arXiv:2303.04535v1 [cs.HC] 8 Mar 2023

COVID-19疫情对日常节律的影响

NguyenLuong[1*]、Ian Barnett[2] 和Talayeh Aledavood[1]1芬兰埃斯波阿尔托大学计算机科学系。[2]美国宾夕法尼亚州费城19104，宾夕法尼亚大学佩雷尔曼医学院生物统计学、流行病学与信息学系。

通讯作者。电子邮箱：nguyen.luong@aalto.fi；共同作者：ibarnett@pennmedicine.upenn.edu；talayeh.aledavood@aalto.fi；

摘要

背景

COVID-19疫情显著影响了日常活动节律和日常生活习惯，人们不得不适应新的工作时间安排、锻炼习惯、睡眠模式以及其他日常活动。在本研究中，我们考察了疫情期间多种日常活动节律和日常生活习惯的时间变化，并重点指出在一个由大量在职成年人组成的队列中，不同亚组的变化存在显著差异。了解这些变化的动态及其对不同人群的影响，对于营造能最大限度减少此类情况下人们生活和幸福感受扰的环境至关重要。

材料与方法

从2021年6月开始，我们开展了一项为期一年的研究，收集128名在职成年人的健身追踪器高分辨率数据，以及他们填写的每月问卷答案。研究结束时，我们从健身追踪器收集了超过80万条步数数据，并从每月问卷答案中收集了超过4.8万条数据。通过分析不同时点的问卷，我们考察了

疫情期间，不同人群的锻炼和工作日常活动发生了怎样的变化。此外，我们为研究中的每个人构建日常步数的时间分布，以量化他们的日常运动节律。我们计算不同日常运动节律分布之间推土机距离的倒数，以量化这些节律随时间推移的一致性。我们使用线性混合模型比较不同亚群体日常运动节律的变异性。

结果

在整个疫情期间，我们的队列显示，锻炼习惯发生了变化，表现为非步行类体育锻炼的时间减少，而步行时间则保持不变。在日常运动节律方面，我们发现，与相应的其他人相比，移民和独自居住者的日常运动节律一致性较低。我们还观察到出行与现场工作出勤之间存在关联：与远程工作者相比，前往工作场所工作的参与者也往往能保持更稳定的日常运动节律。疫情导致的限制措施减少后，男性和移民重返工作岗位的速度更快。

结论

我们的结果以定量方式揭示了疫情对不同亚群体产生的不平等影响。这也为新的研究开辟了方向，以探究为何某些群体重返现场工作的速度较慢，锻炼水平或类似的日常运动节律与疫情前相比有所不同，以及这些差异对后疫情时代的日常生活和工作意味着什么。我们的结果可为组织和政策制定者提供参考，帮助他们在后疫情时代以及未来危机期间提供更充分的支持，并适应不同群体的不同需求。

关键词： COVID-19、日常节律、移动健康、混合效应模型

1 引言

COVID-19疫情对日常生活施加了前所未有的限制，同时对不同人群的日常节律和幸福感造成了不成比例的影响 [1, 2]。许多研究发现，身体活动水平有所下降 [3, 4], 心理健康状况恶化 [5, 6] ， 幸福感也有所下降 [7–9],睡眠模式发生变化，数字媒体使用量显著增加 [10]。不同群体和社群受到这些负面影响的程度更大，例如女性 [11, 12], LGBTQ群体 [13, 14],

以及移民群体 [15, 16]。例如，研究显示，女性经历了更大的压力和焦虑 [17]，流动性下降幅度也更大[18]，，儿童照护负担也更重 [19, 20] 。同样，据报告，移民群体因社会支持较少而承受了更大的压力 [21]。这些研究及类似研究大多考察了总体影响，以及限制政策对不同群体生活的影响程度。然而，人们对这些政策如何影响个人的日常活动节律，或人们的日常节律和日常生活习惯发生了怎样的变化，知之甚少。

活动的日常节律及其长期一致性在人们的生活中发挥着重要作用，既关系到人们能否履行其在社会中承担的角色，也关系到个人层面（例如心理和身体健康） [22, 23]。因此，了解疫情期间的政策如何改变个人的日常节律至关重要。我们分析日常运动节律，即人们在 COVID-19疫情期间一年内的日常运动活动模式。具体而言，我们结合健身追踪器的数字记录与个人填写的问卷，研究人们如何在一天中安排出行。我们探讨日常运动节律与现场工作出勤之间的动态关系，即远程工作与非远程工作之间的关系。此外，我们还调查在整个研究期间，哪些社会人口统计因素与保持较高水平的移动一致性以及较高的返岗现场工作（非远程工作）比例相关。

传统上，人们一直使用纸笔（后来也使用数字化）问卷来衡量个人的日常活动节律和日常活动 [24, 25]。虽然问卷能够有效了解个人的一般日常活动，但在捕捉日常活动节律及其变化方面存在不足，因为如果问卷在事后发放，就容易出现依从性问题和记忆偏差。例如，为了捕捉一天中出行的时间，研究参与者必须每天多次记录自己的出行情况以提高精确度；如果对准确性的要求不高，也可以每天只记录一次。这会给受访者带来很大的负担，因此难以在较长时间内实际使用。近年来，手持设备和可穿戴设备 [26] 的普及逐渐缓解了依从性和记忆偏差问题。个人设备会留下大量数字痕迹，其中包含有关用户日常活动模式和行为的细致信息。利用这些设备进行被动感知，可以在实际情境中捕捉一个人的日常节律，最大限度地减少回顾性测量带来的回忆偏差；此外，由于对用户几乎不增加额外负担，这种方法可以长期使用。

在 COVID-19疫情之前，不同研究考察了活动的日常节律，例如，通过电话 [27], 短信 [28], 和电子邮件 [29],进行的社会互动、手机使用 [30], 、睡眠 [31]，或网页浏览 [32]。这些研究表明，尽管个体之间存在差异，人们往往会保持稳定的日常节律，并将相似比例的

某项活动（例如打电话）分配给一天中的各个时段（例如上午、晚上）。另一类通常是日常生活重要组成部分的活动是出行。出行是一种目标导向行为，人们通过执行特定类型的移动来实现特定目标 [33]。由于疫情在全球范围内造成的限制措施，大多数在职成年人的日常运动节律在 COVID-19疫情暴发后发生了变化。此外，由于不同时期的限制措施和个人情况各异，人们在这段时间内身体活动模式的变化程度也各不相同。例如，在疫情期间，经常通勤上班的人与远程工作的人，其日常运动节律存在明显差异 [3]。据我们所知，目前尚无研究量化疫情期间的日常运动节律及其随时间推移的稳定性。

本研究旨在考察疫情期间不同日常生活习惯的变化，并分析这些变化在人口统计因素（如性别、年龄和移民身份）方面的差异。我们还希望了解，在这段时间内，这些日常生活习惯是否已恢复至疫情前的状态。我们在一年时间里（2021年6月至2022年6月）收集了128名在职成年人的健身追踪器记录和问卷数据。随后，我们根据问卷回答，了解疫情开始后，与疫情前相比，研究参与者的不同类型身体活动发生了哪些变化。我们提出了一项指标，用于量化日常运动节律及其随时间变化的一致性，所用数据来自健身追踪器记录的步数。为探究有助于预测出行一致性的人口统计因素，我们采用了线性混合效应模型（LMM） [34]。最后，我们使用另一个线性混合效应模型分析该一致性指标与现场工作出勤之间的关联，尤其关注现场工作时间与远程工作时间的对比。

