Enquête originale

13 avril 2022

Association entre l'activité physique et le risque de dépression

Une revue systématique et une méta-analyse

Matthew Pearce, Ph.D.1, Leandro Garcia, PhD1,2, Ali Abbas, Ph.D.1, et al Tessa Strain, Ph.D.1, Felipe Barreto Schuch, PhD3, Rajna Golubic, Ph. D.1,4, Paul Kelly, Ph.D.5, Saad Khan, MB, BChir6, Mrudula Utukuri, MB, BChir6, Yvonne Laird, Ph. D.7,8, Alexander Mok, Ph.D.1,9, Andrea Smith, Ph. D.1, Marko Tainio, PhD1,10,11, Søren Brage, PhD1, James Woodcock, Ph.D.1

JAMA Psychiatry. 2022;79(6):550-559. doi:10.1001/jamapsychiatry.2022.0609

Points clés

Question Quelle est l'association dose-réponse entre l'activité physique et la dépression incidente chez les adultes ?

Résultats Cette revue systématique et méta-analyse de 15 études prospectives incluant plus de 2 millions d'années-personnes a montré une association curvilinéaire inverse entre l'activité physique et la dépression incidente, avec des différences de risque plus importantes à des niveaux d'exposition plus faibles. Les adultes respectant les recommandations en matière d'activité physique (équivalent à 2,5 h/semaine de marche rapide) présentaient un risque plus faible de dépression, par rapport aux adultes déclarant ne pas faire d'activité physique.

Signification Dans cette étude, des doses relativement faibles d'activité physique étaient associées à des risques de dépression considérablement plus faibles.

Abstrait

Importance La dépression est la principale cause de morbidité liée à la santé mentale et peut être réduite par l'activité physique, mais la relation dose-réponse entre l'activité et la dépression est incertaine.

Objectif : Examiner systématiquement et méta-analyser l'association dose-réponse entre l'activité physique et la dépression incidente à partir d'études prospectives publiées sur des adultes.

Sources de données : PubMed, SCOPUS, Web of Science, PsycINFO et les références bibliographiques des revues systématiques extraites d'une recherche systématique jusqu'au 11 décembre 2020, sans restriction de langue. La recherche a été effectuée le 12 novembre 2020.

Sélection des études Nous avons inclus des études de cohorte prospectives rapportant une activité physique à 3 niveaux d'exposition ou plus et des estimations de risque de dépression avec 3 000 adultes ou plus et 3 ans ou plus de suivi.

Extraction et synthèse des données L'extraction des données a été réalisée indépendamment par deux extracteurs et vérifiée pour détecter les erreurs. Une méta-analyse dose-réponse à effets aléatoires en deux étapes a été utilisée pour

synthétiser les données. Les associations spécifiques à l'étude ont été estimées à l'aide d'une régression des moindres carrés généralisés et l'association groupée a été estimée en combinant les coefficients spécifiques à l'étude à l'aide d'une vraisemblance maximale restreinte.

Principaux résultats et mesures Le résultat d'intérêt était la dépression, y compris (1) la présence d'un trouble dépressif majeur indiqué par l'auto-déclaration du diagnostic du médecin, les données du registre ou les entretiens diagnostiques et (2) les symptômes dépressifs élevés établis à l'aide de seuils validés pour un instrument de dépistage de la dépression.

Résultats Quinze études comprenant 191 130 participants et 2 110 588 années-personnes ont été incluses. Une association dose-réponse curviligne inverse entre l'activité physique et la dépression a été observée, avec des gradients d'association plus prononcés à des volumes d'activité plus faibles ; l'hétérogénéité était importante et significative ($I^2 = 74\%$; $P < 0,001$). Par rapport aux adultes ne déclarant aucune activité, ceux qui accumulaient la moitié du volume recommandé d'activité physique (4,4 heures de tâche équivalentes métaboliquement marginales par semaine [mMET-h/semaine]) présentaient un risque de dépression inférieur de 18 % (IC à 95 %, 13 %-23 %). Les adultes qui accumulaient le volume recommandé de 8,8 mMET heures par semaine présentaient un risque inférieur de 25 % (IC à 95 %, 18 %-32 %), avec des bénéfices potentiels décroissants et une incertitude plus élevée observée au-delà de ce niveau d'exposition. Des bénéfices potentiels supplémentaires décroissaient et une incertitude plus grande étaient observés à des volumes d'activité physique plus élevés. D'après une estimation des prévalences d'exposition parmi les cohortes incluses, si les adultes moins actifs avaient respecté les recommandations actuelles en matière d'activité physique, 11,5 % (IC à 95 %, 7,7 %-15,4 %) des cas de dépression auraient pu être évités.

Conclusions et pertinence Cette revue systématique et méta-analyse des associations entre l'activité physique et la dépression suggère des bénéfices significatifs pour la santé mentale liés à l'activité physique, même à des niveaux inférieurs aux recommandations de santé publique. Les professionnels de la santé devraient donc encourager toute augmentation de l'activité physique pour améliorer la santé mentale.

Introduction

La dépression est la principale cause de morbidité liée à la santé mentale et une cause majeure d'invalidité dans le monde, touchant environ 280 millions de personnes et représentant plus de 47 millions d'années de vie corrigées de l'invalidité en 2019. ¹ La dépression est également associée à une mortalité prématurée due à d'autres maladies ² et au suicide. ³

La prévention de la dépression nécessite des interventions efficaces, notamment la modification des facteurs de risque établis. ⁴ Des revues narratives ont conclu que l'activité physique peut prévenir la dépression future. ^{5,6} Une méta-analyse d'études prospectives a rapporté que, par rapport aux personnes ayant de faibles niveaux d'activité physique, celles ayant des niveaux plus élevés avaient 17 % (IC à 95 %, 12 %-21 %) de chances inférieures de développer une dépression, ⁷ tandis qu'une autre

méta-analyse a rapporté 21 % (IC à 95 %, 18 %-25 %) de chances inférieures lors de la synthèse de 106 associations provenant de 65 études utilisant diverses définitions d'exposition.⁸ À notre connaissance, aucune étude n'a encore synthétisé les preuves pour décrire la force ou la forme de l'association en effectuant une méta-analyse dose-réponse en utilisant des estimations d'exposition harmonisées.

L'estimation de la relation dose-réponse entre l'activité physique et tout résultat de santé à l'aide d'une méta-analyse est difficile en raison de la diversité des évaluations et du manque de cohérence des rapports. Le plus souvent, l'harmonisation des différentes estimations de l'exposition à l'activité physique est réalisée par une catégorisation binaire (activité faible ou élevée), mais cette approche entraîne une perte d'information et ne nous renseigne pas sur la variation du risque selon les doses d'activité physique. En revanche, des travaux antérieurs ont montré qu'une harmonisation plus détaillée de l'exposition permet d'étudier la forme de l'association entre l'activité physique et le diabète de type 2 à l'aide de techniques méta-analytiques dose-réponse.⁹ Examiner l'association entre la dose d'activité physique et la dépression de cette manière permet d'estimer la réduction du risque associée à différents niveaux d'activité. En combinant les estimations de la réduction du risque avec les estimations de la prévalence de l'activité dans la population, il est possible de quantifier le fardeau de la dépression lié à une activité physique insuffisante dans la population et l'impact potentiel des interventions liées à l'activité sur la santé publique.

