[39] Bon-Maury G, Bruneau C, Dherbécourt C, Diallo A, Flamand J, Gilles C, *et al.* Le coût économique des discriminations. Paris: France Stratégie; 2016. 122 p.

Citer cet article

Marie C. Chômage, stigmatisation et santé : enjeux psychosociaux et perspectives de santé publique. Bull Epidemiol Hebd. 2026;(23-24):499-507. https://beh.santepubliquefrance.fr/beh/2026/23-24/2026_23-24_1.html

Cet article est sous licence internationale *Creative Commons Attribution 4.0* qui autorise sans restrictions l'utilisation, la diffusion, et la reproduction sur quelque support que ce soit, sous réserve de citation correcte de la publication originale.

© BY

ARTICLE // Article

L'ÉPISODE DÉPRESSIF CARACTÉRISÉ DES ACTIFS SANS ET EN EMPLOI ET FACTEURS ASSOCIÉS : RÉSULTATS À PARTIR DU BAROMÈTRE DE SANTÉ PUBLIQUE FRANCE 2021

// DEPRESSIVE EPISODES IN FRANCE BY UNEMPLOYED AND EMPLOYED WORKERS AND RELATED FACTORS: RESULTS FROM THE 2021 SANTÉ PUBLIQUE FRANCE HEALTH BAROMETER

Hélène Goulard[1] (helene.goulard@santepubliquefrance.fr), Christophe Léon[1], Noémie Soullier[1], Aude Mondeilh[2], Guillaume Boulanger[1]

[1] *Santé publique France, Saint-Maurice*
[2] *Centre d'épidémiologie et de recherche en santé des populations (Cerpop), Université de Toulouse*

Soumis le 22.05.2026 // *Date of submission: 05.22.2026*

Résumé // Abstract

Introduction – En France, d'importantes inégalités sociales de santé subsistent, et l'emploi est un déterminant social qui joue notamment sur la santé mentale. Afin d'identifier les populations auprès desquelles intervenir pour la prévention, il est nécessaire de mieux connaître les différences de prévalence de l'épisode dépressif caractérisé (EDC) entre actifs sans et en emploi et d'identifier les déterminants sociaux en jeu.

Méthode – Notre population d'étude est constituée de 14 471 actifs âgés de 18 à 64 ans résidant en France hexagonale interrogés par téléphone. Elle est issue des données du Baromètre de Santé publique France 2021. Les estimations ont été pondérées afin de tenir compte de la probabilité d'inclusion et de la structure de la population.

Résultats – L'EDC dans l'année était plus fréquent chez les actifs sans emploi que ceux en emploi, chez les hommes (16,7% *versus* 10,0%, p<0,001) et les femmes (27,2% *vs* 15,5%, p<0,001). L'EDC concernait plus fréquemment les plus jeunes (18-24 ans), et en particulier les jeunes femmes sans emploi (34,5%). Après ajustement sur les caractéristiques sociodémographiques et économiques, les comportements de santé et l'effet ressenti de la période de la Covid-19 sur le moral, la situation d'emploi restait associée significativement à l'EDC parmi les femmes (odds ratio ajusté, ORa=1,4 – intervalle de confiance à 95%: [1,1-1,8]) contrairement aux hommes. De plus, le fait de vivre en famille monoparentale accentuerait le lien entre chômage et EDC chez les femmes sans emploi.

Conclusion – Même si les mécanismes directs et indirects du lien entre chômage et EDC restent à mieux identifier, une prévention ciblée doit concerner la population des actifs sans emploi, notamment les femmes les plus jeunes et celles en famille monoparentale.

Introduction – *In France, significant social inequalities in health persist, and employment is a social determinant that particularly affects mental health. To identify populations for prevention, it is necessary to better understand the differences in the prevalence of major depressive episode (MDE) between the unemployed and employed persons, and to identify the social determinants.*

Method – *Our study population consists of 14,471 people in labor force aged 18 to 64, residing in mainland France, surveyed by telephone, using data from Santé publique France's 2021 Health Barometer. Estimates were weighted to account for inclusion probability and population structure.*

Results – *Past-year MDE was more frequent among unemployed than employed people: 16.7% versus 10.0% in men (p<0.001) and 27.0% vs 15.5% in women (p<0.001). MDE more frequently affected the youngest (18-24 years), particularly unemployed young women (34.5%). After adjustment for sociodemographic and economic characteristics, health behaviors and the perceived impact of COVID-19 on morale, employment status remained*

significantly associated with MDE among women (ajusted OR=1.4, 95% confidence interval, 95% CI: [1.1-1.8]), but the association became non-significant in men. Furthermore, living in a single-parent household may strengthen the link between unemployment and MDE in unemployed women.

