项范围扩展将揭示当前局部优先级如何取决于人口位置和服务提供者覆盖范围。

## 7 结论

本研究将药房库存作为状态变量纳入城市尺度可达性模型，并探讨哪些建模选择会改变对东京地震后第一周药品可达性的判断。由此得出三点结论。第一，药品可达性是否看似有所恢复，取决于两项建模假设：剩余库存如何转化为服务，以及恢复情况是在某一时段开始时衡量，还是按整个时段取平均值。在相同假设下，均值和低端结果（P10）也可能朝相反方向变化。第二，模型细节的程度应与规划任务相匹配。全市总量足以近似全市地图。评估药房关闭或新增容量的安置，则需要空间分辨输入。估算低端结果，则需要抽样输入。第三，不同的服务区划分方法对全市排名的结论一致，但选出的地方优先区域各不相同。因此，局部候选名单应视为有待核实、且取决于方法的候选区域，而非最终目标。对于东京的准备工作，这些结果表明，状态报告除营业状态和人员配置外，还应纳入库存水平。评估也应报告低端结果，而不应只报告均值。同样的测试也可用于其他城市，以及依赖库存的其他服务，例如灾害后的食品或燃料配送。下一步工作是利用观测到的库存、配送和销售记录校准模型，并将其扩展至店内销售网点和避难所需求，以推动运营应用。

## 致谢

本研究是与东京大学 CSIS（编号：1361）开展联合研究的成果，并使用了以下数据：由 CSIS人流项目办公室提供的 Pseudo People Flow: Personal Attribute Dataset (Tokyo)。谨此感谢参加 CSIS DAYS 2026（日本柏市，2026年11月13日至14日）的与会者提出宝贵意见。

## 经费

本研究获得日本学术振兴会科学研究费助成事业（JSPS KAKENHI）资助，课题编号为 JP20K14898 和 JP26K22096。

## 利益冲突声明

作者声明，他们没有已知的、可能影响本文所报告工作的经济利益冲突或个人关系。

## CRediT 作者贡献声明

Juanning Liang：概念构思、数据整理、正式分析、调查研究、方法学、软件、验证、可视化、撰写初稿、审阅与编辑。Hiroki Baba：概念构思、经费获取、监督、审阅与编辑。

## 数据和代码可用性

官方地震损害估算（东京都防灾会议，2022）、厚生劳动省医疗信息网药房登记册、2015年人口普查网格统计数据（日本总务省统计局，2015）以及2021年建筑状况调查（东京都政府都市整备局，2021）均可从所引用的来源公开获取。合成人流数据是根据与东京大学空间信息科学研究中心（CSIS）签订的联合研究协议获取的。数据通过联合研究辅助系统（JoRAS；项目编号1361）提供。协议不允许重新分发这些数据；符合条件的研究人员可向CSIS申请获取。由这些数据得出的网格单元级和药房级结果表不予公开；汇总结果见补充材料。补充材料中概述的药房来源对照表和比较登记册将在论文录用后存入公共存储库。存储内容还将包括基准模型和比较方法的 NumPy/SciPy 分析代码，以及一个无需受限输入即可运行的合成测试用例。数字对象标识符将在存储完成后添加。

## 稿件准备过程中使用生成式人工智能和人工智能辅助技术的声明

在准备这项工作时，作者使用了 ChatGPT（OpenAI）润色语言，包括语法和措辞，并协助编写和完成分析代码。使用该工具后，作者根据需要审阅并编辑了内容，并对已发表文章的内容承担全部责任。

## 参考文献

Philippe Apparicio、Mohamed Abdelmajid、Mylène Riva 和 Richard Shearmur。比较测量城市卫生服务地理可达性的不同方法：距离类型与聚合误差问题。《国际健康地理学杂志》，7(1):7，2008。doi: 10.1186/1476-072X-7-7。

Georgios P. Balomenos、Yujie Hu、Jamie E. Padgett 和 Kyle Shelton。沿海灾害对居民卫生服务空间可及性的影响。《基础设施系统杂志》，25(4):04019028，2019。doi：10.1061/(ASCE)IS.1943-555X.0000509。