L'objectif de cette revue systématique et méta-analyse était d'étudier l'association dose-réponse entre activité physique et dépression. Nous avons également évalué les changements potentiels de la dépression dans la population, susceptibles d'être évitables par une activité physique accrue.

Méthodes

Le protocole d'étude est disponible sur PROSPERO ([CRD42018095507](#)) et a suivi les directives de rapport de méta-analyse des études observationnelles en épidémiologie ([MOOSE](#)).

Critères d'éligibilité

Nous avons inclus des études de cohorte prospectives d'adultes (≥ 18 ans) qui ont rapporté n'importe quelle dimension de l'activité physique à 3 niveaux d'exposition ou plus et ont rapporté des estimations du risque de dépression. Les études ont été exclues si la taille de l'échantillon était inférieure à 3000 participants (afin de limiter les effets de petite taille indiquant un biais de publication) ou si la période de suivi était inférieure à 3 ans (afin de minimiser le biais de causalité inverse dû à une dépression non diagnostiquée au départ)

. Les études étaient éligibles si l'exposition incluait une activité physique de loisir, seule ou combinée à d'autres domaines d'activité. Le critère d'intérêt était la dépression, y compris (1) la présence d'un trouble dépressif majeur indiqué par l'auto-déclaration du diagnostic du médecin, les données du registre ou les entretiens diagnostiques selon les critères *du DSM* ou de *la Classification statistique internationale des maladies et des problèmes de santé connexes, dixième révision*, codes F32 à F33 ; (2) des symptômes dépressifs élevés établis à l'aide de

seuils validés pour un instrument de dépistage de la dépression, par exemple, l'échelle de dépression du Center for Epidemiologic Studies.

Recherche et sélection

Nous avons effectué des recherches dans PubMed, SCOPUS, Web of Science, PsycINFO, ainsi que dans les bibliographies des revues systématiques et des articles issus de la recherche ou connus des auteurs.. Nous avons examiné les articles évalués par les pairs publiés dans des revues académiques jusqu'au 12 novembre 2020. Aucune limite de langue n'a été imposée. Les titres et les résumés, puis les articles en texte intégral, ont été examinés par deux évaluateurs indépendants pour déterminer leur éligibilité, les désaccords étant résolus par un troisième évaluateur

Extraction de données

L'extraction des données a été réalisée à l'aide d'un formulaire standardisé et menée indépendamment par deux chercheurs, les désaccords étant résolus par un troisième. Pour chaque catégorie d'exposition, nous avons extrait des informations permettant d'estimer le volume d'activité physique (si non déclaré directement), le nombre de cas de dépression, le nombre de participants et le nombre d'années-personnes de suivi, ainsi que l'estimation de l'effet avec des IC à 95 %. Les estimations de l'effet issues du modèle le plus ajusté ont été utilisées. Les résultats présentés séparément pour les hommes et les femmes, ou pour plusieurs cohortes au sein d'une même étude, ont été extraits sous forme d'associations distinctes.

Lorsque les données requises pour l'harmonisation de l'exposition ou la méta-analyse n'étaient pas rapportées dans les articles originaux, ni accessibles via d'autres publications de la même cohorte, nous avons contacté les auteurs avant d'imputer des informations critiques si nécessaire

Harmonisation de l'exposition à l'activité physique

Nous avons harmonisé les niveaux d'exposition déclarés selon une mesure commune du volume d'activité physique en heures de tâche équivalentes métaboliquement marginales par semaine (mMET-h/semaine), reflétant l'énergie dépensée au-delà du métabolisme de repos (1 MET). Différentes techniques d'harmonisation ont été utilisées en fonction des données rapportées ou obtenues auprès des auteurs et de la disponibilité des travaux de validation (les détails des données d'exposition originales, les méthodes d'harmonisation et le diagramme d'harmonisation sont disponibles dans un référentiel Open Science Framework [10](#)).

Hypothèses de fréquence, de durée et d'intensité

Les études qui décrivaient l'exposition à l'activité physique comme sa fréquence et sa durée ont été converties en une mesure de durée hebdomadaire. Si la durée de la séance n'était pas fournie, une durée de séance de 0,75 heure a été supposée. Les durées hebdomadaires ont ensuite été converties en volume d'activité en mMET heures par semaine en multipliant par des valeurs d'intensité de 1,5 mMET pour une activité légère, 3,5 mMET pour une activité modérée et modérée à vigoureuse, et 7,0 mMET pour une activité physique vigoureuse. [11](#) Un score de 3,5 mMET correspond

au point médian de la plage pour une activité d'intensité modérée (≥ 2 à < 5 mMET). L'activité vigoureuse a été notée à 7 mMET car une activité de cette intensité contribue deux fois plus au respect des recommandations en matière d'activité physique qu'une activité modérée (l'Organisation mondiale de la santé recommande 150 à 300 minutes d'activité d'intensité modérée ou 75 à 150 minutes d'activité d'intensité vigoureuse par semaine ¹²). Les activités légères sont celles comprises entre 0,5 et 2 mMET ; Cependant, ces scores ont été légèrement supérieurs au point médian à 1,5 mMET pour refléter l'intensité des comportements communément appelés activité légère dans les questionnaires (par exemple, travaux ménagers légers, jardinage léger).

Conversion des dépenses énergétiques en unités MET

Une étude a rapporté la dépense énergétique sans ajustement en fonction du poids corporel (kcal/semaine). Le poids a été calculé à l'aide de l'indice de masse corporelle et de la taille à partir des données d'une enquête nationale. ¹³ L'exposition en kcal par semaine a ensuite été divisée par le poids dérivé et convertie en heures MET en utilisant $1 \text{ kcal/kg} = 1 \text{ heure MET}$.

Suppression de la composante de dépense énergétique au repos de l'activité physique

Pour les études rapportant le volume d'activité physique et les données de durée correspondantes, une heure MET par semaine a été soustraite pour chaque heure d'activité effectuée ; cela équivaut aux études originales qui multipliaient la durée d'activité par les valeurs d'intensité nette (mMET) plutôt que brute (MET). Si la durée pour chaque niveau de volume n'était pas rapportée ou ne pouvait être obtenue auprès des auteurs, nous avons utilisé une équation de prédiction dérivée d'études où le volume et la durée étaient tous deux disponibles (méthodes électroniques 3 du [supplément](#)).

Suppression de la composante professionnelle des estimations globales de l'activité physique

L'activité physique non professionnelle a été utilisée comme exposition dans toutes les études, sauf une, ¹⁴ qui utilisaient l'activité physique totale, incluant les loisirs, le ménage, le travail et les transports. Étant donné l'absence de résultats d'activité spécifiques à chaque domaine pour cette étude, nous avons supposé une activité professionnelle de 40 heures par semaine à 1,25 MET (ou 0,25 mMET, soit l'équivalent d'un travail de bureau sédentaire) et avons estimé l'activité physique non professionnelle en soustrayant ce volume professionnel présumé.

Analyses

Nous avons réalisé des méta-analyses dose-réponse pour les résultats, avec au moins quatre études indépendantes disponibles. Pour les études ne rapportant que des résultats stratifiés selon le sexe, les risques spécifiques à chaque strate ont été combinés à l'aide d'une méta-analyse à effets fixes. Aucune méta-analyse stratifiée selon le sexe n'a été réalisée, car seuls deux ensembles de résultats stratifiés selon le sexe étaient disponibles.