在本研究中，我们观察到疫情期间锻炼习惯发生了变化：每周用于体育锻炼（步行除外）的平均时间显著减少，而用于步行的时间则保持不变。其次，我们发现参与者正逐渐回到现场工作，男性和移民参与者的返岗比例更高。第三，我们的模型证实，与其他参与者相比，移民参与者和独自居住者的日常运动节律变异性更高。第四，我们观察到日常运动节律与现场工作出勤之间存在相关性：偏好居家办公的个体往往保持较高的日常运动节律变异性。总之，我们的研究展示了疫情期间各种日常生活习惯和日常运动节律逐渐且不成比例的变化，以及这些变化的动态过程。

2 材料与方法

2.1 研究设计与数据描述

在本研究中，我们使用了两个不同的数据集。第一个是 cor:ona（节律比较：旧与新）数据集，我们收集该数据集以回答本研究中的研究问题。第二个是牛津新冠肺炎政府应对追踪器（OxCGRT） [35] ，这是一个可公开获取的数据集。

2.1.1 cor:ona 研究

2021 年 6 月和 7 月，我们招募了来自芬兰一所大学的 128 名全职员工，参与 cor:ona 研究。本研究的主要目标是考察疫情不同阶段的日常活动节律，并探究日常生活习惯如何随时间变化。参与者应为该大学的全职员工，且近期没有更换工作场所的计划。我们要求他们在这些条件发生变化时随时退出研究。他们也可以出于任何其他原因，在任何时候退出研究。平均每月有 3.2 名参与者退出研究。93 名参与者全程参与了为期一年的研究。参与者平均参与研究 253.5 天。参与研究超过 6 个月的人可获得 Polar 的折扣码，用于在其网站购买同款或类似型号的健身追踪器。参与者没有获得任何其他形式的补偿。我们还告知他们，本研究不会以任何方式影响其就业。研究参与者的社会人口特征见表 1。如表中所述，我们询问所有参与者：“您来自哪里？”他们有三个选项：芬兰、欧洲（芬兰除外）或欧洲以外。在本文中，我们将选择来自芬兰的参与者称为“非移民”，其他参与者称为“移民”。我们没有询问参与者的背景或国籍。因此，在本研究中，非移民和移民的分类完全依据参与者对该问题的回答。本研究经阿尔托大学研究伦理委员会批准。

问卷

参与者在进入研究时填写了一份基线问卷。问卷包含有关社会人口统计信息和日常生活习惯的问题（见表B3）。所有参与者均于2021年6月下旬至7月上旬填写基线问卷，此时距离疫情开始（2020年3月中旬）约15个月。他们需要比较这15个月（在本研究中称为“疫情早期”）的活动与疫情前15个月（在本研究中称为“疫情前”）的活动。参与者每月都会收到一份简短的

属性	统计数据
性别，*(N%)*	
女性	85 (66.4%)
Male	42 (32.8%)
非二元性别	1（0.8%）
大学职务，（*N%*）	
学术人员	56（43.8%）
服务人员	72 (56.2%)
年龄，*(N%)*	
25-35	60 (46.5%)
36-50	47 (37.0%)
51-66	21（16.5%）
出身地，（*N%*）	
芬兰	91（70.9%）
除芬兰外的欧洲	15（11.8%）
欧洲以外地区	22（17.3%）

Ta表 1：cor:ona 研究参与者的社会人口特征 s.

版基线问卷。每月平均有103.5名参与者填写问卷。研究结束时，参与者填写了一份退出调查，以评估他们自填写基线问卷以来、为期一年的研究期间的日常生活习惯（本文称之为“疫情后期”）。

可穿戴设备

参与者借用了全新的 Polar Ignite 健身追踪器（N=121）。7 名参与者使用自己的 Polar 健身追踪器参加了研究。根据制造商的说明，Ignite 健身追踪器在正常模式下的电池续航时间为 5 天，在开启全球定位系统的训练模式下最长可使用 17 小时 [36]。经用户同意，我们通过 Polar Accesslink API 从 Polar 平台收集了他们的个人数据 [37]。这些数据包括研究中每位参与者按小时记录的步数。我们的数据集总计包含 810,111 个步数数据点，以及 48,228 个调查回答数据点。图1 展示了整个研究期间所有参与者每月的步数。

2.1.2 牛津新冠肺炎政府应对追踪器

牛津新冠肺炎政府应对追踪器 (OxCGRT) 是一个旨在收集 180 多个国家与关闭和遏制措施相关的政府政策的项目 [35]。该项目评估国家和次国家层级的限制政策，并提供一系列综合指数，用于衡量这些政策的严格程度。这些指数的总和称为严格程度指数，取值范围为 0 到 100（数值越高，表示政策越严格），并按疫情期间的每一天、每个地区提供。在本研究中，我们

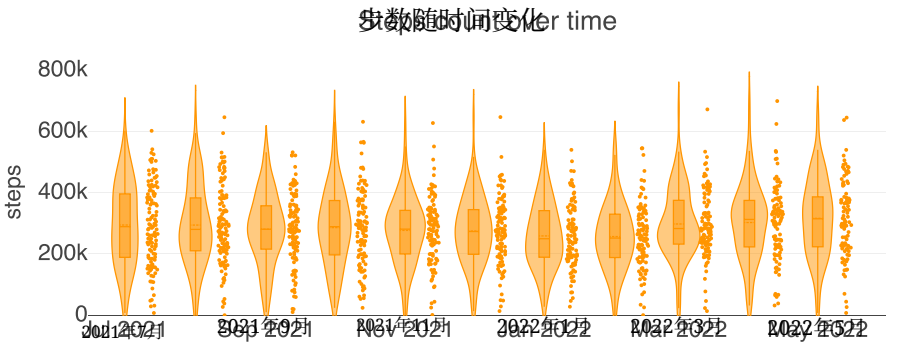

图 1：研究期间所有参与者的步数值。

在整个研究期间，我们使用芬兰的严格程度指数来评估该国的遏制与关闭政策。我们使用这些数据来评估政策与出行／现场工作出勤之间的关系。

2.2 测量各项活动的时间分配

为量化疫情不同阶段锻炼和工作日常活动的变化，研究人员在基线问卷和退出问卷中提出了相关问题（涉及步行和非步行运动的时长），并按月询问相关问题（涉及过去一个月工作时间中现场工作的比例）。例如，基线问卷中询问了有关步行活动的问题，如“疫情前，您平均每周步行多少小时？”以及“疫情期间，您平均每周步行多少小时？”，而退出问卷中则询问了“疫情后期阶段，您平均每周步行多少小时？”。详细问题见表B3。

鉴于所研究的活动并非正态分布，因此使用非参数统计检验分析疫情各阶段的时间分配，并比较不同人群。具体而言，使用 Wilcoxon 符号秩检验比较疫情各阶段的时间分配，并使用曼-惠特尼U检验比较不同人群。

2.3 量化日常运动节律及其随时间的一致性

日常运动节律

为量化人们的日常运动节律，我们计算研究中每个人每日步数的时间分布。首先，我们将小时分辨率的步数汇总为较大的时间段。我们

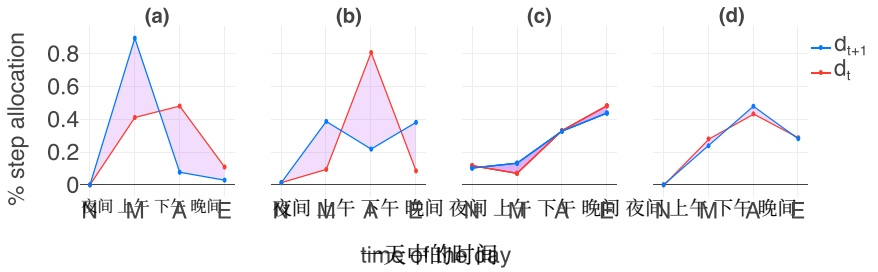

图 2：移动一致性的可视化。展示 4 个个体每日步数分配样本，以说明移动一致性随时间的变化。红线表示$\mathbf{d}_t$ 的步数分布，蓝线表示 d_{t+1}的分布。标记表示单个时间段内的步数分布（**夜间**：午夜至早上 6 点，**上午**：早上 6 点至中午，**下午**：中午至下午 6 点，**晚间**：下午 6 点至午夜）。紫色区域表示连续两天之间的分布差异。在(a) 和(b)图中，该区域明显大于(c) 和(d)图，凸显了日间运动节律具有更高的变异性。

