arXiv:2611.29652v1 [econ.GN] 22 Nov 2026

社区洪灾损失加剧抵押贷款违约级联

Matteo Valle*[1,2]，Drona Kandhai[1,3]，Cees Diks[2]，和 Debraj Roy[1]

[1]阿姆斯特丹大学计算科学实验室[2]阿姆斯特丹大学阿姆斯特丹经济学院[3]阿姆斯特丹大学Korteweg de Vries研究所

2026年11月24日

摘要

洪水会损害房屋、扰乱收入并恶化周边邻里的状况，从而威胁抵押贷款偿还。然而，随着欧洲住房危机导致失去住房的家庭几乎没有负担得起的替代选择，目前尚不清楚这些邻里效应如何将局部损害转化为系统性抵押贷款困境。我们使用针对荷兰林堡校准的基于主体的模型表明，周边房产受损可能触发原本仍有能力还款的家庭出现抵押贷款违约，其中包括自有房屋仍未受损的家庭。在最严重的洪水情景下，年度止赎率增加了一倍以上。每一次止赎都会降低附近房屋的价值，进而触发级联。洪水使这类大规模止赎级联更加频繁发生，属于这些级联的止赎占比从31%上升至45%。洪水还会使止赎更多地集中于贷款期限较短的抵押贷款，此时尚未偿还的债务更多。这些发现表明，邻里损害会将抵押贷款风险扩展至直接遭受洪水影响的房屋之外，并导致止赎在还款早期以更集中的波次发生。

关键词：洪水风险、基于主体的模型、抵押贷款违约

1 引言

日益频繁且愈发严重的洪水会造成重大物理损害和经济损失，给家庭和贷款机构带来财务压力。气候风险研究日益关注物理冲击如何在社会和经济系统中级联传播（Simpson 等，2021；政府间气候变化专门委员会，2023；Ebi，2025）。住宅抵押贷款处于此类级联的核心，因为其表现取决于房产及其

*通讯作者：m.valle@uva.nl

周边社区的状况。洪水可能从房屋受损开始，经由抵押贷款违约扩散至住房市场；在住房市场中，被迫出售和房价下跌可能将低收入家庭推向高风险地区，这一过程称为气候绅士化，并进一步使其陷入贫困陷阱，几乎无力适应下一次冲击（Dupont 和 Roy，2025；Garibay 和 Roy，2026）。欧洲住房危机又加剧了这些风险：自2015年以来，欧盟房价上涨约65%，租金上涨超过20%（欧盟统计局，2026），促成了首个欧洲可负担住房计划（欧盟委员会，2025）。然而，气候压力测试所使用的信用风险模型通常认为，在考虑区域冲击后，各项违约彼此独立（Alogoskoufis 等，2021），因此无法反映这样的交互作用：一个家庭违约会改变其邻居面临的风险。

反复发生的洪水会给家庭带来双重金融冲击。首先，洪水会降低房产价值：来自美国、意大利和荷兰的证据表明，与高风险区外的同类房产相比，易受洪水侵袭地区的房产售价更低（Harrison et al., 2001; Zhang and Leonard, 2019; Daniel et al., 2009; Bin and Polasky, 2004; Bellaver et al., 2025）。其次，洪水会扰乱当地劳动力市场，从而引发流动性冲击（Groen et al., 2020）。这些冲击叠加后往往会超出家庭的财务承受能力，导致抵押贷款违约（Kousky et al., 2020）。现有关于抵押贷款的研究区分了无力还款的借款人与有能力还款却选择停止还款的借款人（Foote and Willen, 2018; Ganong and Noel, 2023）。后者通常被称为策略性违约：借款人停止还款，是因为继续偿还抵押贷款已不再那么有吸引力，而非面临即时现金短缺。负资产是作出此类决定的一个原因，不过实证研究表明，收入冲击及其与负债的相互作用可以解释许多已观察到的违约（Ganong and Noel, 2023）。反复发生的洪水可能会改变这种比例关系，因为洪水造成的损失不仅会影响可用于还款的资源，也会影响家庭对继续居住在自家房屋中的重视程度。

理解违约的驱动因素仍是一项核心挑战（Foote and Willen，2018）。Ganong and Noel（2023）根据违约原因，将其分为三个截然不同的类别：“房屋净值”渠道、“流动性”渠道（现金流违约）以及结合这两种渠道的“双重触发”违约。策略性违约与流动性驱动型违约的区分仍存在争议：早期研究估计，策略性违约占违约总数的$> 30\%$（Gerardi, Herkenhoff, et al., 2018；Guiso et al., 2013）；而近期基于收入变化轨迹的研究发现，负资产违约中仅有 $\sim 6\%$是单纯由负资产导致的，大多数则由流动性或双重触发机制所致（Ganong and Noel，2023）。

洪水损害可能会产生邻里影响：即使一个家庭仍有能力偿还抵押贷款，如果周边地区遭受大范围破坏，该家庭也可能更不愿继续还款。越来越多的证据表明，“止赎传染”这一现象确实存在：房主的违约概率会因邻居的行为而上升。Guiso 等人（2013）利用调查数据指出，看到有人遭遇止赎的个人更有可能表示自己也会违约；Gupta（2019）则为这一机制提供了因果证据，发现每发生一起位于 0.10 英里范围内的止赎，就会通过房价折旧以及借款人对违约污名成本的重新评估，导致新增 0.3–0.6 起止赎。Towe 和 Lawley（2013）发现，有力证据表明，观察到附近邻居遭遇止赎的房主，其违约决策会受到社会互动的影响

；而 Goodstein等（2017）发现了相同的模式：邮政编码层面的逾期率是推动策略性违约增加的重要因素。

迄今为止，这两种邻里渠道一直是分开研究的。洪水损害会同时降低受影响区域内所有家庭的邻里状况，而止赎传染则会将困境从一个家庭传递到下一个家庭。两者结合后，洪水损害可能会强化传染循环，直至止赎演变为自我延续的过程，达到一个临界点；一旦越过这一点，困境就会蔓延到直接受损房产以外的区域。这种情况是否会发生，以及洪水相关抵押贷款风险中有多少存在于直接受损房屋之外，目前仍不得而知。实证数据只能提供有限的指引：严重洪水十分罕见，其影响与保险和公共补偿的影响交织在一起，而且从未观测到没有邻里溢出效应时的反事实情形。

我们通过校准后的空间主体模型（ABM）来探讨这些问题。该模型使我们能够观察实证数据无法揭示的情况：洪水损害、家庭财务状况与止赎溢出效应如何相互作用，以及关闭溢出效应后会发生什么。我们衡量四项结果：（i）年度止赎率，并区分由资金不足导致的财务性止赎，以及由邻里状况和债务压力驱动的策略性止赎；（ii）止赎溢出效应对该比率的放大作用；（iii）由此产生的止赎级联的规模分布；（iv）止赎时的抵押贷款期限。对于贷款机构而言，这些结果揭示了洪水暴露如何延伸至受洪水影响的房产之外、违约的聚集程度，以及哪些贷款最先违约（详情见第4 节）。对于社会而言，这些结果则表明，在何处开展社区层面的恢复工作可以避免家庭失去住房。该模型综合考虑了异质性家庭财务状况、住房抵押品受损、就业中断，以及近期发生止赎房屋附近房产的抵押品折价。我们以荷兰林堡为对象校准模型，家庭和房产分布根据银行数据和全国洪水风险地图拟合。我们考察尾部逐渐加重的风格化洪水压力情景，确定与荷兰逾期数据及担保基金数据相符的参数区域，并运用全局敏感性分析（GSA）（Bazyleva等，2024）确定哪些参数主导信贷结果。

在最严重的洪水情景下，模型推算的年度止赎率从 0.42% 增至 0.91%，增幅超过一倍。这是因为有能力还款的家庭选择了策略性止赎，而财务性止赎则略低于无洪水时的水平。在这一参数化设定下，最严重情景中有 37.6% 遭遇策略性止赎的家庭，在止赎发生当月居住的房屋并未受损，因此风险不仅局限于贷款机构仅凭洪水地图所能识别的房产。止赎溢出效应进一步放大了这一增幅：附近发生止赎会削弱家庭继续偿还抵押贷款的意愿，可能引发更多止赎。在溢出强度适中的情况下，最严重洪水情景中有 45% 的止赎属于大型级联，而无洪水时这一比例为 31%。对贷款机构而言，这种聚集意味着，假设违约彼此独立的投资组合模型会低估洪水相关信贷风险。同时，这也限制了传统预警信号的识别能力。策略性止赎发生时，抵押贷款期限的中位数为 15 个月，此前经历的困境月数中位数为 6 个月；而财务性止赎则发生在经历 27 个月困境之后。因此，监测反复出现的困境将无法捕捉大多数由洪水引发的止赎。邻里损害和附近发生的止赎，都是贷款机构能够观察到的指标，可以提供更早的信号。这些发现表明，社区层面的恢复是洪灾后救济的关键组成部分，并指出抵押贷款溢出效应是洪水损害扩散的早期环节之一

蔓延至住房市场，并加剧长期不平等。

2 结果

2.1 洪水风险暴露下抵押贷款持有者的空间模型 s

我们通过两种机制来模拟洪水如何影响抵押贷款偿还：失业和住房抵押品受损（图 1）。洪水会加剧失业，从而降低受影响家庭的收入及其偿还抵押贷款的能力。其次，洪水会降低受灾房屋的抵押品价值，并恶化邻里状况；即使家庭自有房产未受损，这些变化也会影响其支付意愿。在我们的模型中，违约可能由两种原因导致。家庭无力继续偿还抵押贷款时，会发生财务违约；家庭仍有能力还款、却不再愿意还款时，则会发生策略性违约。

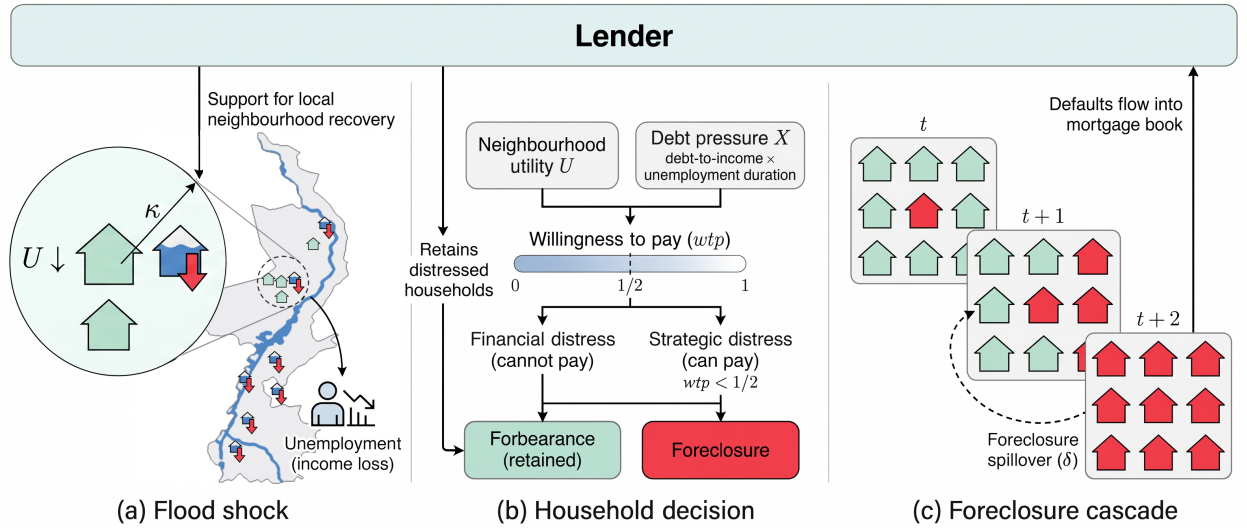


图 1：模型示意图总览：(a) 洪水冲击会损害抵押品价值和邻里效用，也会影响附近房屋未受损的家庭。(b) 邻里环境恶化会降低家庭的支付意愿 $\text{wtp}_{i,\ t}$。对于具备偿付能力的家庭，个人临界点 $1/2$ 将可能面临止赎的区间与仅保留区间分隔开来。(c) 违约级联表现为同一社区在连续多个时间步中新增违约数量不断增加。三支垂直箭头连接贷款机构与家庭：(a) 中的箭头强调支持局部邻里恢复的政策；(b) 中央的箭头表示贷款机构通过宽容安排留住陷入困境的家庭，避免困境演变为违约；(c) 中的箭头则将家庭违约与抵押贷款组合结果联系起来。家庭位置和违约数量仅为示意。该图由 PaperBanana（Zhu 等人，2026）这一用于生成学术插图的人工智能工具制作。

家庭是否愿意继续还款，可用其支付意愿来概括。支付意愿分解为两个衡量指标。第一个是社区状况；洪水会降低作为抵押贷款抵押品的房屋价值，我们通过附近房屋受损前后的总价值之比来衡量社区状况。第二个是债务压力，其数值反映未偿债务相对于收入的水平，以及失业持续的时间。支付意愿

随邻里效用上升，随债务压力增加而下降。仍有能力还款的家庭，只有在其支付意愿低于阈值时才会策略性违约。

止赎本身会削弱邻近家庭继续还款的意愿，从而形成一种反馈，使一次止赎可能引发其他止赎。我们将这种反馈称为止赎溢出效应。其强度 δ 决定了上个月发生的止赎通过邻里效用对家庭支付意愿产生多大影响。模型通过降低附近的抵押品价值来体现这一效应。金融性止赎和策略性止赎都可能引发级联，随后通过策略性违约扩散，并波及自家房屋未受损的家庭。

在我们的模型中，家庭的收入、流动资金、贷款规模和就业状态各不相同。每个月，家庭都要支付生活支出和抵押贷款还款。洪水还会加剧失业，降低受影响家庭的收入。陷入困境并不一定会导致违约：家庭可以通过宽容安排得以保留，也可能因止赎而失去房屋，具体取决于其支付意愿。

我们将模型应用于荷兰林堡区域，使用荷兰洪水风险地图，以及根据银行和国家统计数据拟合的分布生成的家庭特征。我们在无洪水的基准情景下测试模型， $\mathcal{S}_0$并设置四种风格化的洪水压力情景， $\mathcal{S}_1$ 至 $\mathcal{S}_4$，这些情景下洪水严重程度的尾部逐步加重。通过比较存在和不存在止赎溢出效应的模拟结果，我们可以评估这种反馈对违约的影响。我们对模型中最重要的参数进行了全局敏感性分析（GSA）（Saltelli, Aleksankina, et al., 2019）。模型的完整设定见“方法”部分，参数值见补充信息（SI）表S1。

2.2 模型校准与洪水驱动的战略止赎

在分析洪水对系统的影响之前，我们将 $\mathcal{S}_0$ 的年度止赎率和陷入财务困境的家庭占比与实证数据进行比较，并利用这些数据校准模型参数（图2）。我们报告的每项洪水影响都是相对于 $\mathcal{S}_0$的变化，因此，只有当无洪水模型产生的止赎率和困境水平接近观测值时，这种比较才有意义。我们评估 $\mathcal{S}_0$ ，且不包含止赎溢出效应（$\delta = 0$），从而使比较能够将财务困境机制和初始化与止赎外部性区分开来；对于洪水影响下的市场，我们将止赎外部性的大小视为压力维度（第4.7节）。

在我们的模型中，与止赎率最接近的实证对应指标是荷兰抵押贷款担保基金（NHG）收到的损失索赔：2013年至2016年间，每年占有效担保的0.27%–0.42%（WEW，2014年至2017年）。这些索赔涵盖收益不足以偿还受担保抵押贷款的被迫出售，因此提供了一个下限基准。关于财务困境，荷兰信贷登记数据报告称，在持有抵押贷款的家庭中，有0.87%–3.54%的家庭存在抵押贷款拖欠款（BKR，2025年；荷兰中央统计局，2025年）。

我们将分析限制在 $\beta_1 - \beta_2 \geq 1/2$ （参见“方法”部分，公式11），因为低于这一阈值时，策略性违约占主导地位，即使没有洪水，活跃抵押贷款群体也会急剧缩减（参见图3右图）。在没有洪水且不存在溢出效应的情况下，邻里效用仍处于基线水平。

因此，校准约束了财务渠道。GSA 识别出支出参数 m 和 ε 会影响金融止赎数量，但对策略性止赎数量的影响很小（第S3.2节）。我们通过拒绝式近似贝叶斯计算（ABC）校准模型，保留结果最接近两个经验区间的参数组合（Grazzini 等，2017）。ABC 校准约束了这两个支出参数以及基准失业率 η （图2）。其中一个抽样得到的组合使两项结果均落在各自的区间内；我们在校准参数化中采用该组合的这三个参数值（表S1）。支配策略性止赎的参数并未受到这些数据的约束。我们在结果中改变这些参数；除非另有说明，其他参数均保持其基准值。在 $\beta_1 = 1$， $\beta_2 = 0.5$所使用的图3a中，无洪水时的年度止赎率为 0.42%，财务困境家庭占比为 0.51%。校准程序和稳健性检验见第S2.2节，全局敏感性分析结果见第S3.2节。

洪水会使几乎所有抽样参数化设定下的年度止赎率总值上升。在校准参数化下，即使没有止赎溢出效应，该比率也从无洪水时的 0。42% 增至最严重情景下的 0。91%，增幅超过一倍。这一增长由策略性止赎驱动，而财务性止赎则略有下降（图 3a；详细比率以及不同 GSA 参数向量之间的比较见第 S3.2 节）。增长主要集中在默兹河的洪泛区。无洪水时，该区域内的局部止赎率几乎均匀；在最严重情景下，洪水范围内的止赎率上升约五倍，而范围外的增幅不足一半（图 S2，面板（c）和（d））。

财务违约与策略性违约之间的比例关系取决于邻里效用负载与最大债务压力惩罚之间的差值， $\beta_1 - \beta_2$ （图 3b）。差值较小时，策略性违约占主导；差值较大时，财务违约占主导。在 $\beta_1 - \beta_2 = 1/2$ 附近，洪水会提高策略性违约占比，因为邻里环境恶化可能将家庭推过策略性违约阈值。对于满足 $\beta_1 - \beta_2 \geq 1/2$ 和 $\delta \leq 0.15$ 的抽样组合，策略性违约占比从无洪水时的 20% 上升至最严重情景下的 28%。关于违约构成、有效抵押贷款群体和溢出强度的详细比较见第 S3.2 节。

全局敏感性分析结合 Sobol’（Sobol’，2001）和 PAWN（Pianosi 和 Wagener，2015）敏感性指数，对 $\delta \in [0.05, 0.5]$进行分析，并纳入活跃止赎反馈（第 S3.1 节和 S3.2节，图 S4–S6）。两种测度均表明，在每种洪水情景下， β_1 都是金融性止赎占比和两类止赎数量的首要影响参数。Sobol’ 将 β_2 列为第二重要参数，而在 PAWN 分析中，它低于置换阈值。消费截距 m会影响金融止赎数量，但不会影响战略止赎数量；溢出强度 δ 及其半径 κ 会影响战略止赎数量。在 δ的抽样范围内，损害份额 λ 对这些结果没有可检测到的影响。

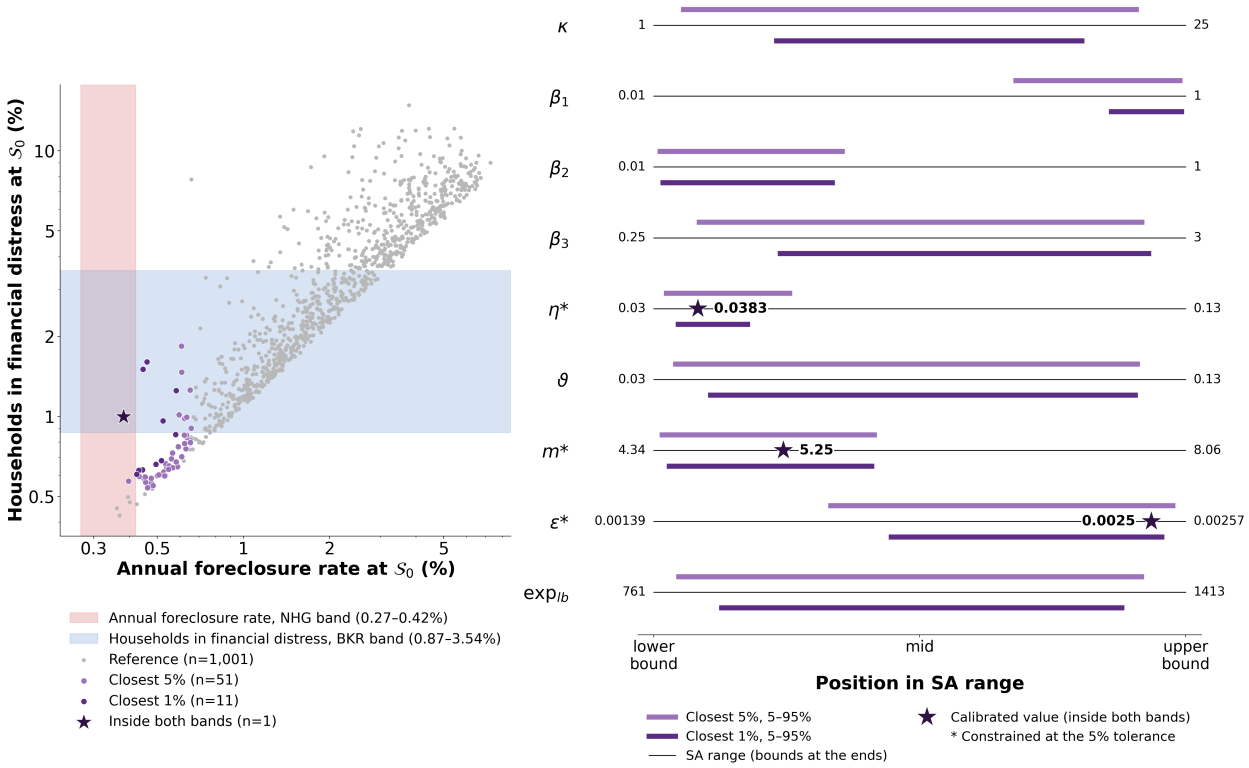
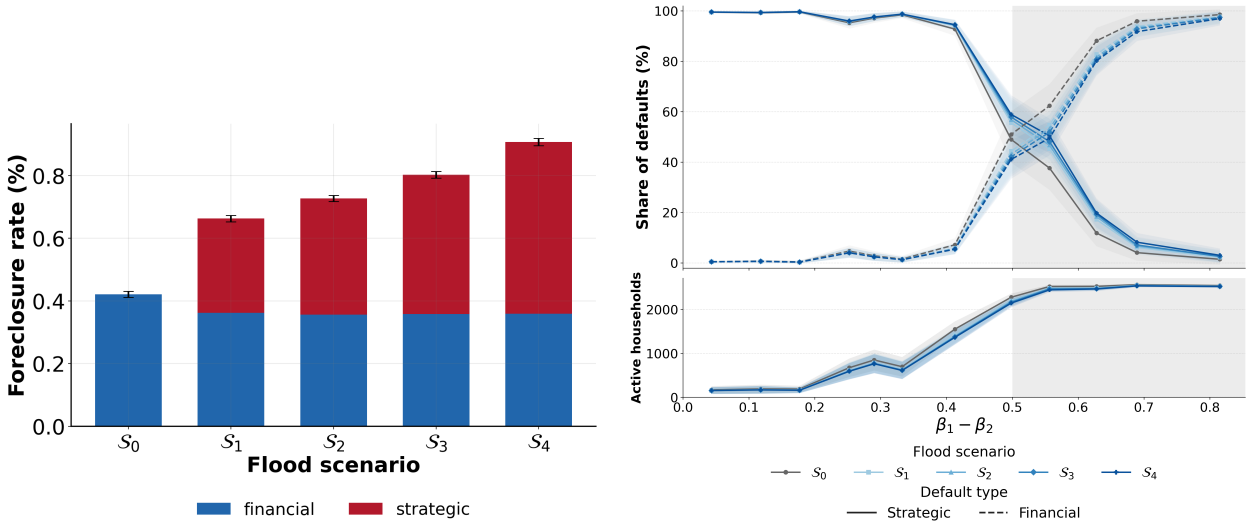


图 2： 通过拒绝式近似贝叶斯计算，将模型校准至 $\mathcal{S}_0$ 时的实证信贷结果， $\delta = 0$时的校准结果。参考样本取自先验分布：1,001 个参数组合，来自扰乱 Sobol' 序列，在九个于 $\mathcal{S}_0$ 时活跃的参数的 GSA 范围内均匀抽样，并限制在 $\beta_1 - \beta_2 \geq 1/2$，每个组合均取 10 个随机种子的平均值。组合与数据之间的距离由方程（S9）定义；保留距离最小的 5% 和 1% 组合。左图：每个组合的年度止赎率和财务困境家庭占比（灰色）、保留的组合（紫色）以及同时落在两个区间内的组合（星号），并标出年度止赎率的 NHG 区间（红色）和财务困境家庭占比的 BKR 区间（蓝色）；两个坐标轴均为对数刻度。右图：各参数在其抽样范围中的位置（表S7）。黑线表示抽样范围，范围下限和上限标注在线段两端；紫色条表示在 5% 容差（线段上方）和 1% 容差（线段下方）下，保留组合的第5至第95百分位数。带有 $*$ 标记的参数受到 5% 容差校准的约束（第S2.2 节和表 S6）；对这些参数，星号标示校准值，即同时落在两个区间内的组合所对应的值，该值用于表 S1。