Conclusion – *Although the direct and indirect mechanisms linking unemployment to MDE require better identification, targeted prevention measures must focus on the unemployed working-age population, particularly the youngest women and those in single-parent families.*

Mots-clés : Actifs sans emploi, Épisode dépressif caractérisé, Inégalités sociales de santé
// Keywords: Unemployed people, Major depressive episode, Social inequalities in health

Introduction

En France, d'importantes inégalités sociales de santé (ISS) apparaissent dès l'enfance et s'accumulent tout au long de la vie [1,2]. Elles résultent d'une distribution hétérogène des déterminants sociaux de la santé [3] parmi lesquels la situation d'emploi occupe une place centrale [2]. En France, parmi la totalité des actifs (sans emploi dits « chômeurs », et en emploi), les actifs sans emploi peuvent représenter entre 2 millions et 5,8 millions de personnes selon France Travail [(1)].

Les études portant sur la santé des actifs sans emploi ont mis en évidence des indicateurs de santé dégradés [4], notamment sur la santé mentale [5-7] et les usages de substances psychoactives [8-10]. Une corrélation forte a été établie entre l'augmentation du taux de chômage et celle du taux de suicide [11].

Bien que le lien entre chômage et dégradation de la santé mentale soit avéré, les mécanismes sous-jacents, ainsi que l'influence des déterminants sociaux chez les hommes et les femmes, restent insuffisamment explorés séparément [12]. Le lien peut être bidirectionnel entre la santé et le fait d'être actif sans emploi. Des recherches indiquent que l'influence du fait d'être sans emploi sur la santé mentale peut être jusqu'à deux fois plus élevée chez les hommes que chez les femmes [13]. Pour expliquer cette disparité, l'une des hypothèses repose sur la divergence des situations ou des rôles familiaux et des attentes sociales entre les sexes [12].

Dans l'objectif de mieux documenter l'état de santé des personnes sans emploi, Santé publique France a mis en place un programme de surveillance épidémiologique de la santé des personnes sans emploi (Sesse) [(2)]. Il vise à produire, pour la première fois et régulièrement, des indicateurs épidémiologiques nationaux afin de quantifier le fardeau sanitaire au sein de cette population, de suivre l'évolution de ces indicateurs et de proposer des stratégies de prévention adaptées. Une première étude, résumée dans cet article, s'est appuyée sur l'édition 2021 du Baromètre de Santé publique France.

Cet article compare la prévalence de l'épisode dépressif caractérisé (EDC) déclaré au cours des 12 derniers mois chez les actifs, selon qu'ils se déclarent avec ou sans emploi. L'analyse poursuit trois objectifs principaux :

- estimer la prévalence de l'EDC au cours des 12 derniers mois selon la situation d'emploi, c'est-à-dire chez les actifs se déclarant sans et en emploi ;
- évaluer le lien entre situation d'emploi et l'EDC chez les hommes et les femmes en tenant compte des déterminants sociaux (diplôme, situation financière, origine migratoire, type de ménage), des comportements individuels en santé et de l'effet ressenti de la période de la Covid-19 ;
- explorer dans quelle mesure le type de ménage, spécifiquement la monoparentalité, amplifie le lien entre le chômage et l'EDC.

Méthode

Source de données et population d'étude

Le Baromètre de Santé publique France est une enquête transversale répétée, interrogeant la population résidant en France hexagonale sur ses opinions, comportements et connaissances en lien avec la santé. L'étude s'appuie sur les données de l'édition 2021, soit 24 514 personnes âgées de 18 à 85 ans et parlant le français, interrogées par téléphone. Le taux de participation révisé était de 44,3%.

Mesure de l'épisode dépressif caractérisé

La variable d'intérêt à expliquer, l'EDC au cours des 12 derniers mois, s'appuie sur la version courte du questionnaire *Composite International Diagnostic Interview* (CIDI-SF) développé par l'Organisation mondiale de la santé (OMS) [14]. L'EDC est ainsi défini par l'existence d'une période de 15 jours consécutifs de tristesse ou de perte d'intérêt, presque tous les jours et pratiquement toute la journée, ainsi que par la présence sur la même période, d'au moins trois symptômes secondaires et une perturbation des activités. Les EDC sont caractérisés comme légers, modérés ou sévères, en fonction du nombre de symptômes décrits et de leur retentissement sur les activités habituelles [15,16].