计算每个人在每一天四个不同时间段内的步数：午夜至凌晨 6 点（夜间）、凌晨 6 点至中午（上午）、中午至下午 6 点（下午）以及下午 6 点至午夜（傍晚）。随后，我们将步数除以当天的总步数进行标准化。这样，我们就能评估某人在某一天的每个时间段内所走步数的比例。

由于工作日与周末的运动节律存在固有差异，我们将二者分开考察。在本研究中，星期六和星期日称为“周末”，其他日期称为“工作日”。我们将日期 t 的 $\mathbf{d}_t$ 步数分布记为，它代表日常运动节律。一天划分为四个时间段及其时段安排的选择，基于此前量化活动节律的研究[27]。我们还评估了不同时间分段策略对一致性指标的影响（见附录 C）。我们比较了不同分段策略下的结果，发现所有情况下均呈现一致的模式，这表明我们的方法对时间分段的粒度具有稳健性。

短期移动一致性

一个人的日常运动节律在短期和长期内都可能有所变化。我们提出一种名为短期移动一致性(c^s)的指标，用于衡量一个人的日常运动节律从一天到下一天的变化程度。我们将移动一致性量化为以下数值的倒数：

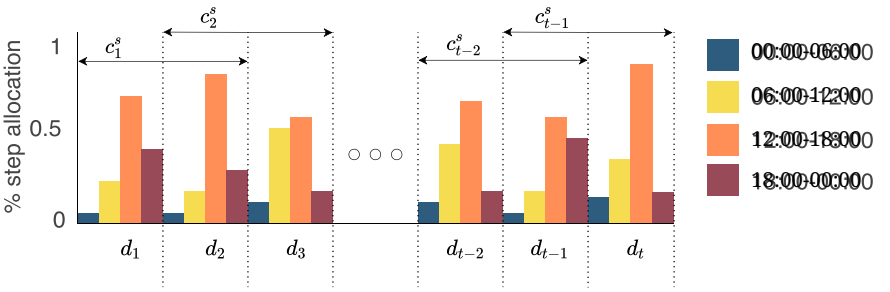

图3：短期移动一致性的计算。短期移动一致性记为 $c_t^s = 1/D(\mathbf{d}_t,\ \mathbf{d}_{t+1})$，并量化为个体$\mathbf{d}_t$ 与$\mathbf{d}_{t+1}$ 之间步数分布距离的倒数。

推土机距离 (EMD) [38] ，用于衡量连续两天之间日常运动节律分布的距离：

$$c_t^s = 1/D(\mathbf{d}_t, \mathbf{d}_{t+1})\,.$$

每对日常运动节律之间的距离越小，日常节律就越一致。图3 展示了短期移动一致性的计算方法。

为评估移动一致性随时间的变化，我们计算每位参与者在每个日历月的平均短期移动一致性。对于每个月，平均短期指标定义为

$$\bar{c}^s_{\mathrm{wd}} = \sum_{t\in\hat{N}_{\mathrm{wd}}} c_t^s/|\hat{N}_{\mathrm{wd}}|\,,$$

ˆ其中 N_{wd} 是该月内除星期五以外的工作日集合。对于周末，平均值定义为

$$\bar{c}^s_{\mathrm{we}} = \sum_{t\in\hat{N}_{\mathrm{we}}} c_t^s/|\hat{N}_{\mathrm{we}}|\,,$$

ˆ其中 N_{we} 是该月内星期六的集合。因此，在这种情况下，每个 c_t^s都是通过比较星期六与其后一天（星期日）的日常节律计算得出的。

月度和长期移动一致性

短期移动一致性对日常节律的变化很敏感，这种变化发生在某一天，会使该人的日常节律与前一天不同。然而，如果日常节律每天只有细微变化，但在较长时间尺度上呈现某种趋势，那么

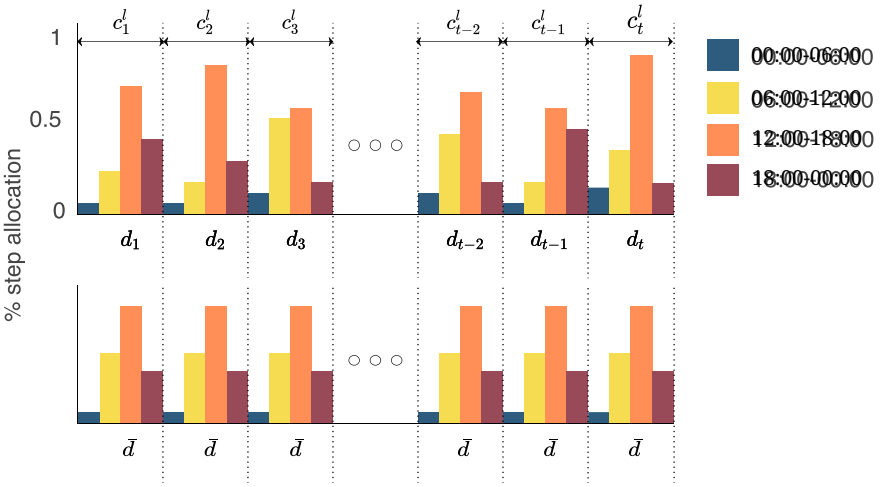

图 4：长期移动一致性计算。长期移动一致性记为 $c_t^l = 1/D(\mathbf{d}_t, \bar{\mathbf{d}}^l)$，并量化为$\mathbf{d}_t$ 与某个个体的平均分布$\bar{\mathbf{d}}^l$ 之间步数分布距离的倒数。

短期移动一致性并不适合捕捉这种趋势。在更长的时间尺度上，节律一致性会发生变化，以适应持续时间较长的情况，例如季节变化，或个人工作或家庭生活的变化。为捕捉这类变化，我们提出了两项指标：月度移动一致性 和长期移动一致性。这些指标衡量个人某一天的出行节律与其平均（基准）节律之间的差异。基准以$\mathbf{d}$表示，可根据个人在较长时间段内的平均日常出行节律计算得出。我们将月度基准表示为$\mathbf{d}^m$ ，将长期基准表示为 $\bar{\mathbf{d}}^l$，它涵盖个人参与研究的整个时期。我们将月度移动一致性定义为 c_t^m，即日常运动节律$\mathbf{d}_t$ 与月度基准$\mathbf{d}^m$之间距离的倒数，

$$c_t^m = 1/D(\mathbf{d}_t, \bar{\mathbf{d}}^m)\,.$$

同样，我们将长期移动一致性定义为

$$c_t^l = 1/D(\mathbf{d}_t, \bar{\mathbf{d}}^l)\,.$$

Fig. 4 展示了长期移动一致性的示意图 .