（a）校准后的年度止赎率；（b）不同参数化下的违约构成和活跃抵押贷款。差值。

图 3：预热期 100 个月后 300 个月内，按洪水情景划分的止赎率、违约构成和活跃抵押贷款群体。(a) 每 100 名活跃抵押贷款持有人中的年止赎数，按财务渠道和策略渠道细分，采用校准参数化（$\delta = 0$, $\kappa = 10$；表 S1）。每种洪水情景针对每个 $\lambda \in \{0.25, 0.5, 0.75\}$ 汇总二十个随机种子；$\mathcal{S}_0$，其中 λ 没有影响，使用二十个随机种子。误差线表示基于 20 个随机种子的总发生率均值的 95% Student-t 区间，其中 λ 在每个随机种子内取均值。在 $\lambda = 0.25$ 为 0.5 和 0.75 时，$\mathcal{S}_1$ 情景下总发生率分别为 0.49%、0.65% 和 0.84%，$\mathcal{S}_4$ 情景下分别为 0.57%、0.88% 和 1.27%。(b) 具有 $\delta \leq 0.15$ 的 786 个全局敏感性分析参数向量，其中 291 个具有 $\beta_1 - \beta_2 \geq 1/2$，按 $\beta_1 - \beta_2$ 分为十二个数量相等的分箱（S3节）。上图：每个分箱中策略渠道（实线）和财务渠道（虚线）的所有违约占比，并给出比率的 95% 置信区间。下图：活跃抵押贷款群体均值，先按随机种子、再按参数向量取均值，并给出均值的 95% 置信区间；虚线表示 1,000 个家庭。灰色阴影表示 $\beta_1 - \beta_2 \geq 1/2$ （2.2节）。

2.3 洪水会扩大大规模止赎级联

止赎溢出效应会产生独特的违约模式：止赎集中于孤立事件和大型级联，中等规模的级联相对较少。洪水会增加大型级联的数量，这种影响在中等溢出强度下最为显著，但不会增加其典型规模。止赎溢出效应有实证依据：邻近地区的止赎会压低房产价格，而止赎传染既可能通过价格下跌发挥作用，也可能通过降低感知违约成本发挥作用（Campbell、Giglio等，2011；Gupta，2019）。

我们使用止赎率乘数 $M = \Phi(\delta)/\Phi(0)$ 来衡量止赎溢出效应造成的放大作用，其中 Φ 是每 100 名有效抵押贷款持有人中的年度止赎率。分子和分母分别对应于在相同洪水情景下存在和不存在溢出效应的模拟。乘数为 1 表示没有净放大效应，乘数为 2 则表示溢出效应使止赎率翻倍。与流行病传播类似，初始事件可能触发一代又一代的后续事件，从而放大总体影响。此处，M 衡量总体止赎率的放大程度；其与再生数的关系，以及将其解释为预期级联规模所需的假设，见第S4.1节。

没有洪水时，在溢出强度较低的情况下，乘数接近 1（图4，面板 (a)）。从 $\delta = 0.15$ 起，乘数急剧上升，从*1*.50（当 $\delta = 0.15$ 时）升至*4*.59（当 $\delta = 0.2$时）（表S10）。在中等溢出强度下，洪水造成的放大作用最大：当 $\delta = 0.15$时，各洪水情景下的乘数介于 1.74 至 2.02 之间。相较于无洪水时的乘数，反馈已经较强时，比例变化较小或为负（图S8）；这并不意味着总止赎率较低，因为即使没有溢出效应，洪水也会提高止赎率。在溢出强度较高时，乘数较低与饱和效应相符：没有洪水时，止赎反馈已使许多易受影响家庭失去房屋，因此可供洪水损害进一步推向止赎的家庭数量更少。

这个乘数并未揭示新增止赎是如何产生的。它们可能均匀分布，也可能源自少数几次大规模违约级联。我们利用模型输出重建级联的形状参数（第 S4.2节）。止赎要么孤立发生，要么属于某次大规模违约级联；在我们的模型中，这类级联通常涉及 100 至 200 起止赎，中等规模的级联则很少。图 4 （b）至（d）展示了级联的分布，统计指标为每次级联中违约者的数量。溢出强度会改变属于大型级联的止赎数量，而不会改变级联的规模：没有洪水时，该比例从 $\delta = 0.125$的 8% 上升至 $\delta = 0.2$的 77%。我们使用两种基于归因的重建方法（加权树和连通分量），以及一种不依赖归因、按时空邻近性对止赎进行分组的方法，来检验这一模式的稳健性。三种方法都得出了相似的大型级联分布，而不依赖归因的方法发现，在没有溢出效应的模拟运行中不存在大型级联峰值（第 S4.2节）。

洪水既会引发止赎，也会降低邻近家庭的支付意愿，使止赎反馈更容易传播困境。每个重建的级联都始于一次止赎：根据家庭当前的状况，即使没有溢出效应，这次止赎也会在当月发生。洪水增加了这些起始点，而反馈则决定起始点是否会发展成大规模级联。洪水损害会降低社区效用，使家庭更接近策略性止赎的阈值。

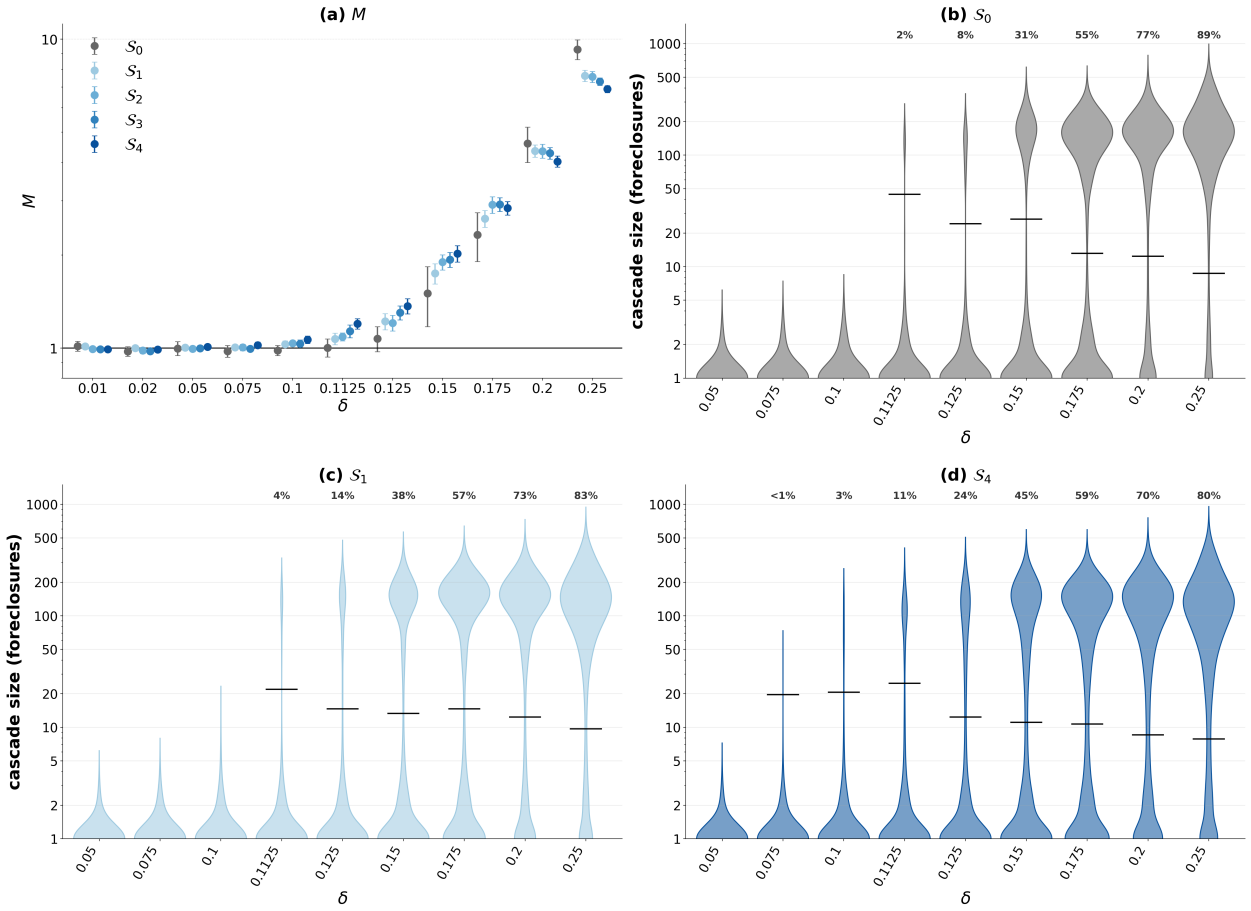


图4：止赎反馈与违约级联随溢出强度的变化 δ。（a）止赎率乘数 $M = \Phi(\delta)/\Phi(0)$，按洪水情景区分，纵轴为对数坐标轴；$M = 1$ 表示没有净放大效应。数据点为20个随机种子的均值，误差区间为95% Student-t 区间，损害份额 $\lambda \in \{0.25, 0.5, 0.75\}$在每个随机种子内取均值；相对于无洪水情景的 M 变化百分比见图S8。（b）至（d）无洪水时的违约级联规模分布（$\mathcal{S}_0$）、在 $\mathcal{S}_1$ 以及在 $\mathcal{S}_4$情景下：每个小提琴图显示属于各级联规模的止赎占比（对数坐标轴），并按各自最大值缩放；横线标记将孤立止赎与大型级联分开，每个小提琴图上方的数字表示大型级联中的止赎占比。级联重构见第 S4.2节。校准参数化（表 S1），其中 $\kappa = 10$，$\beta_1 - \beta_2 = 1/2$ 和 $\vartheta = 0.05$；统计预热期100个月之后300个月内的发生率和级联。

附近止赎造成的额外减少，随后可能会将它们推过该阈值。因此，即使溢出强度 δ保持不变，洪水仍可能促进传播。

反馈较弱时，洪水造成的新增止赎仍然是孤立止赎。反馈程度中等时，更多止赎属于大型级联：在 $\delta = 0.15$，最严重的洪水情景下，这一比例为 45%，而没有洪水时为 31%（图4，面板 (b) 和 (d)）。反馈较强时，无论是否发生洪水，都会出现大型级联，而洪水主要增加孤立止赎。因此，洪水会增加大型止赎级联的数量，但不会增加其典型规模。

邻域半径 κ 和差值 $\beta_1 - \beta_2$ 决定了这些机制区间的分布位置；半径越大、差值越小，中等机制区间就越会向较低的溢出强度移动；除半径最小的情况外，在这些设定中，洪水引发的放大效应都集中于中等溢出强度，此时不会形成大型级联（图 S9）。对贷款机构而言，新增止赎以低频、集中发生的事件形式出现，而非止赎率普遍上升。洪水对反馈能够维持大型级联、但大型级联鲜少发生的市场影响最大，因为洪水会使偶发的级联变得频繁。

2.4 洪水使止赎更多集中于期限较短的抵押贷款

洪水的影响使止赎转向抵押贷款期限的早期阶段。在不考虑止赎溢出效应的校准参数化下，发生止赎时抵押贷款期限的中位数从无洪水时的 62 个月降至最严重洪水情景下的 37 个月（图 5，面板 (a)）。这一转变主要反映了策略性止赎占比上升；与财务性止赎相比，策略性止赎发生得更早。

策略性止赎发生时的抵押贷款期限中位数为 15 个月，而财务性止赎为 63 个月（图 5，面板 (b)）。抵押贷款期限早期，未偿债务较高，债务压力随之增加，家庭也更容易受到社区环境恶化的影响。因此，洪水损害可能会使支付意愿低于策略性违约阈值，而此时家庭仍有偿付能力。

在各洪水情景下，中位年龄变化不大；财务性止赎发生在第 62–64 个月，策略性止赎则发生在第 14–15 个月。没有洪水时，策略性违约占止赎的比例为零；而在最严重的洪水情景下，这一比例达到 60%。因此，洪水使止赎构成转向较早发生的策略性退出。抵押品价值损失越大，这种转变越明显，策略性止赎的发生年龄也越低（图 S11）。各类止赎发生前的困境月数见第 S5 节，其对各项参数的敏感性见第 S3.3 节。对于贷款机构而言，止赎转向期限较短的抵押贷款，意味着洪水相关止赎发生在还款早期，此时已偿还的本金较少。止赎时的未偿余额从无洪水时原始贷款的 48% 上升至最严重洪水情景下的 68%；而发生策略性止赎时，仍有 83% 的贷款尚未偿还。因此，洪水既会影响止赎数量，也会影响止赎时面临风险的未偿债务。

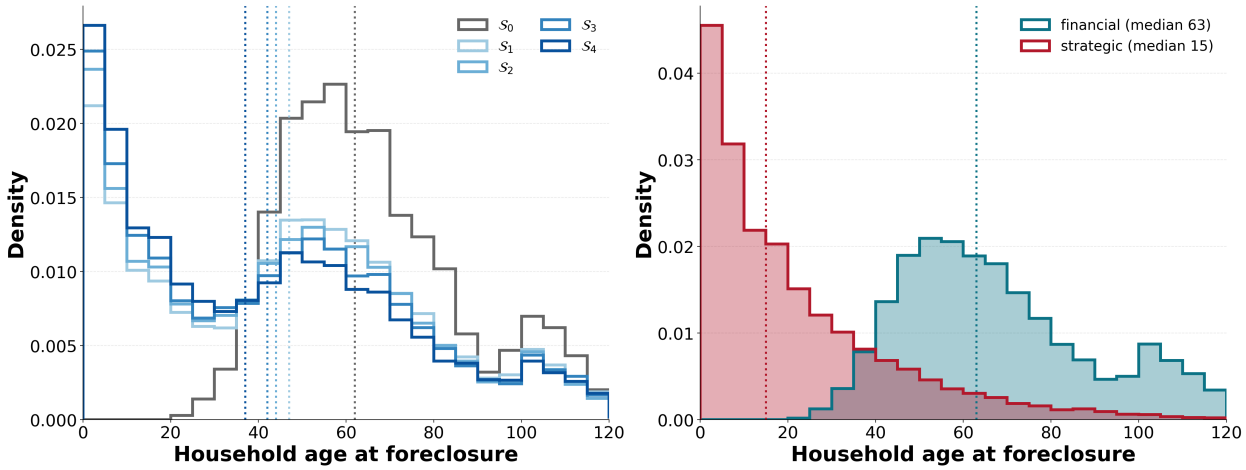


图 5： 家庭止赎时长，$a_{i,\ t}$，以抵押贷款期限的月数计。模型的标准抵押贷款期限为 120 个月（10 年）。面板 (a) 合并违约渠道，并区分洪水情景；面板 (b) 区分财务性止赎和策略性止赎，并合并 $\mathcal{S}_1$–$\mathcal{S}_4$。直方图分别进行了归一化；点线标示中位数。样本包含预热期后第 100–399 步记录的 68,927 起止赎案例，来自每种情景及损害份额 $\lambda \in \{0.25, 0.5, 0.75\}$的每个取值下的十个随机种子； λ的三个取值合并计算。参数采用校准参数化： $\beta_1 = 1.0$， $\beta_2 = 0.5$， $\beta_3 = 1.0$， $\delta = 0$， $\kappa = 10$， $\eta = 0.0383$， $\vartheta = 0.05$， $m = 5.25$， $\varepsilon = 0.00250$ 以及 $exp_{lb} = 1087$ （表 S1）。抵押贷款期限从发放时点起算，包括观测窗口之前的时间。

3 讨论

周边房产遭受洪水损害，可能会使原本仍有能力偿还抵押贷款的家庭陷入止赎。在对林堡抵押贷款持有人投资组合的模拟中，即使没有止赎溢出效应，洪水也会使年度止赎率增加一倍以上：在最严重情景下，从 0.42% 升至 0.91%。这一增幅来自策略性止赎；在该情景下，策略性止赎占止赎总数的 60%，其中位抵押贷款期限为 15 个月，而财务性止赎的中位数为 63 个月。

我们的研究结果连接了三个研究领域。关于洪水和飓风的实证研究将房产层面的损害与抵押贷款困境联系起来，并发现未投保或赔偿有限时，这种影响更强（Gallagher and Hartley，2017年）。这些研究识别的是家庭自身遭受损害的影响。我们补充了一条渠道：周边房产遭受的损害也会影响那些住所未被洪水淹没的家庭。其次，止赎外部性文献表明，止赎会影响附近的房价（Campbell、Giglio等，2011；Gerardi, Rosenblatt, et al.，2015），而调查证据显示，知道他人曾策略性违约会降低支付意愿（Guiso et al.，2013）。我们并未估计这类溢出效应，而是将其强度 δ 视为一个参数，并考察洪水冲击如何与之相互作用。第三，气候压力测试和金融稳定洪水情景分析评估物理风险造成的投资组合损失（Battiston et al.，2017；Lepore and Mok，2024年；Fitzmaurice et al.，2026年）。这些研究关注的是房产自身受损、抵押品价值和借款人财务状况，而非社区层面的损害和止赎溢出效应。我们模型的新意在于将这些渠道结合起来。社区洪水

损害会降低周边所有家庭的效用，从而促使仍有能力还款的借款人策略性止赎，而这些止赎随后可能进一步扩散，形成级联。模型的价值在于这一机制及其对风险衡量方式的启示。

对贷款人而言，洪水暴露的影响范围超出洪水影响范围，这是首要启示。在模型中，四种洪水情景下，39%的策略性止赎发生时，相关房屋当月并未受损：附近房产受损会降低该地区每个家庭的邻里效用。因此，仅根据每处房产自身的洪水暴露情况筛查投资组合，会遗漏部分风险。社区层面指标，例如每处房产周边受损抵押品价值所占的比例，则能反映这部分风险。

第二个启示涉及违约的聚集方式。存在止赎溢出效应时，止赎要么孤立发生，要么属于由100至200起止赎构成的级联；洪水会使这类级联更频繁。在中等溢出强度（$\delta = 0.15$）下，大型级联中的止赎占比从无洪水时的31%升至最严重情景下的45%。因此，平均止赎率相同的两个投资组合，其最大损失可能相差甚远。若压力测试和资本计划只复现平均违约率，却假设违约彼此独立，就会低估集中在少数几个月和少数几个社区的损失。洪水引发的止赎也会在抵押贷款期限较早时发生，此时偿还的本金较少，因此止赎时的未偿余额更高。

第三个启示涉及早期预警。基于拖欠款的监测旨在识别资金耗尽的借款人，而策略性止赎涉及仍有能力还款的家庭。模型指出，贷款机构可以在此类止赎发生前观察到三项指标：洪水过后周边房产遭受的损害；前一个月附近发生的止赎（级联会由此扩散）；以及贷款特征，因为策略性止赎集中发生在近期发放且债务收入比较高的抵押贷款中。我们尚未检验这些指标预测止赎的效果；下一步自然是利用贷款层面数据进行检验。

对政策制定者而言，研究结果支持在社区尺度上提供救济。在模型中，周边房产受损会引发策略性止赎，而修缮这些房产能够恢复附近每个家庭（无论是否遭遇洪水）的邻里效用。因此，协调支持修缮邻近房产，可以补充对单个家庭的援助，既减少引发级联的止赎，也改善有利于级联扩散的条件。本文未模拟救济计划；比较社区层面与家庭层面的救济是未来研究的优先事项。

这些影响不仅关系到贷款人的资产负债表。止赎会使家庭失去住房和累积的房屋净值，而此时负担得起的替代选择十分有限。模型将房价和新借款人的流入量设为固定，因此无法呈现后续影响。若进一步纳入内生房价、家庭搬迁以及会随洪水风险变化的信贷供给，就能用同一框架考察：反复发生的洪水是否会使低收入家庭流向风险更高的地区（气候绅士化）（Keenan 等，2018；Koning 和 Filatova，2020）；住房财富损失和信贷受限是否会使家庭陷入贫困陷阱（Dupont 和 Roy，2025；Garibay 和 Roy，2026）；以及这些过程会如何改变财富不平等。

模型的贡献在于揭示了一条将社区洪灾损失、还款决策与止赎溢出效应联系起来的传导渠道。定量结果取决于——

林堡案例以及简化的洪水压力情景；不应假定这些结果的幅度也适用于其他抵押贷款市场。需要强调三点局限。第一，溢出强度 δ 未受校准数据约束，因此级联结果描述的是结果如何取决于 δ；它们并未预测该强度在林堡的具体数值。第二，模型未纳入洪水保险或公共补偿，而这些因素会减少家庭承担的损失。实证证据表明，保险覆盖实际上仅约占估计损失的三分之一（第4.3节）。第三，模型未纳入其他抵押贷款追索规则，而这些规则决定了止赎后借款人对剩余债务承担的责任。因此，模型无法确定这些规则的差异会如何影响支付意愿、地方溢出效应的强度或贷款机构最终收回的款项。若要在其他地区应用这一框架，则需进行本地校准，并明确纳入相关追索安排，以评估同一传导渠道是否仍具有重要的定量影响。

4 方法

我们构建了一个空间基于智能体的模型，其中，抵押贷款市场层面的结果源于异质性家庭的决策与交互作用，而非代表性主体。关于经济学和金融学中的基于智能体的建模综述，请参见 Axtell 和 Farmer（2025）。

4.1 模型结构与时间步长

模型以离散月度步长进行模拟。每个步长开始时，先更新环境，生成洪水严重程度值 sev_t，并据此调整全球失业率（方程 5）。随后，模型计算加入模拟的潜在新家庭数量；受计算限制，我们将智能体总数上限设为 6，000 笔活跃抵押贷款。若活跃人口已达到上限，则不会生成新的申请人。我们假设抵押贷款申请者以稳态流量到达：每个时期都有固定数量的候选人到达，

$$N^{\text{created}} = \rho \cdot N_{nj}, \tag{1}$$

其中 N_{nj} 表示每个时间步新加入者的最大数量，ρ 表示密度缩放因子。二者均为固定参数；进入需求被视为外生的。在每个时间步，可用资金通过以下方式更新：$w_{i,t+1} = w_{i,t} + I_{i,t} - E_{i,t}$（第 4.6节）。智能体更新分期付款次数 $n_{i,t}$ 每支付一个月的分期付款，就将其减一。它们还会相应更新贷款价值比：$\underline{\text{LTV}}_{i,t} = \frac{P_i \cdot n_{i,t}}{c_{i,t}}$（公式 4）。在模型更新中，每个智能体的财务和就业状态都会更新，并评估违约风险（第 4.8节）。所有智能体完成行动后，已违约或抵押贷款期限已到期的智能体将从模拟中移除。

4.2 洪水情景

我们使用广义极值分布（GEV）这一刻画水文极端事件的标准工具，对无量纲洪水严重程度 sev进行建模（Salinas 等，2014年；Villarini 和 Smith，2010年；Morrison 和 Smith，2002）。每个洪水情景由参数向量 $\mathcal{S} = (\mu,\ \sigma,\ \xi)^\top$定义，其中 μ、σ 和 ξ分别表示该分布的位置参数、尺度参数和形状参数。我们在每个月度时间步 t抽取一次洪水严重程度，与抵押贷款还款的频率保持一致：

$$sev_t \sim GEV(\mathcal{S}). \tag{2}$$

该分布的函数形式见第S1.1节，方程（S1）。

我们考虑五种情景。情景 $\mathcal{S}_0$ 代表没有洪水，而 $\mathcal{S}_1$–$\mathcal{S}_4$ 采用弗雷歇型广义极值分布，其形状参数分别为 $\xi = 0.1$、0。5、0。8 和 1。2。在四种洪水情景中，我们调整位置参数和尺度参数，使概率密度峰值的位置大致保持不变，同时提高尾部发生高严重程度洪水的概率（图S1）。参数选择与情景构建的详情见第S1.1节。

我们将 $\mathcal{S}_1$ 视为基准值，并将 $\mathcal{S}_2$–$\mathcal{S}_4$ 视为风格化的压力情景，用于考察在尾部逐渐变厚的洪水机制下抵押贷款的脆弱性，而非作为对未来气候条件的校准预测。这种方法体现了巴塞尔委员会和绿色金融系统网络的观点：不利气候情景可用于探索超越中心路径或最可能路径的金融风险（巴塞尔银行监管委员会，2024年；绿色金融系统网络，2025）。

洪水在模型中的影响有两个方面：强度 sev 会通过房产价值造成财富冲击，并引发智能体失业。对于房产价值冲击，无单位的 sev 抽样值会在每个月度时间步为整个模型选取一张洪水损害地图。选定的地图决定洪水的空间范围以及各位置的水深，因此，同一次洪水事件会对不同家庭的房产造成不同损害。我们采用了荷兰国家洪水风险地图中的四张地图（Overstromingsrisicokaarten，Interprovinciaal Overleg，2019年；图 S2，面板 (b)），并按照第 S1.2 节所述预处理至模型网格。这些地图对应的年度洪水概率类别从频繁到极罕见不等（Interprovinciaal Overleg，2025）。较低的 sev 值会选取损害较低的地图，而较高的值则会选取破坏性更大的地图。将 sev 抽样值分配至不同损害等级的阈值 $\{30, 300, 3000\}$ 取自洪水风险地图的重现期边界；这些地图中的情景按年度概率分为 $> 1/30$、$1/30$ 至 $1/300$、$1/300$ 至 $1/3000$ 以及异常事件几类（Interprovinciaal Overleg，2019；Slager，2019）。我们将这些值作为无单位严重程度抽样值 sev 的固定分界点。$\mathcal{S}_1$–$\mathcal{S}_4$ 的广义极值分布的取值范围低于零：抽样值 $\text{sev}_t \leq 0$ 不会选取任何地图，因此该月不会产生洪水损害（每个智能体的 $D = 0$），失业率也保持在基准值（公式5）。我们不会将 sev 等同于以年为单位的重现期：选取每张地图的模拟频率由特定情景的广义极值分布决定，详见表1。对于给定位置，分配至同一张地图的所有严重程度抽样值对应的损害因子均固定不变，但该因子在地图内会随空间位置而异。