Luis Ceferino、Charan Kukunoor、Jinyan Zhao、Dan Mao、Xinlu Xu、Jingzhe Wu 和 Adam Zsarnóczay。海沃德大地震后旧金山湾区急性护理医院的可及性。*NatureCommunications*，16(1):9328，2025。doi：10.1038/s41467-025-64354-6。

Bi Yu Chen、Xue-Ping Cheng、Mei-Po Kwan 和 Tim Schwanen。出行时间不确定性条件下医疗服务的空间可达性评估：一种基于可靠性的浮动服务区方法。《交通地理学杂志》，87:102794，2020。doi: 10.1016/j.jtrangeo.2020.102794。

Xiang Chen 和 PengfeiJia。运用两步浮动服务区法（2SFCA）对比分析可达性指标。《国际地理信息科学杂志》，33(9): 1739–1758，2019。doi: 10.1080/13658816.2019.1591415。

Stephen D. Clark 和 Andy Newing。运用浮动服务区技术评估英格兰和威尔士社区药房的空间可及性。《药学政策与实践杂志》，18(1):2466203，2025。doi: 10.1080/20523211.2025.2466203。

Paul L. Delamater。医疗保健系统配置欠佳情况下的空间可及性：修正的两步浮动捕获区（M2SFCA）指标。*Health& Place*，24：30–43，2013。doi：10.1016/j. healthplace.2013.07.012。

Shangjia Dong、Amir Esmalian、Hamed Farahmand 和 Ali Mostafavi。城市洪涝中关键设施受扰可及性与社区服务损失承受能力的综合物理—社会分析。《计算机、环境与城市系统》，80：101443，2020。doi：10.1016/j. compenvurbsys.2019.101443。

S. Amin Enderami、Elaina Sutley、Jennifer Helgeson、Leonardo Dueñas-Osorio、Maria Watson 和 John W. van de Lindt。灾后基本商品和服务可及性的测量：邻近性、可用性、充足性和可接受性维度。《基础设施保护与韧性杂志》，5(1)：12，2024。doi：10.1186/s43065-024-00104-0。

K. Ertugay、S. Argyroudis 和 H. Ş. Düzgün。考虑道路封闭概率的地震情境可及性建模：希腊塞萨洛尼基医疗保健和避难服务可及性案例研究。《国际灾害风险减缓杂志》，17：49–66，2016。doi：10.1016/j.ijdrr.2016.03. 005。

Reto Jörg 和 Lucas Haldimann。MHV3SFCA：一种衡量医疗保健系统空间可达性的新方法。*Health& Place*，79：102974，2023。doi：10.1016/j.healthplace.2023.102974。

Michaela Kaleta、Jana Lasser、Elma Dervic、Liuhuaying Yang、Johannes Sorger、D. Ruggiero Lo Sardo、Stefan Thurner、Alexandra Kautzky-Willer 和 Peter Klimek。利用基于主体的仿真对奥地利医疗保健系统的韧性进行压力测试。*Nature Communications*，13(1)：4259，2022。doi：10.1038/s41467-022-31766-7。

Kiranjot Kaur、Carlos Molina Hutt 和 Amy M. Kim。考虑医院建筑和交通基础设施损伤的震后紧急医疗服务可及性评估。*Earth-quakeSpectra*，42(2):e70024，2026。doi: 10.1002/esp4.70024。

Maki Kishimoto 和 Toshihiro Osaragi。大地震后东京大都市区应急车辆可及性与局部环境之间的关系。*Journal of DisasterResearch*，14(3):489–499，2019。doi: 10.20965/jdr.2019.p0489。

Konstantin Kogan 和 Avi Herbon。恐慌性抢购与消费者囤货情况下的零售：政府干预能否发挥作用？*InternationalJournal of Production Economics*，254：108631，2022。doi: 10.1016/j.ijpe.2022.108631。

Yukari Koike、Shuji Yamashita、Natsuki Umiji、Aina Kano、AoiKoketsu、YukaNakasato、Momoka Ya- mashita、Nobuhiro Namaki、Masako Hashimoto、Akihiro Watanabe、Taihei Yamada 和 Hideki

