

《心理学报》审稿意见与作者回应

题目：入学初期大学新生社交媒体使用与人际适应的动态关系：有调节的密集追踪中介模型
作者：熊思成，罗艳红，熊戈，陈芸，张斌

第一轮

审稿人 1 意见：

本文研究了大学新生入学初期社交媒体使用与人际适应的动态关系，并探讨了自我概念清晰性的中介作用和嫉妒的调节作用。研究采用了密集追踪设计和残差动态结构方程模型 (RDSEM)，研究设计合理，数据分析方法先进，研究结论具有理论和实践意义。但是请作者考虑如下问题，以进一步提升论文质量。

回应：

衷心感谢审稿专家对本文的认可及提出的宝贵修改意见。我们已根据您的每一条建议，对文章进行了认真修改和完善。修改部分已在文中以蓝色字体标出，具体回复如下。

意见 1：

在引言部分，本文以人际适应为核心构念，但在理论综述部分引证了孤独感、社交焦虑等不同的概念。作者需进一步明确这些概念与人际适应之间的理论关联。

回应：

非常感谢您指出这一重要问题。对于本文在文献综述中引证了孤独感、社交焦虑等文献，主要是因为当前将社交媒体使用与人际适应直接关联的实证研究相对有限，而聚焦于大学新生的研究则更为稀缺。这一现状在赋予本研究创新性的同时，也使我们难以引证大量与人际适应直接相关的文献。因此，在直接文献不足的情况下，我们遵循了人际适应研究领域普遍的综述策略，即借鉴以往研究中常被用作衡量人际适应水平的关键指标，以间接支撑本研究的假设与观点。譬如，Burgoon 等人 (1995) 指出积极互动与亲密关系是人际适应良好的关键指标。Collins (1997) 进一步将孤独感、社交焦虑及人际回避视为人际适应不良的典型表现。我国学者在青少年群体研究中，也常采用亲密关系、归属感等亲社会指标，以及孤独感、社交焦虑等人际疏离指标来综合表征个体的人际适应状况 (李思奕，金灿灿，2020; 王博晨等，2020; 余益兵，2009)。综上，本文对孤独感、社交焦虑等概念的引用并非偏离主题，而是为了在直接文献不足的情况下，通过已被广泛接受的关联指标，对人际适应的概念进行适

当延伸。

同时，您的意见也提醒我们，在正文中应当明确地阐述这些概念与人际适应之间的内在关联。因此，我们已在前言部分做出修订，进一步明确了孤独感、社交焦虑等概念与人际适应之间的理论联系，从而更清晰地界定人际适应这一核心构念。具体修改内容请见“1.1 社交媒体使用与人际适应的关系”部分，第23页第2段。

参考文献：

- Burgoon, J. K., Stern, L. A., & Dillman, L. (1995). *Interpersonal adaptation: Dyadic interaction patterns*. Cambridge University Press.
- Collins, W. A. (1997). Relationships and development during adolescence: Interpersonal adaptation to individual change. *Personal Relationships*, 4(1), 1–14.
- 李思奕, 金灿灿. (2020). 中学生父母监控与网络欺凌: 自我控制与人际适应的链式中介作用. *中国临床心理学杂志*, 28(6), 1221–1225.
- 王博晨, 金灿灿, 赵宝宝. (2020). 青少年家庭功能、人际适应和网络欺凌的关系: 一个有调节的中介作用. *心理发展与教育*, 36(4), 469–476.
- 余益兵. (2009). 中学生社会适应状况的评估及其家庭危险性因素与保护性因素 (博士学位论文). 北京师范大学.

意见 2：

作者提出社交媒体使用与人际适应的关系存在三种可能性。然而，在引入嫉妒作为调节变量时，其论述却基于特定的方向性假设，这与前言中提出的“多种互斥可能性”框架存在逻辑上的不一致。

回应：

感谢您提出的宝贵意见，请允许我们对前言中调节变量的阐述逻辑作出解释。本研究在提出嫉妒的跨层次调节作用时，采用了一种相对明确的方向性假设，这主要是为了确保叙述逻辑的清晰性和可理解性。通常而言，调节效应的提出，需要建立在主效应方向具有一定理论预期的基础上（即明确谁是自变量或因变量）。假若主效应的假设方向本身是模糊或未知，这不仅会让读者困惑调节变量究竟与谁交互，亦会使文章在撰写上难以把握。实际上，相关领域的交叉滞后研究在提出多种方向假设后，也往往会基于某一特定的理论方向来论述纵向调节作用的预期路径（Liu et al., 2025; 谢庆斌 等, 2025; 王玉龙, 苏慧娟, 2022）。因此，我们在写作时遵循了这一惯例，即先假定主效应的预期方向，再分析调节变量如何改变该关系的强度。这种写作思路并不意味着要排除了其他可能性，而是为了使理论框架更清晰及研究假设更具可检验性。

需要补充说明的是，您的宝贵意见也促使我们进一步反思论文的论述逻辑。结合专家 2

的第2条意见，我们对前言的调节作用部分进行了重组与深化，以更聚焦、更清晰地阐明嫉妒作为调节变量的理论依据。希望这样的处理与上述说明能得到您的认可。具体修改内容请见“1.3 嫉妒的调节作用”部分，第26页第4段、27页第2段。

参考文献：

- Liu, X., Zhang, Y., Zhang, X., & Wu, S. (2025). The bidirectional relationship between sleep quality and aggressive behavior: Within-person mediated effect of self-control. *Journal of Youth and Adolescence*, advance online publication.
- 谢庆斌, 林思婷, 陈泽锴, 徐垚, 李燕. (2025). 4~5岁幼儿行为自我调节能力与社会适应的相互影响: 社交淡漠的抑制作用. *心理发展与教育*, 41(6), 770-776.
- 王玉龙, 苏慧娟. (2022). 青少年抑郁与自伤关系的追踪研究: 亲子沟通的调节作用. *心理科学*, 45(5), 1243-1250.

意见3：

嫉妒除了被视为相对稳定的人格特质外，也常作为一种易受情境激发的情绪状态。请作者说明为何在本研究中选择将嫉妒界定为特质变量。

回应：

感谢您的洞见！确实如您所言，嫉妒可能具备状态和特质两种属性。在本研究中，我们选择将嫉妒界定为特质变量，主要基于以下几个考虑。

首先，本研究在选取调节与中介变量时，将变量属性（特质或状态）作为考量依据之一。理论上，调节变量的作用在于为自变量与因变量之间的关系提供一个相对稳定的边界条件或情境框架，故理想的调节变量更适宜由不易随短期情境波动的稳定特质来承担；相比之下，中介变量旨在解释变量之间的内在作用机制，其本质是一个动态的传导过程，更适合由可随情境变化的心理或行为状态来充当（MacKinnon, 2011; McCrae, 1993; 江艇, 2022）。因此，本研究在选取调节变量时，便有意地聚焦于嫉妒的特质层面，使其在属性上与密集变化的中介变量形成鲜明的区分，从而避免两者在角色定位上出现混淆及相互替代的可能性。

其次，从统计建模的角度来看，若将调节变量设定为随时间波动的状态变量并置于层1，会显著增加RDSEM的不稳定性并加重统计负担。具体而言，与层2（特质变量）调节仅需估计 $X_j Z_j$ 的个体间交互不同，层1（状态变量）的同层调节项必须构造 $X_{(t-2)j} Z_{(t-2)j}$ 和 $M_{(t-1)j} Z_{(t-2)j}$ ，以体现 Z 在时间上先于并调节 $X_{(t-2)j} \rightarrow M_{(t-1)j}$ 、 $X_{(t-2)j} \rightarrow Y_{tj}$ 和 $M_{(t-1)j} \rightarrow Y_{tj}$ 的动态关系。这意味着层1调节项不仅随时间波动，而且其构成受到滞后结构的约束，必须在完整的时间序列框架中同时估计自回归、交叉滞后与交互效应。这样的设定会急剧增加模型参数数量，使得估计过程极易出现不收敛（方杰等, 2025）。此外，由于密集追踪数据在个体内层面通常包含

更高的随机波动与测量误差，当交互项由两个随时间变化的变量相乘构成时（即自变量与调节变量皆处于状态水平），误差会被进一步增加，从而导致调节效应的标准误偏大、估计不稳定，并降低模型对真实调节效应的检出能力（McNeish et al., 2021; Zyphur et al., 2019）。

综上，我们完全同意嫉妒在具体情境中也可表现为一种短暂的情绪状态（即状态嫉妒）。然而，为了在理论层面清晰区分调节与中介变量的角色定位，并确保统计模型在估计过程中的稳健性与收敛性，本研究最终选择在特质层面界定与测量嫉妒。再次感谢您提出的深刻见解，这促使我们对核心变量的概念界定作出了更严谨的澄清与说明。

参考文献：

- MacKinnon, D. P. (2011). Integrating mediators and moderators in research design. *Research on Social Work Practice, 21*(6), 675–681.
- McCrae, R. R. (1993). Moderated analyses of longitudinal personality stability. *Journal of Personality and Social Psychology, 65*(3), 577–585.
- McNeish, D., Mackinnon, D. P., Marsch, L. A., & Poldrack, R. A. (2021). Measurement in intensive longitudinal data. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 28*(5), 807–822.
- Zyphur, M. J., Zhang, Z., Preacher, K. J., & Bird, L. J. (2019). Moderated mediation in multilevel structural equation models: Decomposing effects of race on math achievement within versus between high schools in the United States. In S. E. Humphrey & J. M. LeBreton (Eds.), *The Handbook of Multilevel Theory, Measurement, and Analysis* (pp. 473–494). American Psychological Association.
- 江艇. (2022). 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应. *中国工业经济*, (5), 100–120.
- 方杰, 温忠麟, 王惠惠, 顾红磊. (2025). 密集追踪数据的有调节的中介效应分析. *心理学报*, 57 (5), 915–934.