从 $\mathcal{S}_1$ 转移到 $\mathcal{S}_4$ 会降低一个月内未发生洪水的概率，并提高选择严重和灾难性等级的概率。

表 1：洪水情景 $\mathcal{S}_0$–$\mathcal{S}_4$ 下各损害等级的月度选择概率（%）。$sev_t \leq 0$ 月不选择地图。

损害等级	Map	$\mathcal{S}_0$	$\mathcal{S}_1$	$\mathcal{S}_2$	$\mathcal{S}_3$	$\mathcal{S}_4$
无洪水	none	100.0	23.3	14.8	10.0	4.1
轻微	R_{grote}	0.0	38.0	37.8	34.8	33.9
中等	R_{middel}	0.0	38.6	44.6	47.3	46.0
严重	R_{klein}	0.0	0.1	2.7	7.5	13.4
灾难性	R_{eklein}	0.0	<0.1	<0.1	0.5	2.6

4.3 洪水损害与抵押品

选定地图后，智能体的位置参数（x_i，y_i）决定损害因子D（x_i，y_i，$\mathcal{S}$）$_t \in [0,1]$。该因子根据特定时间点所选损害等级的洪水风险地图读取，表示给定该位置水深时建筑物价值的预期损失比例。在每个损害等级内，洪水风险地图记录了随空间变化的水深。洪水范围之外的位置损失为 $D_t = 0$，而被淹没的位置则根据当地水深按比例损失 $D_t > 0$ 。房产价值的货币损失，即房屋价值中损失的份额，计算如下：

$$\Delta p_{i,t} = \lambda \, v_i \, D(x_i, y_i, \mathcal{S})_t, \tag{3}$$

其中，$\lambda \in [0,1]$ 表示在最大损害因子 $D = 1$下损失的房屋价值比例。损害因子是建筑物价值的一部分，而房产的价值也包括土地和位置参数的价值，这些不会被洪水摧毁；λ 用于将建筑物损失换算为整套房产价值的损失。因此，损失随房屋价值变化，且不会超过其 λ比例。主体 i 在时间 t 的抵押品为

$$c_{i,t} = v_i \, (1 - \lambda \, D(x_i, y_i, \mathcal{S})_t) \, (1 - \delta)^{n^{\kappa}_{i,t-1}}. \tag{4}$$

第一个因子是时间 t的洪水损失。第二个因子是止赎溢出效应，即每一笔 δ 笔$n^{\kappa}_{i,\,t-1}$ 在半径 κ 范围内、主体i 在时间 $t-1$发生的止赎所造成的损失比例（4.7节对此有定义）。这两个因子都不会随时间累积：损害因子取自时间 t选定的地图，计数仅涵盖时间$t-1$ 的止赎。当附近没有发生止赎时，$n^{\kappa}_{i,\,t-1} = 0$ 和$c_{i,\,t} = v_i - \Delta p_{i,\,t}$。

损失 $\Delta p_{i,\,t}$ 完全由家庭承担：模型中不包含洪水保险或公共补偿。这样设定的依据是，实证证据表明，洪水损失主要由家庭自行承担：美国房屋预期洪水损失中，约70%没有保险（Amornsiripanitch 等，2025年）；在欧洲，气候相关极端事件造成的损失中，只有约四分之一投保（欧洲保险和职业养老金管理局，2025年）。在荷兰，主要河流（如默兹河）以及海洋引发的洪水基本没有保险保障：据估计，99%的家庭和企业未投保此类洪水（荷兰保险协会，未注明日期）。此外，《灾害损害赔偿法》（Wts）规定的公共补偿仅在事件发生后决定，且赔偿依据是受损物品的当前价值，而非其重置成本（水安全专家网络，2023）。

4.4 失业

我们使用双曲正切函数（方程5）来模拟失业率对洪水严重程度的响应。该函数能够刻画实证观察到的失业率动态的不对称性和有界性。这一建模选择基于实证研究，这些研究强调灾害期间劳动力市场冲击具有突发性（Belasen and Polachek，2008年），并发现洪水对就业的总体平均影响更为负面（Belasen and Polachek，2008年；Sarmiento，2007年）。Burke et al.（2015年）也采用了类似的非线性响应来描述经济变量对气候冲击的反应。失业率随洪水严重程度上升，但增幅逐渐减小；在洪水规模极大时，失业率趋近于上限。我们设定：

$$u_t = \begin{cases} \eta + \vartheta \tanh\left(\dfrac{sev_t}{100}\right) & \text{if } sev_t > 0, \\ \eta & \text{if } sev_t \leq 0. \end{cases} \tag{5}$$

此处， η 为基准失业率， ϑ 为洪水导致的额外失业上限。分母 100 设定了失业率趋近其上限 $\eta + \vartheta$的严重程度尺度参数。 η 和 ϑ 的范围依据荷兰失业率的历史范围设定（Salverda and Hartog，2025；荷兰中央统计局，2023）（第S2.1节），并在第S3节通过全局敏感性分析（GSA）进行探究。当$t = 0$时， $u_t = \eta$。

就业取决于两个量。第一个是方程 u_t 中的失业率5，该值在模型层面设定，并取决于洪水严重程度。第二个是裁员阈值 $\psi_i^e \sim U[0,1]$，每个家庭进入模型时都会抽取一个阈值，并且该值在整个模拟过程中保持不变。当家庭的阈值不低于当前失业率时，该家庭即为就业状态：

$$e_{i,t} = \mathbf{1}\left[\psi_i^e \geq u_t\right], \tag{6}$$

其中，$e_{i,t} = 1$ 表示就业。由于 $P(\psi_i^e < u_t) = u_t$，该比率决定有多少家庭被裁员，而阈值决定哪些家庭被裁员。 u_t 上升时，阈值最低的家庭会最先被裁员。重新就业的家庭会从初始收入分布中抽取新的收入，而$\tau_{i,t}$ 则统计其连续失业月数。

4.5 家庭初始化与数据

模拟中的智能体是家庭。我们为其初始化了若干与房产相关的金融属性、地图上的坐标（x_i, y_i）以及房产价值（v_i）。我们还添加了与其贷款机构贷款相关的参数，例如月度分期付款（P_i）、抵押品（$c_{i,t}$）、抵押贷款总额（$\ell_{i,t}$）以及贷款价值比（LTV$_{i,t}$）。此外，我们还添加了反映每个智能体工作状况的参数：收入（$I_{i,t}$）、工作年资（sen$_{i,t}$）、可支配资金$w_{i,t}$、发放贷款时可支配资金与贷款金额之比（ζ_i,0），以及贷款结束前剩余的分期付款次数（$n_{i,t}$）。我们从 Lin（2024）根据现实世界数据拟合的分布中抽取收入和房产价值，并从表 S2（S1.3节）所规定的分布中抽取其余属性。表 S2展示了我们案例研究区域——林堡地区——中各属性的分布。模型中智能体的坐标（x_i, y_i）根据人口密度图进行初始化。

我们使用的人口密度图覆盖林堡地区，基于荷兰房地产经纪人协会（NVM）的数据，并取自 Lin（2024）。初始化时的合成人口S2与现实人口的特征高度相似，如图所示。S1.3 （算法S1）中对此进行了展示。我们在

我们对系统进行初始化，使其成为一个已处于演化过程中的系统快照。为此，我们将异质人口中的智能体初始化在抵押贷款生命周期的不同阶段，这意味着其剩余分期付款次数各不相同 $n_{i,\,t}$。我们根据表S3，从 1 到 120 的均匀分布中抽取 $n_{i,\,t}$；其中 120 代表系统中的最长时长（以月计，即 10 年）。为简化起见，我们使用 10 年期贷款，但也可以通过采用不同贷款期限（20 年或 30 年）放宽这一假设。对于在 $t > 0$ 时进入的智能体，为简单起见，我们设定 $n_{i,\,0} = 120$。我们将智能体 i 的月供 P_i 计算为剩余贷款本金除以剩余还款次数 $n_{i,\,0}$:

$$P_i = P_{i,0} = \frac{\mathrm{LTV}_{i,0}\, v_i}{n_{i,0}} = \frac{\ell_{i,0}}{n_{i,0}}. \tag{7}$$

贷款本金 $\ell_{i,0}$ = 贷款价值比$_{i,0} \cdot v_i$ 通过将智能体的房产价值（v_i）与发放时点的贷款价值比（贷款价值比$_{i,0}$）相乘来初始化。贷款价值比$_{i,t}$ 是抵押贷款融资额占房屋价值的比例。房产价值从根据住房市场数据拟合的分布中抽取，贷款价值比则从正态分布中抽取，其均值和方差设为模型参数（表 S2）。我们假设智能体在整个生命周期内的分期付款金额保持不变，即$P_i = P_{i,0}$。请注意，为便于处理，公式 7 采用零利息（线性摊还）结构。全文中，t 表示模型月份，智能体属性带有索引 i, t。智能体属性下标 0 表示该属性在发放时点的取值，即智能体i 进入模型的月份 t_i^0；初始存量的取值为 $t_i^0 = 0$；抵押贷款期限为 $a_{i,t} = t - t_i^0$。我们将智能体的资金初始化为 $w_{i,0} = \zeta_{i,0}\ell_{i,0}$，其中 $\zeta_{i,0}$ 是发放时点流动资金与贷款的比值；它决定初始资金，并纳入准入评分卡（第 S1.5 节）。

新代理以与模拟开始时初始化的主体类似的方式进行初始化。金融参数的生成方式与零时点初始化主体的描述相同。新代理坐标的生成旨在匹配密度地图，因此不会改变人口密度；具体步骤详见第 S1.3 （算法 S2 和 S3）节。初始化的主体以随机属性生成，并仅被添加到模拟中。每一步的申请人数见公式 1。

在 $t = 0$ 初始化的主体存量会直接放置在网格上，不经过筛选，因此初始贷款组合的信用质量由表 S2 所隐含，而不是由评分卡选定的信用质量。准入阈值适用于在 $t > 0$进入的主体。每位候选人的信用评分均使用第 S1.5节详述的评分卡计算，且只有当评分达到贷款机构设定的最低准入阈值时，该主体才会加入模拟。由于申请人数不会对洪水状况作出反应，因此洪水冲击的影响是针对已经持有抵押贷款的家庭进行衡量的，不会受到贷款需求变化的混淆。

每项属性均独立抽取，因此合成人口只能重现拟合得到的

每项属性的边际分布，而无法重现它们的联合依赖关系。林堡地图中的一个网格单元约为160 米，因此基准邻域半径 $\kappa = 10$（第 4.7 节）覆盖家庭周围约 1.6 千米的范围。我们在图 $\kappa = 3$ 至 $\kappa = 18$（约 0.5 至 2.9 千米）的不同半径下重复进行了级联分析，结果见图 S9。

4.6 收入与支出

模型中的收入根据Burr分布（表S2）初始化，随后随主体的就业状态而变化。失业的主体会获得相当于其上一份收入70%的失业补助，但补助会在一段时间后停止发放；找到新工作的主体则从初始收入分布中抽取一份新的工资。该替代率遵循荷兰失业保险制度（WW），处于主要发达国家相关制度的范围之内。第S1.4节报告了完整的更新规则和跨国比较。

每一步中，确定智能体的收入 $I_{i,\,t}$ 后，智能体会根据收入的非线性函数更新其消费（或生活支出）$s_{i,\,t}$。从经验上看，平均消费倾向（APC），即消费与收入之比，会随着收入水平的提高而下降。横截面家庭调查充分记录了这一规律（Dynan等人，2004）。我们将单个家庭的消费份额定义为

$$s_{i,t} = \frac{m}{1 + \varepsilon I_{i,t}}, \tag{8}$$

其中，ε 是控制收入份额随I_i下降速度的陡度系数，$_t$，而 m 是消费函数的尺度参数。这种函数形式确保低收入主体将其收入中更大的比例用于消费，这一特征与消费微观数据以及标准异质性主体宏观经济模型相一致。主体 i 在时间 t 的总支出E_{it} 计算为$E_{it} = \max(s_i,$ $_t \cdot I_{i,t},$ exp$_{lb}$) $+ P_i$（针对未违约主体计算）。全局敏感性分析考察 m、ε 和 exp$_{lb}$ 这几个参数，其取值范围见表 S7，并以 S2.1节推导的基准值为中心。

4.7 社区效用与止赎溢出效应

对社区洪灾损失的响应通过效用$U^{\kappa}_{i\,\text{进入},\,t}$即附近房产相对于其未受损价值的抵押品价值。邻居的止赎仅通过该抵押品（方程11）进入支付意愿（方程 4）。半径κ 决定其空间范围，而载荷 β_1 决定其权重；二者均在全局敏感性分析中进行变动（表S7）。5英里范围内的邻域拖欠会提高策略性违约的概率（Goodstein等人，2017）。

主体 $\mathcal{H}^{\kappa}_{i,\,t}$ 的社区包含 i 月中持有有效抵押贷款的家庭，这些家庭与该主体的欧几里得距离 t不超过 κ（以网格单元计），且包括主体 i（第S1.6.2节）。局部效用为

$$U^{\kappa}_{i,t} = \frac{\sum_{j \in \mathcal{H}^{\kappa}_{i,t}} c_{j,t}}{\sum_{j \in \mathcal{H}^{\kappa}_{i,t}} v_j} \in [0, 1], \tag{9}$$

当社区未受损，且上个月其附近没有发生止赎时，该值为一。方程 n_i^{κ}中的计数 $t-1$ 表示在 4 时止赎的家庭数量，这些家庭最后的位置位于主体 $t-1$ 的 κ 范围内。每个步骤开始时，模型会在任何家庭采取行动之前，为每个家庭计算 $n_{i,\,t-1}^{\kappa}$、$c_{i,\,t}$ 和 $U_{i,\,t}^{\kappa}$，以便所有家庭都对相同的止赎事件作出响应。

这种溢出效应与有关止赎外部性的证据一致（第 S1.6.3节）。止赎房屋进入当地市场后，会通过可比销售拉低附近房屋的价格：距离该房屋 0.05 英里的房屋价格约下降 1%（Campbell、Giglio等，2011）；还会通过与附近挂牌房源竞争压低价格（Anenberg和Kung，2014）。此外，价格下跌和感知违约成本降低也会提高邻居的违约概率（Gupta，2019）。抵押品上的溢出效应体现了这两种影响，因此 δ 衡量的是止赎对邻居支付意愿的综合影响，而非单笔交易的价格折扣。与这些证据一致，该溢出效应具有局部性（发生在 κ范围内）、累积性（每次止赎都会使抵押品乘以 $1-\delta$），且具有暂时性；其持续一个时间步。止赎房屋售出后 6 至 12 周内，附近房屋的价格会回到挂牌前水平（Anenberg和Kung，2014）。

$\mathcal{S}_0$ 处的经验矩来自没有洪水的住房市场，因此 $\mathcal{S}_0$ 处的验证使用 $\delta = 0$。洪水发生后，止赎房屋会在被迫出售更多、买家更少的市场中售出：洪水风险会同时降低房价和房屋售出的容易程度（Turnbull、Zahirovic-Herbert等，2013）；止赎对价格的影响主要通过新增供给产生（Hartley，2014；Anenberg和Kung，2014），且在高空置率社区中更大（Turnbull和Vlist，2024）。因此，全局敏感性分析将 $\delta \in [0.05, 0.5]$ 作为洪水影响市场的压力情景进行考察，而不将 δ 与洪水严重程度关联起来。

由于溢出效应会降低$c_{j,\,t}$ 在 κ 次止赎后的$U_{i,\,t}^{\kappa}$ 会汇总$c_{j,\,t}$ 在 κ 个主体的 i范围内，止赎会降低最多远至 2κ 处家庭的支付意愿，并在下一步提高止赎概率。第2.3节量化了这一反馈。

4.8 支付意愿、困境与止赎

家庭会通过财务渠道或策略渠道陷入困境（第2.1节）。困境本身并不会终止抵押贷款；在同一个月内，家庭要么获得宽容安排并在原有条款不变的情况下全额支付分期付款，要么被止赎。我们报告的每一次违约都是一次止赎；通过宽容安排解决的困境不属于违约。

财务困境，即无力偿付（Campbell 和 Cocco，2015年），发生于

$$w_{i,t} - \max\left(s_{i,t} \cdot I_{i,t}, exp_{lb}\right) \leq P_i, \tag{10}$$

其中 $w_{i,\,t}$ 为流动资金，$s_{i,\,t} \cdot I_{i,\,t}$ 为消费支出，其下限为 exp_{lb}，而 P_i 为抵押贷款还款。

两种渠道均通过支付意愿来解决

$$\mathrm{wtp}_{i,t} = \beta_1 \cdot U_{i,t}^{\kappa} - \frac{\beta_2 \cdot X}{\beta_3 + X}, \qquad X = \mathrm{DTI}_{i,t} \cdot (\tau_{i,t} + 1). \tag{11}$$

系数在全局敏感性分析中于 $\beta_1 \in [0,1]$、$\beta_2 \in [0,1]$ 和 $\beta_3 \in [0.25, 3]$ 范围内进行抽样，受 $\beta_1 > \beta_2$（表 S7）约束，基准值为 $\beta_1 = 1$、$\beta_2 = 0.5$ 和 $\beta_3 = 1$。社区

项 $\beta_1 U_{i,\,t}^{\kappa}$ 会随着洪水损害降低附近抵押品 $c_{j\text{相对于未受损价值的}\,t}$ 而下降v_{j}。第二项是债务压力。$\text{DTI}_{i,\,t}$ 是未偿贷款 $\ell_{i\text{相对于年收入的}\,t}$，即 Campbell 和 Cocco（2015）中的主要可负担性指标（第 S1.6.1节），而 $\tau_{i,\,t}$ 统计连续失业月数（就业主体为零），因此惩罚项$\tau_{i,\,t}+1$ 会随着收入冲击持续时间的增加而增大。半饱和点由 β_3设定，$\text{wtp}_{i,\,t}$ 位于 $[0,1]$（第 S1.6.3节）。

宽容安排不包含任何让步：不会暂停或减少付款，也不会结转任何拖欠款，因此下一期将重新评估。处于财务困境的家庭获得宽容安排的概率为 $\text{wtp}_{i,\,t}$ 被止赎的概率为 $1-\text{wtp}_{i,\,t}$。对于有能力还款的家庭，结果概率为（S1.6.3节）

$$\Pr(\text{no distress} \mid \text{wtp}_{i,t}) = \text{wtp}_{i,t}, \tag{12}$$

$$\Pr(\text{forbearance} \mid \text{wtp}_{i,t}) = \min(\text{wtp}_{i,t},\ 1-\text{wtp}_{i,t}), \tag{13}$$

$$\Pr(\text{foreclosure} \mid \text{wtp}_{i,t}) = \max(0,\ 1-2\,\text{wtp}_{i,t}), \tag{14}$$

因此，只有在 $\text{wtp}_{i,\,t} < 1/2$ 时，策略性止赎才有可能。

在没有受损的社区中 $U_{i,t}^{\kappa} = 1$，债务压力至多为 β_2，因此 $\text{wtp}_{i,t} \geq \beta_1 - \beta_2$。只要 $\beta_1 - \beta_2 \geq 1/2$，策略性止赎就必然需要洪水损害，无论债务压力如何；我们称之为损害必要区域。全局敏感性分析考察该区域内外的各种组合（S3节）。基准值 $\beta_1 = 1$，$\beta_2 = 0.5$ 位于其边界上。当 $\beta_1 = 1$ 时，策略性止赎的概率要大于零，就必须满足 $U_{i,\,t}^{\kappa} < 1/2 + \beta_2 X/(\beta_3 + X)$：债务压力会降低所需的损害程度，但无法取代损害。图 S3 在差值 $\beta_1 - \beta_2$ 与溢出强度 δ 构成的平面上标示了该区域，并展示了随着区域外差值缩小，以及随着 δ 增大，活跃抵押贷款群体如何减少（S1.6.3节）。

4.9 校准与敏感性分析

模型在 $\mathcal{S}_0$ 采用 $\delta = 0$ 通过拒绝式近似贝叶斯计算进行校准（Grazzini 等，2017）。参考样本包含扰乱 Sobol' 序列（Sobol'，1967）生成的 1,001 组参数组合，这些组合在表 S7 中列出的范围内均匀分布，涵盖 $\mathcal{S}_0$ 的九个活跃参数，并限制在 $\beta_1 - \beta_2 \geq 1/2$，每组均对 10 个随机种子的结果取平均值。两个目标分别是年度止赎率（与 NHG 损失索赔区间比较）和财务困境家庭占比（与 BKR 拖欠区间比较）；保留与两个区间均最接近的 5 % 参数组合（第S2.2节）。全局敏感性分析在每种洪水情景下，使用 3,328 组 Saltelli 样本，对 11 个参数计算一阶和总阶 Sobol' 指数及 PAWN 指数，每组均对 10 个随机种子的结果取平均值（第S3.1节和S3.2节）。

4.10 生成式人工智能的使用

图 1 由 PaperBanana（Zhu 等人，2026年）生成。PaperBanana 是一种用于学术插图的人工智能工具，输入内容为作者对模型的描述；作者已对该图的准确性进行审核。论文正文或补充信息中的其他图均未使用生成式人工智能制作。作者还使用了 Anthropic 的 Claude Opus 和 Sonnet（版本 4

和 5）以及 OpenAI ChatGPT（版本 5 和 6），以支持论文起草、语言编辑和数据分析，包括协助编写分析代码。作者已审核所有人工智能辅助生成的代码和文本，并对数据分析、结果解释以及最终论文承担全部责任。

数据可用性

本研究使用的公开数据可从荷兰统计局（CBS StatLine）、荷兰信贷登记处（BKR）、Nationale Hypotheek Garantie（NHG）、荷兰国家地理注册库以及荷兰社会事务与就业部获取。详细的来源引文、数据集标识符及其用途说明见正文和补充信息。林堡地区的人口密度图基于荷兰房地产经纪人协会（NVM）的数据绘制，Lin（2024）也使用了这些数据。

致谢

我们感谢 Chang Lin，他的硕士论文（Lin，2024）是本研究的起点。结果部分中模型的全局敏感性分析是在荷兰 Snellius 超级计算系统上运行的。

作者贡献

M.V. 参与了概念构思、方法设计、软件开发、数据分析、可视化和写作。D.K. 和 C.D. 参与了概念构思、方法设计和指导。D.R. 参与了概念构思、方法设计、分析、写作和指导。

参考文献

Alogoskoufis, Spyros 等（2021）。欧洲央行全经济气候压力测试：方法与结果。Occasional Paper Series 281。欧洲中央银行。 URL： https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpops/ecb.op281~05a7735b1c.en.pdf（访问于2026年11月16日）。Amornsiripanitch, Natee 等（2025）。“衡量美国洪水保险不足”。载于：《自然·气候变化》 15，第971–977页。Anenberg, Elliot 和 Edward Kung（2014）。“邻近止赎导致的房价下跌幅度及其来源估算”。载于：《美国经济评论》 104.8，第2527–2551页。Axtell, Robert L. 和 J. Doyne Farmer（2025）。“经济学与金融学中的基于主体的建模：过去、现在与未来”。载于：《经济文献杂志》 63.1，第197–287页。

巴塞尔银行监管委员会（2024）。气候情景分析在加强气候相关金融风险管理与监管方面的作用。讨论文件。国际清算银行。 URL： https://www.bis.org/bcbs/publ/d572.htm（访问于2026年11月16日）。Battiston, Stefano 等（2017）。“金融体系的气候压力测试”。载于：《自然·气候变化》 7.4，第283–288页。Bazyleva, Valentina、Victoria M Garibay 和 Debraj Roy（2024）。“多尺度模型中的基于轨迹的全局敏感性分析”。载于：《科学报告》 14.1，第13902页。Beaumont, Mark A.、Wenyang Zhang 和 David J. Balding（2002）。“群体遗传学中的近似贝叶斯计算”。载于：《遗传学》 162.4，第2025–2035页。Belasen, Ariel R. 和 Solomon W. Polachek（2008）。“飓风如何影响地方劳动力市场的工资与就业”。载于：《美国经济评论》 98.2，第49–53页。Bellaver, Anna 等（2025）。洪水不会压低房价，历史记忆才会：洪水风险如何影响意大利住房市场。arXiv 预印本 arXiv:2502.12116。Bin, Okmyung 和 Stephen Polasky（2004）。“洪水灾害对房产价值的影响：飓风弗洛伊德发生前后的证据”。载于：《土地经济学》 80.4，第490–500页。联邦就业局（2026）。失业救济金：领取资格、条件¨、申请。 URL: https://www.arbeitsagentur.de/arbeitslos-arbeit-finden/arbeitslosengeld/finanzielle-hilfen/arbeitslosengeld-anspruch-hoehe-dauer （访问于2026年10月9日）。Burke, Marshall、Solomon M. Hsiang 和 Edward Miguel（2015）。“温度对经济产出的全球非线性影响”。载于：《自然》 527.7577，第235–239页。Cair´o, Isabel 和 Tomaz Cajner（2018）。“人力资本与失业动态：为何受教育程度较高的劳动者享有更高的就业稳定性”。载于：《经济学杂志》128.609，第652–682页。Campbell, John Y. 和 Jo˜ao F. Cocco（2015）。“抵押贷款违约模型”。载于：《金融学杂志》 70.4，第1495–1554页。Campbell, John Y.、Stefano Giglio 和 Parag Pathak（2011）。“被迫出售与房价”。载于：《美国经济评论》 101.5，第2108–2131页。荷兰中央统计局（2023）。*2022*年劳动力市场数据。技术报告。海牙：荷兰中央统计局。 URL: https://www.cbs.nl/nl-nl/publicatie/2023/18/de-arbeidsmarkt-in-cijfers-2022 （访问于2026年11月16日）。—（2025）。家庭财富；家庭特征、财富构成。StatLine 表格 83834NED。海牙：荷兰中央统计局。 URL: https://opendata.cbs.nl/statline/#/CBS/nl/dataset/83834NED（访问于2026年10月9日）。—（2026）。每月劳动参与率与失业率。StatLine 表格 80590NED。海牙：荷兰中央统计局。 URL： https://opendata.cbs.nl/statline/#/CBS/nl/dataset/80590ned/table（访问于2026年3月17日）。Chapuis, Brendan J. 和 John Coglianese（2024）。衡量失业风险。FEDS Notes。美联储理事会。 URL： https://www.federalreserve.gov/econres/notes/feds-notes/measuring-unemployment-risk-20240308.html （访问日期：2026年11月16日）。Daniel, Vanessa E., Raymond J. G.M. Florax 和 Piet Rietveld（2009）。《洪水与住宅房产价值：荷兰的享乐价格分析》。载于：*Built Environment*35.4，第563–576页。