Variables sociodémographiques, économiques et de comportements de santé

La situation d'emploi, déterminant social majeur de la santé, est étudiée comme variable explicative. Elle concourt à la position sociale d'un individu et

(1) https://statistiques.francetravail.org/stmt/publication
(2) https://www.santepubliquefrance.fr/etudes-et-enquetes/sesse-surveillance-epidemiologique-de-la-sante-des-personnes-sans-emploi-en-france

interagit avec les autres déterminants sociaux tels que le sexe, l'éducation et les ressources financières. Elle a été évaluée à partir de la question suivante : « Quelle est actuellement votre situation professionnelle ? En emploi, apprenti(e) ou en stage rémunéré ; étudiant(e), lycéen(ne), en formation ou en stage non rémunéré ; au chômage (inscrit(e) ou non à Pôle Emploi) ; retraité(e) ou préretraité(e) ; femme ou homme au foyer ; dans une autre situation (congés longue durée, personne handicapée, etc.) ». Notre étude est restreinte aux actifs, classées en deux catégories : « en emploi » et « sans emploi ». L'expression « actifs sans emploi » est utilisée dans l'article pour désigner les personnes ayant déclaré être au chômage (inscrites ou non à France Travail, anciennement Pôle Emploi).

Les variables sociodémographiques et économiques étudiées étaient : le sexe, l'âge en tranches (18-24 ans, 25-44 ans, 45-64 ans), la taille d'unité urbaine de la commune de résidence (hors unité urbaine, 20 000 à 200 000 habitants, agglomération parisienne), le niveau de diplôme (inférieur au baccalauréat, baccalauréat, supérieur au baccalauréat), la profession et catégorie socioprofessionnelle (PCS) actuelle ou dernière PCS occupée (cadres, ouvriers, autres), le type de ménage (personne seule ou autre, famille monoparentale, couple sans ou avec enfant(s)), la perception de sa situation financière (à l'aise ou ça va, c'est juste, c'est difficile ou n'y arrive pas sans faire de dettes), l'origine migratoire (non immigré et immigré).

Les analyses ont été ajustées sur les comportements de santé relatifs à la consommation quotidienne de tabac, l'alcoolisation ponctuelle importante (API) hebdomadaire (correspondant au fait de boire six verres ou plus en une occasion, chaque semaine au cours des 12 derniers mois), ainsi que l'usage de cannabis au cours des 12 derniers mois. Ces comportements ont été synthétisés sous forme de variables binaires (oui/non).

Enfin, l'impact de la pandémie de la Covid-19 a été mesuré à travers le ressenti de cette période sur le moral en trois catégories : un effet (tout à fait ou plutôt), pas d'effet ressenti (plutôt pas ou pas du tout) ou sans opinion.

Analyse statistique

L'analyse a été restreinte aux 14 471 actifs âgés de 18 à 64 ans dont 7 321 femmes et 7 150 hommes.

Les estimations ont été pondérées afin de tenir compte de la probabilité d'inclusion (au sein du ménage et en fonction de l'équipement téléphonique) et de la structure de la population via un calage sur marges utilisant les variables suivantes : le sexe croisé avec l'âge en tranches décennales et la région, la taille d'unité urbaine, la taille du foyer et le niveau de diplôme (population de référence : Insee, enquête emploi 2020) [3].

[3] https://www.santepubliquefrance.fr/etudes-et-enquetes/barometres-de-sante-publique-france/barometre-sante-2021

Analyse descriptive

Les prévalences de l'EDC ont été décrites selon les caractéristiques sociodémographiques et économiques, ainsi que les comportements de santé et l'effet de la période de la Covid-19. Elles ont été comparées au moyen du test du Chi2 de Pearson (avec correction de Rao-Scott). Les analyses ont été stratifiées selon le sexe.

Modélisation

Les associations entre la situation d'emploi et l'EDC ont été évaluées à l'aide de régressions logistiques. La catégorie de référence était celle des actifs en emploi. Dans un premier temps, des analyses univariées ont permis d'estimer des odds ratio (OR) bruts. Puis, des modèles multivariés ont été réalisés, incluant les caractéristiques démographiques et économiques, les comportements de santé et l'effet perçu de la période de la Covid-19 sur le moral. Seuls les modèles finaux sont présentés. Ces variables ont été considérées, soit comme des facteurs de risque d'EDC, soit comme des facteurs de confusion.