这两种计算都会得出每一天、每位参与者的一个移动一致性值。与短期移动一致性类似，我们分别计算工作日和周末这些值的均值，即定义

$$\bar{c}^m_{\mathrm{wd}} = \sum_{t \in N_{\mathrm{wd}}} c^m_t / |N_{\mathrm{wd}}|\,,$$
$$\bar{c}^m_{\mathrm{we}} = \sum_{t \in N_{\mathrm{we}}} c^m_t / |N_{\mathrm{we}}|\,,$$

其中， N_{wd} 是工作日集合， N_{we} 是一个月内周末日的集合。 $\bar{c}^l_{\mathrm{wd}}$ 和 $\bar{c}^l_{\mathrm{we}}$ 的计算方法与 $\bar{c}^m_{\mathrm{wd}}$ 和 $\bar{c}^m_{\mathrm{we}}$类似，分别在上述两个公式中用 c^l_t 替换 c^m_t。

2.4 模型：符号表示与选择

我们提出三个模型，用于评估出行一致性与社会人口统计因素之间的关系。我们将三种不同的一致性指标作为因变量（DV）：短期工作日（模型1a）、长期工作日（模型1b）和长期周末（模型 2）。我们不考虑短期周末指标，因为它只是星期六与星期日之间的差值，而进行此项比较需要长期数据。我们纳入以下自变量（IVs）：年龄、性别、出身地、同居状况（受试者是否与他人同住）、子女状况（受试者是否有子女）以及在大学中的角色（学术人员或服务人员）。此外，我们还考虑性别与子女状况之间的双向交互作用，以考察性别在育儿职责中的作用。

我们构建了另一个模型（模型3），以评估现场工作出勤（个人每月在现场工作的时间比例）与移动一致性之间的关系。该变量表示过去一个日历月内现场工作时间占工作时间的百分比，并通过每月调查报告。为分析移动一致性与现场工作出勤之间的关联，除上述自变量外，我们还纳入长期工作日一致性指标，该指标通过计算该月所有工作日一致性的均值获得。上述所有响应变量均按月度间隔测量。对于模型1a、1b和2，我们分别使用每个月短期和长期移动一致性的月平均值。

为控制重复测量，我们采用线性混合效应模型（LMM） [34]。对于模型1a、1b和2，我们将参与者设为随机效应，以考虑个体内差异。对于模型3，我们将日历月份（七月、八月、九月等）纳入随机效应，以考虑限制政策导致的现场工作比例变化。由于数据不足以纳入这两个层级的随机效应，我们未在模型3中考虑个体特异性随机效应。相反，我们通过大量固定效应协变量来捕捉个体层面的变异。

对于日历月为 $j \in \{7\ (July)$ 、8（$August$）.....、5（May）}的个体 i，我们将 Y_{ij} 记为关注变量，将 x_{ij} 记为协变量。随机效应的截距记为 u_j。模型的形式化描述如下：

模型1a、1b、2： $Y_{ij} = \beta_0 + \beta_1 x_{ij1} + \beta_2 x_{ij2} + .. + \beta_7 x_{ij7} + u_j + \epsilon_{ij}$,
模型3： $Y_{ij} = \beta_0 + \beta_1 x_{ij1} + \beta_2 x_{ij2} + .. + \beta_7 x_{ij7} + \beta_8 x_{ij8} + u_j + \epsilon_{ij}$,

其中，个体 i 在月份 j 的自变量为：

x_{ij1}:=年龄组， x_{ij2}:=性别， x_{ij3}:=出身地，x_{ij4}:=与他人同住， x_{ij5}:=有子女，x_{ij6}:=性别 $\times$ 与他人同住， x_{ij7}:=性别 $\times$ 有子女，x_{ij8}:=长期工作日活动一致性的月平均值。

我们报告系数估计值。系数估计值的p值和95%置信区间采用参数自助法计算。我们对所有模型进行方差膨胀因子（VIF）分析。任何预测变量的最大广义方差膨胀因子为2.2（性别 $\times$ 有子女），低于推荐阈值 [39]。

数据排除与预处理

我们排除在研究这一年期间可用步数数据点少于 20% 的参与者。最终共有 111 名参与者。对于未记录步数的日期，我们将其视为缺失数据，并从分析中排除。为处理参与者退出研究或未能经常佩戴设备所导致的缺失数据，对于每个月，如果参与者没有至少 5 个工作日或 2 个完整周末的步数数据，我们就将其排除。进行性别相关分析时，为保护非二元性别参与者的隐私，我们将其排除。由于人们在休假期间的日常节律往往变异性更大，可能因此扭曲移动一致性与现场工作出勤之间的关系，因此在分析现场工作出勤时，我们排除在某个月休假超过 7 天的参与者（模型3）。每月通过问卷询问每位参与者的休假天数。我们对所有模型中的数值变量进行标准化。

3 结果

疫情暴发后的日常活动变化

自COVID-19疫情爆发以来，为遏制病毒传播而实施强制封锁措施，现场工作转为远程工作的现象已有大量记录。此外，由于健身房等公共室内场所受到限制，人们有必要转而采用其他形式的锻炼，甚至受到鼓励。例如，在我们开展研究的大学，

员工通常会被建议在户外步行（独自）时参加远程会议。为确定这些情况如何改变日常活动，我们考察了远程工作与现场工作的情况，以及步行锻炼和非步行运动随时间的变化。为此，我们使用研究参与者在问卷中报告的数据（有关向参与者提出的问题的详细列表，请参见 表B3 ）。

在表 2中，我们展示了疫情前、早期和后期三个阶段现场工作和锻炼时间分配的报告估计值。疫情前阶段与疫情早期和后期相比，每周步行的平均小时数没有显著差异。与疫情前水平（平均值 = 2.58 小时，标准差 = 2.51 小时）相比，疫情早期（平均值 = 2.71，标准差 = 2.38 小时）和后期（平均值= 3.60 小时，标准差 = 2.75 小时）的每周活动小时数中，非步行锻炼所花费的小时数显著减少。在亚群体层面，这种减少

属性	疫情阶段		
	Pre	早期	Late
每周平均步行小时数			
All	5.33	4.83	5.97
Male	4.53	3.67	4.93
女性	5.68	5.43	6.61
非移民	5.37	5.17	6.07
移民	5.33	4.18	6.00
非步行运动的平均每周小时数			
All	3.62	2.58***	2.76**
Male	3.71	3.37	3.04
女性	3.54	2.21***	2.57**
非移民	3.42	2.15***	2.45**
移民	4.03	3.51	3.33
现场工作时间占比			
All	83.64	9.94***	32.56***
Male	83.42	13.57***	43.27***
女性	83.75	8.20***	27.44***
非移民	82.38	8.62***	27.87***
移民	86.54	12.97***	43.32***

表 2：疫情不同阶段的活动平均量与疫情前相比。图中展示了三个时期（疫情前、疫情早期和疫情后期）每周步行和非步行锻炼的平均量，以及在现场工作的时间占工作时间的百分比。疫情后期现场工作时间占工作时间的百分比仅基于至少回复过 5 次每月调查的参与者进行比较。疫情前阶段设为参考水平，将其他两个阶段各自的平均值与相应活动和亚群体在疫情前的平均值进行比较。所有比较均采用威尔科克森符号秩检验。星号表示结果的显著性。*$p < 0.05$，**$p < 0.01$，***$p < 0.001$。

非步行锻炼方面的减少在女性和非移民参与者中显著，但在男性和移民参与者中并不显著。这表明，在疫情和限制措施开始后，前两个群体在维持非步行锻炼方面不如后两个群体成功。每月现场活动所占时间的百分比从疫情前（平均值 $= 83.64\%$，标准差 $= 22.67\%$）到疫情早期（平均值 $=9.94\%$，标准差 $= 19.39\%$）显著下降，并在后期缓慢回升（平均值 $= 32.56\%$，标准差 $= 25.16\%$）。