Dupont, Charles 和 Debraj Roy（2025）。《多个层面的新兴贫困陷阱阻碍社会流动》。载于：人文与社会科学通讯 12.1，第1777页。Dynan, Karen E., Jonathan Skinner 和 Stephen P. Zeldes（2004）。《富人会储蓄得更多吗？》载于：政治经济学期刊 112.2，第397–444页。Ebi, Kristie L.（2025）。《理解复合气候事件与级联风险的风险》。载于：气候变化对话 2.1，第33–37页。欧盟委员会（2025）。欧洲可负担住房计划。欧盟委员会致欧洲议会、欧盟理事会、欧洲经济和社会委员会及欧洲地区委员会的通讯，COM(2025) 1025 final。斯特拉斯堡：欧盟委员会。URL: https://data.consilium.europa.eu/doc/document/ST-17011-2025-INIT/en/pdf（访问日期：2026年11月18日）。欧洲保险和职业养老金管理局（2025）。自然灾害保险保障差值概览。欧盟统计局（2026）。*2025*年第四季度房价和租金上涨。《欧盟统计局新闻》。URL: https://ec.europa.eu/eurostat/web/products-eurostat-news/w/ddn-20260407-1（访问日期：2026年11月18日）。水安全专家网络（2023）。为来自主要水系的洪水投保是否有吸引力？*ENW*-建议 *23-06* 附录。技术报告。水安全专家网络。URL: https://www.enwinfo.nl/publish/pages/221759/enw-23-06b-bijlage-bij-advies-aan-dgwb-inzake-verzekerbaarheid-overstromingsrisico-s.pdf。Fisher, Lynn M., Lauren Lambie-Hanson 和 Paul Willen（2015）。《邻近性在止赎外部性中的作用：来自公寓的证据》。载于：《美国经济学杂志：经济政策》 7.1，第119–140页。Fitzmaurice, Kieran P. 等（2026）。《洪水风险对住房抵押贷款借款人金融稳定的影响：一种综合建模方法》。载于：《自然灾害与地球系统科学》 26.1，第675–701页。Foote, Christopher L. 和 Paul S. Willen（2018）。《抵押贷款违约研究与近期止赎危机》。载于：《金融经济学年度评论》 10.1，第59–100页。Gallagher, Justin 和 Daniel Hartley（2017）。《自然灾害后的家庭金融：卡特里娜飓风案例》。载于：《美国经济学杂志：经济政策》 9.3，第199–228页。Ganong, Peter 和 Pascal Noel（2023）。《借款人为何会拖欠抵押贷款？》载于：《经济学季刊》 138.2，第1001–1065页。Garibay, Victoria M 和 Debraj Roy（2026）。《适应性定价：气候冲击下贫困干预策略的模拟研究》。载于：计算科学期刊 100，第102929页。Gerardi, Kristopher, Kyle F. Herkenhoff 等（2018）。《无力偿还还是不愿偿还？失业、负资产与策略性违约》。载于：《金融研究评论》 31.3，第 1098–1131 页。Gerardi, Kristopher, Eric Rosenblatt 等（2015）。《止赎外部性：新证据》。载于：城市经济学期刊 87，第42–56页。Goodstein, Ryan 等（2017）。《策略性抵押贷款违约中的传染效应》。载于：《金融中介期刊》 30，第50–60页。

荷兰政府（2026）。申领失业救济金（*WW-uitkering*）。URL：
https://www.government.nl/themes/work/unemployment/unemployment-benefit-ww/claiming-unemployment-benefit-ww-uitkering（访问于2026年10月9日）。Grazzini、Jakob、Matteo G. Richiardi 和 Mike Tsionas（2017）。“基于主体的模型的贝叶斯估计”。载于：*Journal of Economic Dynamics and Control* 77，第26–47页。Groen、Jeffrey A.、Mark J. Kutzbach 和 Anne E. Polivka（2020）。“风暴与就业：飓风对个人长期就业和收入的影响”。载于：《劳动经济学杂志》38.3，第653–685页。Guiso、Luigi、Paola Sapienza 和 Luigi Zingales（2013）。“抵押贷款策略性违约态度的决定因素”。载于：《金融学杂志》68.4，第1473–1515页。Gupta、Arpit（2019）。“止赎传染与抵押贷款违约的社区溢出效应”。载于：《金融学杂志》74.5，第2249–2301页。Harrison、David、Greg T. Smersh 和 Arthur Schwartz（2001）。“住房价格的环境决定因素：洪水区状态的影响”。载于：《房地产研究杂志》21.1-2，第3–20页。Hartley、Daniel（2014）。“止赎对邻近住房价格的影响：供给还是负面影响？”载于：《区域科学与城市经济学》49，第108–117页。Hawkes、Alan G. 和 David Oakes（1974）。“自激过程的簇过程表示”。载于：《应用概率杂志》11.3，第493–503页。Helmstetter、Agn`es 和 Didier Sornette（2003）。“ETAS地震活动模型中直接与间接触发地震活动的重要性”。载于：《地球物理研究快报》30.11，第1576页。Hickernell、Fred J.（1998）。“广义差异与求积误差界”。载于：《计算数学》67.221，第299–322页。政府间气候变化专门委员会（2023）。《*2022*年气候变化》——影响、适应与脆弱性：政府间气候变化专门委员会第六次评估报告第二工作组贡献。英国剑桥和美国纽约州纽约：剑桥大学出版社。Interprovinciaal Overleg（2019）。*Overstromingsrisicokaarten*。URL：
https://www.nationaalgeoregister.nl/geonetwork/srv/api/records/2daad588-11ef-47de-9832-6fe2c3b93e6d(访问日期：2026年6月2日)。— (2025)。洪水。Risicokaart.nl。URL: https://www.risicokaart.nl/risicosituaties/overstroming/(访问于2026年11月16日)。国家社会保障局 (INPS) (2026)。失业救济金。URL:https://www.inps.it/it/en/lavoro/disoccupazione.html(访问于2026年10月9日)。Keenan, Jesse M.、Thomas Hill 和 Anurag Gumber (2018)。“气候绅士化：从理论走向迈阿密-戴德县（佛罗里达州）的实证研究”。载于：*Environmental Research Let-ters* 13.5，第 054001 页。Khorashadi Zadeh, Farkhondeh 等 (2017)。“将基于方差和矩独立的全局敏感性分析方法应用于 SWAT模型的比较”。载于：《环境建模与软件》91，第 210–222 页。

Koning, Koen de 和 Tatiana Filatova (2020)。“反复洪灾加剧沿海城市的迁出和气候绅士化”。载于：*Environmental Research Letters* 15.3，第 034008 页。Kousky, Carolyn、Mark Palim 和 Ying Pan (2020)。“洪水损害与抵押贷款信用风险：哈维飓风案例研究”。载于：*Journal of Housing Research* 29.sup1，第 S86–S120 页。Lamperti, Francesco、Andrea Roventini 和 Amir Sani (2018)。“使用机器学习代理模型校准基于主体的模型”。载于：*Journal of Economic Dynamics and Control*90，第 366–389 页。Lepore, Caterina 和 Junghwan Mok (2024)。“超越堤坝：用于金融稳定风险分析的洪水情景”。载于：*IMF Working Papers* 2024.197。Lin, Chang (2024)。“将洪水作为抵押贷款模型关键风险因子的 ESG 气候风险压力测试：一种基于主体的方法”。计算科学理学硕士。理学硕士论文。阿姆斯特丹：阿姆斯特丹大学。 URL: https://scripties.uba.uva.nl/search?id=record_54518。Martins, Eduardo S. 和 Jery R. Stedinger (2000)。“基于水文数据的广义极值分布广义最大似然分位数估计量”。载于：*Water ResourcesResearch* 36.3，第 737–744 页。Mian, Atif、Amir Sufi 和 Francesco Trebbi (2015)。“止赎、房价与实体经济”。载于：《金融学杂志》70.6，第 2587–2634 页。荷兰社会事务与就业部 (2021a)。*2021*年*7*月*1*日起的福利金额。URL: https://www.rijksoverheid.nl/documenten/2021/06/23/uitkeringsbedragen-per-1-juli-2021(访问于2026年11月16日)。— (2021b)。*2022*年*1*月*1*日起的福利金额。URL: https://www.rijksoverheid.nl/documenten/2021/12/21/uitkeringsbedragen-per-1-januari-2022 (访问于2026年11月16日)。— (2023)。*2023*年*7*月*1*日起的福利金额。 URL: https://www.rijksoverheid.nl/documenten/2023/06/20/uitkeringsbedragen-per-1-juli-2023 (访问于2026年11月16日)。Morrison, Julia E. 和 James A. Smith (2002)。“使用广义极值分布对洪峰进行随机建模”。载于：*Water Resources Research* 38.12，第 41-1–41-12 页。绿色金融系统网络 (2025)。*NGFS* 短期气候情景技术文档，*V1.0*。技术报告。绿色金融系统网络。 URL: https://www.ngfs.net/system/files/2025-07/NGFS%20Short-term%20climate%20Scenarios_Technical%20Documentation.pdf (访问于2026年11月16日)。比利时国家就业办公室 (ONEM) (2026)。比利时国家就业办公室。 URL: https://www.onem.be/ (访问于2026年10月9日)。经济合作与发展组织 (经合组织) (2026)。失业救济金占此前收入的比例。 URL: https://www.oecd.org/en/data/indicators/benefits-in-unemployment-share-of-previous-income.html(访问于2026年10月16日)。Pangallo, Marco 和 R. Maria del Rio-Chanona (2024)。数据驱动的经济基于主体模型。arXiv 预印本 arXiv:2412.16591。

Phipson, Belinda 和 Gordon K. Smyth（2010）。“置换检验 P 值绝不应为零：随机抽取置换时如何计算精确 P 值”。载于：《遗传学与分子生物学中的统计应用》9.1。Pianosi, Francesca 和 Thorsten Wagener（2015）。“一种基于累积分布函数的简单高效全局敏感性分析方法”。载于：《环境建模与软件》67，第 1–11 页。—（2018）。“基于通用输入输出样本的分布型敏感性分析”。载于：《环境建模与软件》108，第 197–207 页。Reasenberg, Paul（1985）。“加利福尼亚中部地震活动的二阶矩，1969–1982”。载于：《地球物理研究杂志：固体地球》90.B7，第 5479–5495 页。Salinas, J. L. 等（2014）。“欧洲区域性母体洪水频率分布——第一部分：广义极值分布模型是否适合作为泛欧洲母体分布？”载于：《水文学与地球系统科学》18.11，第 4381–4389 页。Saltelli, Andrea（2002）。“充分利用模型评估来计算敏感性指数”。载于：《计算机物理通讯》145.2，第 280–297 页。Saltelli, Andrea、Ksenia Aleksankina 等（2019）。“为何如此多已发表的敏感性分析都是错误的：对敏感性分析实践的系统综述”。载于：《环境建模与软件》114，第 29–39 页。Saltelli, Andrea、Paola Annoni 等（2010）。“模型输出的基于方差的敏感性分析：总敏感性指数的设计与估计量”。载于：《计算机物理通讯》181.2，第 259–270 页。Salverda, Wiemer 和 Joop Hartog（2025）。“荷兰劳动力市场，2001–2024”。第 2 版。载于：*IZA 劳动世界*，418。Sarmiento, Camilo（2007）。“洪水灾害对地方就业的影响”。载于：《应用经济学快报》14.15，第 1123–1126 页。Service Public（2026）。返岗就业援助失业津贴 `（*ARE*）。URL：https://www.service-public.gouv.fr/particuliers/vosdroits/N178（访问于2026年10月9日）。国家就业服务局（SEPE）（2026）。福利。URL：https://www.sepe.es/HomeSepe/en/prestaciones-desempleo.html （访问于2026年10月9日）。Simpson, Nicholas P. 等（2021）。“复杂气候变化风险评估框架”。载于：《同一个地球》4.4，第 489–501 页。Slager, Kymo （ 2019 ）。《地图上的洪水风险手册：地图制作方法》。技术报告。代尔夫特：Deltares。URL：https://iplo.nl/publish/pages/184961/handboek_overstromingsrisicos_op_de_kaart.pdf （访问于2026年11月19日）。Sobol’, I. M.（1967）。“立方体中点的分布与积分的近似计算”。载于：《苏联计算数学与数学物理》7.4，第 86–112 页。—（2001）。“非线性数学模型的全局敏感性指数及其蒙特卡罗估计”。载于：《数学与计算机模拟》55.1–3，第 271–280 页。Spear, Robert C. 和 George M. Hornberger（1980）。“皮尔湾的富营养化——II：通过广义敏感性分析识别关键不确定性”。载于：《水研究》14.1，第 43–49 页。

荷兰信贷登记基金会（2025）。《抵押贷款晴雨表 *2025*》。技术报告。BKR。URL：https://www.bkr.nl/media/t0rmhyzw/bkr-hypotheekbarometer-2025.pdf（访问于2026年11月16日）。自有住房担保基金会（2014–2017）。《*2014–2016* 年度报告及 *2014–2016* 年季度数据》。Nationale Hypotheek Garantie。2014、2015 和 2016 年年度报告，以及2014年第三季度、2016年第一季度和2016年第四季度的季度数据；各份文件列于补充参考文献中。—（2014）。《*2014* 年第三季度季度数据》。技术报告。Nationale Hypotheek Garantie。URL：https://www.nhg.nl/media/o23fl2d4/kwartaalbericht_3e_kwartaal_2014.pdf（访问于2026年11月16日）。—（2015）。《*2014* 年度报告》。技术报告。Nationale Hypotheek Garantie。URL：https://www.nhg.nl/media/xv1bndr5/jaarverslag_2014.pdf（访问于2026年11月16日）。—（2016a）。《*2015* 年度报告》。技术报告。Nationale Hypotheek Garantie。URL：https://www.nhg.nl/media/3ldnxy3s/nhg-jv2015_def_interactive.pdf（访问于2026年11月16日）。—（2016b）。《*2016* 年第一季度季度数据》。技术报告。Nationale Hypotheek Garantie。URL：https://www.nhg.nl/media/nf0fcpkn/kwartaalbericht_1e_kwartaal_2016.pdf（访问于2026年11月16日）。—（2017a）。《*2016* 年度报告》。技术报告。Nationale Hypotheek Garantie。URL：https://www.nhg.nl/media/bhplbg1d/wew-jaarverslag-2016.pdf（访问于2026年11月16日）。—（2017b）。《*2016* 年第四季度季度数据》。技术报告。Nationale Hypotheek Garantie。URL：https://www.nhg.nl/media/jrpc2cde/nhg-quarterly-report-q4-2016_eng.pdf（访问于2026年11月16日）。Towe, Charles 和 Chad Lawley（2013）。“邻近房屋止赎的传染效应”。载于：《美国经济学杂志：经济政策》5.2，第 313–335 页。Turnbull, Geoffrey K. 和 Arno J. van der Vlist（2024）。“止赎与住房价格：邻里空间格局是否重要？”载于：《区域科学年刊》72，第 407–433 页。Turnbull, Geoffrey K.、Velma Zahirovic-Herbert 和 Chris Mothorpe（2013）。“河湾湿地的洪水与流动性：洪水风险在房屋价值和易售性中的资本化”。载于：《房地产经济学》41.1，第 103–129 页。荷兰雇员保险管理局（UWV）（2026）。关于失业福利。URL：https://www.uwv.nl/en/individuals/unemployment-benefit/about（访问于2026年10月9日）。荷兰保险协会（无日期）。洪水与干旱。Villarini, Gabriele 和 James A. Smith（2010）。“美国东部的洪峰分布”。载于：*Water Resources Research* 46.6，W06504。Westfall, Peter H. 和 S. Stanley Young（1993）。《基于重抽样的多重检验：*P* 值调整的示例与方法》。纽约：约翰·威立父子公司。Zeger, Scott L.、Francesca Dominici 和 Jonathan Samet（1999）。“对空气污染效应及死亡率的收割效应具有稳健性的估计”。载于：《流行病学》10.2，第 171–175 页。Zhang, Lei 和 Tammy Leonard（2019）。“洪水灾害对邻里房价的影响”。载于：《房地产金融与经济学杂志》58.4，第 656–674 页。Zhu, Dawei 等（2026）。《*PaperBanana*：面向人工智能科学家的学术插图自动化》。

Zhuang、Jiancang、尾形由彦和David Vere-Jones（2002）。“时空地震发生的随机去聚类”。载于：美国统计学会会刊97.458，第369–380页。

补充信息

S1 模型设定

S1.1 洪水严重程度与洪水情景

我们详细说明研究中用于模拟洪水严重程度的广义极值分布的累积分布函数 $F(x)$ 和概率密度函数 $f(x)$ 的函数形式，见图S1：严重程度 $\sim GEV(\mathcal{S})$：

$$F(x;\mu,\sigma,\xi)=\begin{cases}\exp\left\{-\left[1+\xi\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)\right]^{-1/\xi}\right\} & \text{if } \xi\neq 0\\ \exp\left\{-\exp\left(-\frac{x-\mu}{\sigma}\right)\right\} & \text{if } \xi=0\end{cases} \tag{S1}$$

$$f(x;\mu,\sigma,\xi)=\begin{cases}\frac{1}{\sigma}\left[1+\xi\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)\right]^{-(1+1/\xi)}\exp\left\{-\left[1+\xi\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)\right]^{-1/\xi}\right\} & \text{if } \xi\neq 0\\ \frac{1}{\sigma}\exp\left(-\frac{x-\mu}{\sigma}\right)\exp\left[-\exp\left(-\frac{x-\mu}{\sigma}\right)\right] & \text{if } \xi=0\end{cases} \tag{S2}$$

通过设定 $\mathcal{S}=[\mu,\sigma,\xi]^\top$，我们采用了更紧凑的记法。

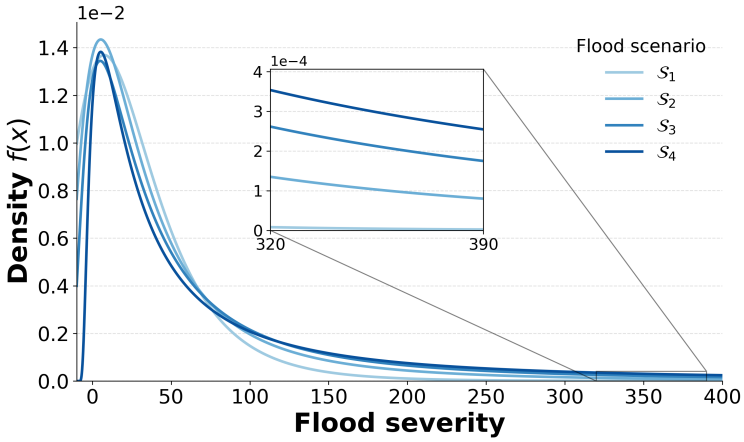


图 S1：四种不同参数化方案（$\mathcal{S}$）下洪水严重程度的概率密度函数 $f(x)$。请注意，形状参数 ξ 决定了分布的尾部行为；ξ 的值越高（例如，$\mathcal{S}_4$），尾部就越“厚”，这表明与 ξ 较低时相比，发生极端洪水事件的概率更高。

我们遵循 Lin（2024），构建上尾逐步变重、同时大致保持概率密度峰值的位置和高度不变的洪水压力情景。基准情景 $\mathcal{S}_1$ 使用 $\xi=0.1$，对应于 Martins 和 Stedinger（2000）提出的地球物理先验的均值。这些作者采用相反的符号约定对 GEV 形状参数进行参数化，并为年最大洪水提出了一个贝塔先验；以 ξ表示时，该先验的支持集为 $\xi\in[-0.5,0.5]$，均值为 $\xi=0.10$，标准差为 0.122。因此，该先验对应于我们的基准值 $\xi=0.1$，并将其上限设为 $\xi=0.5$。

然而，经验估计可能显示出显著更重的尾部：Morrison 和 Smith（2002）报告称，在 104 个阿巴拉契亚中部流域中的 28% 里，估计结果对应于 $\xi > 0.5$ 。这一证据为考虑重尾分布提供了一个动机。采用第4.2节所述压力情景方法的第二个动机，是难以获得未来洪水严重程度的校准后的预测：历史时间序列通常较短，且包含的极端观测值很少，导致尾部参数估计噪声较大且难以确定。因此，我们选择 $\xi = 0.5$、0。8 和 1。2，分别对应 $\mathcal{S}_2$、 $\mathcal{S}_3$和 $\mathcal{S}_4$，作为对抵押贷款信用结果要求逐步提高的压力情景，而不是未来气候条件的校准后的预测。

方程（S2）中的密度峰值位于

$$x^* = \mu + \frac{\sigma}{\xi}\left[(1+\xi)^{-\xi} - 1\right], \qquad f(x^*) = \frac{(1+\xi)^{1+\xi}\, e^{-(1+\xi)}}{\sigma}. \tag{S3}$$

对于 $\mathcal{S}_2$–$\mathcal{S}_4$ 中的每个形状参数，我们在 20×20 网格上选择 μ和 σ ，以最小化缩放距离

$$d(\mu, \sigma) = \left(\frac{x^* - x_0^*}{x_0^*}\right)^2 + \left(\frac{f(x^*) - f_0(x_0^*)}{f_0(x_0^*)}\right)^2 \tag{S4}$$

候选密度的峰值（根据方程（S3）计算）与参考分布 GEV(10, 27, 0.2)的峰值（x_0^*, f_0(x_0^*)) = (5.17, 0.0139)之间的距离。情景 $\mathcal{S}_1$ 保留参考分布的位置和尺度参数，并采用 $\xi = 0.1$。由此得到的众数介于 5.0 和 7.4 之间，峰值密度介于 0.0134 和 0.0143 之间，因此各情景的差异主要体现在上尾。广义极值分布的第 r阶矩仅在 $\xi < 1/r$时存在，因此在 $\mathcal{S}_2$ 至 $\mathcal{S}_4$ 下方差为无穷大，而在 $\mathcal{S}_4$下均值为无穷大；因此，各情景在分布的众数上保持一致。参数向量如下：

- $\mathcal{S}_0$：无洪水基线。在此情景中，$sev_t = 0$ 在每个时间步 t均不会发生洪水事件，所有智能体的损害因子 D(x_i, y_i, $\mathcal{S}$) $= 0$ ，且失业率保持在基准率 $u_t = \eta$。此情景用作反事实参照，用于比较受洪水影响的情景 $\mathcal{S}_1$–$\mathcal{S}_4$ 。

- $\mathcal{S}_1 = [10, 27, 0.1]^\top$
- $\mathcal{S}_2 = [15.789, 28.579, 0.5]^\top$
- $\mathcal{S}_3 = [21.579, 35.421, 0.8]^\top$
- $\mathcal{S}_4 = [28.421, 45.421, 1.2]^\top$

S1.2 洪水风险地图

全国地理信息系统洪水风险地图（Interprovinciaal Overleg，2019年）通过 QGIS 中的均值卷积核聚合为 PNG，从而降低分辨率。PNG 被读取为灰度数组，像素值经过反转（$M[i,j] \leftarrow 255 - M[i,j]$，因为在标准灰度中，白色表示无洪水），并除以数组最大值进行归一化，使得 $M \in [0,1]$。按照 Lin（2024），这些归一化后的值直接用作空间损害因子 D(x_i, y_i, $\mathcal{S}$)：它们提供了一个基于水深的相对损害代理指标，无需单独进行水深—损害