Une méta-analyse à effets aléatoires en deux étapes a été utilisée pour modéliser l'association dose-réponse entre l'activité physique et la dépression. Tout d'abord, les associations spécifiques à l'étude ont été estimées à l'aide d'une régression des moindres carrés généralisés.^{15, 16} Ensuite, nous avons estimé l'association groupée en combinant les coefficients spécifiques à l'étude à l'aide d'une vraisemblance maximale restreinte.¹⁷ Nous avons supposé que les associations dose-réponse étaient non linéaires et les avons modélisées en ajustant des splines cubiques restreintes avec 3 nœuds aux 0, 37,5e et 75e percentiles des années-personnes. Si le modèle statistique ne parvenait pas à converger pour ces nœuds, nous augmentions le percentile pour le nœud supérieur jusqu'à ce qu'il y parvienne.

Risque estimé pour la population

Pour fournir une perspective populationnelle de l'importance relative des associations dose-réponse estimées, des fractions d'impact potentielles (FIP) ont été calculées en fonction de la prévalence de l'exposition dans les populations des cohortes incluses.¹⁸ FIP ont été calculées pour 3 niveaux d'exposition basés sur les recommandations de l'Organisation mondiale de la santé pour les adultes¹² : le niveau minimum recommandé de 8,8 mMET heures par semaine (volume équivalent à environ 2,5 h/semaine d'activité physique à intensité modérée de 3,5 MET marginaux), le niveau recommandé pour des bénéfices supplémentaires pour la santé de 17,5 mMET heures par semaine, ainsi que 4,4 mMET heures par semaine (la moitié du niveau minimum recommandé).

Analyse de sensibilité et de sous-groupes

Nous avons réalisé deux analyses de sensibilité. Premièrement, nous avons attribué 2,5 et 6 mMET respectivement à l'activité physique modérée et vigoureuse, lorsque l'intensité devait être prise en compte pour l'harmonisation de l'exposition à l'activité physique ; pour les études nécessitant des hypothèses sur la durée des séances, nous avons attribué une durée de 0,5 heure (au lieu de 0,75 heure). Deuxièmement, nous avons testé l'utilisation de nœuds aux 0, 42,5e et 85e percentiles dans les fonctions splines cubiques.

Nous avons effectué des analyses de sous-groupes par méthode de diagnostic de dépression en utilisant 2 sous-types de résultats : (1) dépression majeure à partir des données du registre, auto-déclaration du diagnostic du médecin ou entretien diagnostique ; (2) utilisation d'un outil de dépistage des symptômes dépressifs élevés avec des seuils validés.

Analyse de l'hétérogénéité

Le test Q de Cochran et la statistique I^2 ont été utilisés pour évaluer l'hétérogénéité des mesures d'effet entre les études. Nous avons également réalisé des méta-régressions à effets aléatoires (à un niveau d'activité physique de 8,8 mMET-h/semaine) en utilisant la vraisemblance maximale restreinte afin d'identifier la part de la variance des mesures d'effet due à la proportion d'hommes et de femmes (femmes seulement, hommes seulement, mixte), à la détermination des résultats (données du registre, auto-évaluation du diagnostic médical, entretien diagnostique, échelle de dépression du Center for Epidemiologic Studies, échelle des autres symptômes dépressifs), à la durée du suivi (supérieure ou inférieure à la

médiane de 8,5 ans), à l'exclusion des cas prévalents au départ (oui, non), à la prise en charge des autres morbidités au départ (exclusion des participants, ajustement statistique) et à nos approches d'harmonisation de l'exposition (conversion des unités de mesure, conversion des unités de mesure plus hypothèse d'activité physique professionnelle, hypothèses de durée/intensité/fréquence). Nous avons effectué une analyse de sensibilité « leave-one-out » pour étudier l'influence de chaque étude sur la taille de l'effet global (au niveau d'activité physique de 8,8 mMET-h/semaine).

Disponibilité des logiciels, des données et du code

Les analyses ont été réalisées avec R (version 4.0.5) et le package dosresmeta . Une interface interactive de visualisation des courbes dose-réponse a été développée avec le package Shiny (version 1.0.5). Les codes de toutes les analyses et de l'interface interactive sont disponibles dans un dépôt sur GitHub (voir le fichier README).

Résultats

Recherche documentaire

La recherche documentaire systématique a produit 19 175 résultats après suppression des doublons. Après exclusion de 18 827 notices sur la base d'un filtrage par titre et résumé, 348 articles en texte intégral ont été examinés. Ce filtrage a permis d'identifier 15 publications éligibles rapportant 15 associations, incluant 191 130 participants ayant contribué à 28 806 incidents dépressifs et 2 110 588 années-personnes. Environ 64 % des participants aux études étaient des femmes. Toutes les études incluses, sauf une, provenaient de pays à revenu élevé : 6 des États-Unis, [21 à 26](#), 6 d'Europe, [27 à 32](#), 1 d'Australie, [33](#), 1 du Japon, [34 et une](#) étude incluant des données d'Inde, du Ghana, du Mexique et de Russie. .

Analyses dose-réponse

La majorité (78 %) des participants ont signalé des niveaux d'exposition inférieurs à 17,5 mMET heures par semaine, avec presque toutes les données (95 %) inférieures à 35 mMET heures par semaine ; les participants aux études sur les symptômes dépressifs élevés avaient tendance à être moins actifs que ceux des études sur la dépression majeure

Par rapport aux adultes ne déclarant aucune activité, ceux qui accumulaient la moitié du volume recommandé d'activité physique (4,4 mMET-h/semaine) présentaient un risque de dépression inférieur de 18 % (IC à 95 %, 13 %-23 %). Les adultes accumulant le volume recommandé de 8,8 mMET heures par semaine présentaient un risque inférieur de 25 % (IC à 95 %, 18 %-32 %) avec des bénéfices potentiels décroissants et une incertitude plus élevée observée au-delà de ce niveau d'exposition . Les courbes dose-réponse interactives et les distributions d'exposition sont disponibles en ligne. Les courbes dose-réponse pour la dépression majeure et les symptômes dépressifs élevés ont montré des relations curvilinéaires similaires

Risque estimé pour la population

D'après les analyses PIF des prévalences de l'activité physique et des résultats de la dépression dans les cohortes incluses, 11,5 % (IC à 95 %, 7,7 %-15,4 %) des cas

de dépression incidente auraient pu être évités si tous les adultes avaient atteint au moins 8,8 heures mMET par semaine d'activité physique . Les PIF étaient environ deux fois plus élevés pour les symptômes dépressifs élevés que pour la dépression majeure à 8,8 et 17,5 heures mMET par semaine et environ 3 fois plus élevés à 4,4 heures mMET par semaine .