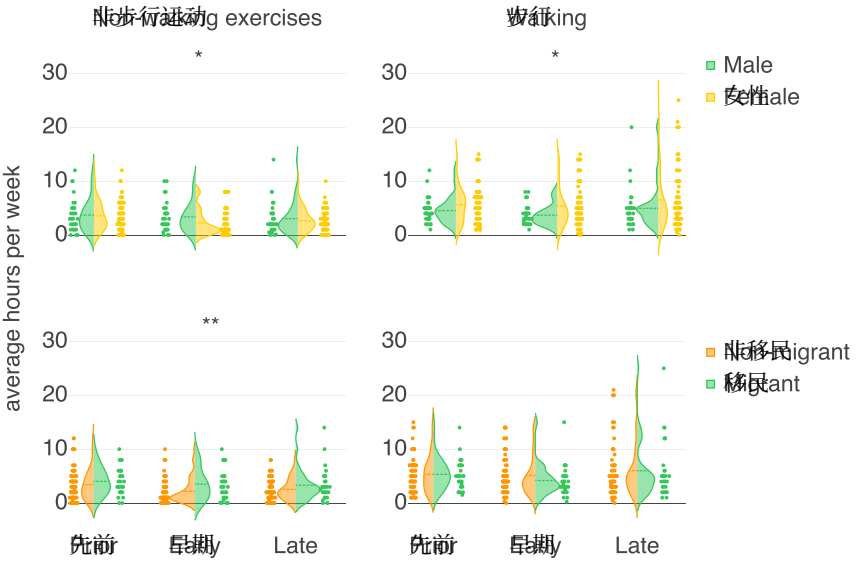

图5：疫情各阶段不同亚群体的活动时间分配。采用曼-惠特尼U检验进行比较。星号表示结果的显著性。*$p < 0.05$，**$p < 0.01$，***$p <0.001$。

非步行锻炼和步行锻炼的分布以及亚群体间的比较见图5。疫情前，男性和女性亚群体在步行时间上没有显著差异（$U = 790.0$，$p = 0.06$）。然而，在疫情早期，女性步行所花的时间显著更多（$U = 727.5$，$p = 0.02$）。相反，在非步行锻炼方面，与男性相比，女性在疫情早期花费的时间显著更少（$U = 709.5$，$p = 0.01$）。

与早期阶段相比，在疫情后期，步行（$U = 1333.0$，$p = 0.02$）和现场

工作出勤（$U = 168.0,\ p < 0.001$）呈上升趋势，因为人们逐渐恢复到疫情前水平。另一方面，非步行运动的趋势基本保持不变（$U = 1210.0,\ p = 0.14$），这表明，为了弥补其他形式的锻炼，步行可能更持续地融入人们的日常活动中。

不同亚群体的移动一致性存在差异。

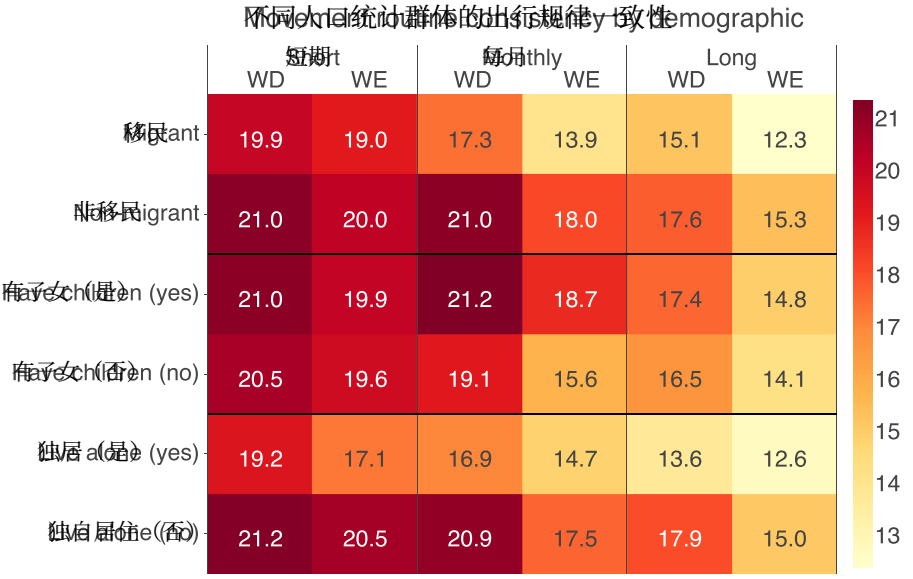

图 6：社会人口统计因素与移动一致性的变异性。数值越低，一致性越低。工作日记为 WD，周末记为 WE。月度一致性通过单日分布与月平均分布之间距离的倒数来衡量。对于所有群体，周末的变异性通常高于工作日。移民参与者的一致性水平往往最低。

由于育儿等社会责任或职业性质的不同，个人的日常出行节律可能存在不同程度的变异。图 6 展示了各亚群体在移动一致性方面的差异，其中长期日常运动节律的差异更为明显。我们通过在控制社会人口统计因素的同时比较所有参与者的日常出行节律，正式考察这些差异。我们在表A1中呈现模型1a和模型1b（短期和长期周末移动一致性）的结果。两个模型均表明，独居参与者的短期（$\beta = -0.33,\ p = 0.022$）和长期

（$\beta = -0.78,\ p < 0.001$）移动一致性往往较低。同样，移民参与者的长期移动一致性较低（$\beta = -0.61,\ p = 0.004$），但短期移动一致性的差异并不显著（$\beta = -0.19,\ p =$0。210）。年龄、大学职务、性别和子女状况均不是短期和长期移动一致性的显著预测因素。模型 2（长期周末一致性）的结果见附录 A。

	模型1a（短期）		模型1b（长期）	
	Est.	95% 置信区间	Est.	95% 置信区间
（截距）	0.22	-0.08 – 0.53	**0.48**	**0.06 – 0.91***
职业角色（服务人员）	-0.08	-0.36 – 0.21	-0.17	-0.56 – 0.22
性别（男性）	-0.16	-0.45 – 0.15	-0.11	-0.30 – 0.08
独居（是）	**-0.33**	**-0.61 – -0.05***	**-0.78**	**-1.15 – -0.40*****
有子女（是）	-0.10	-0.40 – 0.19	-0.29	-0.70 – 0.11
出身地（移民）	-0.19	-0.50 – 0.10	**-0.61**	**-1.01 – -0.20****
Age	0.01	-0.12 – 0.14	-0.02	-0.19 – 0.15
有子女（是）×性别（男性）	0.22	-0.26 – 0.70	0.31	-0.37 – 0.98
随机效应				
σ^2	0.74		0.34	
$\tau_{00_{participant}}$	0.25		0.61	
ICC	0.25		0.64	
$N_{participant}$	111		111	
观测值	885		912	
边际 R^2 / 条件 R^2	0.025 / 0.271		0.131 / 0.687	

表 3：社会人口统计变量对短期和长期工作日一致性的预测结果。星号表示结果的显著性。*$p < 0.05$，**$p < 0.01$，***$p < 0.001$。

移动一致性与现场工作呈正相关

我们发现，不同子群体重返现场工作的比例有所不同。现场工作出勤也可能与移动一致性相关，因为去上班的人往往有更规律的日程，因此日常移动节律也更加一致。因此，我们预期现场工作比例与移动一致性之间存在相关性。模型3证实，长期移动一致性与现场工作出勤呈正相关：移动一致性每增加一个单位，现场工作时间就增加7%±2%（95% 置信区间）。在人口统计因素中，男性和移民参与者平均在现场工作的时间分别比各自的对照群体多12%±6%和13%±5%（95% 置信区间）。与和他人同住的人相比，独自居住者在现场工作的时间往往更多，增加了13%±5%（95% 置信区间）。完整结果见附录 A。