曲线变换。四幅地图的范围见图S2（b）面板，损害因子纳入公式3中的房产损失。洪水区以外的智能体获得$D = 0$。

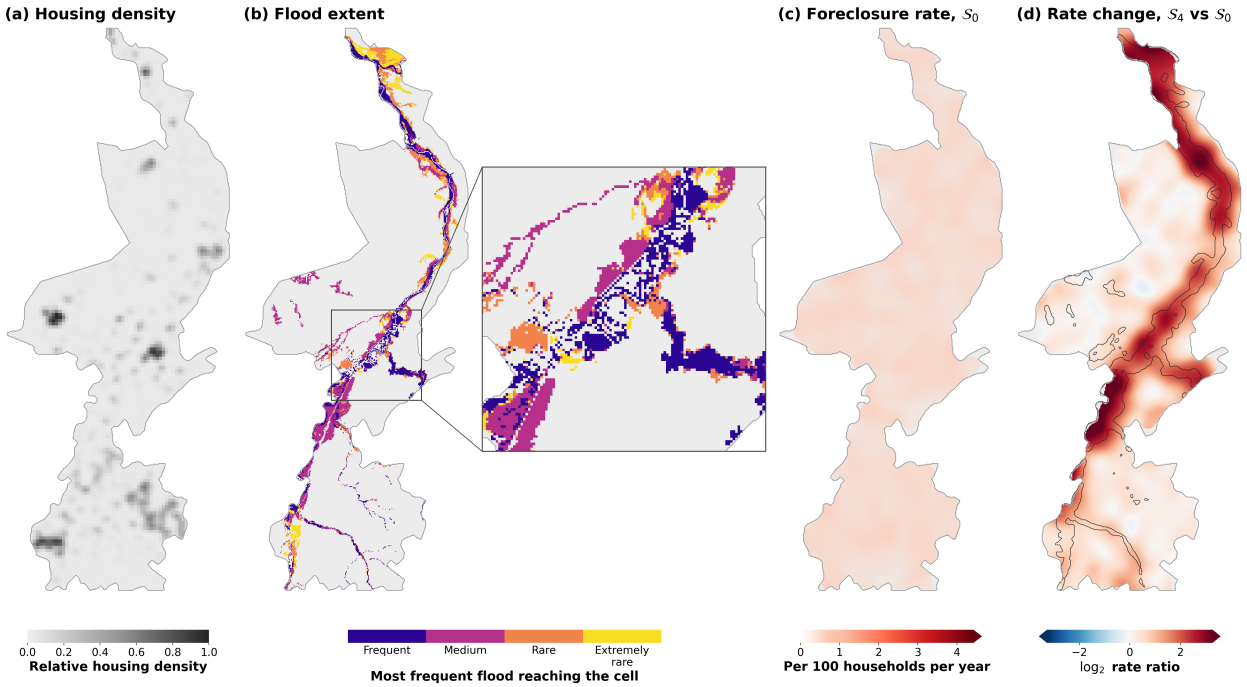


图 S2：林堡地区的模型地理范围与止赎的空间分布。(a) 相对住房密度，依据荷兰房地产经纪人协会（NVM）的空间数据，并重新缩放至 $[0, 1]$。初始化时，每个网格单元获得的智能体数量与该密度成正比；新加入的智能体则按与该密度成正比的概率被分配到某个网格单元（S1.3节）。(b) 表 1 中四张洪水损害地图的范围，以及默兹河一处放大区域。这些范围相互嵌套：被发生频率更高的地图覆盖的每个网格单元，也会被所有发生频率更低的地图覆盖。每个网格单元按覆盖它的最高频地图着色，因此该网格单元会在相应事件及所有发生频率更低的事件中受淹；灰色网格单元位于四种范围之外（$D = 0$）。区域内的受淹比例从发生频率最高的地图所示的 4.4%，逐步升至 9.1%、12.1%，以及极罕见地图所示的 14.3%。(c) 无洪水时的局部年度止赎率（$\mathcal{S}_0$），单位为每年每 100 个家庭中的止赎数。该比率是 S2.2节的校准目标，按网格单元计算：每次模拟运行中，将止赎位置的高斯核密度估计（标准差为 10 个网格单元）除以模拟运行的活跃人口均值（按平滑后的住房密度比例分布到各网格单元），再除以年数；地图表示各次模拟运行的均值。按人口加权平均后，该地图得出的区域止赎率为 0.42%。色阶上限为 $\mathcal{S}_4$ 率的第 99.5 百分位数。(d) 最严重洪水情景下的局部止赎率（$\mathcal{S}_4$）与面板 (c) 所示比率之比，采用对数$_2$ 尺度；黑线标示最外围的洪水范围。洪水范围内外网格单元的比率中位数分别为 5.2 和 1.4。在 (c) 和 (d) 中，平滑后的住房密度低于其最大值 5% 的网格单元（占区域的 2.1%）均被屏蔽。采用校准后的参数化，参数为 $\delta = 0$、$\kappa = 10$、$\beta_1 - \beta_2 = 0.5$ 和 $\vartheta = 0.05$（表 S1）；预热期 100 个月后模拟 300 个月；$\mathcal{S}_0$ 使用 20 个随机种子，且每个 $\lambda \in \{0.25, 0.5, 0.75\}$ 使用 20 个随机种子，适用于 $\mathcal{S}_4$。

S1.3 AgentVariable 初始化

表 S2 中的分布基于 Lin（2024）。收入和房产价值直接采用拟合分布，分别根据抵押贷款数据和住房市场数据进行拟合。贷款价值比的分布并未根据数据进行拟合；其均值和方差遵循模型参数化

表 S1：全局参数。校准值是结果同时落在两个经验区间内的参数组合所对应的值（见 S2.2），此处报告校准所约束的三个参数；其余参数保持基准值。Eq. 列给出了该参数所在的方程。

参数	描述	Eq.	基准值	校准值
全局敏感性分析中变化的参数（表 S7）				
κ	定义智能体邻域的半径	(9)	10	
	效用			
β_1	支付意愿系数	(11)	1	
β_2	支付意愿系数	(11)	0.5	
β_3	支付意愿系数	(11)	1.0	
λ	$D = 1$时房屋价值损失比例	(3)	$\{0.25, 0.5, 0.75\}$	
δ	溢出强度：每次止赎导致的抵押品损失比例（每上个月在 κ 内止赎	(4)	0^{a}	
η	基准失业率	(5)	0.037	0.0383
ϑ	洪水导致的失业率最大增幅	(5)	0.05	
	失业			
m	消费函数的尺度参数	(8)	6.2	5.25
ε	收入份额的衰减速度用于生活支出 $s_{i,\ t}$ (速度相对于$I_{i,\ t}$)的增长	(8)	0.00198	0.00250
exp_{lb}	主体生活支出的最低下限	(8)	1, 087	
其他参数				
$\mathcal{S}$	选择洪水情景（严重程度 分布参数）		$\mathcal{S}_0, \ldots, \mathcal{S}_4$	
T	模拟时间步数		400	
R_{grote}, R_{middel}, R_{klein}, R_{eklein}	洪水风险地图			
$\mathcal{A}$	模拟中接纳新代理的最低信用评分在模拟中被接受的		200	
α	资历上限	SI (S5)	150	
u_t	失业率	(5)	$u_0 = \eta^{b}$	
新加入者参数				
N_{nj}	每步潜在新加入者的基数	(1)	35	
ρ	智能体生成密度	(1)	4	

[a] 第 2.3 节使用 12 个值，详见 $[0, 0.25]$ （第S4.1节）。

[b] 在 $t = 0$；之后 u_t 遵循方程 5。

Lin（2024）。模型从各自的边际分布中独立抽取每个属性，因此无需访问底层数据即可复现初始化。流动资金与贷款的比率采用 0.015 的尺度参数，使申请人中位数的流动资金达到贷款额的 0.65。为检验这一选择，我们在校准参数化下模拟基准情景，$\delta = 0$ 将尺度参数在 0.005 至 0.03 之间取 101 个值，每个值使用五个随机种子。对于 0.008 至 0.02 的尺度参数范围（其中包含拟合比率以小数表示时所用的 0.01），年度止赎率保持在 0.39% 至 0.46% 之间，年度财务困境家庭占比则在 0.46% 至 0.54% 之间。较大的尺度参数会延迟止赎，而非防止止赎：尺度参数为 0.01、0.015 和 0.02 时，发生财务性止赎时的贷款期限中位数分别为 51、61 和 69 个月。

进入的主体位于 $t > 0$ 其属性分布与安置在 $t = 0$的主体相同，其中$n_{i,\,0} = 120$：房产价值从其拟合分布中抽取，贷款随后按照$\ell_{i,\,0}$ = 贷款价值比$_{i,\,0}\, v_i$确定。模型并不通过贷款规模施加支付能力约束；支付能力由准入评分卡评估，该评分卡对每位申请人的收入和月供进行评分（表S4）。月供保持不变，$P_i = \ell_{i,\,0}/n_{i,\,0}$，并在剩余期限内偿还本金且不计利息。因此，模型不考虑利率变化，家庭的债务压力仅随收入变化。由于对于相同本金，含利息的年金具有更高的月供，P_i是还款负担的下限。新主体按照与初始存量相同的人口密度图进行定位（算法S2 和S3），且洪水损失与房产价值成比例（公式3），因此房产仅通过 v_i进入模型。

表 S2：主体初始化：家庭、房产和抵押贷款属性的分布，以及假定的抵押贷款期限。收入和房产价值采用 Lin（2024）的拟合结果。Burr(c, d, loc、scale)表示第三类 Burr 分布，其累积分布函数为$F(x) = (1 + z^{-c})^{-d}$，$z = (x - \text{loc})/\text{scale} > 0$（scipy.stats.burr 的参数化形式）；通过逆变换抽样生成抽样值，$x = \text{loc} + \text{scale}\,\left(u^{-1/d} - 1\right)^{-1/c}$其中 $u \sim U(0,\ 1)$。这些抽样值相互独立。

属性	在模型中的作用	分布或取值
房产		
v_i	初始房产价值（€）	$10^3 \cdot$Burr分布(3.38, 0.92, -1.34, 195.25)
家庭		
$I_{i,0}$	月收入（€ 每月）	Burr分布(3.30,0.45, -12.76,3101.46)
$sen_{i,0}$	工作年限（月）	$1 + 106.34 \cdot$ 贝塔分布(0.88, 2.79)
$\zeta_{i,0}$	流动资金与贷款规模之比，$w_{i,\,0}/\ell_{i,\,0}$	$0.015 \cdot$Burr分布(9.42，0.14，-0.11，73.40)
抵押贷款		
$\text{LTV}_{i,0}$	贷款价值比,$\ell_{i,\,0}/v_i$	$\mathcal{N}$(0.57，0.1)，截断为正值
$n_{i,0}$	剩余分期付款（月）	在 $t = 0$ 处以 $\{1, \ldots, 120\}$ 为参数的离散均匀分布；$t > 0$ 处新进入者为 120

er t

3
one at every time step

r life time of the agent
cording to Equation 4

P_i at every step t
r life time of the agent
1 for every step if agent
ed

nation only

1 at every step t, See

ependently at every step

1 for every
nent timestep t
cording to Equation 8
cording to Equation 11

hich the agent enters the

算法 S1 详细说明了主体坐标（x_i， y_i）的初始化方式，使其与经验密度图高度吻合。经验密度图基于荷兰房地产经纪人协会（NVM）的空间数据。该地图的处理方式与洪水风险地图（第 S1.2 节）相同，因此 $M \in [0,1]$：每个网格单元的数值都代表该区域的激活水平，密度缩放因子 ρ 会将其转换为主体数量。 ρ 是控制每个时间步新增主体数量的同一参数 $t \neq 0$ （参见公式 1）。

算法 S1： 根据密度图填充主体

输入： M：密度图
ρ：密度缩放因子
n， m = 形状参数(M)
对于 i ，遍历范围（n）
  对于 j 在 ***range***(m)
    c = int(round($\rho \cdot M[i][j]$))
    对于 a 在 ***range***(c)
      初始化主体并将其添加到系统中

对于在非零时期初始化的智能体，我们遵循算法 S2 和 S3。新智能体的坐标通过将离散化密度图转换为归一化累积分布函数来确定，这一过程通常称为逆变换抽样。有效坐标在 $[0,1]$ 尺度参数上被分配与其对总密度贡献成比例的区间，同时排除零密度单元，以确保不会在密度为零的坐标处初始化智能体。此方法确保生成的智能体的空间分布直接按经验密度图中的密度进行加权。

算法 S2： 按照经验密度图填充智能体

输入：密度地图 M (NumPy 数组)**输出：** D：累积密度列表C：对应坐标列表 $[x, y]n$， m = 形状参数(M)$S = 0D = [\,]C = [\,]$**对于** i 在 $range$(n)**对于** j 在 $range$(m)**如果** $M[i][j] > 0S \mathrel{+}= M[i][j]$ D.追加(S)C.追加($[i, j]$)$D \mathrel{/}= S$**返回** D， C

算法 S3：用于坐标检索的二分搜索

输入： r：从 $U(0,\ 1)$ 中抽取的随机值
D：累积密度列表（已排序）
C：对应坐标的列表 $[x, y]$
输出：与 r 对应的坐标对
$low = 0$
$high =$长度(D)
当 $low \leq high$ **时执行**
  $mid = \lfloor (low + high)/2 \rfloor$
  如果 $r < D[mid]$
    $high = mid - 1$
  否则如果 $r > D[mid]$
    $low = mid + 1$
  否则返回 $C[mid]$
如果 $mid == low$
  返回 $C[mid]$
否则返回 $C[low]$

S1.4 收入动态与失业福利方案

收入由就业状态决定。本节介绍资历动态和失业救济金制度；其救济金动态与欧元区的失业保险制度非常相似。

裁员阈值 ψ_i^e 在准入时抽取一次，用于表示由教育程度、技能和工作特征所导致的就业脆弱性持续差异。Cair´o 和 Cajner（2018）记录到，受教育程度较高的劳动者工作分离率更低、波动性也更小，并将这一模式与工作特定人力资本投资联系起来。Chapuis 和 Coglianese（2024年）还发现，就业劳动者的失业风险存在显著异质性，而且在商业周期中，高风险与低风险的比率总体保持稳定。因此，我们将 ψ_i^e 解读为潜在韧性等级，而不对这些特征进行显式建模。

每个主体的资历根据其就业状态而变化。主体每保持就业一个时间步，其资历就会增加。如果主体失业，其资历将暂停增长，直到重新就业。这一动态设有最大值上限，以体现现实中的职业发展平台期。就业主体的更新规则如下：

$$sen_{i,t} = \min\left(sen_{i,t-1} + 1,\ \alpha\right) \tag{S5}$$

资历在每个就业时间步增加一，并以 α （最高资历）为上限。失业智能体的资历不变。收入动态与就业状态相关。我们按照由雇员保险局（UWV）管理的荷兰失业救济金制度对失业救济金进行建模（UWV，2026年；荷兰政府，2026年），该制度体现了欧洲失业救济金制度中普遍采用的分层结构。智能体的收入在每个时间步根据以下四种情况之一进行更新：

1. 持续就业：如果智能体保持就业状态，其收入保持不变：$I_{i,\ t} = I_{i,\ t-1}$。2. 失业：如果智能体变为失业状态，其收入将替换为失业救济金，金额按其上一份收入的70%计算，但最高不超过€5,000：$I_{i,\ t} = \min(I_{i,\ t-1} \cdot 0.7,\ 5000)$。3. 长期失业：如果智能体失业超过12个月，其失业救济金将停止发放，收入降为零（$I_{i,\ t} = 0$）。4. 重新就业：当失业智能体找到新工作时，其新收入从初始收入分布中抽取（见表 S2），代表新的薪资（$I_{i,\ t} \sim Burr$（$c = 3.30,\ d = 0.45$，loc $= -12.76$，尺度参数 $= 3101.46$））。

荷兰、法国、德国、西班牙、意大利和比利时的失业保险采用相同的设计：福利替代最后一份工资的比例约为一半至四分之三，随着失业期限延长而逐渐减少，并在有限期限后终止（UWV, 2026年；Service Public, 2026年；Bundesagentur f¨ur Arbeit, 2026年；SEPE, 2026年；INPS, 2026年；ONEM, 2026年；经合组织, 2026年）。模型采用单一的70%替代率和12个月的救济期限，只需更改这两个数值，即可调整模型以适用于其他国家。

S1.5 信用评分卡

贷款机构根据五项风险驱动因素，使用积分制评分卡对每位申请人进行筛选：贷款价值比、收入、工作年限、流动资金与贷款的比率，以及月供；这些指标的选择遵循 Lin（2024）的做法。每项指标均划分为若干分档，从风险最高的分档到风险最低的分档，评分按相等的步长递增（表 S4）。分档界限经过简化设定，覆盖申请人分布的主要范围，因此每项指标都能在申请人存在差异的范围内对其进行排名。若申请人的总评分达到阈值 $\mathcal{A} = 200$，即最高300分中的相应分数，则可获准。

准入是申请人在准入时的属性所决定的确定性函数，因此其对人口的影响可直接从表中的分布得出：S2。准入不受洪水情景或敏感性分析中变动的任何参数影响。贷款机构准入了16.5%的申请人。表S5 比较了申请人与获准家庭。

筛选主要依据收入和流动资金。获准家庭中，70%的收入超过每月3000欧元，75%的流动资金超过其贷款金额的80%；申请人中这两项比例分别为28%和35%。分期付款和贷款价值比的筛选作用较弱，倾向于选择贷款金额较小、房产价格较低的申请人。因此，准入家庭中位数的分期付款占收入的19%，而申请人中位数为43%；95%的获准家庭分期付款低于收入的40%，申请人中这一比例为46%。资历在准入时没有区分作用：99.95%的申请人都处于其第一区间，因此该因素给几乎所有人的评分都增加相同的13分。资历仅通过这一评分纳入模型，因此获准后不会影响收入、困境或止赎。

表 S4：准入评分卡。

风险驱动因素	评分	Band
LTV_i	50	贷款价值比 ≤ 0.4
	37.5	$0.4 <$贷款价值比 ≤ 0.6
	25	$0.6 <$ 贷款价值比 ≤ 0.8
	12.5	贷款价值比 > 0.8
I_i (欧元/月)	13	$I \leq 1500$
	26	$1500 < I \leq 2000$
	39	$2000 < I \leq 2500$
	52	$2500 < I \leq 3000$
	65	$I > 3000$
秒$_i$ (月)	13	秒 ≤ 100
	26	$100 <$秒 ≤ 200
	39	$200 <$秒 ≤ 300
	52	$300 <$年 ≤ 400
	65	年 > 400
ζ_i	20	$\zeta \leq 0.4$
	40	$0.4 < \zeta \leq 0.6$
	60	$0.6 < \zeta \leq 0.8$
	80	$\zeta > 0.8$
P_i (欧元/月)	40	$P \leq 800$
	30	$800 < P \leq 1000$
	20	$1000 < P \leq 1200$
	10	$P > 1200$

总评分是根据申请人准入时的属性，对五个风险驱动因素进行评估后得出的总和。总评分至少为 $\mathcal{A} = 200$ 的申请人将获准进入模拟；其余申请人将被拒绝。

由于流动资金决定准入，ζ 的尺度参数决定准入率，并由此决定人口规模。在基准情景中，获准申请人占申请人的比例从尺度参数为0.01时的5.9%，升至0.015时的16.5%和0.02时的22.6%；活跃家庭的均值则从约960户增至2700户和3700户。在这一范围内，按家庭计算的止赎率和困境率仍处于上述区间内（0.39%至0.46%，以及0.46%至0.54%）。

表 S5：准入时申请人与获准家庭各项属性的中位数和四分位距，根据 $2 \cdot 10^6$ 申请人抽样计算。

属性	申请人	获准
收入 I_i （欧元/月）	2080 [1224, 3196]	3521 [2866, 4620]
资金与贷款之比 ζ_i	**0.65** [0.38, 0.90]	**0.92** [0.80, 1.06]
分期付款与收入之比 P_i/I_i	**0.43** [0.24, 0.84]	**0.19** [0.13, 0.27]
分期付款 P_i (欧元/月)	877 [608, 1254]	686 [502, 899]
贷款价值比 LTV_i	**0.57** [0.50, 0.64]	**0.54** [0.47, 0.59]
房产价值 v_i （千欧元）	187 [133, 261]	155 [115, 202]
资历sen_i （月）	21 [9, 39]	21 [9, 39]

S1.6 还款意愿、困境与止赎

S1.6.1 债务压力中的债务收入比

方程的债务压力11 使用债务收入比

$$\mathrm{DTI}_{i,t} = \frac{\ell_{i,t}}{12\, I_{i,t}}, \tag{S6}$$

该比率将未偿贷款 $\ell_{i,\,t}$（存量）与年收入 $12\, I_{i,\,t}$联系起来，其中 $I_{i,\,t}$ 是第4.6节中的月收入。按这一年尺度表示时，该比率取值为收入的若干倍，这正是通常报告债务收入比时采用的范围；半饱和参数 β_3 具有直接的含义：在基准值 $\beta_3 = 1$下，就业家庭（$\tau_{i,\,t} = 0$）的未偿贷款等于一年收入时，其债务压力 β_2 达到最大债务压力的一半。

失业救济金已发放完毕的家庭，其 $I_{i,\,t} = 0$ （第 S1.4节），且方程（S6）无界。在这种情况下，债务压力趋于其极限值，$\beta_2 X/(\beta_3 + X) = \beta_2$，即家庭可能承受的最大债务压力。

S1.6.2 社区与止赎数量

每个家庭占据网格中的一个网格单元 p_i 。当两个家庭所在网格单元之间的直线距离不超过 κ 个网格单元时，它们便互为邻居 $\|p_i - p_j\| \le \kappa$。每月 t，模型会围绕主体 i 执行两次半径为 κ 的查询：

1. 查询持有有效抵押贷款的家庭，以返回方程 $\mathcal{H}^{\kappa}_{i,\,t}$ 中的社区9 (包括主体 i)；2. 查询在 $t-1$ 月止赎的家庭，以其最后所在的网格单元为准，从而返回方程 $n^{\kappa}_{i,\,t-1}$ 中的止赎数量 4。

遭止赎的家庭会从模型中移除，因此两次查询永远不会返回同一个家庭。网格不会环绕：靠近地图边缘的社区会在边界处被截断。

S1.6.3 困境与止赎概率

人们提出了两种主要机制，用以解释最终导致还款停止的溢出效应。两者的区别在于，效应是否需要通过价格效应发挥作用。第一种机制通过市场价格起作用。在火灾甩卖路径中，必须迅速变现的贷款机构会在流动性不足的本地市场以大幅折价出售房屋，而这笔折价交易会通过买家、卖家和评估师所依赖的可比销售数据，影响社区价格水平（Campbell、Giglio等，2011；Mian等，2015）。在竞争 路径中，新增挂牌房屋会与附近已挂牌出售的房屋争夺同一批买家，因此，已有挂牌房屋的卖家必须降低要价，直到待售房屋存量售罄（Anenberg和Kung，2014）。这两种机制都需要发生交易，都通过房屋的成交价格发挥作用，而且都具有暂时性：Anenberg和Kung（2014）指出，价格下跌始于止赎房屋挂牌之时，而非发生止赎之时；他们还发现，单套止赎房屋售出后，附近房价会在6周内恢复至挂牌前水平，多套止赎房屋售出后则会在12周内恢复。

第二种机制并非通过价格发挥作用：家庭会观察周围发生的事情，而仅此一点就会改变其行为。受损房产会直接降低邻近房产的价值和宜居性（Gerardi, Rosenblatt, et al., 2015；Fisher et al., 2015），而观察到隔壁陷入困境，也会降低停止偿还贷款的声誉成本和信息成本；调查中的态度以及违约风险率都记录了这一效应，即邻居的行为会独立于当地价格产生影响（Guiso et al., 2013；Towe and Lawley, 2013；Goodstein等人，2017；Gupta，2019）。模型纳入了这两种机制。邻近房产遭受洪水损害会直接通过抵押品$U_{i,\,t}^{\kappa}$影响$c_{j,\,t}$（方程9）；附近的止赎则通过强度为 δ 的止赎溢出效应（方程 4）产生影响，该效应同时体现了止赎对价格的影响，以及其对感知违约成本的影响（Gupta, 2019）。溢出效应作用于与邻里效用相同的半径范围内 κ 。复合形式$(1-\delta)^{n}$可确保无论发生多少次止赎，抵押品价值始终为正。溢出效应持续一个时间步，这是模型中最短的时间跨度，因此每一次由溢出效应引发的止赎，都发生在前一个时间步的止赎之后，并且可以追溯至该次止赎。

方程 11 中的债务压力为 $\beta_2 X/(\beta_3+X)$，其中 $X=\mathrm{DTI}_{i,t}(\tau_{i,t}+1)$。我们采用这种有理函数形式有三个原因。首先，也是决定性的原因，无债务家庭不会承受财务压力惩罚。其次，财务惩罚随 X 单调递增，并在 $X\to\infty$时趋近于 β_2；其中，β_3 表示惩罚达到最大值一半时 X 的取值。第三，该项在 $[0,\beta_2]\subset[0,1]$范围内保持有界，因此，截断至$[0,1]$, 的$\mathrm{wtp}_{i,t}$可解读为一个概率：主体不会陷入策略性困境的概率。

有能力偿付的主体在以下情况下会陷入策略性困境：

$$\mathrm{wtp}_{i,t}<\psi_{i,t}^{d} \tag{S7}$$

其中$\psi_{i,\,t}^{d}\sim U[0,1]$是主体特定的保留阈值，每期独立重新抽取，并且独立于裁员阈值 ψ_i^{e}。与财务状况一样，这只标志着一次困境事件：它本身并不会终止抵押贷款。本期处于困境中的家庭，无论是通过方程10 还是方程（S7），都将在本期内根据其支付意愿和同一次抽取结果获得宽容安排

或在该期间内根据其支付意愿和相同的抽取 $\psi_{i,\,t}^{d}$被止赎：

$$\begin{cases}\text{宽容安排：wtp}_{i,\,t} > 1-\psi_{i,\,t}^{d} \Rightarrow \text{批准宽容安排后，家庭得以留在房屋中。止赎：wtp}_{i,\,t} \le 1-\psi_{i,\,t}^{d} \Rightarrow \text{抵押贷款被止赎。}\end{cases} \tag{S8}$$

方程（S8）根据 $\psi_{i,\,t}^{d}$的抽取结果，处理源自财务渠道（公式 10）或策略渠道（方程（S7））的困境。这两种来源与该抽取结果的关系并不对称：财务状况完全不涉及 $\psi_{i,\,t}^{d}$，因此，因财务原因触发困境的家庭并不透露其抽取值落在何处；而因策略原因触发困境的家庭，恰恰是因为 $\psi_{i,\,t}^{d}$ 超过了 $\text{wtp}_{i,\,t}$。因此，陷入财务困境的家庭获得宽容安排的概率为 $\text{wtp}_{i,\,t}$，最终遭到止赎的概率为 $1-\text{wtp}_{i,\,t}$；由此，$\text{wtp}_{i,\,t}$ 既决定财务渠道的结果，也决定策略渠道的结果。策略渠道可以用 $\text{wtp}_{i,\,t}$表示为闭式形式。

单独考察策略渠道，也就是说，将 $\psi_{i,t}^{d}$ 视为家庭本期唯一可能的困境来源后，可以从公式 SI (S7)– SI (S8) 中积分消去 $\psi_{i,t}^{d}$，使触发与处置这一对过程成为仅取决于 $\text{wtp}_{i,t}$ 的闭式函数，如公式 12 所示。三种概率之和为一，并在 $\text{wtp}_{i,t} = 1/2$处将该渠道划分为两个区间。在可能止赎区间（$\text{wtp}_{i,t} < 1/2$）中，主体面临的概率为：Pr（无困境）$=$、Pr（宽容安排）$= \text{wtp}_{i,t}$ 以及 Pr（止赎）$= 1 - 2\text{wtp}_{i,t}$。完全避免困境与陷入困境后获得宽容安排的可能性恰好相同；止赎风险则从 $\text{wtp}_{i,t} = 0$ 时的必然发生线性下降至 $\text{wtp}_{i,t} = 1/2$时的零。在仅保留区间（$\text{wtp}_{i,t} \ge 1/2$）中，主体面临的概率为：Pr（无困境）$= \text{wtp}_{i,t}$、Pr（宽容安排）$= 1-\text{wtp}_{i,t}$以及 Pr（止赎）$= 0$。策略状况仍可能触发困境，但不会导致抵押贷款被止赎。这三种概率构成了策略渠道的全部内容。抽取值 $\psi_{i,t}^{d}$ 只是生成这些概率的工具：它提供随机化，将 $\text{wtp}_{i,t}$ 转化为概率，这与它作为重新抽取、非持续抽取值的作用一致；它本身并不代表家庭的任何特征。经济含义完全由 $\text{wtp}_{i,t}$承载，具体通过社区和债务压力这两个组成部分体现于公式 11。