意见 4：

该研究仅取了一所学校的被试，这会降低本研究的外部效度。

回应：

非常感谢您的指正。我们完全理解并认同，基于单一院校的样本可能会对研究结论的外部效度带来一定影响。但需要说明的是，本研究的取样策略是在考虑研究目标与方法设计后所做的权衡。在密集追踪研究中，需对同一批被试进行连续、高频的测量，被试的可控性和低流失率是保障数据完整性与分析效度的关键前提。选择从单一院校内进行随机抽样，便于研究者建立稳定的联络与管理机制，从而最大限度地减少因跨校协调带来的被试流失、测量时间不同步、研究执行标准不一致等系列问题。这也是当前采用密集追踪范式的研究中，较为常见的一种取样方法（Deng et al., 2024; Li et al., 2023; Vendemia et al., 2025; 向燕辉 等, 2022; 叶颖 等, 2023）。

为了尽可能地提高样本代表性，我们也采取了必要措施：(1) 以班级为单位，在全校范围内随机招募被试；(2) 覆盖医、文、理、商等多个学科门类，以确保样本在校内能较好地

代表不同专业背景和班级环境的新生群体。当然，我们并不回避本研究的抽样策略在推论上的局限，我们在研究不足中也新增报告了这一点，请您见谅。具体修改内容请见“4.4 贡献与不足”部分，第37页第3段。

参考文献：

- Deng, X., Li, X., & Xiang, Y. (2024). Smartphone addiction and internalized and externalized aggression among adolescents: Evidence from longitudinal study and weekly diary study. *Computers in Human Behavior*, 150, 107988.
- Li, C., Zhu, N., Zhang, L., Li, W., & Kong, F. (2023). The relation between childhood maltreatment and hedonic and eudaimonic well-being in emerging adults: A daily diary study. *Child Abuse & Neglect*, 138, 106057.
- Vendemia, M. A., Goodboy, A. K., Chiasson, R. M., & Dillow, M. R. (2025). Person-specific effects of women's social media use on body image concerns: An intensive longitudinal study of daily life. *Human Communication Research*, 51(3), 164–178.
- 向燕辉, 何佳丽, 李清银. (2022). 嫉妒与幸福感因果机制：基于追踪和日记法研究. *心理学报*, 54 (1), 40–53.
- 叶颖, 张琳婷, 赵晶晶, 孔风. (2023). 感恩与社会幸福感的双向关系：来自长期追踪法和日记法的证据. *心理学报*, 55 (7), 1087–1098.

意见 5

作者在研究中，每个量表仅选取 2 道题目施测，是否会影响研究效度？此外，自我概念清晰性和人际适应的个体内信度均小于 0.7，这可能影响状态性波动的测量精度。

回应：

感谢您指出这两个关键问题。与完整量表相比，简化量表确实可能在一定程度上减少测量覆盖面，但在密集追踪研究中，研究者通常需要在测量精度与被试负担之间做出取舍。已有方法学文献指出，密集追踪需要被试在短期内重复完成高频次的测量，若量表较长，极易引发疲劳效应与反应偏差，从而严重降低数据质量 (罗晓慧, 刘红云, 2024)。因此，有学者推荐在日水平测量中采用高负荷条目抽取法，即从成熟量表中筛选因子负荷最高的 1~2 道题目用于密集评估，以在最小损失测量精度的情况下有效降低作答负担 (罗晓慧, 刘红云, 2024)。近年来多项密集追踪研究亦广泛采用此方法，并验证了其可行性 (Deng et al., 2024; 向燕辉 等, 2022; 叶颖 等, 2023)。基于上述考虑，本研究在保留构念核心内涵的前提下对量表进行了适度简化，以保持数据质量并提高密集追踪的可行性。同时，根据您的指正，我们在方法部分已补充说明了量表简化的具体依据，以确保研究的透明性与严谨性。具体修改内容请见“2.3 研究工具”部分，第28页第3段。

其次，关于自我概念清晰性和人际适应的个体内信度低于 0.7 的问题，需要说明的是，在密集追踪研究和多层结构方程模型框架下，个体内信度的评价标准与传统测量有所不同。

在高频时间序列测量中，个体内信度受到真实状态波动、时点之间的自然变异以及测量情境即时性的共同影响，因此通常低于基于一次性测评所得的信度系数 (Nezlek, 2017; 罗晓慧, 刘红云, 2024)。换言之，个体内信度反映的是“状态成分是否能在连续测量中被区分出来”，而非传统意义上的“条目一致性”。因此，在密集追踪研究中，个体内信度系数处于 0.60 至 0.80 之间通常被视为可接受水平 (Schneider & Junghaenel, 2023)。我们查阅了近年来发表的密集追踪研究，个体内信度处于此区间的情况亦属常见 (Eltanably et al., 2023; Schönbrodt et al., 2022; Wang et al., 2025)。希望这样的解释能够回应您的关切。

参考文献：

- Deng, X., Li, X., & Xiang, Y. (2024). Smartphone addiction and internalized and externalized aggression among adolescents: Evidence from longitudinal study and weekly diary study. *Computers in Human Behavior*, 150, 107988.
- Eltanably, H., Leijten, P., Van Roekel, E., Mouton, B., Pluess, M., & Overbeek, G. (2023). Strengthening parental self-efficacy and resilience: A within-subject experimental study with refugee parents of adolescents. *Child Development*, 94(1), 187–201.
- Nezlek, J. B. (2017). A practical guide to understanding reliability in studies of within-person variability. *Journal of Research in Personality*, 69, 149-155.
- Schneider, S., & Junghaenel, D. U. (2023). Estimating reliabilities and correcting for sampling error in indices of within-person dynamics derived from intensive longitudinal data. *Behavior Research Methods*, 55(7), 3872–3891.
- Schönbrodt, F. D., Zygar-Hoffmann, C., Nestler, S., Pusch, S., & Hagemeyer, B. (2022). Measuring motivational relationship processes in experience sampling: A reliability model for moments, days, and persons nested in couples. *Behavior Research Methods*, 54(4), 1869–1888.
- Wang, W., Xie, M., Liu, Z., Chen, H., Wu, X., & Lin, D. (2025). Linking Daily Victimization to Daily Affect Among Adolescents: The Mediating Role of Sleep Quality and Disturbance. *Journal of Youth and Adolescence*, 54(2), 354–367.
- 罗晓慧, 刘红云.(2024). 密集追踪研究中测验信度的估计：多层结构和动态特性的视角. *心理科学进展*, 32(4), 700–714.
- 向燕辉, 何佳丽, 李清银. (2022). 嫉妒与幸福感因果机制：基于追踪和日记法研究. *心理学报*, 54 (1), 40–53.
- 叶颖, 张琳婷, 赵晶晶, 孔风. (2023). 感恩与社会幸福感的双向关系：来自长期追踪法和日记法的证据. *心理学报*, 55 (7), 1087–1098.

意见 6：

在进行多层建模前，作者是否进行了组均值中心化处理？这一步骤是区分个体内效应与个体间效应的关键。

回应：

感谢专家的宝贵意见，您指出的这一方法学问题非常重要。多层模型在估计个体内效应与个体间效应时确实依赖中心化处理，而中心化方式的不同亦会直接影响结果的准确性。在

本研究采用的 RDSEM 中，模型并非借助显均值中心化 (Observed person-mean centering)，而是通过潜均值中心化 (Latent group-mean centering) 自动完成个体内与个体间成分的分离。具体而言，在 Mplus 8.7 中，当模型设定了 “%WITHIN%” 和 “%BETWEEN%” 两个层级时，凡未通过 “WITHIN=” 或 “BETWEEN=” 明确指定的变量，都会自动执行潜在均值中心化处理 (McNeish & Hamaker, 2020)。相应代码已在正文提供。

值得说明的是，相较于显均值中心化，潜均值中心化具有更突出的优势。它能减少显均值中心化估计误差导致的偏差，更加稳健地分离个体内与个体间方差成分。尤其是当重复测量 10 次及以上时，潜均值中心化能有效克服 Nickell 偏差，即显均值中心化使自回归效应的估计产生负偏差的现象，从而确保了个体内效应与个体间效应的有效区分 (方杰 等, 2025)。因此，在对密集追踪数据的分析中，潜均值中心化通常被视为优于显均值中心化的做法 (McNeish & Hamaker, 2020)。这也是 RDSEM 相比于传统多层线性模型的优势之一。再次感谢您促使我们完善这一重要说明。相关内容已补充至“1.1 社交媒体使用与人际适应的关系”部分，第 25 页第 1 段。

参考文献：

- McNeish, D., & Hamaker, E. L. (2020). A primer on two-level dynamic structural equation models for intensive longitudinal data in Mplus. *Psychological Methods*, 25(5), 610–635.
- 方杰, 温忠麟, 董育铭, 王晓洁. (2025). 密集追踪数据的中介效应分析. *心理科学进展*, 33 (4), 717–728.