Hayashi。2024年能登半岛地震后亚急性阶段珠洲市临时配药点的药品需求：灾害处方趋势的横断面研究。《药学保健与科学杂志》，12:45，2026。doi: 10.1186/ s40780-026-00563-5。

Wei Luo 和 Yi Qi。用于测量初级保健医生空间可及性的增强型两步浮动捕获区（E2SFCA）方法。*Health& Place*，15(4):1100–1107，2009年。doi: 10.1016/ j.healthplace.2009.06.002。

Wei Luo 和 Fahui Wang。GIS环境下医疗保健空间可及性的测量：综合与芝加哥地区案例研究。*Environmentand Planning B: Planning and Design*，30 (6):865–884，2003年。doi: 10.1068/b29120。

M. D. McKay、R. J. Beckman 和 W. J. Conover。用于分析计算机代码输出时输入变量值选择的三种方法比较。《技术计量学》，21(2):239–245，1979年。doi: 10.1080/00401706.1979.10489755。

Akira Mitoya、Satoshi Okamura、Osamu Noguchi、Isao Saito、Hironori Nakura、Shinichi Iwai 和 Keiko Kishimoto。创建首个用于灾害的区域医疗资源地图。临床与社会药学探索研究，10:100278，2023年。doi: 10.1016/j.rcsop.2023.100278。

大田区。按阶段划分的医疗活动，2018年。URL https://www.city.ota.tokyo.jp/seikatsu/hoken/saigai/phase.html。日文；标题为译文。访问于2026年11月14日。

Jinwoo Park 和 Daniel W. Goldberg。新冠肺炎大流行期间重症监护病床空间可及性的随机分布考察：得克萨斯州大休斯敦地区案例研究。地理分析，55(3):384–398，2023。doi: 10.1111/gean.12340。

Jinwoo Park、Fangzheng Lyu、Alexander Michels、Ian Zhang 和 Shaowen Wang。根据各位置空间可及性的特点定制决策支持：纽约市急诊医疗服务案例研究。《计算机、环境与城市系统》，128:102458，2026。doi：10.1016/j.compenvurbsys.2026.102458。

Antonio Páez、Christopher D. Higgins 和 Salvatore F. Vivona。浮动捕获区（FCA）方法中的需求与服务水平膨胀。《PLOS ONE》，14(6):e0218773，2019。doi：10.1371/journal. pone.0218773。

Samuel Roubin、Joseph Holler 和 Peter Kedron。药房服务时空可及性的城乡差异：美国佛蒙特州案例研究。《BMC卫生服务研究》，25(1):1484，2025。doi：10.1186/s12913-025-13653-1。

Harpreet Sahota、Samantha Guzman、Lissette Tordera、Michelle Chan、Jennifer Cocohoba 和 Parya Saberi。《美国极端天气和气候事件后药房荒漠及药房的作用：一项范围综述》。《初级保健与社区健康杂志》，14:21501319231186497，2023年。doi: 10.1177/21501319231186497。

Yoshiaki Shikamura、Aika Tanaka、Kenichi Negishi、Hideo Shimodaira、Susumu Wakabayashi、Toshio Tsukahara、Kaori Nomura、Keiji Izushi、Choichiro Miyazaki、Mayumi Mochizuki 和 Naoki Kamimura。《灾害期间非处方药（OTC药品）的有效使用：关于灾害期间可使用的非处方药清单作用的研究（日本药物信息学会2014财年项目研究）》。《日本药物信息学杂志》，18(4):242–250，2017年。doi: 10.11256/jjdi.18.242。日文。

日本总务省统计局。2015年人口普查：地域网格统计、500米网格、基本人口统计表，2015年。网址 https://www.e-stat.go.jp/gis/statmap-search?type=1&toukeiCode=00200521&toukeiYear=2015&aggregateUnit=H&statsId=T000847。日文；标题为译文。访问日期：2026年11月18日。