Le seuil d'inclusion des variables dans les modèles multivariés a été fixé à un seuil de significativité inférieur à 20% lors de l'analyse bivariée. Les variables ont été introduites dans les modèles selon la force de l'association et par groupe de variables socio-économiques puis de comportements (résultats non présentés).

Enfin, dans un troisième temps, ces mêmes analyses multivariées ont été stratifiées sur le type de ménage, afin d'évaluer si le lien entre situation d'emploi et EDC était différent ou accentué.

Résultats

En 2021, la prévalence globale de l'EDC dans l'année parmi les actifs de 18-64 ans était de 10,9% (n=747) parmi les hommes et 17,2% parmi les femmes (n=1 192).

L'épisode dépressif caractérisé selon la situation d'emploi et les autres déterminants sociaux

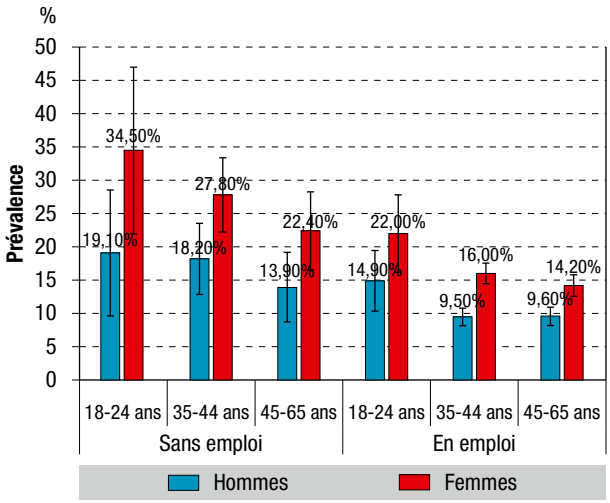
La prévalence globale de l'EDC déclaré dans l'année était de 16,7% chez les hommes actifs sans emploi et de 27,2% parmi les femmes sans emploi. L'EDC dans l'année était plus fréquent chez les actifs sans emploi que ceux en emploi, quel que soit l'âge (figure). La prévalence la plus élevée chez les actifs sans emploi était observée chez les femmes et hommes de 18 à 24 ans (respectivement 34,5% et 19,1%).

Hommes

Chez les hommes, les prévalences d'EDC étaient respectivement de 16,7% *versus* 9,9% entre actifs sans et en emploi. L'EDC au cours de l'année concernait plus fréquemment les 18-24 ans, les personnes habitant en unité urbaine (de 20 000 à 200 000 habitants ou agglomération parisienne), les immigrés,

Figure

Prévalence déclarée de l'EDC au cours des 12 derniers mois selon la situation d'emploi et l'âge chez les hommes et chez les femmes, Baromètre Santé publique France 2021



EDC : épisode dépressif caractérisé.
Note de lecture : La prévalence d'EDC dans l'année était de 19,1% (intervalle de confiance à 95%, IC95%: [10-29]) parmi les hommes de 18-24 ans actifs sans emploi.
Source : Baromètre de Santé publique France 2021.

ceux qui financièrement y arrivaient difficilement ou n'y arrivaient pas sans dettes, et ceux qui vivaient au sein d'une famille monoparentale. Il n'était pas mis en évidence d'association avec la PCS et le diplôme (tableau 1).

Femmes

Les prévalences chez les femmes étaient respectivement de 27,2% parmi les actives sans emploi *vs* 15,5% parmi celles actives en emploi. L'EDC concernait plus fréquemment les 18-24 ans, celles sans emploi, celles qui avaient uniquement le baccalauréat, celles qui financièrement y arrivaient difficilement ou n'y arrivaient pas sans dettes ainsi que celles qui vivaient au sein d'une famille monoparentale. Il n'y avait pas d'association avec la taille d'unité urbaine et l'origine migratoire (tableau 1).

L'épisode dépressif caractérisé selon les comportements défavorables à la santé

Au sujet des comportements de santé (tableau 2), la prévalence déclarée de l'EDC au cours de l'année était significativement plus élevée chez ceux qui ont déclaré être fumeur quotidien (14,3% chez les hommes et 25,7% chez les femmes), avoir eu une API hebdomadaire (15,3% chez les hommes et 26,2% chez les femmes) et chez ceux qui ont déclaré un usage de cannabis dans l'année (16,5% chez les hommes et 33,0% chez les femmes).