意见 7：

结果部分，建议作者增加关于嫉妒的调节作用图。

回应：

非常感谢您的建设性意见。依据您的建议，我们查阅了密集追踪与多层结构模型研究中常见的调节效应可视化方式，主要包括条件中介效应和简单斜率分析两类。考虑到本研究使用 RDSEM 框架并统一采用标准化系数进行报告，而 Mplus 软件生成的条件中介效应仅能输出非标准化解，若采用该图将与全文的标准化报告体系不一致，易造成读者理解偏差。因此，我们在修订稿中最终选择补充简单斜率分析图，该图能够基于标准化路径系数，清晰呈现不同嫉妒水平下主效应的变化趋势，从而直观且准确地展示嫉妒的跨层次调节作用。具体补充内容请见“3.3 有调节的密集追踪中介效应分析”部分，第 33 页。

意见 8：

正文中的统计符号 β 采用的是非斜体，而图中为斜体形式，两者不一致。

回应:

此处为笔误,非常抱歉,我们在修改稿中对相应内容进行了修改,并对全文内容进行挑剔性阅读,以确保同样的问题不再出现,再次感谢您指出的错误。

意见 9:

讨论部分,作者声称厘清了弱关系理论、自我概念碎片化假说等在微观情境中的适用范围,但目前关于这些理论的讨论仍偏描述性,可进一步说明上述理论为何在密集时间尺度下成立?

回应:

感谢专家提出的这一深刻见解,您所提出的问题促使我们对相关理论在“微观情境”下的适用性进行了进一步反思。在此,请允许我们先对本文所指的“微观情境”作出说明。本研究中的“微观”具有双重含义,它并非仅是时间尺度上的密集,更特指一个具有关键发展意义的情境窗口。根据发展心理学中“发展并非简单的增长”的经典观点,从宏观、长期视角看,心理与行为变量可能呈现总体上升或下降的趋势,但在某些特定时期可能会出现短暂的停滞、波动甚至反向变化。受此启发,本研究摒弃以往以学期或年度为时间单位的长程追踪方法,而是采用密集追踪设计,旨在揭示在宏观发展轨迹下可能被掩盖的即时变化过程。同时,本研究亦不同于以往密集追踪研究中,从个体宏观发展历程中任意截取某一时间片段进行分析的做法,而是有意识地聚焦于一个具有明确发展意义的重要时期——大学新生入学初期,从而更准确地揭示个体在关键发展节点上的独特微观变化模式。因此,本研究在讨论弱关系理论、自我概念碎片化假说等的适用性时,并非意在说明上述理论在一般性的密集时间尺度下具有普遍效力,而是试图阐释相关理论为何在入学适应期这一具体、关键的时间窗口中得以成立。

然而,专家的意见也使我们意识到,原稿在阐释“微观情境(新生入学初期)”与相关理论适用性之间的内在联系尚不够充分。结合专家 3 的意见 7,我们已在修订稿中对此进行了进一步的补充与强化,旨在更为清晰地说明弱关系理论、自我概念碎片化假说等理论在新生入学初期这一特定发展情境中得以成立的原因与条件。具体修改内容请见讨论部分,第 34 页第 1 段、第 34 页第 2 段、第 35 页第 3 段。

.....

审稿人 2 意见：

本研究聚焦于入学初期大学新生社交媒体使用与人际适应的动态关系，并基于密集追踪调查数据构建残差动态结构方程模型，以探讨自我概念清晰性的中介作用与嫉妒的跨层次调节作用。选题具有较强的理论与现实意义，研究结果有助于深化对大学适应阶段社交媒体影响机制的理解，并为引导新生在数字环境中顺利融入大学生活提供实践参考。为进一步提升论文质量，现提出以下几点建议供作者参考：

回应：

衷心感谢审稿专家对本文的认可及提出的宝贵修改意见。我们已逐条认真研究，并在文中作了相应修改与完善。修改部分已在正文中以蓝色字体标出，具体调整说明如下。

意见 1：

作者在数据分析中采用了残差动态结构方程模型，该方法相较于传统的动态结构方程模型更为前沿。建议作者简要说明本研究选择残差动态结构方程模型而非传统模型的具体理由。

回应：

非常感谢专家对本研究方法创新的认可与关注。正如您所指出的，残差动态结构方程模型 (RDSEM) 代表了密集纵向数据分析的前沿方向。相较于传统多层线性模型 (MLM)，RDSEM 的核心优势在于以潜变量方式处理“组均值”与“组内偏差”，避免了 MLM 中依赖样本平均值的显式中心化所带来的抽样误差和参数偏倚，使个体内效应与个体间效应得以在测量层面被更准确地分离 (McNeish & MacKinnon, 2025)。同时，相较于传统的动态结构方程模型 (DSEM)，RDSEM 通过系统的去时间趋势处理，将原始变量分解为随时间系统变化的趋势部分与围绕趋势波动的残差部分，从而在动态路径建模中避免趋势性非平稳带来的伪相关，使自回归与滞后效应更能反映真实的瞬时动态机制 (方杰 等, 2025)。我们已在正文中对上述内容进行了简要说明，感谢您的建议使本文在方法创新的陈述上更加完善。相关内容已补充至“1.1 社交媒体使用与人际适应的关系”部分，第 25 页第 1 段。

参考文献：

McNeish, D., & MacKinnon, D. P. (2025). Intensive longitudinal mediation in Mplus. *Psychological Methods*, 30(2), 393–415.

方杰, 温忠麟, 王惠惠, 顾红磊. (2025). 密集追踪数据的有调节的中介效应分析. *心理学报*, 57 (5), 915–934.

意见 2：

关于嫉妒调节作用的表述目前较为分散，建议重新组织语言，更清晰地阐述嫉妒为何能够发挥调节作用。

回应：

感谢审稿专家指出的表述问题。为更清晰地解释后续的修改思路，请允许我们先对本文调节作用的陈述逻辑作一简要说明。在撰写嫉妒的调节作用时，我们系统查阅了相关文献，注意到目前尚缺乏直接围绕“社交媒体使用—人际适应”路径来检验嫉妒调节作用的实证研究。鉴于此，我们参考温忠麟等人 (2005) 的建议，采用理论类比与机制迁移的方式展开推论，即以社会比较理论为上位理论基础，将已有文献中在结构相似的关系路径上得到验证的嫉妒调节机制，迁移并合理推演至本研究框架之中。

然而，我们也必须承认原稿中对这一推理过程的呈现不够清晰和集中，容易削弱读者对调节逻辑的整体把握。为此，我们对嫉妒调节作用的论述进行了相应调整。具体而言，首先说明嫉妒会放大社交媒体使用（即嫉妒 $\times$ 社交媒体使用）对相关心理与人际变量的潜在负面影响，从而提示在高嫉妒个体中，社交媒体使用可能削弱自我概念清晰性并不利于人际适应。其次，我们进一步强调嫉妒调节效应的阶段敏感性，通过论述在关键发展转衔阶段，嫉妒更容易强化风险因素对人际适应的负面作用，以此凸显在新生入学初期考察嫉妒调节效应的必要性与研究价值。我们希望这一调整能够使读者在阅读时感到更连贯、流畅。具体调整内容请见“1.3 嫉妒的调节作用”部分，第 26 页第 4 段、第 27 页第 2 段。

参考文献：

温忠麟, 侯杰泰, 张雷. (2005). 调节效应与中介效应的比较和应用. *心理学报*, (2), 268–274.

意见 3：

特质嫉妒量表仅在首次测评时施测，并不需要进行密集追踪，那么是否还需要像其他量表一样仅选取因子负荷最高的两道题目进行分析？

回应：

感谢您的洞见！理论上，对于仅在基线测评中施测，且不参与密集追踪的特质嫉妒量表，似乎没有必要像日水平变量一样进行题目精简。然而，经验表明，在间隔短、频次高的密集追踪任务中，最大的挑战来自被试的参与意愿和投入程度（罗晓慧，刘红云，2024）。基线测评的体验直接奠定了被试对整个研究任务难易程度和负担的“第一印象”，对被试的后续的依从性具有决定性影响（Brueton et al., 2014; Graziotti et al., 2012）。若基线问卷因包含较多题目而使被试感到负担过重，将显著增加其后续脱落的概率，并可能使其在后续所有波次的作

答中采取敷衍态度。因此，本研究对所有量表均采用精简、聚焦的测量策略，在保留核心测量内容的前提下最大程度减轻初次测评负荷，从而保障后续密集追踪数据的完整性。研究结果也验证了这一做法的有效性。在本研究中，被试的总体脱离率仅为 3%，且精简后的特质嫉妒量表在样本中表现出良好的信度 (Cronbach's $\alpha = 0.90$)。希望这样的解释能够回应您的关切。

参考文献：

- Brueton, V. C., Tierney, J. F., Stenning, S., Meredith, S., Harding, S., Nazareth, I., & Rait, G. (2014). Strategies to improve retention in randomised trials: a Cochrane systematic review and meta-analysis. *BMJ open*, 4(2), e003821.
- Graziotti, A. L., Hammond, J., Messinger, D. S., Bann, C. M., Miller-Loncar, C., Twomey, J. E., ... & Alexander, B. (2012). Maintaining participation and momentum in longitudinal research involving high-risk families. *Journal of Nursing Scholarship*, 44(2), 120–126.
- 罗晓慧, 刘红云.(2024). 密集追踪研究中测验信度的估计：多层结构和动态特性的视角. *心理科学进展*, 32(4), 700–714.