出行与现场工作比例之间的关系也可能受到限制政策的影响。我们假设，对公共场所的限制会导致日常运动节律发生变化；由于社交机会有限，在限制更严格的时期，运动节律会更加一致。为检验这一假设，我们对模型3的随机截距进行解读，以分析各随机效应层级的变异性。模型3中的随机截距衡量每个月现场工作的倾向。将这一指标与严格程度指数进行比较（第2.1.2节），我们发现两者呈正相关：政策收紧时，参与者更愿意居家办公（$r = -0.897$, $p < 0.001$）（见图D2）。同样，我们重新检验了模型1a和1b，但将日历月份设为随机效应。模型1b的随机截距衡量每个月长期移动一致性的变异性。结果显示，这种变异性与严格程度指数呈负相关（$r = -0.836$，$p = 0.001$），这意味着限制措施越严格，日常移动节律越不一致。综合来看，结果表明参与者总体上遵守了限制措施，并且远程工作时的活动种类更加多样。

4 讨论

我们的研究提供了 COVID-19 疫情期间在职成年人的高分辨率长期数据集。我们重点研究四个方面：（1）比较疫情前、早期和后期不同日常活动的时间分配；（2）介绍从健身追踪器数据推断日常运动节律及其一致性的新方法；（3）考察不同亚群体日常运动节律的变异性；（4）评估日常运动节律与现场办公出勤之间的关联。我们提出了一种利用高分辨率步数数据推断日常运动节律在日与日之间及长期差异的方法。在控制年龄、性别和工作场所角色等因素后，观察到移民和独居者的长期移动一致性变异性更高。此外，长期移动一致性与现场办公可能性呈正相关。

从疫情前到疫情早期阶段，步行量保持不变；从早期阶段到后期阶段，步行量有所增加。这些变化可能由多种因素造成。在疫情早期，步行是一种常见的休闲活动 [40]，也是应对无聊的有效机制 [41]。疫情期间，由于人们感知到 COVID-19传播风险，出行行为发生了显著变化，大家更倾向于选择私人交通方式（步行、自行车、摩托车、汽车），而非公共交通方式（公共汽车、有轨电车、火车）[42]。此外，由于不再需要通勤上班，通勤距离缩短，而且大多数出行都是为了购物 [43]，这进一步促使人们选择步行作为交通方式。

对于所有参与者而言，疫情早期阶段非步行运动的时长显著减少，并且从早期阶段过渡到后期阶段时并未增加。按性别来看，女性的下降幅度显著，而男性则不显著。这一结果与先前研究相矛盾；那些研究表明，疫情早期阶段男性身体活动的减少幅度更大，这主要归因于不同性别在运动习惯和强度方面的差异 [44–46]。那些研究认为，男性往往更频繁地锻炼，因此身体活动量骤然减少时会更为明显。尽管如此，在后期阶段，不同性别之间非步行运动的差异已不再显著。

对个体而言，日常活动节律在短期内保持稳定，各亚群体之间差异很小。然而，在每月（介于短期与长期之间的指标）和长期测量中，移民和独居者的变异性更高。日常运动节律的变化可能表明，人们试图通过增加社会互动来缓解孤独感 [47]。模型3的结果显示，同一亚群体的现场工作比例较高，这表明他们可能将上班作为缓解社会隔离的一种方式。在2022年3月的调查中，研究向参与者询问了他们重返现场工作的原因。结果显示，53%的移民参与者将社会互动列为主要动机，而非移民参与者中只有35%如此。这一差异凸显了社会互动对孤独者的重要性；与其他人相比，他们可能更容易受到社会隔离感的影响。

男性的现场工作出勤率高于女性。尽管许多研究指出，在COVID-19疫情期间，女性承担的育儿责任更重 [11, 12, 48, 49], ，但我们并未发现性别相关的育儿责任对现场工作出勤率有显著影响。在我们的队列中，育儿责任可能由男女均等承担，从而减轻了性别偏倚。此外，芬兰在学校上课期间没有实施全面封锁，学校重新开放也可能有助于缩小性别差异，因为研究发现，学校开放与性别偏倚的出行减少有关 [11]。尽管如此，其他因素也可能导致这种性别差异。一种可能的解释是，男性更倾向于冒险 [50, 51], ，因此重返现场工作时可能不那么顾忌COVID-19带来的恐惧。在疫情期间，男性和女性在风险感知上的这种差异也一直存在。例如，一项研究发现，男性身份与较低的健康保护行为倾向相关[52]。同样，另一项研究指出，与男性相比，女性通常表现出更高的感知风险和恐惧 [53]。

我们的研究拓展了疫情期间运动节律方面的先前研究，采用高分辨率的客观方法来测量运动节律，改进了基于问卷的方法。我们提出了一种从健身追踪器中提取运动节律的简单方法，

补充了现有技术，例如绘制智能手机位置地图 [54]和地理定位推特数据 [55]。此外，我们的数据集能够在较长时间内捕捉运动节律，从而提高了所提方法的可靠性。

局限性

我们的研究并非没有局限。首先，为了测量步数，我们使用了 Polar Ignite 设备，这是一种消费级健身追踪器。步数的计算基于 Polar 的专有算法，而我们无法获取原始未处理数据。不过，由于我们的研究主要依赖全天相对步数，而非绝对数值，因此我们预计这不会造成较大偏差。今后，使用研究级监测设备开展的研究，或许能在研究身体活动模式时，更准确地确定步数的绝对值。第二个局限是地域限制。不同国家的身体活动水平会受到社交距离政策严格程度的显著影响。在限制措施更严格的国家，人们有时无法进入公共场所（公园、健身中心、超市等）。此外，许多国家的居民在某些时期每两到三天才获准外出进行“必要活动” [4, 10] 。因此，封锁措施可能会使日常运动节律更加规律（即使日常活动量因此减少），因为居民大部分时间都待在家中。第三，我们的队列主要由在芬兰高等院校工作的参与者组成。这一局限妨碍了我们详细比较不同地区人群的运动节律，也意味着研究结果无法推广至其他社会、工作场所或教育水平群体。今后，针对社会人口学背景广泛的参与者开展类似的混合方法数据收集研究，可以运用我们的方法量化日常活动节律及其随时间变化的一致性，并探究个人、工作场所相关或社会层面的不同生活情境变化对这些节律的影响。

致谢。 我们感谢 Aalto Science-IT 项目提供计算资源。感谢 Mikko Kivel¨a 对我们的稿件提出详尽且有益的意见。我们也感谢 Arsi Ik¨aheimonen 和 Yunhao Yuan 提供反馈。

参考文献

1 Chang S, Pierson E, Koh PW 等。流动性网络模型解释了 COVID-19 的不平等现象，并为重新开放提供参考。《自然》 2021;589(7840):82–87. 2 Suh J, Horvitz E, White RW 等。COVID-19疫情期间在线信息获取受到的不均衡影响。《自然通讯》2022;13(1):7094. 3 Bohman H, Ryan J, Stjernborg V 等。COVID-19疫情期间日常出行变化研究：瑞典马尔默居民的感受。《交通政策》 2021;106:109–119. 4 He M, Xian Y, Lv X 等。中国 COVID-19 暴发后半封锁时期体重、身体活动和生活方式的变化：一项在线调查。《灾害医学与公共卫生防备》2021;15(2):e23–e28. 5 Zandifar A, Badrfam R。新冠肺炎疫情期间伊朗的心理健康。《亚洲精神病学杂志》 2020;51. 6 Verma G, Bhardwaj A, Aledavood T 等。探讨在线分享新冠肺炎错误信息对心理健康的影响。《科学报告》2022;12(1):1–9. 7 Zhang S X, Wang Y, Rauch A 等。生活与工作遭遇前所未有的扰乱：中国 COVID-19 暴发一个月后在职成年人的健康、心理 distress 和生活满意度。《精神病学研究》2020年6月;288:112958. 8 Bao Y, Sun Y, Meng S 等。2019-nCoV疫情：加强心理健康照护，赋能社会。《柳叶刀》 2020;395(10224):e37–e38. 9 Wang C, Pan R, Wan X 等。中国普通人群在2019冠状病毒病（COVID-19）疫情初期的即时心理反应及相关因素。《国际环境研究与公共卫生杂志》 2020;17(5):1729. 0 Cellini N, Canale N, Mioni G 等。意大利新冠肺炎封锁期间睡眠模式、时间感和数字媒体使用的变化。《睡眠研究杂志》 2020;29(4):e13074. 1 Reisch T, Heiler G, Hurt J 等。COVID-19危机期间行为性别差异进一步加剧。《科学报告》 2021;11(1):1–12. 2 Savolainen I, Oksa R, Savela N 等。新冠肺炎焦虑——一项针对芬兰劳动者心理及情境风险的纵向调查研究。《国际环境研究与公共卫生杂志》