L'épisode dépressif caractérisé et la période de la Covid-19

La prévalence d'EDC était plus importante parmi ceux et celles déclarant que la période de la Covid-19 a eu un effet sur leur moral (17,5% chez les hommes *vs* 23,5% chez les femmes) (tableau 2).

La situation d'emploi : un des déterminants sociaux de l'épisode dépressif caractérisé

Hommes

La probabilité de déclarer un EDC dans l'année était significativement plus élevé chez les hommes actifs sans emploi que chez ceux en emploi, avec un OR brut de 1,8 (intervalle de confiance à 95%, IC95%: [1,4-2,4]) (tableau 3). Après ajustement sur l'âge, le diplôme, l'origine migratoire, le type de ménage, la situation financière, la taille d'agglomération de résidence, les comportements de santé et l'effet ressenti de la période de la Covid-19 sur le moral, la situation d'emploi n'était plus associée significativement à l'EDC dans l'année (OR ajusté, ORa=1,1 [0,8-1,5]). Ce résultat suggère que l'effet initialement observé était expliqué par les autres déterminants sociaux et comportementaux introduits dans le modèle.

Femmes

L'association entre l'EDC dans l'année était significativement plus élevée chez les femmes actives sans emploi que chez celles en emploi, avec un OR brut de 2,0 [1,6-2,5]. Après ajustement sur l'âge, le diplôme, le type de ménage, la situation financière, les comportements de santé et l'effet ressenti de la période de la Covid-19 sur le moral (tableau 3), la situation d'emploi reste associée à la survenue d'un EDC dans l'année, avec un risque accru chez les femmes actives sans emploi par rapport aux femmes actives en emploi (ORa=1,6 [1,2-2,0]).

La probabilité de risque d'épisode dépressif caractérisé est accrue pour les femmes sans emploi en famille monoparentale

L'association brute entre l'EDC et la situation d'emploi était plus élevée pour les actifs sans emploi par rapport aux actifs en emploi, pour les hommes et pour les femmes vivant en couple ou vivant seuls ou dans un ménage complexe (tableau 4).

En revanche, parmi les actifs vivant en famille monoparentale, le risque d'EDC est accru pour les femmes sans emploi (ORa=2,0 [1,2-3,3]) par rapport aux femmes en emploi, mais ce n'est pas le cas chez les hommes.

Discussion

Écarts

L'épisode dépressif caractérisé déclaré est plus élevé parmi les actifs sans emploi que parmi les actifs en emploi

En 2021, le pourcentage d'EDC déclaré au cours des 12 derniers mois était plus élevé chez les actifs sans emploi qu'en emploi. Le pourcentage d'EDC déclaré était toujours plus élevé chez les femmes : en particulier, plus d'une femme sur quatre sans emploi (27,2%) présentait un EDC dans l'année contre un homme sur six (16,7%) de 18 à 64 ans. La proportion d'EDC déclaré était la plus élevée parmi les jeunes femmes de 18 à 24 ans sans emploi (34,5%).

Tableau 1

Prévalence de l'EDC au cours des 12 derniers mois selon les caractéristiques sociodémographiques et économiques chez les actifs hommes et femmes de 18 à 64 ans (n=14 471) – Baromètre de Santé publique France 2021