Analyses de sensibilité

L'utilisation d'hypothèses alternatives de 0,5 heure pour la durée de la séance et de valeurs d'intensité inférieure de 1 MET pour une activité physique modérée et vigoureuse (uniquement lorsque ces hypothèses étaient nécessaires) ou d'un placement alternatif des nœuds pour les splines n'a pas modifié de manière significative les associations dose-réponse ou les PIF

Analyse de l'hétérogénéité

Les différences entre la proportion de femmes, la méthode d'harmonisation de l'exposition, la détermination des résultats, la durée du suivi, l'exclusion des cas prévalents au départ ou la prise en charge d'autres morbidités au départ n'expliquaient pas significativement la variance dans les mesures d'effet des associations entre l'activité physique et la dépression . L'analyse de sensibilité de type « leave-one-out » n'a identifié aucune valeur aberrante

Discussion

Cette étude présente la première méta-analyse dose-réponse des associations entre activité physique et dépression incidente à notre connaissance. Nos résultats montrent une association curvilinéaire inverse, les plus grandes différences de risque étant observées entre les faibles doses d'activité physique, ce qui suggère que la plupart des bénéfices sont obtenus lors du passage de l'absence d'activité à au moins une activité partielle. Accumuler un volume d'activité équivalent à 2,5 heures de marche rapide par semaine était associé à une diminution de 25 % du risque de dépression, et à la moitié de cette dose, le risque était inférieur de 18 % par rapport à l'absence d'activité. Seuls des bénéfices supplémentaires mineurs ont été observés à des niveaux d'activité plus élevés.

Des méta-analyses antérieures ont montré des risques plus faibles de dépression chez les adultes déclarant une activité physique élevée que faible ⁷ et ont suggéré une association dose-réponse en utilisant une méta-régression sans quantifier l'association. ⁸ Notre étude modélise directement la variation du risque de dépression selon la plage d'exposition à l'activité physique en utilisant une échelle continue plutôt que des catégories plus grossières. Nous avons également constaté que même de faibles volumes d'activité étaient bénéfiques, mais vont plus loin en quantifiant les différences de risque pour ces doses. Nos résultats ont donc de nouvelles implications importantes pour les professionnels de la santé qui formulent des recommandations de style de vie, en particulier pour les personnes inactives qui pourraient percevoir l'objectif actuel recommandé comme irréaliste.

Les associations que nous avons observées s'expliquent probablement par plus d'un mécanisme. Les voies proposées incluent des réponses neuroendocriniennes et inflammatoires aiguës à l'activité, telles que l'activation du système

endocannabinoïde (« euphorie du coureur ») ⁴⁵ et des adaptations à plus long terme, notamment des modifications de l'architecture neuronale du cerveau. ⁴⁶ Des explications psychosociales et comportementales ont également été suggérées, notamment une meilleure perception de soi physique et de l'image corporelle, davantage d'interactions sociales et le développement personnel de stratégies d'adaptation. ⁴⁶ L'aspect social de la participation à l'activité peut fonctionner même à des doses relativement faibles, ce qui est cohérent avec la courbe dose-réponse que nous avons observée. Le rôle de l'environnement comme modérateur potentiel de l'association entre l'activité physique et la dépression doit également être pris en compte. Par exemple, l'utilisation d'espaces verts est associée à un risque plus faible de dépression, ⁴⁷ l'analyse de médiation suggérant que seule une partie de l'association s'explique par l'activité physique. ⁴⁸ Inversement, la pollution sonore ⁴⁹ et la privation du quartier ⁵⁰ pourraient diminuer les bienfaits de l'activité sur la santé mentale. Ces facteurs contextuels pourraient avoir contribué à la forte hétérogénéité observée entre les études. Les mécanismes susmentionnés pourraient ne pas opérer au même degré selon les types, fréquences, intensités et contextes d'activité, ⁵¹ et la mesure de ces sous-dimensions d'activité pourrait également différer d'une étude à l'autre, ce qui pourrait entraîner une plus grande hétérogénéité. Les travaux futurs devraient donc explorer la forme de la relation dose-réponse pour ces aspects de l'activité, en plus du volume total.

Dans les analyses de sous-groupes utilisant les résultats de différentes cohortes pour chaque résultat, nous avons observé que la réponse à la dose avec l'activité physique était similaire pour la dépression majeure et les symptômes dépressifs élevés, comme cela a été rapporté en utilisant des expressions d'exposition binaire. ⁷ Cependant, les PIF pour les symptômes dépressifs élevés étaient plus élevés ; cela est dû au fait que les participants à ces études étaient généralement moins actifs que les participants aux études examinant la dépression majeure. L'examen des symptômes dépressifs sur une échelle continue au lieu d'utiliser des variables de résultats dichotomisées pourrait apporter des informations supplémentaires sur les bénéfices de l'activité physique pour soulager les symptômes dépressifs, mais aucune étude que nous avons examinée n'a rapporté de résultats de cette manière.

Pour mener des analyses dose-réponse non linéaires, nous avons uniquement inclus des études avec au moins 3 niveaux d'exposition à l'activité physique, une exigence qui limitait le nombre de résultats éligibles par rapport aux méta-analyses précédentes. ^{7, 8} Les expositions à l'activité physique dans les études primaires ont été classées à l'aide de diverses méthodes et exprimées dans différents formats, ce qui aurait pu conduire à l'exclusion d'un nombre encore plus important d'études. L'un des principaux points forts du présent travail méta-analytique est notre harmonisation approfondie de l'exposition, maximisant l'inclusion des preuves existantes. Nous avons observé une forte hétérogénéité entre les estimations des études, mais les différences dans la méthode d'harmonisation de l'exposition n'expliquaient pas la variation des tailles d'effet. La durée du suivi, les proportions d'hommes et de femmes, les choix analytiques initiaux relatifs à la prise en charge d'autres morbidités ou à la dépression prévalente au départ, et la méthode de diagnostic de la dépression n'étaient pas des prédicteurs statistiquement significatifs de la taille de l'effet.

Il est toujours possible que les associations observées dans les présentes analyses surestiment le rôle de l'activité physique en raison d'une causalité inverse. Autrement dit, la dépression initiale entraîne une activité physique plus faible chez les participants qui déclarent ensuite une dépression au cours du suivi. Pour la dépression diagnostiquée initialement, ce biais est souvent atténué en excluant ces cas prévalents des analyses. Deux des études incluses dans notre méta-analyse n'ont pas exclu les participants souffrant de dépression initiale ni ajusté statistiquement pour cela, ^{24, 33} et notre analyse de sous-groupe a indiqué (bien que non statistiquement significative) que les tailles d'effet de ce sous-groupe étaient plus fortes que celles des études excluant les cas prévalents. Un biais de causalité inverse peut également résulter d'une dépression non diagnostiquée initialement, en particulier compte tenu de la nature souvent récurrente de la maladie. ⁵² Afin de limiter le risque de biais lié à la dépression non diagnostiquée, nous n'avons inclus que les études avec au moins trois ans de suivi. Cela n'exclut pas la possibilité que l'activité physique puisse être causalement associée à la dépression sur une échelle de temps plus courte. Deux études incluses dans notre sélection du texte intégral ont été exclues uniquement sur la base de la durée du suivi. Une étude portant sur 108 000 adultes sud-coréens a rapporté une association inverse pour l'activité physique dans la plage d'exposition d'environ 7 à 40 heures de mMET par semaine, mais aucune association à des niveaux d'activité très élevés. ⁵³ Une étude portant sur 4 600 adultes irlandais a rapporté une probabilité plus faible (bien que non statistiquement significative) de dépression chez ceux qui respectaient les recommandations en matière d'activité physique par rapport à ceux qui ne les respectaient pas. ⁵⁴