在 $\mathcal{S}_0$拥有 514 至 2,709 笔有效抵押贷款且 $\beta_1 - \beta_2 \ge 1/2$ sustain 的 1,162 个抽样参数向量中，随着溢出强度增加，人口数量从 $\delta \le 0.15$ 的中位数 2,550 降至 $\delta \ge 0.35$的 1,566。在 $\beta_1 - \beta_2 = 1/2$ 以下，随着差值缩小，人口数量从 $0.4 < \beta_1 - \beta_2 < 0.5$ 的中位数 1,229 降至 $\beta_1 - \beta_2 \le 0.1$的 16。溢出效应在 $\beta_1 - \beta_2 = 1/2$附近最为显著：对于 $0.4 < \beta_1 - \beta_2 < 0.5$，中位数从 $\delta \le 0.15$ 的 2,341 降至 $\delta \ge 0.35$的 622。由于人口数量还取决于其余参数，因此在每个差值下，分布范围都很广。

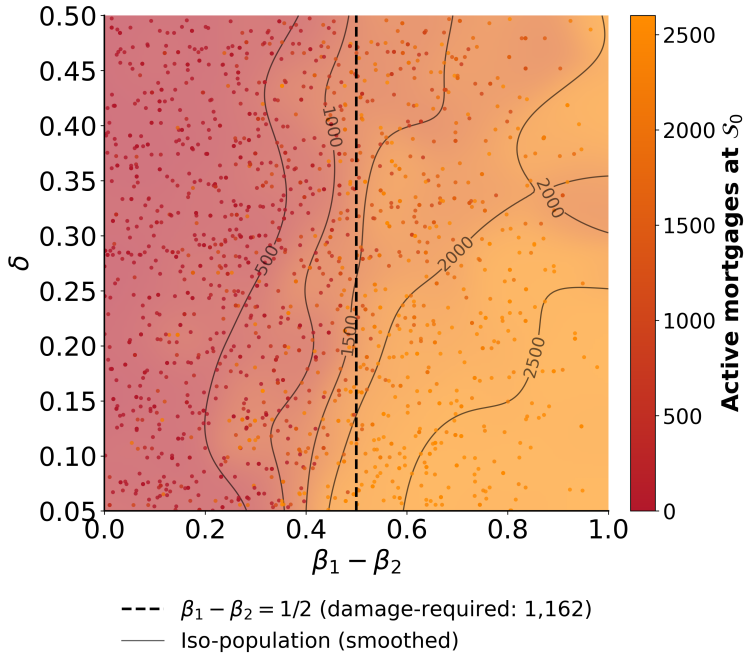


图 S3： 在 $\mathcal{S}_0$ 上，跨越差值 $\beta_1 - \beta_2$ 和溢出强度 δ平面的有效抵押贷款均值，共计 ， 328 个 GSA 设计的参数向量（第 S3 节）。各点根据随机种子下的活跃人口均值着色。背景为同一指标的高斯核平滑，其中差值的带宽为 0。045，。045 乘以 δ 在δ上的抽样范围；实线为带宽为 0。07 的平滑等人口轮廓线。虚线表示 $\beta_1 - \beta_2 = 1/2$；有 1，162 个参数向量位于该线之上或线上。该设计仅抽样 $\beta_2 < \beta_1$。基准值（$\beta_1 - \beta_2$， δ） ＝ （0。5，0）低于 δ的抽样范围。

S2 校准

本节将模型设为基准参数化，并根据实证信贷结果对模型进行校准。具有直接实证对应项的参数基准值仅来自模型输入数据（家庭支出和失业数据），并以表S7中全局敏感性分析（GSA）的参数范围中心为基准。随后，校准使用两个无洪水情景下的信贷结果——年度止赎率和财务困境家庭占比——以确定这些范围内哪些参数组合能够再现实证证据（第S2.2节）。第S3节的全局敏感性分析（GSA）探索相同的参数范围。

S2.1 基准参数化

我们设定控制家庭代理非住房支出规则的三个参数的基准值：截距 m、收入份额衰减系数 ε和生存底线 exp$_{lb}$ （见方程8）。我们使用荷兰中央统计局 StatLine 数据（表 85887NED），该数据报告了2021–2023年期间荷兰按收入十分位划分的家庭平均收入和消费支出。对于每一年及十个收入十分位中的每一个，我们提取以下数据：每户平均可支配总收入（BrutoBeschikbaarInkomen）、消费支出总额（TotaalConsumptieveBestedingen），以及按COICOP分类04划分的住房支出（HuisvestingWaterEnEnergie）；所有数据均以每户每年千欧元为单位。合并三年的十分位观测值后，共得到 $n = 30$ 个数据点，其月收入范围约为 €550 至 €12，900。对于每个十分位观测值 k，我们将非住房支出份额定义为 $s_k = \frac{C_k - H_k}{Y_k}$，其中 C_k 为消费总额，H_k 为住房支出，Y_k 为可支配总收入；比率中的千欧元单位相互抵消。月收入按 $I_k = Y_k \cdot 1000/12$ 恢复（每月欧元）。s_k 是主体份额 $s_{i,\,t}$ 在方程8中的样本层面对应量。

我们通过非线性最小二乘法（NLS）估计 m 和 ε，直接将双曲线恩格尔曲线拟合到 $n = 30$ 对（I_k，s_k）上。为确保数值稳定性，我们将~收入重新参数化为以千欧元为单位（$I_k = I_k/1000$），拟合缩放后的系数 $\tilde{\varepsilon}$，然后按 $\varepsilon = \tilde{\varepsilon}/1000$进行反变换。我们采用初始值并施加非负约束。NLS 估计量最小化份额空间 s中的残差；这是模型直接使用的空间，并对所有十分位观测赋予相同权重。作为稳健性检验，线性化的普通最小二乘估计量（用 $1/s_{i,\,t}$ 对$I_{i,\,t}$进行回归）在份额空间中得到 $m_{\mathrm{OLS}} = 1.55$ 和 $R^2 = 0.48$，这证实了采用 $R^2 = 0.94$的 NLS 在经济意义相关的空间中拟合效果显著更好。估计参数如下：

$$
\begin{aligned}
m &= 6.22 \quad (s.e. = 0.79), \\
\varepsilon &= 1.98 \cdot 10^{-3} \text{ per EUR} \quad (s.e. = 3.61 \cdot 10^{-4}).
\end{aligned}
$$

这些估计值是 m和 ε 的基准值，也是其 GSA 范围的中心点；该范围向两侧各延伸 30%（表S7）。CBS十分位数描述了所有荷兰家庭，而m 和 ε 决定了林堡地区抵押贷款持有人的非住房支出。因此，这些估计值只是将 GSA 所考察的范围置于中心位置，而不是固定这两个参数；第S2.2节的校准则确定这些范围内哪些数值能够再现实证信贷结果。

我们将 exp_{lb} 设定为荷兰法定社会救助标准（社会救助标准），即荷兰法律规定的家庭收入最低下限。2021年，该标准为每月 €1,021；2022年为 €1,046；2023年为 €1,195（荷兰社会事务与就业部，2021a；荷兰社会事务与就业部，2021b；荷兰社会事务与就业部，2023）。这些金额在全国范围内统一设定，因此适用于林堡地区。我们采用这三年的均值，即每月 €1,087，作为基准值。

我们根据荷兰历史失业率数据设定方程5中的参数，即 η 和 ϑ，以符合荷兰历史失业率数据。数据显示，失业率在2014年达到8.3%的峰值，并在2019年降至3.4%的低点（Salverda and Hartog, 2025年；荷兰中央统计局，2023）。在全局敏感性分析中，η 和 ϑ 采用较为保守的上界，为考虑超过荷兰任何已观测值的广泛劳动力未充分利用情况留出额外余量（见表S7）。我们根据荷兰中央统计局的数据（表80590NED，荷兰中央统计局（2026年）），计算2021—2025年期间月度季节调整后失业率的平均值，得到3.77%，并据此估算 η的基准值，即方程5中的稳态失业率。我们采用 $\eta = 0.037$ （3.7%）作为基于经验数据的基准值。在全局敏感性分析中，η 在表S7所示范围内变化。

S2.2 对经验信贷结果的校准

基于主体的模型能否获得可信度，取决于它能否在定量层面匹配经验结果，而不仅仅是在定性层面匹配（Pangallo 和 Rio-Chanona，2024年）。我们根据第 2.2 节中未受洪水影响的两项信贷结果（$\mathcal{S}_0$）对模型进行校准：年度止赎率（与 NHG 区间 0.27–0.42% 对比），以及财务困境家庭占比（与 BKR 区间 0.87–3.54% 对比）。参照 Lamperti 等人（2018）的做法，我们将校准定义为：寻找输出与数据之间的距离满足某一条件的参数组合，而非估计单一参数向量。我们采用拒绝式近似贝叶斯计算（ABC）进行搜索（Beaumont 等人，2002；Grazzini 等，2017）：从先验分布中抽取参数组合并进行模拟；当模拟结果与经验结果之间的距离落在容差范围内时，就保留该参数组合；保留的组合可近似表示参数的后验分布。

先验分布在九个参数的 GSA 范围（表 S7）上均匀分布，这些参数在$\mathcal{S}_0$ 时起作用，其中 $\delta = 0$ (κ, β_1, β_2, β_3, η, ϑ, m, ε 和 exp_{lb})，并限制为 $\beta_1 - \beta_2 \geq 1/2$；在此条件下，所有发生在 $\mathcal{S}_0$ 且满足 $\delta = 0$的止赎均属于财务性止赎（2.2节）。损害份额 λ 在没有洪水时不起作用，且 $\delta = 0$，如 2.2节所述。我们从由 2^{13} 个点构成的扰乱 Sobol' 序列（Sobol'，1967）中抽取参数组合，并保留满足此限制条件的 1,001 个组合。每个组合均使用 10 个随机种子进行模拟，并以其跨随机种子的均值进行汇总；在保留的组合中，均值止赎率的标准误为 0.008 个百分点，相较 NHG区间的宽度而言很小。每个组合的边际分布均与先验分布一致。

对于组合　　关于 j 和结果 k，令 y_{jk} 为模拟结果，$B_k = [a_k, b_k]$ 为其

经验带。组合 j 与数据之间的距离为

$$d_j = \sqrt{\sum_k \left(\frac{g(\ln y_{jk}; \ln a_k, \ln b_k)}{\sigma_k} \right)^2}, \qquad g(x; a, b) = \max(a - x, 0) + \max(x - b, 0), \quad \text{(S9)}$$

其中， σ_k 是各组合中 $\ln y_{jk}$ 的标准差。当两个结果都落在各自的分档内时，距离为零。在近似贝叶斯计算（ABC）中，通常选择以各结果的标准差倒数作为权重（Grazzini 等，2017）；使用对数是因为两个结果均为正值且呈右偏分布。我们保留满足 $d_j \leq h$的组合，容差 h 设为 d_j 的第 5% 分位数（51 个组合）；作为稳健性检验，也设为第 1% 分位数（11 个组合）。

如果某个参数保留值的分布不同于其先验分布，则该参数受到校准的约束。区域敏感性分析通过柯尔莫哥洛夫距离，比较满足某项输出条件的模拟运行中各输入的分布与其余模拟运行中的分布（Spear 和 Hornberger，1980）。我们将其调整用于校准：对于每个参数，计算其保留值与全部 1,001 个组合中的取值之间的柯尔莫哥洛夫–斯米尔诺夫（KS）统计量。由于保留的组合是参考集合的子集，标准 KS p值并不适用。我们从参考集合中抽取 2,000 个与保留集合大小相同的随机子集，以此获得零分布；记录每个子集中九个参数的最大 KS 统计量，并将 KS 统计量超过该最大值的第 95% 分位数的参数判定为受到约束。这是一种单步最大-T 程序（Westfall 和 Young，1993）。在 5% 容差下，阈值为 0.23；在 1% 容差下，阈值为 0.49。比较对象是先验样本，而非抽样范围上的均匀分布，因为条件 $\beta_1 - \beta_2 \geq 1/2$ 已经使 β_1 集中于较高值、 β_2 集中于较低值。通过对组合进行有放回重抽样 1,000 次来量化抽样不确定性，并固定h 。

校准约束了三个参数（图 2 和表 S6）：稳态失业率 η （KS统计量为 0.71，自助法90%区间为0.68–0.75），其取值保留在自身范围 $[0.03, 0.13]$ 的0.032至0.056之间（第5至第95百分位数）；支出截距 m （0.55，区间为0.51–0.61），其取值保留在 $[4.34, 8.06]$ 的4.38至5.90之间；以及收入份额衰减系数 ε （0.33，区间为0.28–0.43），其取值保留在 $[1.39 \cdot 10^{-3}, 2.57 \cdot 10^{-3}]$ 的 $1.78 \cdot 10^{-3}$ 至 $2.55 \cdot 10^{-3}$ 之间。三者在每个自助法重抽样样本中都超过阈值，且分别在 Sobol' 序列的两半上计算所得的 KS统计量之差小于0.05。在1%的容差下， η 和 m 仍高于阈值（分别为0.80和0.56），而 ε 则低于阈值（0.42）。其余六个参数至少在83%的自助法重抽样样本中保持低于阈值（KS统计量为0.10–0.14）。因此，保留的组合中 β_1 接近1的取值，反映的是先验分布受限于 $\beta_1 - \beta_2 \geq 1/2$，而非数据所致。在保留的组合中， m 和 ε 呈正相关（斯皮尔曼相关系数为0.54，而在先验分布中为零）：支出份额的截距越高，收入增加时份额下降得越快，以此作为补偿。

这两种结果所包含的信息大体相同。对于 $\beta_1 - \beta_2 \geq 1/2$ 在 $\delta = 0$时， $\mathcal{S}_0$不会发生策略性止赎，因此每次止赎之后都伴随着财务困境；两种结果的对数在各个组合中的相关系数为 0.93。512 个组合中的财务困境落在 BKR 区间内，止赎率则落在

表 S6：在 5% 容差下，各参数保留值与参考值之间的 Kolmogorov–Smirnov（KS）统计量，以及其自助法 90% 区间和 1,000 个重抽样样本中统计量超过阈值的比例。最大 KS 统计量的阈值，是从参考集中抽取与保留集大小相同的随机子集（共 2,000 个），计算九个参数的最大 KS 统计量后所得的 95% 分位数。粗体统计量表示超过该阈值。调整后的 P 值为这些子集中最大 KS 统计量大于或等于观测值的比例，计算方式为 (1 +#)/(2,001)（Phipson和Smyth，2010）（单侧检验，针对九个参数进行家族错误率校正）； < 0.001 表示可达到的最小值，即 $1/2{,}001$。

参数	KS	自助法 90% 区间	超过阈值的比例	调整后的 P
κ	0.14	[0.09, 0.27]	0.17	0.87
β_1	0.11	[0.10, 0.24]	0.07	1.00
β_2	0.10	[0.09, 0.23]	0.05	1.00
β_3	0.11	[0.09, 0.24]	0.07	1.00
η	**0.71**	[0.68, 0.75]	1.00	< 0.001
ϑ	0.10	[0.09, 0.22]	0.03	1.00
m	**0.55**	[0.51, 0.61]	1.00	< 0.001
ε	**0.33**	[0.28, 0.43]	1.00	< 0.001
exp_{lb}	0.12	[0.11, 0.25]	0.08	0.99
最大值-T 阈值	0.23			

6的NHG区间，以及1的两种结果均位于各自区间内。因此，保留的组合止赎率最低，每年为0.43–0.65%（第5至第95百分位数），财务困境率介于0.56%至1.49%之间。

校准后的支出参数位于第 S2.1 节估计值的联合95%置信域之外。保留的参数组合中没有任何一个落在该区域内；在该区域内，止赎率至少为每年 0。66%，高于 NHG区间，而财务困境至少为 1。56%，处于 BKR 区间内。基准值 $m = 6.2$ 高于保留范围，其上限的自助法90%区间为 5。69 至 6。11。基准值 $\eta = 0.037$和 $\varepsilon = 1.98 \cdot 10^{-3}$ 均处于保留范围内。

S3 全局敏感性分析

S3.1 方法

本节详细介绍针对模型关键参数开展的全局敏感性分析（GSA）。我们使用 Sobol' 指数（Sobol'，2001）来刻画各参数对输出方差的贡献，并使用 PAWN 指数 T_i 来刻画完整输出分布的变化。两项分析均从参数空间的同一组样本出发，我们采用 Saltelli 方案（Saltelli，2002；Saltelli、Annoni 等，2010）生成该样本。两项分析均在由 $\beta_1 > \beta_2$所定义的参数空间区域内进行。违反这一条件的参数组合会被排除，因为近乎全面的违约会耗尽抵押贷款人群，使其不适合用于分析。这一采样限制不同于验证和校准（2.2节）中使用的限制 $\beta_1 - \beta_2 \geq 1/2$： 全局敏感性分析涵盖 $\beta_1 - \beta_2 = 1/2$两侧的参数组合。为确保 Saltelli 矩阵的每一行都满足 $\beta_1 > \beta_2$，我们采用拒绝与重构程序。由于该约束会舍弃大量基准点，因此必须抽取比设计所需 $N = 256$更多的点。因此，我们在 $2k = 22$ 维空间中生成 $M = 2^{13} = 8$,192 个扰乱 Sobol' 序列点，其数量是 N 的二十倍并向上取整至下一个 2 的幂；此时 Sobol' 序列达到平衡。按照 Saltelli、Annoni 等人（2010）的方法，每个点的前 k个坐标构成基准矩阵 A 的一行，最后 k 个坐标构成 B 中对应的一行。随后，我们仅保留满足 i 且 $\beta_1 > \beta_2$ 在 A、B 以及两种交叉替换（$B_{\beta_1,i} > A_{\beta_2,i}$ 和 $A_{\beta_1,i} > B_{\beta_2,i}$）中均成立的行，从而确保扩展矩阵的每一行都满足该约束。约 17% 的点满足全部四项条件（8,192 个点中有 1,383 个），我们按序列顺序保留其中最前面的 N 个点。根据这些行，我们将 Saltelli 矩阵重构为 [A；B；AB_0；.....；AB_{k-1}]，其中每个 AB_j 都是将 A 的第 j 列替换为 $\text{B}_{:,j}$所得，适用于 $N(k+2) = 3$,328 个参数组合。由于筛选过程会去除序列中的大部分点，保留的行不一定像未经筛选的 Sobol' 样本那样均匀分布；因此，我们生成五种候选设计，并保留中心化 L_2-差异度最低的一种（Hickernell，1998）。在全局敏感性分析中，我们将参数向量记为 $\mathbf{x} = (x_1, \ldots, x_{11})$，并根据表 S7 指定的上下界，使用 Saltelli 方法进行采样。Saltelli 采样方案针对每个情景-随机种子组合生成 $N(k+2)$ 次模型评估，其中 $k = 11$ 为抽样参数的数量（表 S7）， $N = 256$ 为基准样本量，因此每个组合共进行 $N(k+2) = 256 \cdot 13 = 3$,328 次模型评估。在五种洪水情景和 $R = 10$ 个随机种子下运行这些评估，总计进行 $N(k+2) \cdot 5 \cdot R = 3{,}328 \cdot 5 \cdot 10 = 166$,400 次模型运行。

我们计算一阶和总阶 Sobol' 指数如下：

$$S_i = \frac{V_{x_i}\left[\mathbb{E}_{\mathbf{x}_{\sim i}}[Y|x_i]\right]}{V[Y]}, \qquad S_{Ti} = 1 - \frac{V_{\mathbf{x}_{\sim i}}\left[\mathbb{E}_{x_i}[Y|\mathbf{x}_{\sim i}]\right]}{V[Y]},$$

我们用 S_i 表示参数 x_i 的一阶 Sobol' 指数，用以量化 x_i 对 Y的直接影响。 Y 表示模型输出， $V[\cdot]$ 表示方差算子。我们采用模型的不同统计量作为输出指标，特别是因策略性违约而违约的智能体比例。我们将模型的前 100 个时间步视为预热期，并在时间步 $t > 100$上计算统计量。纳入全局敏感性分析的所有模拟均运行 $T = 400$ 个时间步。模拟的参数范围见

表 S7：纳入全局敏感性分析（GSA）的参数及其抽样范围。对于 m 和 ε，其范围以荷兰中央统计局按收入十分位划分的家庭收入与支出数据估计值为中心，向两侧各延伸 30%；对于$expl_b$，其范围以荷兰社会救助标准为中心，向两侧各延伸 30%（见第S2.1节）。

参数	下限	上限
κ	1	25
β_1	0.01	1
β_2	0.01	1
β_3	0.25	3.0
λ	0	0.5
δ	0.05	0.5
η	0.03	0.13
ϑ	0.03	0.13
m	4.34	8.06
ε	0.001386	0.002574
$expl_b$	760	1413

表 S7。我们从模型的基准值出发，通常在基准值基础上增加+/-30%。对行为参数，我们采用不同的规则，因为这些参数最难通过数据确定。损害份额 λ（方程 3）的抽样范围为 $[0, 0.5]$，从抵押品毫无损失到损害因子达到最大时房屋价值损失一半。溢出强度 δ （方程 4）的抽样范围为$[0.05, 0.5]$。其下限高于止赎外部性的实证幅度（$\delta \approx 0.01$，第4.7节），上限则为该幅度的 50 倍，因此，全局敏感性分析所描述的模型具有活跃止赎反馈。基准值 $\delta = 0$ 不在抽样范围内。

我们采用 Pianosi 和 Wagener（2015）的 PAWN 指数 T_i 作为基于方差的指数的补充，并采用 Pianosi 和 Wagener（2018）的通用样本表述；该指数与 Sobol' 指数一同列于图S4、S5 和S6中。PAWN 通过以下两者之间的距离来表征 x_i的影响：输出的无条件累积分布函数F_Y（y）与将 x_i 限制在其取值范围的一个子区间 $\mathcal{I}_j$ 时得到的条件累积分布函数$F_{Y|x_i\in\mathcal{I}_j}$（$y$），并以 Kolmogorov–Smirnov（KS）统计量进行度量

$$\mathrm{KS}(x_i, \mathcal{I}_j) = \max_y \left| F_Y(y) - F_{Y|x_i\in\mathcal{I}_j}(y) \right|, \qquad T_i = \mathrm{median}_{j=1,\ldots,J}\, \mathrm{KS}(x_i, \mathcal{I}_j),$$

其中， J个 $\mathcal{I}_1$、……、 $\mathcal{I}_J$区间将 x_i的取值范围划分开来，每个区间约包含相同数量的样本，并由 x_i的经验 J分位数界定。 J的选择，即区间数量，是一个可调参数，会影响T_i 敏感性指数的构建。从概念上说，PAWN考察的是当 x_i 固定在某个值 x_i^*时， Y的分布会如何变化；这需要估计 $F_{Y|x_i=x_i^*}$。直接估计需要进行大量模拟运行，使 x_i 取同一个值，同时其余输入不断变化，而像我们这样的通用样本并不具备这些数据。像上文介绍的低差异设计，在任一参数的单个取值处最多只安排少数几次模拟运行，远不足以估计分布。因此我们采用区间条件化：所有 x_i 落入

在 $\mathcal{I}_j$ 中的抽样都被视为条件分布的近似样本，而 J 是此类区间的数量。正是这种替代方法，使PAWN能够基于与Sobol'分析相同的样本进行计算。因此， J 的选择体现了偏差—方差权衡，而 $J = 10$ 是在两种失效情形之间的折中。较大的 J 会使每个区间变窄，因此区间条件化能更接近点条件化，但每个区间中的抽样数量较少，基于小规模子样本计算的KS统计量会不稳定。较小的J 则使每个区间包含更多抽样，从而令估计更稳定，但此时每个区间覆盖的 x_i范围较宽，条件分布会向无条件分布靠拢，使KS距离减小。若有 $2N = 512$ 个抽样，且 $J = 10$ ，则每个区间包含 $\approx$51 个抽样。

表S8展示了结论并不取决于 J 的选择：我们在T_i 处重新计算了 $J \in \{5, 10, 20\}$。 β_1 在每个 J下，均在所有三种结果中排名第一； m 在财务违约占比和 $n_{\text{financial}}$方面排名第二。对于 $n_{\text{strategic}}$， δ 和 κ在不同 J下交换第二和第三的位置，而 m 排名第四至第六。

这两种度量回答的是不同的问题。Sobol' 指数是基于方差的：它们将输出方差归因于各个输入，因此只有当某个参数改变了 Y的二阶矩时，该参数才会体现出影响。PAWN 是矩无关的：由于 T_i比较的是完整的累积分布函数，而非二阶矩，因此即使某个参数改变了 Y的分布（包括其尾部）的位置或形状，却不改变其方差，PAWN 仍能检测到这种影响，而 Sobol' 指数则无法体现（Khorashadi Zadeh等，2017）。由于我们关注的是重尾违约分布的构成和水平，而不只是其方差，因此基于CDF的解读更适合作为主要诊断方法。代价是， T_i 并非某种占比：敏感性指数之和不为一，其数值也不能与 S_i 或 S_{Ti}进行比较。它们的大小表示 KS 距离，应根据相对排名以及与置换基准的比较来解读。