意见 4：

“Credibility Interval”建议统一译为“可信区间”，以区别于频率学派中的“置信区间”。

回应：

非常感谢您提出的这一精准且重要的术语建议。我们完全同意“Credibility Interval”在贝叶斯统计框架中有其特定含义，它基于后验分布直接给出参数落在某个区间内的概率，这与频率学派中“置信区间”基于重复抽样思想的解释有本质区别。我们已在全文范围内对其进行了更正，再次感谢您的专业指导。

意见 5：

在“社交媒体使用与人际适应的密集追踪交叉滞后分析”及“有调节的密集追踪中介效应分析”部分，文字陈述中建议将回归系数 β 改为带下标的表达形式（如 β_1 、 β_2 ），以便与表 2 和表 3 保持一致。

回应：

非常感谢您严谨的审阅，帮助我们提升了论文在细节上的规范性。为保持文字表述与表 2、表 3 中参数标记的一致，我们已将全文回归系数统一修订为带下标的形式（如 β_1 、 β_2 ），以便于读者对照和解读。同时需要说明的是，表 3 中跨层次调节路径未设置下标，主要是为了避免与同一模型中大量时间序列路径的参数编号混淆，且其在模型结构中具有清晰且唯

一的对应关系，因此未对其进行下标区分。

意见 6:

本研究采用贝叶斯估计方法，为增强分析过程的透明度，建议补充说明以下信息：收敛后用于参数估计的后验抽样次数，以及所使用的先验分布设定。

回应:

感谢您对分析过程的透明度和可复现性提出的专业建议。本研究采用 Mplus 软件进行贝叶斯估计，并参考方杰等人 (2025) 的做法进行模型设定。具体而言，模型设置 2 条 Markov 链，每条链的最大总迭代次数为 20000 次。在模型达到收敛后，运行 3500 次最终迭代以生成参数的后验分布，并据此进行统计推断。参数的先验分布采用 Mplus 默认的无信息先验设定，即回归系数采用均值为 0，方差为 10^6 的正态分布；残差方差采用逆 Gamma 先验分布($\sim \text{IG}(-1, 0)$)，方差协方差矩阵采用逆 Wishart 分布($\sim \text{IW}(0, -3)$)。鉴于本文并非方法学论文，相关技术细节简要呈现于“2.4 数据分析”部分，第 29 页第 4 段，以在保证分析透明度的同时兼顾文章的可读性。

参考文献:

方杰, 温忠麟, 王惠惠, 顾红磊. (2025). 密集追踪数据的有调节的中介效应分析. *心理学报*, 57 (5), 915–934.

意见 7:

建议作者在附录或补充材料中提供相关的 Mplus 程序代码，便于感兴趣的读者参考或复现分析过程。

回应:

感谢您的建设性意见！为促进研究的透明性与可复现性，我们已将分析所使用的程序代码公开于可访问的在线存储库，读者可通过此链接获取：<https://osf.io/dwkg8/overview>。该资源链接已在正文中予以说明，请见“2.4 数据分析”部分，第 29 页第 4 段。

意见 8:

在讨论嫉妒的跨层次调节作用时，作者提到“高嫉妒水平的新生更容易受到前日社交媒体使用 ($t-2$) 的负面影响，从而在当日 ($t-1$) 表现出更显著的自我概念清晰性下降”，该表述更接近中介机制的描述，建议调整为调节作用的逻辑框架来陈述。此外，可考虑通过图示方式更直观地呈现嫉妒的调节作用。

回应：

感谢您提出的细致且专业的建议。针对您指出的逻辑表述问题，我们已对相关文字进行了调整，以更准确地契合调节效应的表述逻辑。请见“4.3 嫉妒的跨层次调节作用”部分，第36页第4段。此外，您提出的通过图示直观呈现调节作用的建议极具建设性。综合您及审稿专家1的意见，我们选择采用简单斜率分析图来呈现不同特质嫉妒水平下，社交媒体使用对新生人际适应及自我概念清晰性的预测效应。关于选择此图示方式的具体原因，我们已在针对审稿专家1(意见7)的回复中进行了说明，请您费心审阅。

.....

审稿人3意见：

文章使用30天的密集追踪方法调查大学生入学首月社交媒体使用与人际适应的动态关系，研究问题具有现实意义。然而，论文在理论整合、研究设计、讨论深度方面还存在一些问题，有待提升。具体意见如下。

回应：

衷心感谢审稿专家对本研究提出的建设性意见，我们已逐条认真研读并充分采纳了您的建议。修改部分已在文中以蓝色字体标出，具体回复如下。

意见1：

在引言部分，作者提到，“需要捕捉二者在细粒度（如每日）时间尺度下的瞬时动态关系”，但这样做的必要性和合理性是什么并未论证。

回应：

感谢专家的宝贵意见。您所关注的，正是密集追踪研究最为核心的议题——究竟什么样的研究适用于细粒度的时间分析框架。根据 Laurenceau 等人 (2025) 的综述，采用密集追踪方法的研究应聚焦于捕捉个体内的瞬时动态过程。研究问题应具有明确的时间敏感性，所关注的变量会在小时或天等细粒度时间尺度上呈现出可观的波动。因此，本研究在考察变量的时序关系时，并非随意从个体宏观发展历程中截取某一时间片段进行分析，而是有意识地聚焦于一个具有明确的时间敏感性的重要时期——大学新生入学初期。在该阶段，随着来自父母的直接管控减弱与社会情境重构，新生的社交媒体使用模式可能发生快速转变 (Thomas et al., 2020)，人际适应问题也更易集中显现 (Li et al., 2023)。同时，大学入学期还是个人身份探索的重要阶段，新生需在新的人际情境中适应多重角色期待，并不断调整及整合自我概念

(Slotter & Emery, 2017)。相关论述详见前言部分的第24页第3段、第25页第2段，请您费心审阅。因此，我们可以合理推测，在新生入学初期这一高度时间敏感的发展阶段，社交媒体使用、人际适应及自我概念可能在以天为单位的微观时间尺度内发生显著波动。希望上述说明能够向您阐明本研究在细粒度时间尺度下开展分析的必要性 with 合理性。

参考文献：

- Laurenceau, J. P., DiGiovanni, A. M., & Bolger, N. (2025). Intensive longitudinal methods: Toward a psychological science of daily life. *Annual Review of Psychology*, 77.
- Li, J.-B., Wang, Y.-S., Sun, Y., Liang, Y., & Dou, K. (2023). Individual and interpersonal correlates of changes in college adaptation among Chinese freshmen: A longitudinal study. *Current Psychology*, 42(4), 3349–3361.
- Thomas, L., Orme, E., & Kerrigan, F. (2020). Student loneliness: The role of social media through life transitions. *Computers & Education*, 146, 103754.
- Slotter, E. B., & Emery, L. F. (2017). Self-Concept Clarity and Social Role Transitions. In J. Lodi-Smith & K. G. DeMarree (Eds.), *Self-Concept Clarity: Perspectives on Assessment, Research, and Applications* (pp. 85–106). Springer

意见 2：

从文章整个模型建模的角度，为什么要将“嫉妒”作为调节变量纳入对社交媒体使用—人际适应关系的考察当中？为何嫉妒不能作为“中介变量”？

回应：

感谢您提出的关键问题，请允许我们在此澄清本研究将嫉妒设定调节变量而非中介变量的原因。理论上，调节变量的作用在于为自变量与因变量之间的关系提供一个相对稳定的边界条件或情境框架，故理想的调节变量更适宜由不易随短期情境波动的稳定特质来承担；相比之下，中介变量旨在解释变量之间的内在作用机制，其本质是一个动态的传导过程，更适合由可随情境变化的心理或行为状态来充当 (MacKinnon, 2011; McCrae, 1993; 江艇, 2022)。在本研究中，嫉妒被界定为一种相对稳定的个体特质，其反映的是个体在社会比较与人际评价情境中一贯存在的人格倾向。因此，特质嫉妒本身并不随每日社交媒体使用水平的短期波动而显著变化，在理论上并不适合作为解释“社交媒体使用→人际适应”这一关系的中介过程。若将特质嫉妒设定为中介变量，不仅会在因果顺序上隐含“短期行为改变长期特质”的不合理假设，也难以在密集追踪数据中被检测。