Une période de suivi plus longue limite le risque de causalité inverse affectant les résultats, mais peut également introduire un biais de dilution de régression en raison de l'erreur de mesure de l'exposition causée par la variation réelle du comportement en matière d'activité physique au cours du suivi. ⁵⁵ Par exemple, dans une étude récente, les associations de mortalité estimées à l'aide d'un suivi de 28 ans avec une seule mesure de l'activité physique au départ étaient 2 à 3 fois plus faibles que celles estimées à l'aide de mesures répétées. ⁵⁶ Nous n'avons pas inclus les résultats utilisant plus d'une mesure de l'activité physique car aucune n'a été identifiée comme répondant à nos critères d'inclusion. Cependant, nous avons observé des associations plus faibles dans les études avec des périodes de suivi plus longues, bien que, là encore, ce résultat de méta-régression ne soit pas statistiquement significatif. Étant donné la nature récurrente de la dépression et de la pratique d'une activité physique comme traitement de cette affection, ⁵⁷ l'utilisation de mesures répétées peut être particulièrement importante et renforcerait la base de données probantes pour l'évaluation de la relation dose-réponse. Des travaux supplémentaires sont nécessaires pour comprendre les effets des différentes stratégies de gestion de la causalité inverse et de l'erreur de mesure de l'exposition dans les études sur la dépression.

Limites

Une limite de ces analyses réside dans le fait que les études incluses n'utilisaient que des mesures autodéclarées de l'activité physique, sujettes à des biais de rappel et de désirabilité sociale. Nos analyses incluaient également des données relativement limitées à des doses d'activité physique plus élevées. Des études

utilisant des mesures de l'activité basées sur des dispositifs, capturant une plus large gamme d'exposition et avec un suivi plus long des cas de dépression, sont donc justifiées. Les études présentant des résultats stratifiés pour examiner le sexe, l'âge ou les sous-groupes géographiques étaient insuffisantes ; les pays à revenu faible et intermédiaire étaient notamment sous-représentés dans les études incluses.

Conclusions

Cette méta-analyse a établi un lien entre l'activité physique et les épisodes dépressifs. Cela suggère que des bénéfices substantiels pour la santé mentale peuvent être obtenus à des niveaux d'activité physique même inférieurs aux recommandations de santé publique, avec un bénéfice supplémentaire pour atteindre l'objectif minimum recommandé, mais un bénéfice supplémentaire limité au-delà. En supposant une causalité, un cas de dépression sur neuf aurait pu être évité si chaque membre de la population avait pratiqué une activité physique conforme aux recommandations de santé actuelles.

Publié en ligne : 13 avril 2022. doi:10.1001/jamapsychiatry.2022.0609

Accès libre : Il s'agit d'un article en accès libre distribué selon les termes de la [licence CC-BY](#) . © 2022 Pearce M et al. *JAMA Psychiatry* .

Auteur correspondant : James Woodcock, PhD, Unité d'épidémiologie du MRC, École de médecine clinique de l'Université de Cambridge, Institut de science métabolique de niveau 3, Centre de traitement d'Addenbrooke, Campus biomédical de Cambridge, Cambridge CB2 0QQ, Angleterre (jw745@cam.ac.uk).

Contributions des auteurs : Les Drs Pearce et Woodcock ont eu pleinement accès à toutes les données de l'étude et assument la responsabilité de leur intégrité et de l'exactitude de leur analyse. Les Drs Pearce, Garcia et Abbas sont co-auteurs principaux. Les Drs Brage et Woodcock sont co-auteurs principaux.

Concept et design : Pearce, Garcia, Abbas, Schuch, Kelly, Mok, Brage, Woodcock.

Acquisition, analyse ou interprétation des données : Tous les auteurs.

Rédaction du manuscrit : Pearce, Garcia, Schuch, Mok, Brage, Woodcock.

Révision critique du manuscrit pour le contenu intellectuel important : Tous les auteurs.

Analyse statistique : Pearce, Garcia, Abbas, Brage.

Financement obtenu : Brage, Woodcock.

Soutien administratif, technique ou matériel : Abbas, Strain, Schuch, Mok, Smith.

Encadrement : Abbas, Schuch, Brage, Bécasse.

Déclarations de conflits d'intérêts : Le Dr Garcia a déclaré avoir reçu des subventions et un soutien non financier du Medical Research Council, ainsi que de la British Heart Foundation, de Cancer Research UK, du Conseil de recherche économique et sociale, du National Institute for Health Research et du Wellcome Trust pendant la conduite de l'étude. Le Dr Brage a déclaré avoir reçu des subventions du Medical Research Council (subvention de programme de base) pendant la conduite de l'étude. Le Dr Woodcock a déclaré avoir reçu des subventions du Medical Research Council, du Conseil européen de la recherche, du Wellcome Trust, de la British Heart Foundation, du Conseil de recherche économique et sociale, de Cancer Research UK et du ministère de la Santé pendant la conduite de l'étude. Aucune autre divulgation n'a été signalée.

Financement/Soutien : Les Drs Pearce, Strain et Brage ont été soutenus par le Medical Research Council du Royaume-Uni (MC_UU_12015/3, MC_UU_00006/4). Les Drs Pearce et Brage ont été soutenus par le National Institute for Health Research (NIHR) Biomedical Research Centre Cambridge (IS-BRC-1215-20014). Les Drs Pearce, Abbas et Woodcock ont été soutenus par le Conseil européen de la recherche (CER) dans le cadre du programme de recherche et d'innovation Horizon 2020 (convention de subvention 817754). Les Drs Garcia, Abbas et Woodcock ont été soutenus par METAHIT, un projet du MRC Methodology Panel (MR/P02663X/1), et le Centre for Diet and Activity Research, un centre d'excellence de recherche en santé publique de l'UKCRC financé par la British Heart Foundation, Cancer Research UK, l'Economic and Social Research Council, le Medical Research Council, le NIHR et le Wellcome Trust (MR/K023187/1). Le Dr Schuch a bénéficié du soutien de la Coordination de l'Apprentissage des Personnes de Niveau Supérieur du Brésil (code de financement 001). Le Dr Golubic a bénéficié d'une bourse Gates Cambridge. Le Dr Mok a bénéficié de la bourse nationale scientifique de l'Agence singapourienne pour la science, la technologie et la recherche.

Rôle du bailleur de fonds/sponsor : Les bailleurs de fonds n'ont joué aucun rôle dans la conception et la conduite de l'étude ; dans la collecte, la gestion, l'analyse et l'interprétation des données ; dans la préparation, l'examen ou l'approbation du manuscrit ; et dans la décision de soumettre le manuscrit pour publication.

Avertissement : Ce document reflète uniquement le point de vue de l'auteur et la Commission européenne n'est pas responsable de l'utilisation qui pourrait être faite des informations qu'il contient.

Contributions supplémentaires : Nous remercions l'équipe informatique de l'unité d'épidémiologie du MRC (Université de Cambridge) pour la mise en place du serveur hébergeant les résultats en ligne. Cette contribution ne leur a été versée qu'en guise de rémunération.

Références

1.