Sobol' 指数基于完整的 Saltelli 矩阵计算，其中包括方差分解所需的 ABj 交叉块。PAWN 指数仅基于 A 块和 B 块计算，而这两个块各自都是对完整参数空间的一次符合约束的抽样。图S4、S5和S6中 PAWN图板里的竖线表示 $KS(x_i, \mathcal{I}_j)$在各 J 区间上的最小值至最大值范围。它们概括的 J 值并非对同一个量的重复估计（置信区间即属此类），而是分别在其取值范围的各部分测得的 x_i 关联，因此其范围量化了这种关联在 x_i支持集上的均匀程度。因此，若某个参数的关联仅限于其抽样范围的某个子区间，就会产生较长的竖线，这反映的是实质性原因而非统计原因；此处的 β_1 正是如此。S3节的 $\beta_1 > \beta_2$ 抽样约束使这两个参数相互依赖，样本相关系数为 0.36。在这种依赖关系下，经典Sobol'指数不再具有标准的方差分解解释；而 PAWN 仍可计算，但描述的是受约束联合输入分布下的边际关联，而非单个参数的独立效应。为考察 PAWN 排名对这种依赖关系的敏感性，我们在矩形子区域$\beta_1 > 0.5$, $\beta_2 < 0.5$内重新计算 T_i 。该区域保留了 512 个设计点中的 322 个，并将它们的相关性降至 -0.02。在这个子区域 β_1 中，对于所有三种结果和每种洪水情景， β_1 始终排在 β_2 之前，领先 0.09–0.13：对于财务违约占比， $T_{\beta_1} = 0.32$–0.33，而$T_{\beta_2} = 0.22$–0.23。对于所有三种结果， T_{β_2} 升至 0.20–0.23，达到 κ 的水平（$T_\kappa = 0.21$– 0.22）、 δ （$T_\delta = 0.18$–0.26）；对于财务违约占比和 $n_{\text{financial}}$，则达到 m 的水平（$T_m = 0.20$– 0.27）。因此， β_2 相对于这些参数的排序会受到抽样

约束的影响，我们不对它们的排序作出判断。

即使输入与输出互不相关，有限样本也可能产生正的 PAWN 统计量估计值（Pianosi 和 Wagener，2018）。因此，我们对输出进行 10，000 次置换，以构造一个有限样本零分布，表示输入与结果之间不存在关联，同时保持输入矩阵、条件区间和$J = 10$不变。设 T_{ih} 为根据洪水情景 $\mathcal{S}_h$中参数 i 的原始数据计算得出的 PAWN 中位数。在每次置换 b中，我们固定 512 个参数向量，随机打乱各行对应的输出值，并重新计算 PAWN 中位数，记为 $T_{ih}^{(b)}$ 。打乱会消除观测到的输入与输出之间的关联，同时保留经验输出分布。参照 Westfall 和 Young（1993）提出的单步最大-T 程序，对于每个结果和每次置换，我们记录

$$M_Y^{(b)} = \max_{\substack{i=1,\ldots,11 \\ h=0,\ldots,4}} T_{ih}^{(b)},$$

其中，最大值涵盖十一个参数和所有五种洪水情景， $h = 0$、.....、4。PAWN 图板中的红线表示该最大统计量零分布的第95百分位数。在输入与结果不存在关联的联合置换零假设下，对于每个结果所展示的 55 项比较，该单步程序可控制至少出现一次错误拒绝的概率。

表S8：三个结果（图 T_i ）下，在 J（条件区间数）的三种取值中，各参数在 PAWN 指数下的排名。排名前，先对五种洪水情景下的敏感性指数取平均值。对于每种洪水情景，均超过结果总体置换阈值且在每列中排名相同的参数以粗体显示：只有这些参数的排名与 J无关；其余参数的排名可以自由互换，因此不对该组参数内部的顺序作出判断。

	% 金融违约			$n_{\text{financial}}$			$n_{\text{strategic}}$		
参数	J=5	J=10	J=20	J=5	J=10	J=20	J=5	J=10	J=20
κ	6	4	5	5	5	4	2	3	2
β_1	**1**	**1**	**1**	**1**	**1**	**1**	**1**	**1**	**1**
β_2	5	5	3	3	3	3	6	5	5
β_3	4	6	6	4	4	6	5	6	4
λ	10	10	11	8	9	9	10	11	10
δ	3	3	4	7	6	7	3	2	3
η	11	11	9	11	11	10	7	8	8
ϑ	9	9	8	10	10	8	8	7	7
m	**2**	**2**	**2**	**2**	**2**	**2**	4	4	6
ε	7	7	7	6	7	5	11	10	9
$expl_b$	8	8	10	9	8	11	9	9	11

S3.2 违约的组成与数量

图3b 显示了以下情况下的违约构成： $\beta_1 - \beta_2$ 针对 786 个 GSA 参数向量，且满足$\delta \leq 0.15$。当差值低于 0。46 时，在每种洪水情景中，策略性违约都占违约总数的 92% 以上，且

平均有效抵押贷款不足 1,600 笔。差值较大时，财务违约占主导：在差值最大的区间，策略性违约占比降至 1.5–3%，活跃人口则达到约 2,500。洪水使 $\beta_1 - \beta_2 = 1/2$ 附近区间内的策略性违约占比最多提高 13 个百分点；对于 $\beta_1 - \beta_2 \geq 1/2$，该占比从 $\mathcal{S}_0$ 时的 20% 上升至 $\mathcal{S}_4$时的 28%。在这一范围内，$\mathcal{S}_0$ 时的策略性违约完全由溢出效应造成，因为在 $\delta = 0$ 时并不会出现策略性违约；而更强的溢出效应会维持更多此类违约：对于 $\beta_1 - \beta_2 \geq 1/2$ 在 $\mathcal{S}_0$时，$0.15 < \delta \leq 0.35$ 的策略性违约占比为 63%，$\delta > 0.35$则为 83%。

对随机种子取平均后，在 $\mathcal{S}_4$ 的年度止赎率高于在 $\mathcal{S}_0$，涵盖 3,286 个 GSA,328 个参数向量。在校准参数化（$\beta_1 - \beta_2 = 1/2$）且没有止赎溢出效应（$\delta = 0$的情况下，策略性止赎从 $\mathcal{S}_0$ 0.55%（每年）上升至 $\mathcal{S}_4$。在每种洪水情景下，财务性止赎均从0.42%（在 $\mathcal{S}_0$ ）下降至 0.36%。年度总止赎率从 0.42% 上升至 0.91%，其中约一半的增幅发生在 $\mathcal{S}_0$ 和 $\mathcal{S}_1$ 之间（图3a）。

图 S4 报告了财务违约占比的 Sobol' 指数和 PAWN 指数 T_i，图 S5 和图 S6 则报告了违约绝对数量的相应指数 $n_{\text{financial}}$ 和 $n_{\text{strategic}}$。对于财务违约占比，β_1 和 β_2 在 $\mathcal{S}_0$–$\mathcal{S}_4$ 范围内的一阶指数为 $S_i = 0.35$–0.37 和 0.24–0.26（面板 a），这是仅有的两个在每种情景下其区间都跨越零的一阶指数。一阶指数之和为 0.73–0.78，因此约四分之一的方差来自交互作用（面板 b）：β_2 的取值为 $S_{Ti} = 0.44$–0.46，而邻域半径 κ 主要通过交互作用发挥作用（$S_i = 0.04$–0.05，其区间包含零，以及 $S_{Ti} = 0.19$– 0.20）。半饱和常数 β_3 和 ε 在任一阶数下均低于 ≈ 0.03。在 PAWN 分析中（面板 c），κ在五种情景中的三种情景下超过置换阈值，而 β_3 在一种情景下超过。

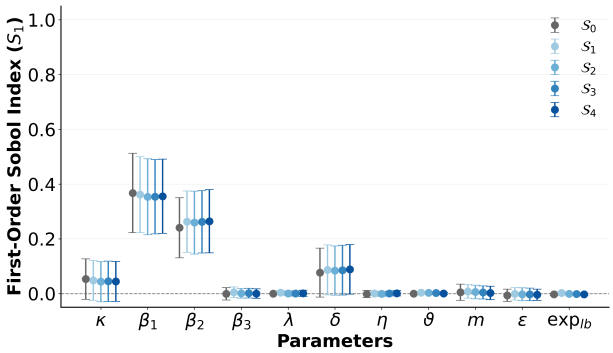
两个计数的方差主要都由 β_1 和 β_2解释，但具体分配有所不同：β_1 对 $n_{\text{strategic}}$ 方差的解释程度（$S_i \approx 0.47$；图 S6a 和 S6b）高于对 $n_{\text{financial}}$方差的解释程度（$S_i \approx 0.24$–0.25、$S_{Ti} \approx 0.54$–0.55；图 S5a 和 S5b），而 β_2 对两个计数具有相近的总阶指数（$S_{Ti} \approx 0.26$对于 $n_{\text{financial}}$ 为0.29，对于 $n_{\text{strategic}}$为0.29–0.31）。β_3 对两者的影响都很小（$S_{Ti} \leq 0.06$）。这些计数的 PAWN 指数见图 S5c 和 S6c。

两种方法对首要参数的判断一致，但在其后的参数排序上存在差异。对于财务违约占比和两个计数（图 S4c、S5c 和 S6c），邻里效用负载 β_1 在每种洪水情景下都具有最大的总阶 Sobol' 指数和最大的 PAWN 指数：对于财务违约占比，$S_{T\beta_1} = 0.58$–0.60，$T_{\beta_1} = 0.29$–0.30；对于$n_{\text{strategic}}$ $S_{T\beta_1} = 0.59$，$T_{\beta_1} = 0.28$–0.60，β_2–0.29。随着洪水严重程度上升，没有任何参数超越另一个参数。两种测度对财务压力权重$S_i = 0.19$的评价不同。Sobol' 指数将其列为全部三个结果的第二重要参数（$S_{Ti} = 0.26$–0.26、$T_{\beta_2} = 0.14$–0.46），而其 PAWN 指数T –0.15在每种洪水情景下都低于结果整体的置换最大阈值（Westfall 和 Young，1993）。这种差异与抽样约束有关（S3.1 节）。

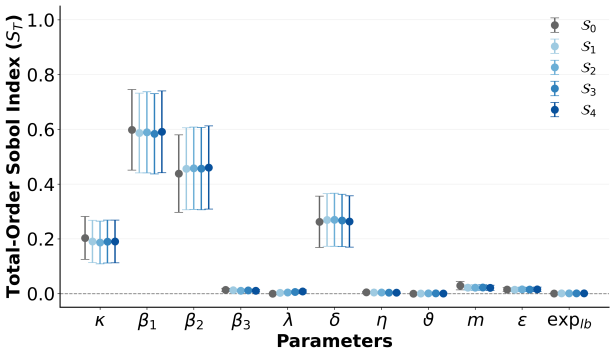
两种度量对溢出强度的判断一致。δ 财务违约占比的总阶指数为 $S_{Ti} = 0.26$– 0.27，而 $n_{\text{strategic}}$为0.22–0.23，主要通过交互作用（$S_i = 0.08$–0.09）产生，并且在每种洪水情景下，两种结果均超过置换阈值（$T_\delta = 0.17$ 和0.19）。损害份额 λ 对三个结果均没有可检测的影响（$S_{Ti} \leq 0.01$、$T_\lambda = 0.07$–0.10，在每个 J下均排在第八至第十一位）：在 δ的抽样范围内，违约的构成和数量受止赎反馈影响，而不是受抵押品洪水损失尺度参数影响。两种度量在消费截距 m上的结果再次不同，方向与 β_2相反：对于财务违约占比

其 Sobol' 指数接近于零（$S_{Ti} = 0.02$–0.03），但在每种洪水情景下均超过置换阈值（$T_m = 0.18$–0.21），因此它会改变该占比的分布形状，却不会影响其方差。在每个结果的55次比较中，财务违约占比有19次显著，$n_{\text{financial}}$ 有10次，$n_{\text{strategic}}$有16次；低于阈值的参数为 $T_i = 0.07$–0.15。

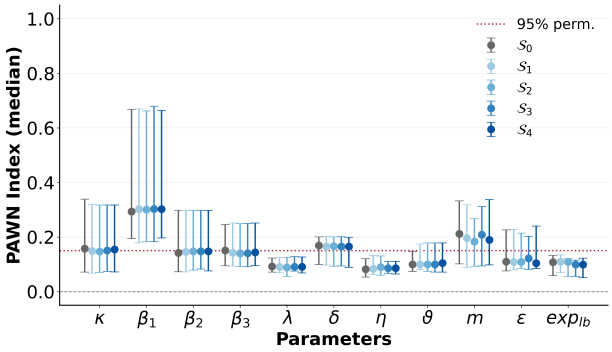
对于这两种数量，两种度量都检测到了两个渠道之间的不对称性，且每一侧由不同的一组参数主导。对于 $n_{\text{financial}}$，消费截距 m在每种洪水情景下都超过置换阈值（$T_m = 0.20$–0.22），并且在每个 J 中都排名第二（表S8）；而对于 $n_{\text{strategic}}$，它降至 $T_m = 0.14$–0.16，仅在一种情景下超过阈值，排名则为第四至第六。Sobol' 指数也显示出相同的不对称性：对于$n_{\text{financial}}$，m 和 ε 的总阶指数为 $S_{Ti} = 0.20$–0.22 和 0.18–0.20，几乎完全来自交互作用（$S_i \leq 0.04$），而对于 $n_{\text{strategic}}$，二者都接近于零。在 PAWN 度量下，ε 在两种数量中都低于阈值（$T_\varepsilon = 0.12$ 对于 $n_{\text{financial}}$）。相反，对于 $n_{\text{strategic}}$，δ 和 κ 在每种洪水情景下都超过阈值（$T_\delta = 0.19$、$T_\kappa = 0.17$），并且在每个 J中分别排名第二和第三；其总阶指数为 $S_{Ti} = 0.22$–0.23，一阶指数为 κ，$S_i = 0.12$–0.13，且其区间不包含零。对于 $n_{\text{financial}}$，二者都低于阈值（$T_i = 0.13$–0.14，$S_{Ti} = 0.14$–0.17）。因此，两种度量都支持相同的结论：β_1 在两种数量中都占主导地位，这与其在 wtp$_{it}$中的作用相符，而该作用决定了任一渠道的结果。排在其后的消费参数影响金融数量，而溢出强度及其作用范围半径 κ则影响战略数量。



(a) S_i — $Y =$ % 财务违约

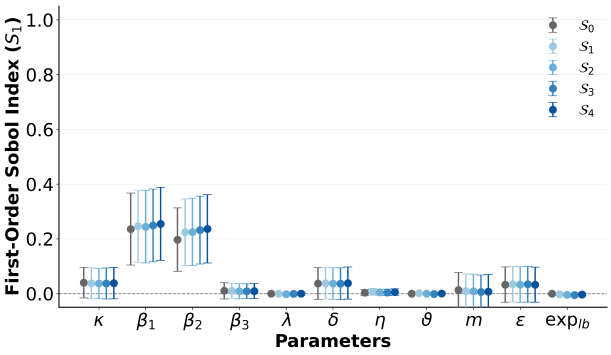


(b) S_{Ti} — $Y =$ % 财务违约

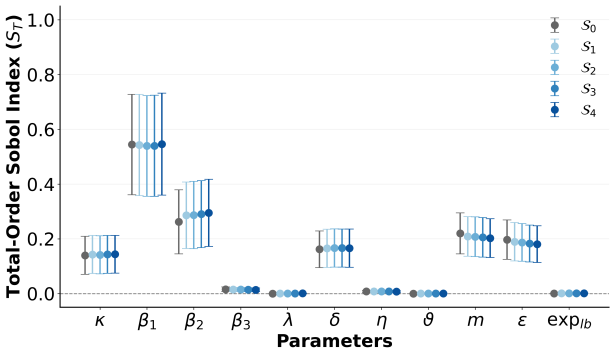


(c) T_i — $Y =$ % 财务违约

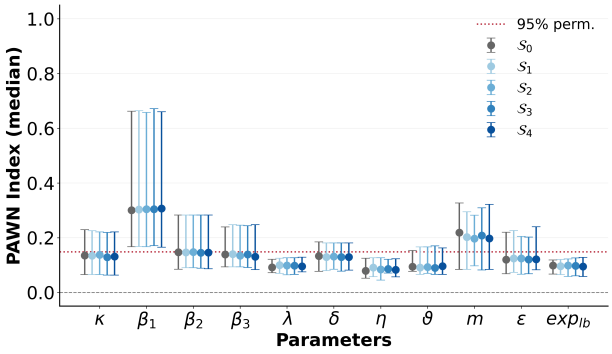
图 S4： 各情景下财务违约占比的敏感性 $\mathcal{S}_0$–$\mathcal{S}_4$ (每个洪水情景 3,328 个 Saltelli 样本，每个样本使用 10 个随机种子)：(a) 一阶 Sobol' 指数 S_i，(b) 总阶 Sobol' 指数 S_{Ti}，(c) PAWN 指数 T_i。在面板 (c) 中，标记表示 T_i条件分布与无条件分布之间 KS 距离的中位数 Y，涵盖 J 的条件区间 x_i，柱线表示各区间 KS 距离的最小值和最大值。红色点线表示针对 55 项参数—情景比较的结果整体 95% 置换最大T 阈值（第 S3.1 节）。



(a) S_i — $Y = n_{\text{financial}}$

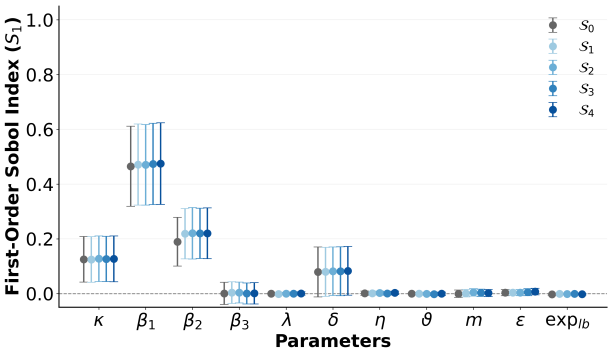


(b) S_{Ti} — $Y = n_{\text{financial}}$

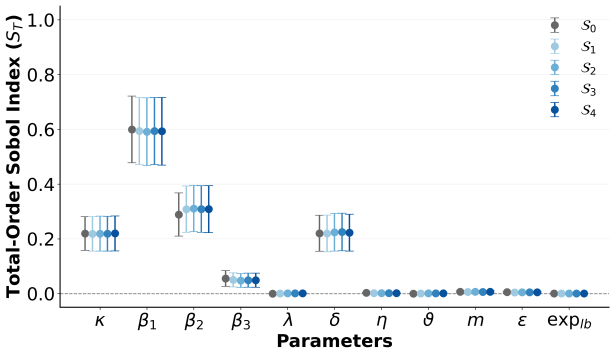


(c) T_i — $Y = n_{\text{financial}}$

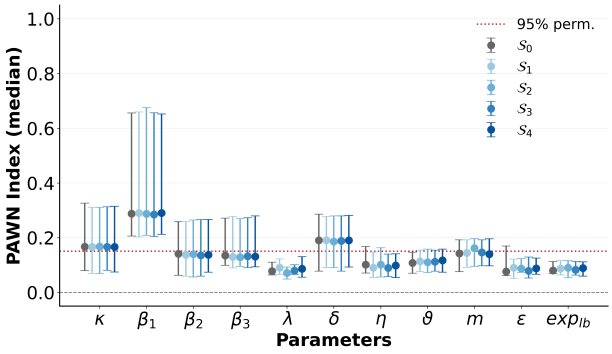
图 S5：金融违约绝对数量的敏感性，$n_{\text{financial}}$，跨情景 $\mathcal{S}_0$–$\mathcal{S}_4$：（a）一阶 Sobol' 指数 S_i，（b）总阶 Sobol' 指数 S_{Ti}，（c）PAWN 指数 T_i，构建方式如图S4。



(a) S_i — $Y = n_{\text{strategic}}$



(b) S_{Ti} — $Y = n_{\text{strategic}}$



(c) T_i — $Y = n_{\text{strategic}}$

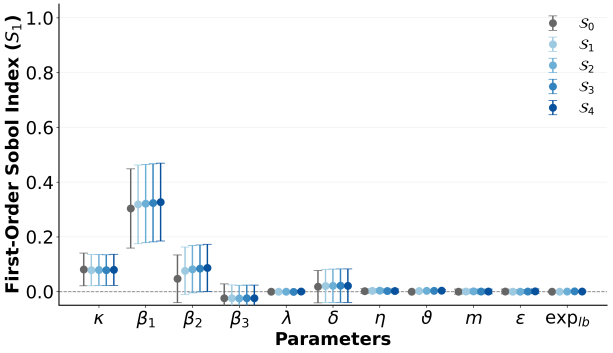
图 S6：绝对策略性违约数量的敏感性，$n_{\text{strategic}}$，跨不同情景$\mathcal{S}_0$–$\mathcal{S}_4$：（a）一阶 Sobol' 指数 S_i，（b）总阶 Sobol' 指数 S_{Ti}，（c）PAWN 指数 T_i，构建方式与图S4相同。

S3.3 困境月份

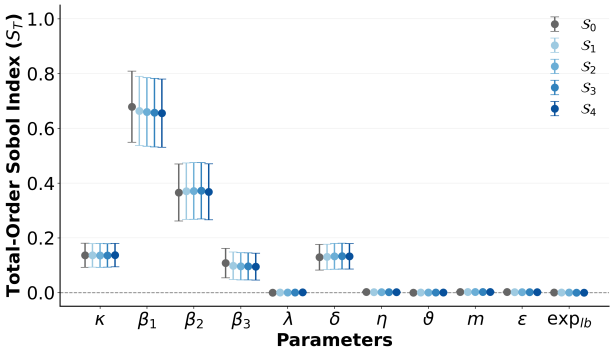
我们统计预热期后家庭符合第4.8节所定义的财务困境或策略性困境条件的月份数。这是累积月份数，包括宽限月份和最终止赎，而非连续拖欠期的持续时间。跨越观测窗口边界的记录会被截断。全局敏感性分析使用至少有一个困境月数的家庭的平均计数；第S5节的止赎历史比较则使用发生止赎的家庭。

图S7 报告了至少有一个困境月数的家庭困境月份平均数的一阶 Sobol' 指数（面板a）、总阶 Sobol' 指数（面板b）和 PAWN 指数 T_i （面板c）。Sobol' 指数和 PAWN 指数 T_i 均将 β_1 列为影响困境月份平均数的主要因素（$S_i = 0.30$–0.33，$T_{\beta_1} = 0.30$）。债务压力参数 β_2 也有影响，其总阶 Sobol' 指数大于一阶 Sobol' 指数（$S_{Ti} = 0.37$ ，而 $S_i = 0.05$ 为–0.09），表明交互作用发挥了重要作用（面板b）。邻域半径 κ 是唯一一个在所有情景下其区间均不包含零的一阶指数所对应的其他参数（$S_i = 0.08$）；在 PAWN 分析中，β_1 和 κ （$T_\kappa = 0.16$–0.17）在所有情景下都超过置换阈值， β_3 则在五种情景中的四种下超过阈值。半径决定有多少邻居会纳入$U_{i,\,t}^{\kappa}$ ，而 $\delta > 0$则决定止赎会在多大范围内降低周边家庭的抵押品价值。支付意愿既决定家庭是否陷入困境，也决定其是否获得宽限，因此这些敏感性与困境月份随时间的累积有关。

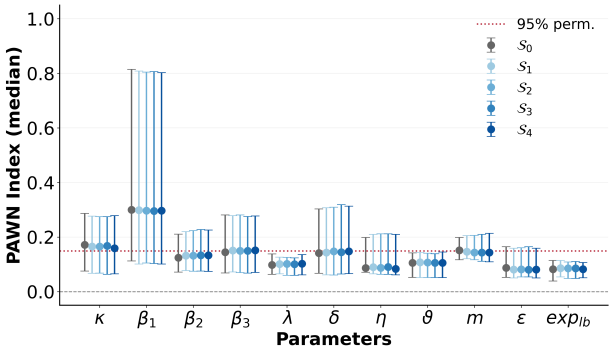
当 β_1取值较低时，几乎所有陷入困境的家庭都会在观测窗口内止赎，几乎没有时间累积更多困境月数。取值较高时，更多家庭会在宽容安排下继续留在模型中，因而可能反复陷入困境。方程12解释了这一模式：支付意愿达到或超过 $1/2$ 时，当月不会发生策略性止赎，但具有约束力的财务约束仍可能导致止赎。当支付意愿处于这一范围内时，由策略性条件触发的每次困境事件最终都会以宽容安排告终。这一情况逐月成立，并非永久状态：之后邻里状况或债务压力的变化可能会降低支付意愿。家庭也可能主要因策略性条件而累积困境月数，直到财务约束导致其止赎。因此，计数取决于困境发生的频率，以及家庭留在模型中的时间。我们还会结合陷入困境后止赎的家庭占比来评估这些计数。



(a) 一阶 Sobol' 指数 S_i



(b) 总阶 Sobol' 指数 S_{Ti}



(c) PAWN 指数 T_i

图 S7：在至少经历一个困境月数的家庭中，各洪水情景下每户困境月数均值的敏感性 $\mathcal{S}_0$–$\mathcal{S}_4$。(a) 和 (b) 面板报告基于完整的 3,328 个样本 Saltelli 设计计算的一阶和总阶 Sobol' 指数及其自助法置信区间。(c) 面板报告 PAWN 指数中位数 T_i 及其 $J = 10$条件区间。条形范围表示各条件区间内柯尔莫哥洛夫–斯米尔诺夫统计量的最小值和最大值，而非置信区间。点线表示基于 10,000 次置换、针对结果校准的 max-T null 的第 95 百分位数，该校准联合涵盖五种情景和十一个参数；通过将 T_i 与此阈值比较来评估显著性。