Tatsuya Tai、Masahiro Watanabe、Sayaka Yamashita、Takahiro Motoki、Kazunori Yamaguchi、Hiroaki Tanaka 和 Shinji Kosaka。灾害药剂师的支撑，以及医院药房部门在应对2024年能登半岛地震时面临的挑战。东北实验医学杂志，264(1):49–52，2024。doi: 10.1620/tjem.2024.J046。

东京都防灾会议。《东京的新损害估计：东京都地震及相关地震对东京的损害估计》，2022年。URL https://www.bousai.metro.tokyo.lg.jp/_res/projects/default_project/_page_/001/021/571/01nnnn.pdf。日文；标题为译文。访问日期：2026年11月14日。

东京都政府。《引入移动药房（灾害期间的药品供应）》。新闻稿，2026年3月6日。URL https://www.my.metro.tokyo.lg.jp/w/115-20260309-246467438。日文；标题为译文。访问日期：2026年11月14日。

东京都总务局。《根据2020年人口普查统计的东京日间人口》，2024年。URL https://www.toukei.metro.tokyo.lg.jp/tyukanj/2020/tj20gaiyou.pdf。日文；标题为译文。访问日期：2026年11月14日。

东京都政府卫生局。东京灾害药事协调员，2025a。URL https://www.hokeniryo.metro.tokyo.lg.jp/anzen/kenkou_anzen/tokyo_yakuji_co。日文；标题为译文。访问日期：2026年11月14日。

东京都政府卫生局。《灾害药事活动指南》（第2版），2025b。URL https://www.hokeniryo.metro.tokyo.lg.jp/documents/d/hokeniryo/2025-03-17-183753-641。日文；标题为译文。访问日期：2026年11月14日。

东京都政府卫生局。灾害医疗救援活动的阶段分类及所需活动，n.d.a。URL https://www.hokeniryo.metro.tokyo.lg.jp/documents/d/hokeniryo/siryou1_56。日文；标题为译文。访问日期：2026年11月14日。

东京都政府卫生局。III. 按阶段划分的灾害情景，未注明日期。URL https://www.hokeniryo.metro.tokyo.lg.jp/documents/d/hokeniryo/guideline_p15-22。日文；标题为译文。访问于2026年11月14日。

东京都政府福祉保健局。《灾害期间药房运营手册：药房业务连续性规划与地方协调指南》，2013年。URL https://www.hokeniryo.metro.tokyo.lg.jp/documents/d/hokeniryo/yakkyoku-bcp。日文；标题为译文。访问于2026年11月14日。

东京都政府都市整备局。《土地利用现状调查 GIS 数据：东京23区，2021年（令和3年），建筑状况图层》，2021年。URL https://catalog.data.metro.tokyo.lg.jp/dataset/t000008d2000000019。日文；标题为译文。访问于2026年11月18日。

Cláudia M. Viana、Luis Encalada-Abarca、Jorge Rocha 和 David S. Vale。识别药房空白区域：全天多模式可达性的时空研究。《国际健康地理学杂志》，24(1):11，2025。doi: 10.1186/s12942-025-00396-9。

世界卫生组织。突发事件中的非传染性疾病，2016。URL https://www.who.int/publications/i/item/noncommunicable-diseases-in-emergencies。WHO/NMH/NVI/16.2。访问日期：2026年11月14日。

Tomofumi Yamazaki、Seiichiro Ito、Yoko Ino、Kana Sugishita、Koichi Kageyama、Mugita Sato、Satoshi Nakao、Kazuya Nonomura、Hirofumi Tamaki、Kazuhiro Iguchi 和 Mitsuhiro Nakamura。利用地理信息系统对东京大都市医疗保健相关设施的可及性进行空间分析。《*PLOS ONE*》，21(5):e0350130，2026。doi: 10.1371/journal.pone.0350130。

Yuhong Zhou、Kirsten M M Beyer、Purushottam W Laud、Aaron N Winn、Liliana E Pezzin、Ann B Nattinger 和 Joan Neuner。一种考虑城乡空间可及性差异的改进两步浮动捕获区法，用于分析药房可及性。《药学卫生服务研究》，12(1):69–77，2021。doi: 10.1093/jphsr/rmaa022。