Abbatati C, Abbas KM, Abbasi-Kangevari M et al; Collaborateurs du GBD 2019 sur les maladies et les blessures. Fardeau mondial de 369 maladies et traumatismes dans 204 pays et territoires, 1990-2019 : une analyse systématique pour l'étude sur

la charge mondiale de morbidité 2019. *Lancet* . 2020;396(10258):1204-1222. est ce que je: [10.1016/S0140-6736\(20\)30925-9PubMedGoogle ScholarCrossref](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(20)30925-9)

2.

Walker ER, McGee RE, Druss BG. Mortalité liée aux troubles mentaux et implications sur la charge mondiale de morbidité : revue systématique et méta-analyse. *JAMA Psychiatry* . 2015 ; 72(4) : 334-341. doi : [10.1001/jamapsychiatry.2014.2502](https://doi.org/10.1001/jamapsychiatry.2014.2502)
[ArticlePubMedGoogle ScholarCrossref](https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/25021425/)

3.

Patel V, Chisholm D, Parikh R, et al. S'attaquer au fardeau des troubles mentaux, neurologiques et liés à la toxicomanie : messages clés de Disease Control Priorities, 3e édition. *Lancet* . 2016;387(10028):1672-1685. doi: [10.1016/S0140-6736\(15\)00390-6PubMedGoogle ScholarCrossref](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(15)00390-6)

4.

Salazar de Pablo G, Solmi M, Vaquerizo-Serrano J, et al. Prévention primaire de la dépression : une revue générale des interventions contrôlées. *J Affect Disord* . 2021 ; 294 : 957-970. doi : [10.1016/j.jad.2021.07.101PubMedGoogle ScholarCrossref](https://doi.org/10.1016/j.jad.2021.07.101)

5.

Teychenne M, Ball K, Salmon J. Activité physique et risque de dépression chez l'adulte : une revue de la littérature. *Prev Med* . 2008 ; 46(5) : 397-411. doi : [10.1016/j.ypmed.2008.01.009PubMedGoogle ScholarCrossref](https://doi.org/10.1016/j.ypmed.2008.01.009)

6.

Mammen G, Faulkner G. Activité physique et prévention de la dépression : revue systématique d'études prospectives. *Am J Prev Med* . 2013 ; 45(5) : 649-657. doi : [10.1016/j.amepre.2013.08.001.PubMed.Google ScholarCrossref](https://doi.org/10.1016/j.amepre.2013.08.001)

7.

Schuch FB, Vancampfort D, Firth J, et al. Activité physique et dépression incidente : une méta-analyse d'études de cohorte prospectives. *Am J Psychiatry* . 2018 ; 175(7) : 631-648. doi : [10.1176/appi.ajp.2018.17111194PubMedGoogle ScholarCrossref](https://doi.org/10.1176/appi.ajp.2018.17111194)

8.

Dishman RK, McDowell CP, Herring MP. Activité physique habituelle et risque de dépression : revue systématique et méta-analyse de 111 études de cohorte prospectives. *Br J Sports Med* . 2021 ; 55(16) : 926-934. doi : [10.1136/bjsports-2020-103140.PubMedGoogle ScholarCrossref](https://doi.org/10.1136/bjsports-2020-103140)

9.

Smith AD, Crippa A, Woodcock J, Brage S. Activité physique et diabète de type 2 : revue systématique et méta-analyse dose-réponse d'études de cohorte prospectives. *Diabetologia* . 2016 ; 59(12) : 2527-2545. doi : [10.1007/s00125-016-4079-0PubMedGoogle ScholarCrossref](https://doi.org/10.1007/s00125-016-4079-0)

10.

Cadre scientifique ouvert. Activité physique et risque de dépression : méta-analyse dose-réponse d'études prospectives. Publié en 2022. Consulté le 21 janvier 2022. https://osf.io/rc9nq/?view_only=7b516d9693d94c1d971512033a54176e

11.

Ainsworth BE, Haskell WL, Herrmann SD, et al. 2011 Compendium des activités physiques : une deuxième mise à jour des codes et des valeurs MET. *Med Sci Sports Exerc* . 2011 ; 43(8) : 1575-1581.

doi : [10.1249/MSS.0b013e31821ece12](https://doi.org/10.1249/MSS.0b013e31821ece12)[PubMedGoogle ScholarCrossref](#)

12.

Bull FC, Al-Ansari SS, Biddle S, et al. Lignes directrices 2020 de l'Organisation mondiale de la Santé sur l'activité physique et la sédentarité. *Br J Sports Med* . 2020;54(24):1451-1462. doi: [10.1136/bjsports-2020-102955](https://doi.org/10.1136/bjsports-2020-102955)[PubMedGoogle ScholarCrossref](#)

[ScholarCrossref](#)

13.

Najjar MF, Rowland M. Données anthropométriques de référence et prévalence du surpoids, États-Unis, 1976-1980. *Vital Health Stat 11*. 1987 ; (238) : 1-

73.[PubMedGoogle Scholar](#)

14.

Cabello M, Miret M, Caballero FF, et al. Le rôle des modes de vie malsains dans l'incidence et la persistance de la dépression : une étude longitudinale en population générale dans quatre pays émergents. *Santé mondiale* . 2017 ; 13(1) : 18.

doi : [10.1186/s12992-017-0237-5](https://doi.org/10.1186/s12992-017-0237-5)[PubMedGoogle ScholarCrossref](#)

15.

Greenland S, Longnecker MP. Méthodes d'estimation des tendances à partir de données dose-réponse résumées, avec applications à la méta-analyse. *Am J Epidemiol* . 1992 ; 135(11) : 1301-1309.

doi : [10.1093/oxfordjournals.aje.a116237](https://doi.org/10.1093/oxfordjournals.aje.a116237)[PubMed.Google ScholarCrossref](#)

16.

Orsini N, Li R, Wolk A, Khudyakov P, Spiegelman D. Méta-analyse des relations dose-réponse linéaires et non linéaires : exemples, évaluation des approximations et logiciel. *Am J Epidemiol* . 2012 ; 175(1) : 66-73.

doi : [10.1093/aje/kwr265](https://doi.org/10.1093/aje/kwr265)[PubMedGoogle ScholarCrossref](#)

17.

Gasparrini A, Armstrong B, Kenward MG. Méta-analyse multivariée des associations non linéaires et multiparamétriques. *Stat Med* . 2012 ; 31(29) : 3821-3839.

doi : [10.1002/sim.5471](https://doi.org/10.1002/sim.5471)[PubMed.Google ScholarCrossref](#)

18.

Zapata-Diomedes B, Barendregt JJ, Veerman JL. Fraction attribuable à la population : noms, types et problèmes liés à une interprétation incorrecte des risques relatifs. *Br J Sports Med* . 2018 ; 52(4) : 212-213. doi : [10.1136/bjsports-2015-095531](https://doi.org/10.1136/bjsports-2015-095531)[PubMedGoogle ScholarCrossref](#)

[ScholarCrossref](#)

19.

Crippa A, Orsini N. Méta-analyse dose-réponse multivariée : le package R dosresmeta. *J Stat Softw* . 2016 ; 72 (extrait de code 1) : 1-15.

doi : [10.18637/jss.v072.c01](https://doi.org/10.18637/jss.v072.c01)[Google ScholarCrossref](#)

20.

GitHub. Dépôt de méta-analyses. Publié en 2022. Consulté le 9 février 2022. <https://github.com/meta-analyses/meta-analysis>

21.