参考文献：

- MacKinnon, D. P. (2011). Integrating mediators and moderators in research design. *Research on Social Work Practice*, 21(6), 675–681.
- McCrae, R. R. (1993). Moderated analyses of longitudinal personality stability. *Journal of Personality and Social*

意见 3:

每日人际适应和自我概念清晰性的个体内信度为 0.65/0.66, 请补充相关的文献作为这一信度可接受的依据。另外, 共同方法偏差的检验结果也应在文章进行简要汇报。

回应:

非常感谢您的建设性意见。针对您关心的两个问题, 我们说明如下。首先, 关于自我概念清晰性和人际适应的个体内信度低于 0.7 的问题, 需要解释的是, 在密集追踪研究和多层结构方程模型框架下, 个体内信度的评价标准与传统测量有所不同。在高频时间序列测量中, 个体内信度受到真实状态波动、时点之间的自然变异以及测量情境即时性的共同影响, 因此通常低于基于一次性测评所得的信度系数 (Nezlek, 2017)。换言之, 个体内信度反映的是“状态成分是否能在连续测量中被区分出来”, 而非传统意义上的“条目一致性”。因此, 在密集追踪研究中, 个体内信度系数处于 0.60 至 0.80 之间通常被视为可接受水平 (Schneider & Junghaenel, 2023)。我们查阅了近年来发表的密集追踪研究, 个体内信度处于此区间的情况亦属常见 (Eltanamly et al., 2023; Schönbrodt et al., 2022; Wang et al., 2025)。根据您的建议, 我们已在修订稿中补充了相关文献依据, 请您查阅“2.3 研究工具”部分, 第 28 页第 5 段、第 29 页第 1 段。

其次, 关于共同方法偏差的问题。本研究在数据收集阶段已采用匿名调查、反向计分及调整每日量表呈现顺序等措施以控制共同方法偏差。同时, 我们完全认同您的建议, 有必要在文章中对相关统计检验结果进行简要汇报。为此, 本研究进一步采用 Harman 单因子方法对共同方法偏差进行了补充检验, 请见“2.5 共同方法偏差检验”部分, 第 30 页第 1 段。再次感谢您的悉心审阅, 这些建议显著提升了本研究的严谨性。

参考文献:

- Eltanamly, H., Leijten, P., Van Roekel, E., Mouton, B., Pluess, M., & Overbeek, G. (2023). Strengthening parental self-efficacy and resilience: A within-subject experimental study with refugee parents of adolescents. *Child Development*, 94(1), 187–201.
- Nezlek, J. B. (2017). A practical guide to understanding reliability in studies of within-person variability. *Journal of Research in Personality*, 69, 149–155.
- Schneider, S., & Junghaenel, D. U. (2023). Estimating reliabilities and correcting for sampling error in indices of within-person dynamics derived from intensive longitudinal data. *Behavior Research Methods*, 55(7), 3872–3891.
- Schönbrodt, F. D., Zygar-Hoffmann, C., Nestler, S., Pusch, S., & Hagemeyer, B. (2022). Measuring motivational

relationship processes in experience sampling: A reliability model for moments, days, and persons nested in couples. *Behavior Research Methods*, 54(4), 1869–1888.

Wang, W., Xie, M., Liu, Z., Chen, H., Wu, X., & Lin, D. (2025). Linking Daily Victimization to Daily Affect Among Adolescents: The Mediating Role of Sleep Quality and Disturbance. *Journal of Youth and Adolescence*, 54(2), 354–367.

意见 4:

文章的亮点之一是连续 30 天的密集追踪，根据先前研究（如；Xiao, N., Zhou, H., Wang, S., Wu, S., Lin, Y., Jiang, H., ... & Lu, J. (2025). The relationship between envy and problematic social media use: Evidence from longitudinal study and daily diary investigation. *International Journal of Psychology*, 60(4), e70081.），嫉妒也存在状态成分，特别是可能受社交媒体使用的影响而产生波动。那么，为何嫉妒作为跨层变量而不是进行每日测量？另外，作者只对嫉妒进行前测，为何又只“选取因子负荷最高的两道题目”？（一般只有每天密集追踪时才会这样做）

回应:

感谢您提出的深刻洞见！我们完全认同嫉妒可能具有状态和特质两种属性。关于“为何将嫉妒作为跨层特质变量而非进行每日测量”的问题，我们已在对审稿专家 1 的意见 3 中进行了较为完整的回应与澄清。为避免重复赘述，相关理论依据与统计建模层面的理由，敬请查阅该处的详细说明。

此外，对于“为何只选用因子负荷最高的两道题目来测量基线嫉妒水平”，主要是考虑到密集追踪研究中基线测评体验对后续参与者依从性的关键影响。关于该设计的具体理由与考量，我们已在先前回复审稿专家 2 第 3 条意见时作了详细的阐述，请您查阅。

意见 5:

由于文章进行了社交媒体使用与人际适应的密集追踪交叉滞后分析，建议作者在前言部分更清晰地指出探究二者双向关系的必要性。

回应:

感谢专家的中肯建议，促使我们重新审视前言中关于交叉滞后分析必要性的论证方式。原稿中，我们基于媒介丰富度理论、弱关系理论及压力-应对理论这三个相互竞争且视角互斥的理论，系统梳理了社交媒体使用与人际适应之间可能存在的不同因果方向。这一论证逻辑符合《心理学报》近年来多项交叉滞后研究的写作思路（顾红磊 等, 2025; 叶颖 等, 2023;

熊猛 等, 2021), 即通过呈现竞争性理论路径来凸显检验因果时序关系的必要性。

然而, 您的意见也让我们意识到, 尽管这一整体框架在原稿中已有所体现, 但在具体论证展开与证据支撑上可能存在不足, 导致研究必要性未能被读者充分感知。为此, 在修订稿中, 我们在延续原有框架的基础上, 进一步优化了论证逻辑的表述, 同时增补了更多支持不同因果方向的实证研究, 以更直观地展示既有研究在因果方向上的分歧, 从而凸显本研究的必要性。具体修改内容请见“1.1 社交媒体使用与人际适应的关系”部分, 第 23 页第 3-4 段、第 24 页第 2 段。

参考文献:

- 顾红磊, 余伟明, 成宇芳. (2025). 同一性混乱和青少年自伤的循环作用关系: 疏离感的纵向中介效应. *心理学报*, 57(2), 247–259.
- 叶颖, 张琳婷, 赵晶晶, 孔风. (2023). 感恩与社会幸福感的双向关系: 来自长期追踪法和日记法的证据. *心理学报*, 55 (7), 1087–1098.
- 熊猛, 刘若瑾, 叶一舵. (2021). 单亲家庭儿童相对剥夺感与心理适应的循环作用关系: 一项追踪研究. *心理学报*, 53(1), 67–80.

意见 6:

在讨论 4.1 部分, 作者使用弱关系理论解释了研究结果, 但并未阐述研究结果对此的理论贡献, 以及如何与前文提出假设时提到的媒介丰富度理论和压力-应对理论对话。在讨论 4.2 部分也存在类似问题。

回应:

衷心感谢审稿专家提出的深刻且富有建设性的意见。针对上述建议, 本文在讨论部分加强了不同理论间的对话。具体而言, 在讨论 4.1 中, 我们进一步阐明了媒介丰富度理论在本研究情境下未获支持的原因, 指出在大学新生入学初期, 社交媒体所提供的“丰富性”更可能被用于维系旧有关系, 从而不利于新生在新环境中的人际拓展, 在一定程度上限制了媒介丰富度理论在新生入学初期的适用性。具体修改内容请见“4.1 社交媒体使用与人际适应的密集纵向关系”部分, 第 34 页第 3 段。与此同时, 结合假设 2 不成立的结果, 我们对压力-应对理论未获支持的原因进行了解释。在入学初期受制度化活动约束的背景下, 人际适应良好与不良者均难以依据自身适应压力灵活调整社交媒体使用行为, 使得该理论所强调的“压力驱动使用”路径在本研究情境中被削弱。具体修改内容请见“4.1 社交媒体使用与人际适应的密集纵向关系”部分, 第 35 页第 2 段。在讨论 4.2 中, 我们进一步将研究结果与既有支持自我概念统一假说的研究形成对照, 从而强调了时间窗口与发展阶段在检验自我概念相关理论时所具有的关键作用。具体修改内容请见“4.2 自我概念清晰性的密集中介作用”

部分，第35页第3段。

意见 7:

本文使用了微观时间尺度，但整个讨论部分并未将“时间尺度”作为重要的框架对比本研究结果与先前的纵向研究/横断面研究，从而削弱了研究的贡献。

回应:

感谢您提出这一极具建设性的意见，让我们意识到原稿在讨论部分对“微观时间尺度”的强调仍不够充分。在您及审稿专家2的启发下，我们对讨论部分进行了系统性的补充与完善。首先，进一步阐释了相关理论在新生入学初期这一特定时间尺度中得以成立的条件与原因（详见对审稿专家1意见9的回复）。其次，将本研究的结果与既有横断面及传统纵向研究的结论进行系统比较，突出不同时间尺度下的研究结果在解释对象与理论意义上的差异，从而更清晰地体现本研究的独到贡献。请见讨论部分，第34页第2段、第35页第3段、第36页第3段。