S4 止赎级联

S4.1 止赎反馈的再生数

在 t 时发生止赎，会降低 κ 范围内每处房产的抵押品价值，$t+1$（方程4）。通过 $U_{i,\,t+1}^{\kappa}$ 它进而会降低 2κ 范围内家庭的支付意愿（第4.7节）。我们用两个再生数来概括这种反馈，一个是净再生数，另一个是毛再生数。

净指标借鉴了分枝过程（Hawkes 和 Oakes，1974）。如果背景事件彼此独立地发生，且每个事件平均触发 $R<1$ 个后续事件，那么事件的预期总数等于背景事件数除以 $1-R$，而R 是由触发产生的事件所占的比例（Helmstetter 和 Sornette，2003）。我们将 $\delta=0$ 时的止赎率视为背景，并定义

$$R_{\text{net}}=1-\frac{\Phi(0)}{\Phi(\delta)},\qquad M=\frac{1}{1-R_{\text{net}}}=\frac{\Phi(\delta)}{\Phi(0)}, \tag{S10}$$

其中，Φ表示预热期之后的 300 个月内，每 100 名活跃抵押贷款持有人对应的年止赎数；M 是级联乘数，即存在溢出效应时的止赎率相对于无溢出效应的配对运行的比值。每个 $\delta>0$ 的模拟运行都与一个参数和随机种子相同、取值为 $\delta=0$的模拟运行配对。两次运行使用相同的洪水序列，而在溢出效应改变首次决策后，家庭的抽样结果便会出现差异。

R_{net} 是溢出效应导致的额外止赎率，占存在溢出效应时止赎率的比例。将其解读为再生数依赖于分枝近似，而基于主体的模型并未施加这一近似。配对运行在抵押贷款人群的规模和构成上也可能存在差异，因此，R_{net} 无法确定哪些个体止赎在没有反馈的情况下本不会发生。

总量指标作用于单笔止赎的层面。在每个家庭和每个步骤，模型还会根据公式 11计算反事实 $\text{wtp}_{i,t}^{0}$：债务压力相同，但$U_{i,t}^{\kappa}$ 依据不含溢出效应的抵押品计算，即 $v_j(1-\lambda D(x_j,y_j,\mathcal{S})_t)$。反事实不会参与任何决策。当同一次抽样$\psi_{i,t}^{d}$ 在 $\text{wtp}_{i,t}^{0}$下不会导致止赎时，该笔止赎便归因于溢出效应：处于财务困境中的家庭本可获得暂缓处置，$\text{wtp}_{i,t}^{0}>1-\psi_{i,t}^{d}$（方程（S8））；而有能力还款的家庭要么不会陷入策略性困境，$\text{wtp}_{i,t}^{0}\geq\psi_{i,t}^{d}$（方程（S7）），要么本可获得暂缓处置。随后

$$R_{\text{gross}}=\frac{\text{number of attributed foreclosures}}{\text{number of foreclosures}}, \tag{S11}$$

在同样的 300 个月期间内。

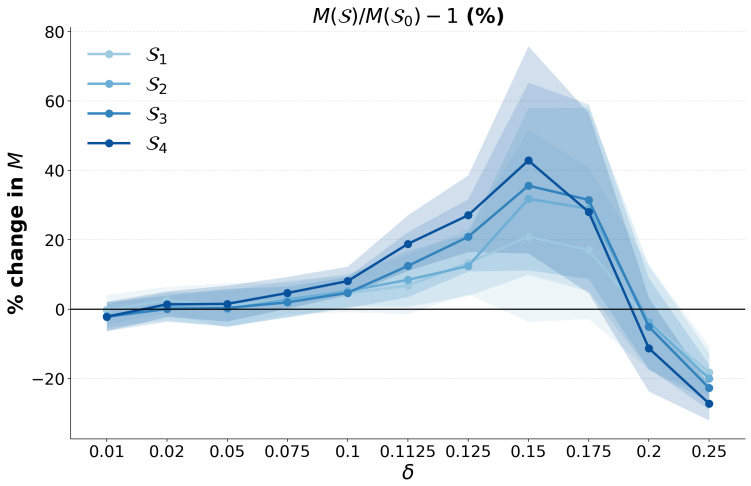
该归因比较单个月份内的结果。某个家庭因溢出效应而在原本也会止赎的几个月前进入止赎，会被计为受到触发，因此 R_{gross} 包括那些只是提前发生的止赎。流行病学家将其称为收割效应：与空气污染相关的部分死亡只是提前了几天或几周发生（Zeger 等，1999）。在没有洪水的情况下，R_{net} 在 $\delta=0.125$ 之前无法与零区分，而 R_{gross} 达到 0.15，这符合低强度下溢出效应主要使止赎提前发生的预期。这两项指标基于不同的反事实，因此二者之差并不能精确拆分为新增止赎和提前发生的止赎。

第 2.3 节所使用的模拟运行采用校准参数化（表 S1）。它们涵盖五种洪水情景、 $\lambda \in \{0.25, 0.5, 0.75\}$、$\vartheta \in \{0.03, 0.05, 0.13\}$ 以及 δ在 0 到 0.25 之间的十二个取值，在 $\kappa \in \{3, 7, 10, 15, 18\}$ 取值为 $\beta_1 - \beta_2 = 0.5$时，以及在 $\beta_1 - \beta_2 \in \{0.6, 0.7\}$取值为 $\kappa = 10$时分别进行，每种设置均使用 20 个随机种子。除非另有说明，结果均为 $\vartheta = 0.05$下的结果，并在每个随机种子内对 λ 进行平均，同时基于 20 个随机种子计算 95% 的 Student-t 区间。

在 $\delta = 0.05$ 之前，洪水不会可检测地改变 R_{net}。在 $\delta = 0.1$ 到 0.175 之间，洪水会使其上升：在情景与 δ 的 20 种组合中，有 17 种的 ΔR_{net} 区间高于零；对所有涉及 $\delta > 0$ 的 44 种组合进行 Holm 校正后，则有 5 种。最大增幅出现在 $\mathcal{S}_4$ 和 $\delta = 0.15$ 时，此时 R_{net} 为 0.48，而无洪水时为 0.23。在 $\delta = 0.25$ 时，效应反转，因为洪水使无溢出效应时的止赎率上升幅度，相对高于有溢出效应时的止赎率。

图 S9每次改变一个因素。洪水效应始终出现在 δ 所在的区间内，此时R_{net} 无洪水时开始上升；在该区间两侧，洪水效应都会减弱。在 $\kappa = 3$ 时，无论 δ为何值，都无法检测到该效应；当差值为 0.7 时，则仅在 $\delta = 0.175$ 时可以检测到。 λ 的三个取值产生了相似的 R_{net}，直到 $\delta = 0.175$。

级联乘数 M 在方程 (S10) 中表达了相同的比较。根据分支近似，一次背景止赎平均会引发 R 次止赎，而每次止赎又会引发 R次，因此它启动的级联预期规模为 $1 + R + R^2 + \cdots = 1/(1 - R)$。由于 M 是一个比值，我们通过 $M(\mathcal{S})/M(\mathcal{S}_0)$ 比较洪水情景运行与无洪水情景运行：对每个随机种子计算对数，并对随机种子取均值，结果以百分比变化表示。在 M 时，洪水使 $\delta = 0.125$ 增加 12% 至 27%；在 $\delta = 0.15$时，使其增加 21% 至 43%；在 $\delta = 0.25$ 时，则使其降低 18% 至 27%（图 S8），与 ΔR_{net}呈现相同的模式。



图S8：相对于无洪水情景，级联乘数 $M = 1/(1 - R_{\text{net}}) = \Phi(\delta)/\Phi(0)$（方程 (S10)）的百分比变化，$M(\mathcal{S})/M(\mathcal{S}_0) - 1$，随溢出强度 δ 的变化情况，按洪水情景分列。洪水情景中每个随机种子均与 $\mathcal{S}_0$ 下相同的随机种子配对；对 20 个随机种子的配对对数比 $\ln[M(\mathcal{S})/M(\mathcal{S}_0)]$ 取均值，并将均值及其 95% Student-t区间转换为百分比变化，即 $100[\exp(\cdot) - 1]$。 $\lambda \in \{0.25, 0.5, 0.75\}$ 在每个随机种子内取均值。 M 的水平见图4(a)面板。采用校准参数化（表 S1），其中 $\kappa = 10$、$\beta_1 - \beta_2 = 1/2$ 和 $\vartheta = 0.05$；所示为预热期之后 300 个月内的发生率。

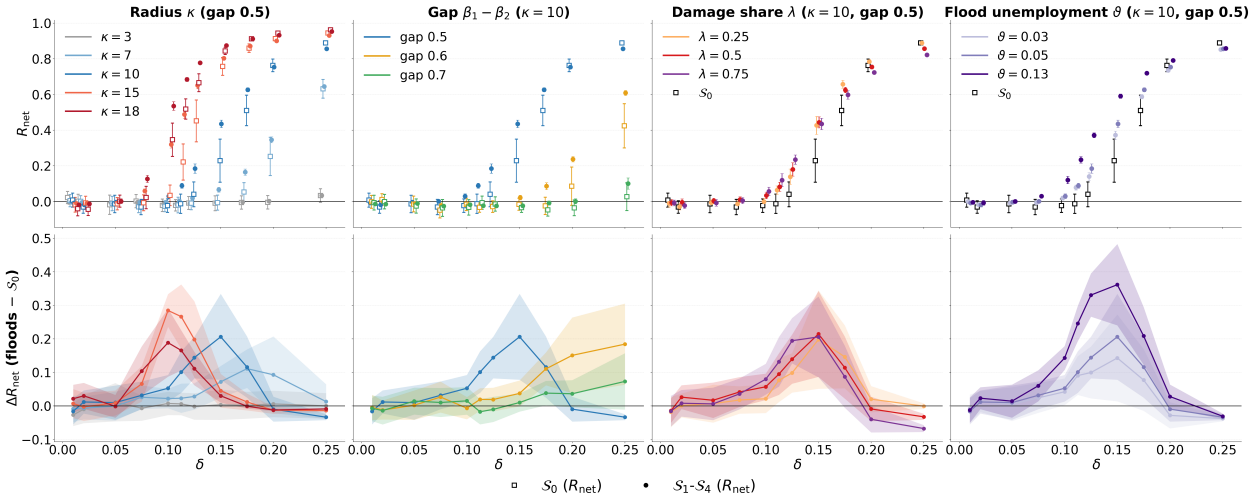


图 S9：按半径κ （第一列， $\beta_1-\beta_2=0.5$）、差值 $\beta_1-\beta_2$ （第二列， $\kappa=10$）、损害份额 λ （第三列， $\kappa=10$、 $\beta_1-\beta_2=0.5$）和洪水引发的失业 ϑ （第四列， $\kappa=10$、 $\beta_1-\beta_2=0.5$）划分的洪水情景下与无洪水情景下止赎反馈的净再生数。顶部： R_{net} 与溢出强度 δ 的关系，分别对应 $\mathcal{S}_0$ （空方块）和 $\mathcal{S}_1$–$\mathcal{S}_4$ （实心圆）。在第三列和第四列中， $\mathcal{S}_0$ 仅显示一次，因为 λ 和 ϑ仅在洪水月份起作用。各点为20个随机种子的均值，误差线为95%的Student-t 区间；在洪水情景下，首先对每个随机种子的模拟运行按 $\mathcal{S}_1$–$\mathcal{S}_4$ 和 λ 取均值（每个随机种子12次运行；仅第三列按 $\mathcal{S}_1$–$\mathcal{S}_4$ 取均值，每个随机种子4次运行）。 $\vartheta=0.05$ 位于第四列之外。底部： $\Delta R_{\text{net}}=R_{\text{net}}$（$\mathcal{S}_1$–$\mathcal{S}_4$） $-R_{\text{net}}$（$\mathcal{S}_0$），按每个随机种子计算，即该随机种子洪水情景运行的均值减去同一随机种子的 $\mathcal{S}_0$ 运行，误差带为基于20个随机种子的95% Student-t 分档。其他参数取其校准值（表 S1）。

S4.2 违约级联规模分布

R_{net} 和 M 描述级联过程的均值。它们无法说明额外的止赎是分散在许多短链中，还是集中在少数大型级联中；对于在某个社区有风险敞口的贷款机构而言，这一区别十分重要。

为重建级联，若按照 R_{gross} （方程（S11））背后的规则，将某次止赎归因于溢出效应，则该止赎为子节点，否则为根节点。在第 t 步发生的子节点，只能由 $t-1$ 步中、位于 2κ 范围内的止赎衍生而来。在加权树中，每个子节点会从候选父节点中选取一个，选取权重等于双方 κ 范围内的网格单元数量（Zhuang 等，2002）；级联则由一个根节点及其所有后代组成。在连通分量中，每个子节点都与所有候选节点相连（Reasenberg，1985），级联则是一个连通群组。前一种方法可能会将由多个方向共同驱动的级联拆分，后一种方法则可能合并相互接触的级联，因此两者为级联结构划定了边界。规模分布在规模为 1 处有一个众数，并且从中间 δ 开始还出现第二个大型级联众数；我们在用高斯核平滑后的分布的最小值处分隔这两类级联（对数规模带宽为 0.3）。保留在预热期结束后的 300 个月内开始的级联，但排除最后 12 个月。

在所有情景和两种重建方式下，大型级联的峰值都出现在止赎数量为 113 至 175 之间，因此 δ 改变的是大型级联所包含的止赎数量，而非其规模。洪水会增加每次模拟运行中的级联数量；在中等 δ 时，也会提高级联发展成大型级联的概率（表 S9）：在 $\delta = 0.15$，$\mathcal{S}_4$ 每次模拟运行产生的大型级联数量约为 $\mathcal{S}_0$的七倍。接近起始点时，这一比较中无洪水情况下的大型级联数量较少：在 $\delta = 0.125$，20 次模拟运行中仅有 4 次出现大型级联。

表 S9：在校准参数化条件下，$\kappa = 10$、$\beta_1 - \beta_2 = 1/2$ 和 $\vartheta = 0.05$对应的违约级联数量及增长情况（加权树）。大型级联是指规模超过该网格单元规模分布两个众数之间最小值的级联。数据汇总自无洪水情景下的 20 次模拟运行，以及每种洪水情景下的 60 次模拟运行。

	级联 每次运行			大型级联 每 1，000 次级联			大型级联 每次运行		
δ	$\mathcal{S}_0$	$\mathcal{S}_1$	$\mathcal{S}_4$	$\mathcal{S}_0$	$\mathcal{S}_1$	$\mathcal{S}_4$	$\mathcal{S}_0$	$\mathcal{S}_1$	$\mathcal{S}_4$
0.125	241	385	496	0.8	2.0	5.3	0.20	0.77	2.63
0.15	238	373	483	3.6	6.8	12.7	0.85	2.55	6.12
0.2	222	349	453	33.5	30.4	37.9	7.45	10.63	17.18
0.25	192	327	431	86.7	67.7	74.2	16.65	22.13	32.00

归因也会计入那些仅因溢出效应而提前发生的止赎。作为一种不使用归因的检验，我们将步骤 t 中每笔止赎与步骤 $t-1$中、在 2κ 内发生的每笔止赎相连，并将连通的群组视为簇。在 $\delta = 0$，没有止赎会导致另一笔止赎发生，因此这些簇规模仍然很小。在 $\delta > 0$，这些簇则能还原大型级联；大型级联中的止赎占比与两种重建结果的差距都在两个百分点以内，因此大型级联并非归因造成的。

加权树的均值，$1/(1 - R_{\text{gross}})$，是 M的总量对应项。只有在大型级联罕见时，总量与净量指标才会出现差异（表S10），因此，溢出效应仅仅使其提前发生的止赎，大多是在反馈起始点附近零散发生的止赎。

表 S10：无洪水时（$\mathcal{S}_0$）的大规模违约级联及其总反馈度量和净反馈度量，采用校准参数化，参数为 $\kappa = 10$、 $\beta_1 - \beta_2 = 1/2$ 和 $\vartheta = 0.05$。大型级联占比和加权树的均值树大小，是对 20 次模拟运行汇总所得； R_{gross}、 R_{net} 和 $M = \Phi(\delta)/\Phi(0)$ 是 20 个随机种子的均值。

δ	大型级联占比	R_{gross}	R_{net}	$R_{\mathrm{net}}/R_{\mathrm{gross}}$	M	均值树大小
0.125	8%	0.15	0.04	0.27	1.07	1.20
0.15	31%	0.33	0.23	0.70	1.50	1.67
0.175	55%	0.57	0.51	0.89	2.33	2.57
0.2	77%	0.79	0.76	0.96	4.59	5.22
0.25	89%	0.91	0.89	0.98	9.27	10.99

其他半径下也呈现相同的模式。大型级联随 κ增加而增多，但增长速度远低于止赎影响范围的扩张速度；在 $\kappa = 3$时则不会形成大型级联。 $\delta = 0$下的模拟运行中，止赎数量少于高 δ下的模拟运行，因此在那里进行不含归因的检验时标准较宽松；然而，在起始点附近，止赎率与 $\delta = 0$时的值相差不超过 8%，此时大型级联已经出现。

S5 止赎时机

本节使用第 S3.3 节定义的困境月数，统计对象为止赎家庭。

图 S10报告了止赎房屋家庭的累计困境月数分布，补充了图 5中的止赎时抵押贷款期限。图 S11 按损害份额区分止赎时的抵押贷款期限 λ，而图 5将其合并呈现。

在校准参数化下，财务性止赎的困境月数中位数为 27 个月，其中 92% 是通过宽容安排解决的策略性触发因素；而策略性止赎的困境月数中位数为 6 个月。因此，不应将财务性止赎前的经历解读为持续不断的财务困境。

洪水改变的是不同渠道的占比，而非渠道本身。从 $\mathcal{S}_0$ 到 $\mathcal{S}_4$，策略性违约占比从零升至 60%，使合并止赎期限中位数从 62 个月降至 37 个月，合并困境次数中位数从 27 个月降至 13 个月。各渠道内的中位数几乎没有变化：财务性止赎的抵押贷款期限保持在 62 至 64 个月之间，困境月数保持在 27 至 28 个月之间；策略性止赎的抵押贷款期限保持在 14 至 15 个月之间，困境月数保持在 6 至 7 个月之间（图 5 的面板 (a) 和图 S10 的第一列）。损害份额 λ决定了这一变化的幅度：在 $\mathcal{S}_4$，当 $\lambda = 0.25$分别为 0.5 和 0.75 时，策略性违约占比为 34%、61% 和 72%；财务性止赎的抵押贷款期限中位数保持在 63 至 64 个月之间，而策略性止赎的期限中位数则从 21 个月降至 13 个月（图 S11）。缩小差值 $\beta_1 - \beta_2$产生的效果与洪水相同（图 S10，第二列）。当差值从 0.7 缩小至 0.45 时，$\mathcal{S}_1$ 至 $\mathcal{S}_4$ 中的策略性违约占比从 21% 升至 96%；对于差值为 0.5 及以上的情况，合并困境次数中位数在 16 至 19 个月之间，而当差值降至 0.45 时则降至 7 个月。在差值为 0.45 时，由于位于损害必要区域之外，策略性止赎不再需要洪水损害；即使在 $\mathcal{S}_0$，91% 的止赎也是策略性的。在该区域内，随着差值从 0.7 缩小至 0.5，财务性止赎的困境月数中位数从 19 个月升至 27 个月，因为这些家庭累积了更多经宽容安排处理的策略性触发因素。较低的 β_3会提高每个债务水平下的债务压力，产生相同方向的影响：从 $\beta_3 = 2$ 到 $\beta_3 = 0.5$，策略性违约占比从 45% 升至 62%，而各渠道内的中位数保持不变（第三列）。

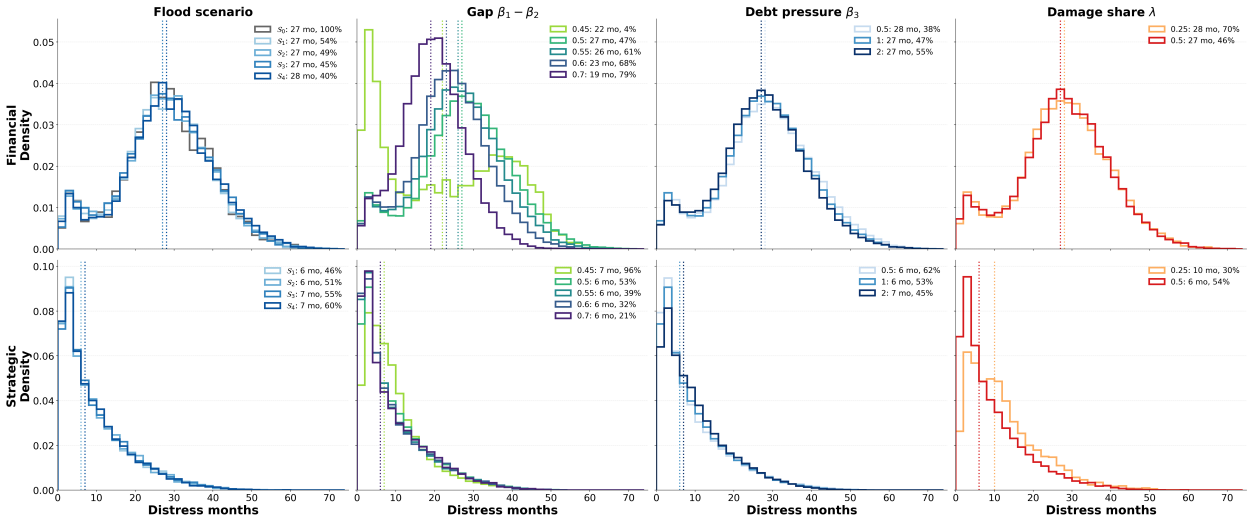


图 S10：已止赎家庭的困境月数，包括宽限月份和最终止赎。困境月数和止赎均限定在第 100–399 步；跨越截断点的历史记录会被截断。顶行显示财务性止赎，底行显示策略性止赎。每列改变一个因素，其余因素保持在校准参数化水平（$\beta_1 = 1.0$, $\beta_2 = 0.5$, $\beta_3 = 1.0$）。第一列区分不同洪水情景，包含与图 5 相同的 68,927 次止赎。第二列将差值 $\beta_1 - \beta_2 \in \{0.45, 0.5, 0.55, 0.6, 0.7\}$ 从 β_2变化到 $\beta_1 = 1.0$（293,442 次止赎）。第三列改变 $\beta_3 \in \{0.5, 1.0, 2.0\}$（187,068 次止赎）。第四列将损害份额设置在 $\lambda \in \{0.25, 0.5\}$范围内，即 GSA 范围内的取值（34,091 次止赎）。第二至第四列汇总了 $\mathcal{S}_1$–$\mathcal{S}_4$。图例数值表示困境月份数中位数，以及该水平下该行对应渠道中的止赎占比；点线标示中位数，直方图分别进行归一化。所有样本均使用每种情景和 $\lambda \in \{0.25, 0.5, 0.75\}$的每个取值对应的十个随机种子；除第四列外，三个取值均合并计算；参数为 $\delta = 0$, $\kappa = 10$, $\eta = 0.0383$, $\vartheta = 0.05$, $m = 5.25$, $\varepsilon = 0.00250$ 和 $\text{exp}_{lb} = 1087$（表 S1）。计数描述的是观测窗口，而非完整的全生命周期历史记录或连续期间持续时间。

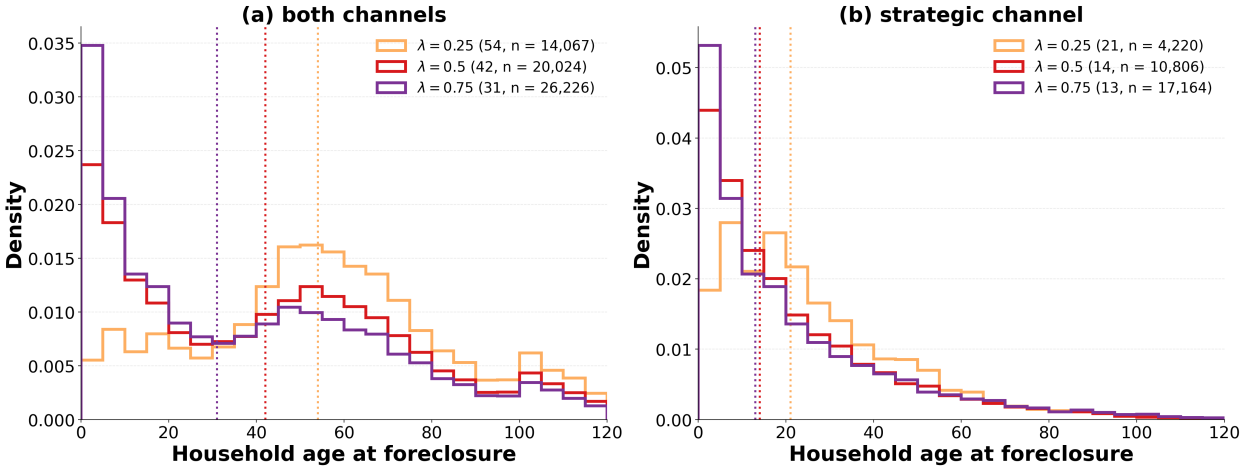


图 S11： 按损害份额划分的止赎时家庭年龄 $\lambda \in \{0.25, 0.5, 0.75\}$，合并 $\mathcal{S}_1$–$\mathcal{S}_4$。面板 (a) 合并两种违约渠道；面板 (b) 仅显示策略性止赎。图例数值为中位数和样本量；点线标示中位数，直方图分别进行归一化。止赎记录于第 100–399 步，每个情景及 λ的取值均使用十个随机种子。参数采用校准参数化： $\beta_1 = 1.0$， $\beta_2 = 0.5$， $\beta_3 = 1.0$， $\delta = 0$， $\kappa = 10$， $\eta = 0.0383$， $\vartheta = 0.05$， $m = 5.25$， $\varepsilon = 0.00250$ 以及 $exp_{lb} = 1087$ （表 S1）。 $\mathcal{S}_0$ 因不发生洪水时 λ 不起作用，故将其省略。