España-Romero V, Artero EG, Lee DC, et al. Étude prospective sur la santé cardiovasculaire idéale et les symptômes dépressifs. *Psychosomatics* . 2013;54(6):525-535. doi: [10.1016/j.psych.2013.06.016](https://doi.org/10.1016/j.psych.2013.06.016)[PubMedGoogle ScholarCrossref](#)

22.

Wise LA, Adams-Campbell LL, Palmer JR, Rosenberg L. Activité physique de loisir et symptômes dépressifs dans l'étude sur la santé des femmes noires. *Ann Behav Med* . 2006 ; 32(1) : 68-76. doi : [10.1207/s15324796abm3201_8](https://doi.org/10.1207/s15324796abm3201_8)[PubMedGoogle ScholarCrossref](#)

23.

Camacho TC, Roberts RE, Lazarus NB, Kaplan GA, Cohen RD. Activité physique et dépression : données probantes issues de l'étude du comté d'Alameda. *Am J Epidemiol* . 1991 ; 134(2) : 220-231. doi : [10.1093/oxfordjournals.aje.a116074](https://doi.org/10.1093/oxfordjournals.aje.a116074)[PubMed.Google ScholarCrossref](#)

24.

Paffenbarger RS Jr, Lee IM, Leung R. Activité physique et caractéristiques personnelles associées à la dépression et au suicide chez les étudiants américains. *Acta Psychiatr Scand Suppl* . 1994;377:16-22. doi: [10.1111/j.1600-0447.1994.tb05796.x](https://doi.org/10.1111/j.1600-0447.1994.tb05796.x)[PubMedGoogle ScholarCrossref](#)

25.

Chang SC, Pan A, Kawachi I, Okereke OI. Facteurs de risque de dépression en fin de vie : étude de cohorte prospective chez les femmes âgées. *Prev Med* . 2016 ; 91 : 144-151. doi : [10.1016/j.ypmed.2016.08.014](https://doi.org/10.1016/j.ypmed.2016.08.014)[PubMedGoogle ScholarCrossref](#)

26.

Hughes KC, Gao X, Molsberry S, Valeri L, Schwarzschild MA, Ascherio A. Activité physique et signes avant-coureurs de la maladie de Parkinson. *Neurologie* . 2019 ; 93(23) : e2157-e2169. doi : [10.1212/WNL.00000000000008567](https://doi.org/10.1212/WNL.00000000000008567)[PubMedGoogle ScholarCrossref](#)

27.

Mikkelsen SS, Tolstrup JS, Flachs EM, Mortensen EL, Schnohr P, Flensburg-Madsen T. Une étude de cohorte sur l'activité physique pendant les loisirs et la dépression. *Précédent Med* . 2010;51(6):471-475. est ce que je: [10.1016/j.ypmed.2010.09.008](https://doi.org/10.1016/j.ypmed.2010.09.008)[PubMedGoogle ScholarCrossref](#)

28.

Hamer M, Molloy GJ, de Oliveira C, Demakakos P. Activité physique de loisir, risque de symptômes dépressifs et médiateurs inflammatoires : l'étude longitudinale anglaise sur le vieillissement. *Psychoneuroendocrinologie* . 2009 ; 34(7) : 1050-1055. doi : [10.1016/j.psyneuen.2009.02.004](https://doi.org/10.1016/j.psyneuen.2009.02.004) [PubMedGoogle ScholarCrossref](#)

29.

Hallgren M, Nguyen TTD, Lundin A, et al. Associations prospectives entre l'activité physique et le diagnostic de trouble dépressif majeur chez l'adulte : une étude de

cohorte sur 13 ans. *Prev Med* . 2019 ;118(118) :38-43.
doi : [10.1016/j.ypmed.2018.10.009](https://doi.org/10.1016/j.ypmed.2018.10.009)[PubMedGoogle ScholarCrossref](#)

30.

Harvey SB, Øverland S, Hatch SL, Wessely S, Mykletun A, Hotopf M. Exercice et prévention de la dépression : résultats de l'étude de cohorte HUNT. *Am J Psychiatry* . 2018 ; 175(1) : 28-36.

doi : [10.1176/appi.ajp.2017.16111223](https://doi.org/10.1176/appi.ajp.2017.16111223)[PubMedGoogle ScholarCrossref](#)

31.

Fernandez-Montero A, Moreno-Galarraga L, Sánchez-Villegas A et al. Correction de : Dimensions de l'activité physique pendant les loisirs et risque de dépression dans la cohorte prospective « Seguimiento Universidad de Navarra »

(SUN). *BMC Psychiatrie* . 2020;20(1):132. est ce que je: [10.1186/s12888-020-02549-5](https://doi.org/10.1186/s12888-020-02549-5)[PubMedGoogle ScholarCrossref](#)

32.

Ten Have M, de Graaf R, Monshouwer K. Exercice physique chez l'adulte et résultats sur l'état de santé mentale issus de l'enquête et de l'étude d'incidence sur la santé mentale aux Pays-Bas (NEMESIS). *J Psychosom Res* . 2011;71(5):342-348.

doi: [10.1016/j.jpsychores.2011.04.001](https://doi.org/10.1016/j.jpsychores.2011.04.001)[PubMedGoogle ScholarCrossref](#)

33.

Pavey TG, Peeters G, Bauman AE, Brown WJ. L'activité physique intense offre-t-elle des bénéfices supplémentaires par rapport à une activité physique modérée ? *Med Sci Sports Exerc* . 2013 ; 45(10) : 1948-1955.

doi : [10.1249/MSS.0b013e3182940b91](https://doi.org/10.1249/MSS.0b013e3182940b91)[PubMedGoogle ScholarCrossref](#)

34.

Kuwahara K, Honda T, Nakagawa T, et al. Associations entre l'activité physique de loisir, professionnelle et de trajet domicile-travail et le risque de symptômes dépressifs chez les travailleurs japonais : une étude de cohorte.

Int J Behav Nutr Phys Act . 2015 ; 12(1) : 119. doi : [10.1186/s12966-015-0283-4](https://doi.org/10.1186/s12966-015-0283-4)[PubMedGoogle ScholarCrossref](#)

35.

Smeets RM, Dingemans PMA. Entretien diagnostique international composite (CIDI), version 1.1. Organisation mondiale de la Santé ; 1993.

36.

Kessler RC, Üstün TB. Initiative d'enquête sur la santé mentale dans le monde (WMH). Version de l'Entretien diagnostique international composite (CIDI) de l'Organisation mondiale de la Santé (OMS).

Int J Methods Psychiatr Res . 2004;13(2):93-121. doi: [10.1002/mpr.168](https://doi.org/10.1002/mpr.168)[PubMedGoogle ScholarCrossref](#)

37.

Andresen EM, Malmgren JA, Carter WB, Patrick DL. Dépistage de la dépression chez les personnes âgées en bonne santé : évaluation d'une version abrégée de l'échelle de dépression CES-D (Center for Epidemiologic Studies).

Am J Prev Med . 1994 ; 10(2) : 77-84. doi : [10.1016/S0749-3797\(18\)30622-6](https://doi.org/10.1016/S0749-3797(18)30622-6)[PubMedGoogle ScholarCrossref](#)

38.