第二轮

审稿人1意见:

本次通过作者的修改稿及修改说明可以看出，作者团队在论文修改上付出了较大努力，论文整体质量有所提升。但文章仍有一些值得商榷或需要进一步修改之处，具体意见如下。

回应:

非常感谢审稿专家对本文进行再次审阅并提出进一步的修改意见，修改部分已在文中以蓝色字体标出，具体回复如下。

意见 1:

图1的呈现建议优化。主要是社交媒体和人际适应个体间均用统一表述“均值m”，个体内则统一用“个体内”，区分性不足。

回应:

非常感谢您的细致指正。在绘制图1和图2时，我们主要参考了方杰等人(2025)发表于《心理学报》的密集追踪建模文献中关于变量分解的示意图。该文通过公式 $X_{ij} = I_{xj} + X^c_{ij}$ ，明确将变量分解为两部分：个体间稳定成分 I_{xj} (变量X在个体j上的个体间潜均值) 和个体内波动成分 X^c_{ij} (变量X在时间点t上经过潜变量中心化后的个体内波动)。基于对图形简化

呈现的考虑，原图中在变量分解区域使用了“均值 μ ”和“个体内”这种简化表达，旨在避免统计符号过多而增加读者的认知负担。

然而，您的意见也让我们意识到，尽管初衷在于简化呈现，但“均值 μ ”一词未能准确表达“个体间潜均值”所代表的不随时间变化的稳定成分，而“个体内”这一标签也未能清晰指向围绕潜均值随时间波动的状态成分，可能导致读者在理解模型层级结构时产生混淆。因此，在图中变量分解区域，我们将变量的个体间成分明确标注为“个体间潜均值”，将个体内成分明确标注为“个体内波动成分”，请见“3 结果”部分，第 37 页的图 1、第 38 页的图 2。再次感谢专家细致入微的审阅和极具建设性的指导，使本文的图表质量得到了实质性提升。

参考文献：

方杰，温忠麟，王惠惠，顾红磊. (2025). 密集追踪数据的有调节的中介效应分析. *心理学报*, 57 (5), 915–934.

意见 2：

表 3 的呈现建议优化，主要从 3 个方面考虑：

- 1.表中结果需要体现哪些是个体间，哪些是个体内结果部分；
- 2.参数名称的命名方式需要具有参数特征。参数的命名建议作者再参照中外近期研究调整。例如，“社交媒体使用 μ ”和“社交媒体使用 $t-2 \rightarrow$ 社交媒体使用 $t-1 \beta 1$ ”等参数路径表达是有改为“ μ 社交媒体使用”和“社交媒体使用 $t-2 \rightarrow$ 社交媒体使用 $t-1 (\beta 1)$ ”类似这种可能更为清晰。
- 3.参数是否有误标，需要检查确认。“自我概念清晰性 $\pi 2$ ”和“人际适应 $\pi 2$ ”均使用“ $\pi 2$ ”作为参数标识。

回应：

非常感谢您的建设性意见，我们已根据您的三条建议对表 2 和表 3 进行了优化，具体修改如下。

（1）我们在表中对个体间及个体内的参数进行了明确标注，以帮助读者直观把握模型的多水平结构。

（2）在参数命名方面，由于目前尚缺少基于残差动态结构方程模型 (RDSEM) 的密集追踪中介调节类实证文章作为直接参考，我们此前主要借鉴了基于动态结构方程模型 (DSEM) 的密集交叉滞后研究中的常见做法，将路径描述与参数符号并列呈现 (Deng et al., 2024; Vendemia et al., 2025; 潘莱珂 等, 2024)。但您的专业建议使我们认识到，将参数符号

统一置于路径描述后的括号内，能使两者在逻辑上既相互关联，又在形式上保持分离，极大提升了表格的清晰性。我们已遵照此建议对所有参数命名进行了统一调整。

(3) 经仔细检查，原表 3 中“自我概念清晰性 π_2 ”和“人际适应 π_2 ”均使用了同一标识“ π_2 ”是属于误标。我们已对此进行了修正，确保了模型中每个参数符号都具有唯一且正确的标识，再次感谢您严谨专业的审阅。

以上具体修改内容请见“3 结果”部分，第 37 页的表 2、第 39 页的表 3。

参考文献：

- Deng, X., Li, X., & Xiang, Y. (2024). Smartphone addiction and internalized and externalized aggression among adolescents: Evidence from longitudinal study and weekly diary study. *Computers in Human Behavior*, 150, 107988.
- Vendemia, M. A., Goodboy, A. K., Chiasson, R. M., & Dillow, M. R. (2025). Person-specific effects of women's social media use on body image concerns: An intensive longitudinal study of daily life. *Human Communication Research*, 51(3), 164–178.
- 潘莱珂, 翟舒怡, 何洁. (2024). 亲子对话中父母教养行为与 5~6 岁儿童行为反应的动态关系. *心理学报*, 56(10), 1340–1351.
-

审稿人 2 意见：

作者全面细致地回应了审稿意见，逐一完善了论文的相关部分。此次修改显著提升了研究的严谨性与文稿的整体质量。

回应：

衷心感谢您对修改稿的肯定！

.....

审稿人 3 意见：

作者根据上一轮修改意见对文章进行了较好地修改，文章质量得到了提升。目前还存在以下问题。

回应：

非常感谢您对本文的再次审阅以及提出的宝贵修改意见。我们已仔细阅读并逐条落实了您的建议，修改部分已在文中以蓝色字体标出，具体回复如下。

意见 1：

作者在审稿意见回复中解释了为什么是特质嫉妒作为调节变量。建议作者在文中也进行简要说明。

回应：

感谢您提出的宝贵意见。我们已将此前有关“聚焦嫉妒特质成分的原因”的回复，补充至正文“1.3 嫉妒的调节作用”部分，第32页第3段，请您费心查阅。

意见 2：

Granovetter 的弱关系理论主要强调人际关系中相对疏远但广泛的社会联系（弱关系）在信息传播、资源获取等方面的独特价值。为何能够用于解释“社交媒体可能削弱个体在现实情境中的人际适应水平”？（即：弱关系可以用于解释线上社交很多属于弱关系，但无法解释为何这种弱关系会削弱线下的人际适应）

回应：

感谢您的洞见！您所提出的问题促使我们进一步澄清本研究对弱关系理论的引介逻辑。诚如您所言，Granovetter (1973) 的弱关系理论揭示了一种联结范围广泛但情感卷入较低的关系模式。需要说明的是，弱关系并非仅存于数字空间，而是人类社会长期存在的联结形式 (Sundararajan, 2020)。换言之，社交媒体的作用并非“创造”弱关系，而是凭借其低连接成本、高信息扩散效率的特性，成为了扩张弱关系网络的理想场域。随着媒介技术的迭代升级与持续渗透，以广度导向和信息交换为主要特征的弱关系模式，逐渐在个体的日常社交活动中占据更为重要的地位，进而对线下面对面的人际交往模式产生深远影响 (刘萌雪, 2020)。

聚焦于本研究的情境——大学新生入学首月，新生普遍面临环境突变、身份转换等多重适应性挑战 (Uzuncakmak et al., 2022)。随着原有社会联结的减弱，个体置身于全新的情境中，往往更依赖于能够提供深度社会支持、情感抚慰与实质性帮助的强关系网络，以此构筑应对适应压力的稳固缓冲 (Sundararajan, 2020)。此时，若社交媒体推动的弱关系网络过度扩张，可能挤占个体培育线下深度关系所需的时间与心理资源，导致其在面临现实适应压力时缺乏坚实的支持系统，从而制约了人际适应发展水平 (成倩, 2023)。

您的意见让我们意识到，原文在弱关系理论解释上可能表述的不够清晰，致使“弱关系影响线下适应”的逻辑链条显得跳跃。为此，我们已对相关内容进行修订，使理论推导更连贯、更具说服力。具体修改内容请见“4.1 社交媒体使用与人际适应的密集纵向关系”部分，第40页第2段。

参考文献：

- Granovetter, M. (1983). The strength of weak ties: A network theory revisited. *Sociological Theory*, 1, 201–233.
- Sundararajan, L. (2020). Strong-ties and weak-ties rationalities: Toward an expanded network theory. *Review of General Psychology*, 24(2), 134–143.
- Uzuncakmak, T., Taplak, A. S., & Polat, S. (2022). The relationship between purpose of social media use, social support, loneliness and depression: A sample of first year university students. *International Journal of Caring Sciences*, 15(2), 1322–1329.
- 成倩. (2023). 聚而不群：社交媒体时代青年“孤独社交”的现象透视与形成逻辑. *当代青年研究*, (5), 74–84.
- 刘萌雪. (2020). 社交媒体使用过程中人际关系的演变. *青年记者*, (17), 24–25.