1

1

1

2021；18(2):794。

13 Yuan Y, Verma G, Keller B, 等. COVID-19疫情对LGBTQ在线社群的影响。*arXiv* 预印本 *arXiv:220509511* 2022 年；14 Moore SE, Wierenga KL, Prince DM, 等. COVID-19疫情对性与性别少数群体感知社会支持、心理健康和躯体症状的不成比例影响。《同性恋杂志》 2021;68(4):577–591. 15 Clark E, Fredricks K, Woc-Colburn L, 等. COVID-19疫情对美国移民社群的不成比例影响。《*PLoS*被忽视的热带病》 2020年;14(7):e0008484. 16 Skogberg N, Koponen P, Lilja E, 等. COVID-19对移民芬兰者健康与福祉的影响：MigCOVID调查 2020-2021 [D4 已发表的开发或研究报告¨或调查报告]。THL。可查阅：https://www.julkari.fi/handle/10024/ 142826。17 Magson NR, Freeman JY, Rapee RM, 等. COVID-19疫情期间青少年心理健康未来变化的风险与保护因素。《青年与青春期杂志》 2021;50:44–57. 18 Caselli F, Grigoli F, Sandri D, 等. COVID-19疫情期间的流动性：不同性别和年龄群体受到的不对称影响。《国际货币基金组织经济评论》 2022;70(1):105–138. 19 Petts RJ, Carlson DL, Pepin JR. 性别化的疫情：COVID-19期间的儿童照护、居家教育与父母就业。《性别、工作与组织》；28(S2):515–534. 20 Yavorsky JE, Qian Y, Sargent AC. 性别化的疫情：COVID-19对工作与家庭的影响。《社会学指南》；15(6):e12881. 21 Kumar K, Mehra A, Sahoo S, 等. COVID-19疫情与封锁对移民工人的心理影响：一项横断面调查。《亚洲精神病学杂志》；53:102252. https://arxiv.org/abs/32593970。22 Carney CE, Edinger JD, Meyer B, 等. 大学生的日常活动与睡眠质量。《国际时间生物学》 2006;23(3):623–637. 23 Margraf J, Lavallee K, Zhang X, 等. 社会节律与心理健康：跨文化比较。*PLOS ONE* 2016;11(3):e0150312。

24 Monk TK, Flaherty JF, Frank E, 等. 社会节律量表：量化生活日常节律的工具。《神经与精神疾病杂志》 1990年；25 Bond M, Feather N. 时间利用中结构与目的的一些相关因素。《人格与社会心理学杂志》 1988;55:321–329. 26 Statista. 2016至2022年全球可穿戴设备出货量（百万台）。可查阅：
h
t
t
p
s://
www.statista.com/statistics/610478/wearable-device-shipments-worldwide/。访问日期：2022-07-20。27 Aledavood T, L´opez E, Roberts SG, 等. 移动电话通信中的日常节律。 *PLOS ONE* 2015;10(9):e0138098.28 Aledavood T,L´opez E, Roberts SG, 等. 手机通信中特定渠道的日常模式。载于：ECCS 2014论文集：欧洲复杂系统会议。Springer；2016年。第209–218页。29 Aledavood T, Lehmann S, Saram¨aki J. 个体的数字日常周期。《物理学前沿》 2015;3.30Aledavood T, Lehmann S, Saram¨aki J. 基于手机数据识别昼夜节律类型的社交网络差异。 *EPJDataScience*2018;7(1):46.31 Aledavood T, Kivim¨aki I, Lehmann S, 等. 将非负矩阵分解应用于手机数据以量化日常节律。《科学报告》 2022;12(1):5544.32 Kulshrestha J, Oliveira M,Karaˆcalık O, 等. 网络使用规律性与可预测性限度：利用网络跟踪数据调查人口统计学与行为差异。载于：国际AAAI网络与社交媒体会议论文集。第15卷；2021年。第327–338页。33 Aarts H, Dijksterhuis A. 作为知识结构的习惯：目标导向行为中的自动性。《人格与社会心理学杂志》；78(1):53–63. 34 Bryk AS, Raudenbush SW. 分层线性模型：应用与数据分析方法。Sage Publications, Inc；35 Hale T, Angrist N, Goldszmidt R, 等. 全球疫情政策面板数据库（牛津新冠肺炎政府应对追踪器）。《自然·人类行为》 2021;5(4):529–538. 36 Polar. 我的Ignite手表的电池寿命和运行时间是多少？可查阅： https://support.polar.com/en/

我的 Ignite 电池续航时间和运行时间是多少。访问日期：2022-07-20。37 Polar。Polar Accesslink API v3。可从以下网址获取：https://www.polar.com/accesslink-api/#polar-accesslink-api。访问日期：2023-01-03。38 Rubner Y、Tomasi C、Guibas LJ。《推土机距离》：用于图像检索的度量。《国际计算机视觉杂志》2000;40(2):99–121。39 O'Brien RM。关于方差膨胀因子经验法则的注意事项。《质量与数量》；41(5):673–690。40 Gupta A、Puyat JH、Ranote H 等。COVID-19疫情期间支持心理健康活动的横断面调查。《情感障碍报告》2021;5:100167。41 Lohiniva AL、Dub T、Hagberg L 等。了解芬兰与COVID-19相关的污名、隔离和隔离经历。*PLOS ONE*2021;16(4):e0247962。42 Barbieri DM、Lou B、Passavanti M 等。COVID-19疫情对十个国家流动性的影响，以及与所有交通方式相关的感知风险。*PLOS ONE*2021;16(2):e0245886。43 Abdullah M、Dias C、Muley D 等。探索COVID-19对出行行为和交通方式偏好的影响。《交通研究跨学科视角》2020;8:100255。44 Castaˆneda-Babarro A、Arbillaga-Etxarri A、Gutiérrez-Santamaría B 等。COVID-19封控期间的身体活动变化。《国际环境研究与公共卫生杂志》2020;17(18):6878。45 Giustino V、Parroco AM、Gennaro A 等。COVID-19隔离期间西西里活跃人群的身体活动水平及相关能量消耗：一项横断面在线调查研究。《可持续发展》2020;12(11):4356。46 Maugeri G、Castrogiovanni P、Battaglia G 等。COVID-19疫情期间身体活动对意大利人心理健康的影响。《*Heliyon*》2020;6(6):e04315。47 Rokach A、Brock H。应对孤独感。《心理学杂志》1998;132(1):107–127。48 Ramos G。女性是抗击COVID-19危机的核心力量。经济合作与发展组织；2020。

49 Viglione G 等。疫情期间女性发表的论文是否减少？数据揭示了什么。《自然》2020;581(7809):365–366。50 Gustafsod PE。风险感知中的性别差异：理论与方法论视角。《风险分析》1998;18(6):805–811。51 Byrnes JP、Miller DC、Schafer WD。冒险行为中的性别差异：一项荟萃分析。《心理学通报》1999;125(3):367。52 Faasse K、Newby J。澳大利亚公众对COVID-19的看法：感知风险、知识、健康保护行为和疫苗接种意向。《心理学前沿》2020;11:551004。¨53 Yıldırım M、Ge¸cer E、Akg¨ul O。脆弱性、感知风险和恐惧对COVID-19预防行为的影响。《心理学、健康与医学》2021;26(1):35–43。54 Gao S、Rao J、Kang Y 等。绘制美国各县对COVID-19作出响应时的流动模式变化。《*SIGSpatial Special*》2020;12(1):16–26。55 Hawelka B、Sitko I、Beinat E 等。以地理定位推特数据作为全球流动模式的代理指标。《制图学与地理信息科学》2014;41(3):260–271。