Kaplan GA, Roberts RE, Camacho TC, Coyne JC. Prédicteurs psychosociaux de la dépression : données prospectives issues d'études de laboratoire sur la population humaine. *Am J Epidemiol* . 1987 ; 125(2) : 206-220.

doi : [10.1093/oxfordjournals.aje.a114521](https://doi.org/10.1093/oxfordjournals.aje.a114521).PubMed.Google ScholarCrossref

39.

Radloff LS. L'échelle CES-D : une échelle d'auto-évaluation de la dépression pour la recherche en population générale. *Appl. Psychol. Meas* . 1977 ; 1(3) : 385-401.

doi : [10.1177/014662167700100306](https://doi.org/10.1177/014662167700100306).Google ScholarCrossref

40.

Karim J, Weisz R, Bibi Z et Rehman S. Validation de l'échelle de dépression à huit items du Centre d'études épidémiologiques (CES-D) chez les personnes

âgées. *Curr Psychol* . 2015 ; 34(4) : 681-692. doi : [10.1007/s12144-014-9281-y](https://doi.org/10.1007/s12144-014-9281-y)Google ScholarCrossref

41.

Yakura N. Vérification de la validité de l'échelle de symptômes dépressifs à partir du questionnaire de santé existant. *Asian Pac J Dis Manag* . 2009 ; 3(1) : 21-26.

doi : [10.7223/apjdm.3.21](https://doi.org/10.7223/apjdm.3.21)Google ScholarCrossref

42.

Zigmond AS, Snaith RP. Échelle d'anxiété et de dépression hospitalière. *Acta Psychiatr Scand* . 1983 ; 67(6) : 361-370. doi : [10.1111/j.1600-0447.1983.tb09716.x](https://doi.org/10.1111/j.1600-0447.1983.tb09716.x)PubMedGoogle ScholarCrossref

43.

Berwick DM, Murphy JM, Goldman PA, Ware JE Jr, Barsky AJ, Weinstein MC.

Performance d'un test de dépistage de santé mentale en cinq points. *Med Care* . 1991 ; 29(2) : 169-176. doi : [10.1097/00005650-199102000-00008](https://doi.org/10.1097/00005650-199102000-00008).PubMedGoogle ScholarCrossref

44.

Unité d'épidémiologie du MRC. Interface de méta-analyses de l'activité physique.

Publié en 2022. Consulté le 9 février 2022. <https://shiny.mrc-epid.cam.ac.uk/meta-analyses-physical-activity/>

45.

Brellenthin AG, Crombie KM, Hillard CJ, Koltyn KF. Réponses endocannabinoïdes et humeur à l'exercice physique chez des adultes présentant différents niveaux d'activité. *Med Sci Sports Exerc* . 2017 ; 49(8) : 1688-1696.

doi : [10.1249/MSS.0000000000001276](https://doi.org/10.1249/MSS.0000000000001276)PubMedGoogle ScholarCrossref

46.

Kandola A, Ashdown-Franks G, Hendrikse J, Sabiston CM, Stubbs B. Activité physique et dépression : vers une meilleure compréhension des mécanismes

antidépresseurs de l'activité physique. *Neurosci Biobehav Rev*. 2019 ; 107 : 525-539. doi : [10.1016/j.neubiorev.2019.09.040](https://doi.org/10.1016/j.neubiorev.2019.09.040)PubMedGoogle ScholarCrossref

47.

Dzhambov AM, Hartig T, Tilov B, Atanasova V, Makakova DR, Dimitrova DD. Les espaces verts résidentiels sont associés à la santé mentale via des mécanismes étroitement liés de renforcement et de restauration des capacités. *Environ Res* .

2019;178:108708. doi: [10.1016/j.envres.2019.108708](https://doi.org/10.1016/j.envres.2019.108708)[PubMedGoogle ScholarCrossref](#)

48.

van den Berg MM, van Poppel M, van Kamp I, et al. L'activité physique, la cohésion sociale et la solitude influencent-elles le lien entre le temps passé à fréquenter les espaces verts et la santé mentale ? *Environ Behav* . 2019 ; 51(2) : 144-166. doi : [10.1177/0013916517738563](https://doi.org/10.1177/0013916517738563)[PubMedGoogle ScholarCrossref](#)

49.

Dzhambov AM, Lercher P. Exposition au bruit du trafic routier et dépression/anxiété : revue systématique et méta-analyse mises à jour. *Int J Environ Res Public Health* . 2019 ; 16(21) : E4134. doi : [10.3390/ijerph16214134](https://doi.org/10.3390/ijerph16214134)[PubMedGoogle ScholarCrossref](#)

50.

Wickham S, Taylor P, Shevlin M, Bentall RP. L'impact de la privation sociale sur la paranoïa, les hallucinations, la manie et la dépression : le rôle de la discrimination, du soutien social, du stress et de la confiance. *PLoS One* . 2014 ; 9(8) : e105140. doi : [10.1371/journal.pone.0105140](https://doi.org/10.1371/journal.pone.0105140)[PubMedGoogle ScholarCrossref](#)

51.

Lubans D, Richards J, Hillman C, et al. Activité physique pour la santé cognitive et mentale des jeunes : revue systématique des mécanismes. *Pediatrics* . 2016 ; 138(3):e20161642. doi : [10.1542/peds.2016-1642](https://doi.org/10.1542/peds.2016-1642)[PubMedGoogle ScholarCrossref](#)

52.

Burcusa SL, Iacono WG. Risque de récurrence de la dépression. *Clin Psychol Rev*. 2007 ; 27(8) : 959-985. doi : [10.1016/j.cpr.2007.02.005](https://doi.org/10.1016/j.cpr.2007.02.005)[PubMedGoogle ScholarCrossref](#)

53.

Kim SY, Park JH, Lee MY, Oh KS, Shin DW, Shin YC. Activité physique et prévention de la dépression : une étude de cohorte. *Gen Hosp Psychiatry* . 2019 ; 60 : 90-97. doi : [10.1016/j.genhosppsych.2019.07.010](https://doi.org/10.1016/j.genhosppsych.2019.07.010)[PubMedGoogle ScholarCrossref](#)

54.

McDowell CP, Dishman RK, Hallgren M, MacDonncha C, Herring MP. Associations entre activité physique et dépression : résultats de l'étude longitudinale irlandaise sur le vieillissement. *Exp Gerontol* . 2018 ; 112 : 68-75. doi : [10.1016/j.exger.2018.09.004](https://doi.org/10.1016/j.exger.2018.09.004)[PubMedGoogle ScholarCrossref](#)

55.

Strain T, Wijndaele K, Sharp SJ, Dempsey PC, Wareham N, Brage S. Impact de la durée du suivi et des approches analytiques pour tenir compte de la causalité inverse sur l'association entre activité physique et résultats de santé dans UK Biobank. *Int J Epidemiol* . 2020 ; 49(1) : 162-172. doi : [10.1093/ije/dyz212](https://doi.org/10.1093/ije/dyz212)[PubMedGoogle ScholarCrossref](#)

56.

Lee DH, Rezende LFM, Ferrari G, et al. Activité physique et mortalité toutes causes confondues et par cause : évaluation de l'impact de la causalité inverse et des erreurs de mesure dans deux grandes cohortes prospectives. *Eur J Epidemiol* .