意见 3:

“本研究摒弃以往长程追踪方法” 建议换一种表述。

回应:

感谢您的中肯建议，采用“摒弃”一词确实在语气上显得过于绝对，且可能无意中贬低了以往研究方法的学术价值。为更客观、中性地描述本研究的定位与贡献，我们将相关表述修改为：“不同于以往侧重于长期发展模式的追踪研究”。请见“4 讨论”部分，第 39 页第 1 段。

意见 4:

讨论中部分表述可以精简，比如讨论第一段的部分内容，以及解释假设成立/不成立的机制时。

回应:

感谢您的专业建议。针对讨论部分个别表述偏长的问题，本文已对讨论第一段及关于假设成立/不成立机制的部分内容进行了压缩，在保留解释完整性的前提下，删除了过度铺陈的表述，使讨论更加聚焦于关键发现及其理论意义。

意见 5:

建议作者仔细检查并统一文章对时序关系的描述。

例如，“在本研究中，当日自我概念清晰性 (t-1) 在前日社交媒体使用 (t-2) 与次日大学新生的人际适应的关系中起到密集中介作用 (t)。” 当日应该是 t?

这个表述也需要检查：“前日的社交媒体使用 (t-2) 对次日的人际适应 (t) ”

回应:

感谢审稿专家对时序表述提出的指正。需要说明的是，在密集交叉滞后分析中，模型涉

及前日 (t-1) 与当日 (t) 两个平均时间点；在有调节的密集中介分析中，采用的是二阶滞后 RDSEM 模型，因此涉及前日 (t-2)、当日 (t-1) 与次日 (t) 三个时间点。尽管两种时间点标记在各自的统计模型（一阶与二阶）中均正确，但确如您所指出，这造成了全文时序表述上的不统一，可能给读者带来混淆。基于此，修订稿已对全文中涉及时间序列的文字和图表进行了调整，统一将时间点表述为“前日 (t-1)、当日 (t)、次日 (t+1)”，使不同分析部分在叙述层面保持一致。

意见 6:

为何讨论 4.2 部分使用社会渗透理论来解释自我概念清晰性的中介作用？为何没有基于该理论先提出假设？

回应:

感谢您提出的重要问题。本研究在前言部分主要从自我概念统一假说与自我概念碎片化假说这两种互斥的理论框架出发，构建了关于自我概念清晰性作为密集中介变量的理论依据与相应假设。社会渗透理论在讨论中的引入，主要是作为一种拓展性的理论视角，旨在从“自我表露的深度与广度”角度，进一步深化对密集中介机制的理解。简言之，由于社会渗透理论在讨论部分主要承担补充说明的功能，而非直接推导出可检验的研究假设，因此我们未将其置于前言假设提出部分。此外，我们也参考了近年来《心理学报》发表的相关研究，发现并非所有用于解释结果的理论均需在前言中提出明确假设（李喜 等，2025；杨靖渊 等，2024；赵纤 等，2024）。部分理论可在讨论部分结合具体结果进行后验性的解释，以增强理论延展性以及对研究发现的阐释深度。

参考文献:

- 李喜, 张畅, 于睿泽, 殷一珈, 周同, 刘伟, 陈宁. (2025). 童年期情感虐待与欺凌受害在青少年抑郁症状发展中的联合作用: 序列中介还是增强调节. *心理学报*, 57(6), 1056–1069.
- 杨靖渊, 于晓, 张婧漪, 卢骊霏, 杨智辉. (2024). “双减”背景下小学生学习投入的潜在类别转变. *心理学报*, 56(3), 295–310.
- 赵纤, 胡义秋, 黎志华. (2024). 脱贫家庭青少年社会流动信念与亲社会行为的纵向发展关系: 城乡差异的调节作用. *心理学报*, 56(11), 1499–1511.

意见 7:

讨论部分还需要注意科学语言的严谨性。比如，阻碍了新生“辞旧迎新”的人际适应进程、“采取避免眼神接触、减少自我表露等社交抑制策略”、“任何落差都会被其敏感捕捉”等。

回应：

衷心感谢您的建议，我们已对全文进行了全面检查，重点针对您所提及的几类表述进行了系统优化，力求在保持可读性的同时，全面提升表述的严谨性、客观性与学术规范性。再次感谢您细致入微的审阅和建设性的意见。

第三轮

审稿人 1 意见：

感谢作者对第二次修改意见的认真对待以及全面、细致的回复。截至目前，作者已很好地回应了本人提出的所有问题，文章质量在理论性、逻辑性和清晰度方面均有显著提升。本人暂无新的审稿意见，建议该稿件予以发表。

回应：

衷心感谢您对本文的细致审阅和对修改稿的认可。

审稿人 3 意见：

经过几轮修改，作者已回答并解决了我在评审中提出的问题。修改后的稿件质量有了明显提升，我没有进一步的修改意见，建议录用。

回应：

非常感谢您提出的宝贵意见以及对修改稿的肯定。

编委意见：

作者较好地回应了审稿人的意见，质量已达到发表要求，建议发表。

回应：

感谢编委老师对本文的认可与肯定！衷心感谢您！

主编意见：

该研究对刚入学的大学新生进行为期一个月的数据收集，分析其动态关系，方法上有可取之处。但大学新生的人际适应在第一个月有什么特异性吗？第一个月的人际适应是真实的适应吗，它跟后续阶段的人际适应之间有什么关联性吗？如果这些问题没有澄清，该研究的选题意义就不是很明确。因为从目前的结论来看，与一般性的媒体过度使用的后果是类似的，而且，作者也并未对动态关系进行强调性的解析。

回应：

衷心感谢您对本研究方法的认可，您提出的系列问题对深化本研究的理论意义具有重要价值。我们已仔细阅读并逐条落实了您的建议，修改之处已在正文中以蓝色字体标出，具体说明如下。

其一，关于入学首月是否具有阶段特异性，以及其与后续发展阶段之间的关联性问题，我们结合生命历程理论加以说明。该理论认为，人类发展并非线性渐进，而是具有时间敏感性 (Elder et al., 2015)。在特定的发展转折点，个体的心理与行为状态可能发生陡然变化，并对毕生的发展历程有着深远的影响 (柴晓运, 林丹华, 2021)。其中，大学新生入学初期是个体脱离旧有支持系统、建立全新社会网络的起始关键期。此期间形成的初步人际互动模式与归属体验，是塑造个体后续长期人际网络结构的重要基石 (Credé & Niehorster, 2012)。同时，入学初期个体在时间自主性上的显著变化，使其社交媒体使用模式可能随之发生迅速转变 (Thomas et al., 2020)。这种人际结构的重组与数字互动模式重塑的深度交织，使大学入学初期成为考察社交媒体使用与人际适应密集时序关系的独特情境。

然而，您的意见促使我们深刻意识到，尽管本文强调了大学入学初期的重要性，但对于为何选择“首月”来指代这一关键时期，以及该阶段对后续发展的潜在影响，阐述尚不够充分。在此，向您澄清本研究选择“入学首月”作为时间窗口的依据及其潜在发展意义。首先，从发展阶段特征来看，大学新生在入学后首月通常面临迎新活动、班级重组、宿舍磨合等多重适应性任务，是社会网络重组与角色转换最为密集的阶段之一 (Credé & Niehorster, 2012)。此时个体的人际互动模式与社会角色认知尚未稳定，呈现出较强的探索性、脆弱性与可塑性。研究指出，若新生在入学后 2-6 周内未能形成良好的适应基础，可能会影响整个大学时期的人际关系，甚至是延缓其进入社会后的融入进程 (Beras, 2018; De Clercq et al., 2018; Upcraft et al., 2004)。因此，在大学入学首月的情境中考察个体的适应过程，对于研究者更深入理解“何时”和“如何”更高效地促进青少年的人际适应具有重要意义。其次，从方法论匹配性上看，密集追踪研究强调变量需具备时间敏感性与高频波动性 (Laurenceau, et al., 2025)。入学首月正是个体人际关系与社交媒体使用模式同步快速转变的阶段，因此在理论与方法上均与细粒度时间分析框架高度契合。相较之下，若将观测窗口后移，随着个体社会角色认知与适应状态趋于稳定，关键变量的波动幅度可能会降低，导致难以被模型有效识别。上述说明已凝练补充至“1.1 社交媒体使用与人际适应的关系”部分，第 34 页第 2 段、第 35 页第 3 段。

其二，关于入学首月的人际适应真实性问题，请允许我们澄清不同时间尺度下对于“真

实”的理解差异。横断面与长程追踪研究通常更关注相对稳定的个体差异，强调跨情境一致性与跨时间持续性，因此往往将预测的“长期稳定”等同于“真实”，将“瞬时波动”视为“噪声”，并倾向认为只有在呈现出测量稳定性时，心理特征才具有可靠的解释意义。然而，这种标准更多评估的是变量在宏观时间尺度上的一般发展规律，而未必适用于揭示特定情境下的微观变化机制。基于发展过程视角，人际适应并非在稳定之后才开始发生，而是在日常互动反馈与社会情境回应中不断生成与调整 (Collins, 1997)。换言之，人际适应在特定情境中的即时波动，并非偏离真实状态，而是适应过程本身的重要组成部分。若仅以稳定性、一致性作为真实性的标准，可能难以捕捉个体在关键转变期（如入学初期）的特殊变化过程 (Maggino & Facioni, 2017)，从而忽视了某些具有高度可塑性的干预窗口期。因此，在本研究中，入学首月的人际适应更适宜在微观时间尺度下加以理解，其所呈现的瞬时性与波动性并非不真实的表现，而是个体在情境变迁中展开适应性调整的实时过程。