附录 A 混合模型：控制人口统计学异质性

模型 2：周末移动一致性

	Est.	95% 置信区间
（截距）	0.22	-0.08 – 0.53
职业角色（服务人员）	-0.08	-0.36 – 0.21
性别（男性）	-0.16	-0.45 – 0.15
独居（是）	**-0.33**	**-0.61 – -0.05***
有子女（是）	-0.10	-0.40 – 0.19
出身地（移民）	-0.19	-0.50 – 0.10
Age	0.01	-0.12 – 0.14
有子女（是）× 性别（男性）	0.22	-0.26 – 0.70

表A1：预测短期和长期工作日一致性的社会人口统计变量结果。星号表示结果的显著性。*$p < 0.05$，**$p < 0.01$，***$p < 0.001$。

模型3：现场工作出勤

	Est.	95% 置信区间
（截距）	**0.30**	**0.22 – 0.37****
长期工作日一致性	**0.07**	**0.04 – 0.09****
职业角色（服务人员）	**-0.12**	**-0.17 – -0.07****
性别（男性）	**0.12**	**0.06 – 0.17****
独居（是）	**0.08**	**0.03 - 0.13****
有子女（是）	-0.10	-0.06 – 0.04
出身地（移民）	**0.13**	**0.08 – 0.18****
Age	**0.02**	**0.00– 0.04***
有子女（是）× 性别（男性）	-0.01	-0.10 – 0.07
随机效应		
σ^2	0.08	
$\tau_{00_{month}}$	0.01	
ICC	0.08	
N_{month}	11	
观测值	912	
边际 R^2 / 条件 R^2	0.151 / 0.223	

表 A2：社会人口统计变量和长期工作日一致性对现场出勤率的预测结果。星号表示结果的显著性。*$p < 0.05$，**$p < 0.01$，***$p < 0.001$。

附录 B 日常活动相关问题

日常活动	问题
工作场所	疫情期间，您的工作时间中有百分之多少是在现场度过的? **(b)**
	疫情之前；您的工作时间中有多少比例是在现场度过的? （**b**）
	如果您在月份 （部分时间）有工作，您的工作时间中有多少比例是在现场度过的? （如果您在月份完全没有工作，请勿作答） （**m**）
步行	疫情之前；平均每周工作多少小时你步行了吗? **(b)**
	疫情期间；平均每周步行多少小时? **(b)**
	在疫情后期阶段；平均每周步行多少小时? **(e)**
非步行锻炼	疫情前；平均每周多少小时你会进行非步行锻炼（例如，骑自行车；举重；等等）？ （**b**）
	疫情期间；平均每周多少小时你进行了非步行锻炼（例如，骑自行车、举重等）？ **(b)**
	在疫情后期，平均每周有多少小时您参与非步行锻炼? （例如，骑自行车、举重等）？ **(e)**

表B3：关于日常生活习惯的问题。标记为(b)、(e)、(m) 的问题分别在基线调查、退出调查和每月调查中提出。

附录 C　　计算步数分布的不同分段策略

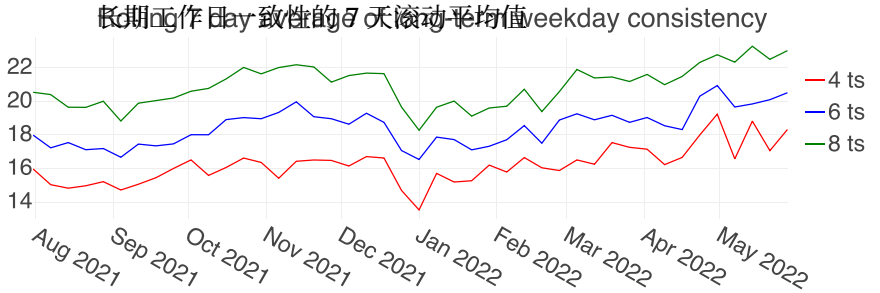

Fig. C1：采用不同分段策略的长期工作日一致性　　s.

图 C1展示了采用不同时间分段策略时的长期工作日一致性。趋势以 7 天滚动平均值表示。可以观察到，时间段（ts）越短，变化幅度越小。不过，无论时间段数量如何，总体时间趋势始终保持不变。

附录 D 长期出行节律一致性、现场办公出勤与严格程度指数之间的关系

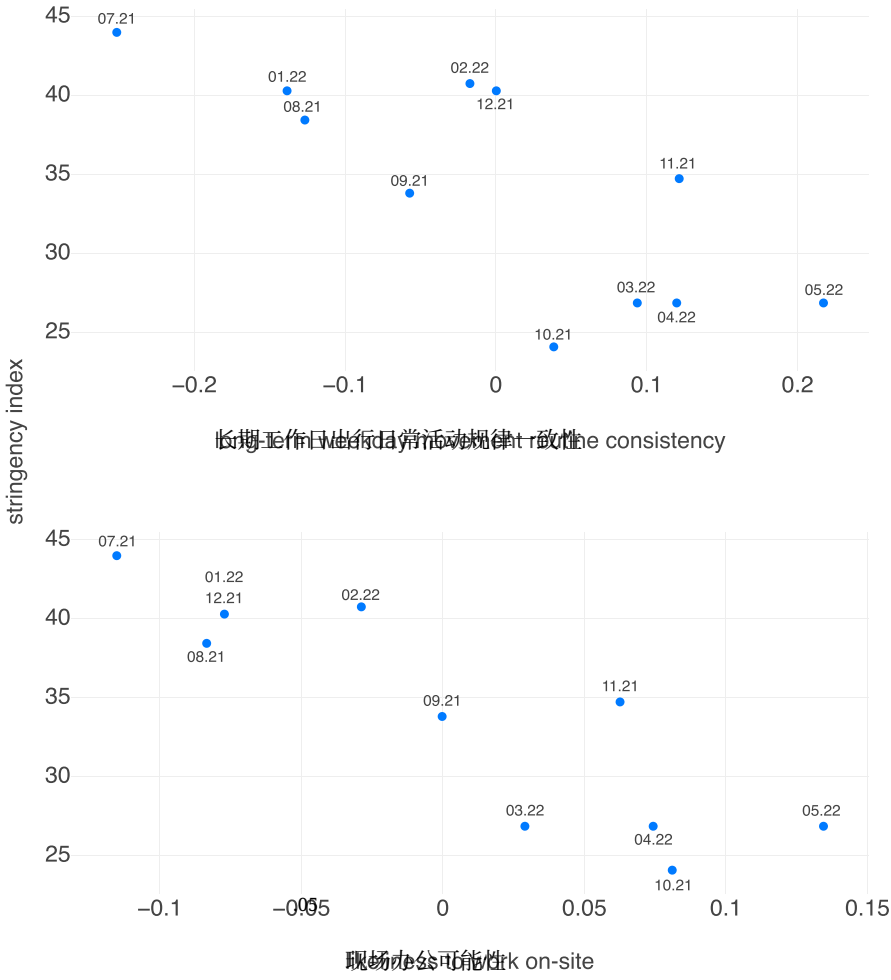

图 D2：严格程度指数与移动一致性及现场办公可能性之间的关系。模型1b的随机截距表示长期工作日出行一致性的变异性，而模型3的随机截距表示现场办公可能性。