其三，诚如您敏锐地指出，本研究部分结果与以往关于媒体过度使用或依赖的研究确实存在一定相似之处。然而，本研究在研究视角（日常性使用 vs. 病理性使用）与分析层次（个体内波动 vs. 个体间差异）上与既往研究有本质区别。首先，本研究关注的核心构念是“社交媒体使用时间”，而非“社交媒体过度使用”或“社交媒体依赖”。前者是个体日常生活中普遍存在的一般性行为；而后者通常指代一种失控的、具有依赖性的病理性行为模式。不同的研究视角得出了相似的结论，恰恰凸显了入学初期这一关键适应期的特殊意义。在此阶段，即便是正常的、非病理性的社交媒体使用，也可能对个体的实时人际适应水平产生与“过度使用”相似的负面影响。这一发现将既有研究关注的焦点从传统的“风险群体”拓展至特定的“风险时期”，增进了公众对新生一般性数字媒体使用风险的认识。其次，以往关于社交媒体使用的研究，虽然在理论层面多针对个体内部过程 (intraindividual processes)，试图揭示变量的动态变化机制；然而，其所采用的横断面或长程追踪设计，在数据分析上仅能揭示个体间关系 (interindividual processes)，即更多反映的是“人与人之间的稳定差异”，而非“个体自身随时间的变化” (Curran & Bauer, 2011; 郑舒方 等, 2021)。相较之下，本研究采用残差动态结构方程模型 (RDSEM)，通过将变量间的纵向关系分解为个体间与个体内水平，能够在控制时间恒定的个体间混杂因素的基础上，深入探究变量在发展关键期内的个体内动态变化规律 (McNeish & MacKinnon, 2025)。这一分析框架，使本研究得以在每日时间尺度上，更真实地反映入学首月社交媒体使用与新生人际适应的个体内时序关系，为揭示变量在特定阶段的微观发展机制提供了可借鉴的新范式。再次感谢您的意见，这一质疑促使我们对研究的独特贡献进行了更充分的阐述。相关补充请查阅“4.4 贡献与不足”部分，第

48 页第3段：“1.1 社交媒体使用与人际适应的关系”部分，第36 页第2段。

最后，关于变量动态关系解析的问题，请允许我们在此阐述一下对该问题的理解。在本研究中，我们认为动态关系是否得到充分解析，关键在于回答两个问题：第一，是否解析了静态视角无法触及的过程机制？第二，相比于长期宏观纵向追踪，如果把特定微观时间窗口（入学首月）拿掉，这个解释是否还成立？基于这一思路，本文从两个方面尝试对动态关系进行解析。首先，在时间滞后层面，通过剖析前日社交媒体使用对次日人际适应的影响机制，并进一步讨论了反向路径未成立的可能原因，从而突出了变量之间具有方向性的时序关系，使研究从同步相关或静态关联的描述，转向对动态关系机制的解析。其次，在特定微观时间窗口层面，本研究将所观察到的动态关系嵌入于大学入学首月这一特定发展阶段加以解释，通过强调弱关系理论、自我概念碎片化假说等理论，并非在任何时间尺度下都同样成立，而是在社会网络重组与身份尚未稳定的入学初期中更具解释力，从而说明相关动态机制可能具有阶段特异性。尽管本文已从时间滞后与特定阶段两个层面尝试解析动态关系，但您所指出的不足之处提示我们，原稿在相关表述方面仍不够充分。为此，我们在修订稿中将原先较为笼统的时序表述，调整为基于日时间尺度的过程性解释。相关调整请查阅“4 讨论”部分，第45 页第2段、第46 页第3段、第47 页第1-2段、第48 页第1-2段。希望这样的处理能够回应您的关切。

参考文献：

- Beras, K. (2018). Prime time: The first 6 weeks adjusting, belonging, and thriving in college. *Journal of College Orientation, Transition, and Retention*, 25(2), 4–11.
- Credé, M., & Niehorster, S. (2012). Adjustment to college as measured by the student adaptation to college questionnaire: A quantitative review of its structure and relationships with correlates and consequences. *Educational Psychology Review*, 24(1), 133–165.
- Collins, W. A. (1997). Relationships and development during adolescence: Interpersonal adaptation to individual change. *Personal Relationships*, 4(1), 1–14.
- Curran, P. J., & Bauer, D. J. (2011). The disaggregation of within-person and between-person effects in longitudinal models of change. *Annual Review of Psychology*, 62, 583–619.
- De Clercq, M., Roland, N., Brunelle, M., Galand, B., & Frenay, M. (2018). The delicate balance to adjustment: A qualitative approach of student's transition to the first year at university. *Psychologica Belgica*, 58(1), 67–90.
- Elder, G. H., Shanahan, M. J., & Jennings, J. A. (2015). Human development in time and place. In R. M. Lerner (Ed.), *Handbook of child psychology and developmental science*. Wiley.
- Laurenceau, J. P., DiGiovanni, A. M., & Bolger, N. (2025). Intensive longitudinal methods: Toward a psychological science of daily life. *Annual Review of Psychology*, 77.
- Maggino, F., & Facioni, C. (2017). Measuring stability and change: Methodological issues in quality of life studies. *Social Indicators Research*, 130(1), 161–187.
- McNeish, D., & MacKinnon, D. P. (2025). Intensive longitudinal mediation in Mplus. *Psychological Methods*,

30(2), 393–415.

Thomas, L., Orme, E., & Kerrigan, F. (2020). Student loneliness: The role of social media through life transitions. *Computers & Education, 146*, 103754.

Upcraft, M. L., Gardner, J. N., & Barefoot, B. O. (2004). *Challenging and supporting the first-year student: A handbook for improving the first year of college*. Jossey-Bass.

柴晓运, 林丹华. (2021). 化危为机: 青少年学校转折期的过渡. *心理科学进展, 29*(5), 864–874.

郑舒方, 张沥今, 乔欣宇, 潘俊豪. (2021). 密集追踪数据分析: 模型及其应用. *心理科学进展, 29*(11), 1948–1969.

第四轮

审稿人 4 意见:

这种密集追踪取样的结果还是比较难得的,对于说明关键时期的心理发展及变量关系具有特殊价值。建议:(1)各个变量的测试题目数量很少,最好在正文提供所有的题目。(2)这期间四个变量每天的描述统计数据可能是有价值的,是否可以用图或表的形式呈现出每天的描述统计数据,并做变化模式的分析。修后发表。

回应:

衷心感谢您对本文的悉心审阅,我们已认真研读并落实了您的建议。相关修改内容在正文中以蓝色字体标出,具体说明如下。

(1)感谢您的建设性意见,为提高研究的透明度并便于读者理解量表内容,我们已在正文中补充列出了所有测量题目, 请见“2.3 研究工具”部分,第41页第1、2、3段。

(2)感谢您的深刻洞见!关于本研究中各变量的日水平变化趋势,我们在分析过程中采用 RDSEM 对其进行了统计控制,以避免变量自然变化可能带来的虚假关联(方杰等, 2025)。然而,您的意见让我们意识到,在统计控制之外,直观展示变量的变化趋势,有助于读者更全面地理解新生在入学首月的动态适应过程。据此,我们参考已有研究中关于发展趋势的可视化方式(Vendemia et al., 2025),在修订稿中补充了图1,以呈现社交媒体使用、自我概念清晰性与人际适应在新生入学首月的日水平变化模式。结果显示,上述指标在30天内呈现出可观的每日波动态势,反映出入学首月作为密集追踪研究窗口具有时间敏感性。同时,在整体发展层面,各变量的日均水平在30天内均呈上升趋势,表明社交媒体使用、自我概念清晰性与人际适应水平在入学首月呈现出自然增长。相关补充请查阅“3.1 描述统计”部分,第42页第4段、第43页的图1。此外,我们已在讨论中,对上述整体变化模式进行了简要分析, 请见“4 讨论”部分,第47页第2段、第48页第3段。

再次感谢您的辛苦付出!您的宝贵意见让本文质量得到了显著提升。

参考文献：

Vendemia, M. A., Goodboy, A. K., Chiasson, R. M., & Dillow, M. R. (2025). Person-specific effects of women's social media use on body image concerns: An intensive longitudinal study of daily life. *Human Communication Research*, 51(3), 164–178.

方杰, 温忠麟, 王惠惠, 顾红磊. (2025). 密集追踪数据的有调节的中介效应分析. *心理学报*, 57 (5), 915–934.

主编意见：

已经经过多轮修改，能改的已经有所改善。有些问题只能在新的研究中提高了。建议发表。

回应：

再次感谢主编老师的阅读与指正！