	Hommes (n=747)			Femmes (n=1 192)		
	EDC			EDC		
	N	%	[IC95%]	N	%	[IC95%]
Situation d'emploi	***			***		
Actifs sans emploi	119	16,7	[13,2-20,2]	192	27,2	[23,0-30,9]
Actifs en emploi	628	9,9	[9,1-10,9]	1 000	15,5	[14,4-16,6]
Origine migratoire	*			NS		
Non immigré	652	10,4	[9,5-11,3]	1 074	16,9	[15,7-18,0]
Immigré	95	14,2	[10,7-17,6]	118	19,0	[15,0-22,9]
Diplôme	NS			*		
<Baccalauréat	189	10,3	[8,5-11,9]	245	17,1	[14,6-19,3]
Baccalauréat	169	12,8	[10,6-14,8]	249	19,8	[17,3-22,4]
>Baccalauréat	389	10,7	[9,5-11,8]	698	16,0	[14,6-17,2]
Dernière PCS ou actuelle	NS			NS		
Cadres	402	10,2	[8,4-11,9]	229	16,6	[14,3-18,9]
Ouvriers	170	10,2	[8,5-11,9]	99	20,9	[16,4-25,0]
Autres	175	11,6	[10,2-12,9]	863	16,8	[15,4-18,0]
Type de ménage	***			***		
Ménage d'une seule personne, autre	221	13,6	[11,4-15,8]	278	22,9	[20,0-25,9]
Famille monoparentale	87	15,1	[11,4-18,8]	235	23,9	[20,4-27,2]
Couple avec ou sans enfant	439	9,4	[8,4-10,5]	678	14,2	[13,0-15,5]
Situation financière	***			***		
À l'aise, ça va	444	8,5	[7,6-9,5]	688	13,5	[12,2-14,6]
C'est juste	173	13,9	[11,5-16,3]	298	21,6	[18,8-24,2]
Y arrive difficilement ou n'y arrive pas sans dettes	130	19,3	[15,6-22,9]	206	29,3	[24,9-33,3]
Âge (ans)	***			***		
18-24	71	16,0	[11,8-20,1]	83	25,7	[20,1-31,3]
25-44	343	10,6	[9,3-11,9]	581	17,7	[16,1-19,3]
45-64	333	10,2	[8,8-11,4]	528	15,2	[13,5-16,6]
Taille d'unité urbaine de résidence	**			NS		
Hors unité urbaine	145	7,8	[6,2-9,3]	273	15,5	[13,6-17,8]
20 000 à ≥200 000 habitants	457	11,9	[10,7-13,2]	704	17,3	[15,9-18,8]
Agglomération parisienne	145	11,5	[9,1-13,9]	215	18,1	[15,3-20,9]

EDC : épisode dépressif caractérisé ; PCS : professions et catégories socioprofessionnelles ; IC95% : intervalle de confiance à 95% ; NS : non significatif.
Test de comparaison des pourcentages de Rao Scott tenant compte du plan de sondage : *** : p<0,0001 ; ** : p<0,001 ; * : p<0,05 ; NS : p>0,05.
% : pourcentage pondéré tenant compte de la probabilité d'inclusion et de la structure de la population cible.
Note de lecture : Parmi les actifs sans emploi, 16,7% des hommes et 27,2% des femmes déclaraient un EDC.

À notre connaissance, il n'existe pas de données récentes de prévalence de l'EDC en France dans la population des actifs sans emploi parmi l'ensemble des actifs de 18 à 64 ans.

Des écarts qui diminuent entre hommes et femmes sans emploi

Les associations bivariées entre la situation d'emploi et l'EDC dans l'année étaient proches entre hommes et femmes (OR bruts d'EDC de 1,8 et 2,0 entre actifs sans emploi *vs* en emploi). Cependant, ces associations ne jouaient pas de la même manière chez les hommes et les femmes. Chez les hommes, le lien entre la situation d'emploi et l'EDC s'expliquait par la position sociale et les comportements de santé.

Chez les femmes, après ajustement, le fait d'être active sans emploi était un déterminant social significativement associé à l'EDC, et ce indépendamment des autres déterminants sociaux et comportementaux pris en compte dans le modèle ajusté. Cet effet restait somme toute modeste, avec une probabilité

Tableau 2

Prévalence de l'EDC selon les comportements de santé et l'effet ressenti de la période de la Covid-19 sur le moral chez les actifs hommes et femmes de 18 à 64 ans (n=14 471) – Baromètre de Santé publique France 2021

	Hommes (n=747)			Femmes (n=1 192)		
	EDC			EDC		
	N	%	[IC95%]	N	%	[IC95%]
Tabac quotidien	***			***		
Oui	271	14,3	[12,2-16,2]	401	25,7	[22,8-28,3]
Non	469	9,2	[8,2-10,2]	786	14,2	[13,0-15,3]
API par semaine	***			*		
Oui	79	15,3	[11,3-19,3]	38	26,2	[17,7-34,8]
Non	668	10,5	[9,5-11,4]	1153	17,0	[15,8-18,0]
Cannabis dans l'année	***			***		
Oui	148	16,5	[13,4-19,4]	117	33,0	[27,0-38,9]
Non	599	10,0	[9,0-10,9]	1074	16,1	[14,9-17,1]
Effet ressenti de la période de la Covid-19 sur le moral	***			***		
Tout à fait ou plutôt	127	17,5	[15,9-19,1]	977	23,5	[21,9-25,1]
Plutôt pas, pas du tout ou sans opinion	620	3,7	[3,0-4,5]	214	7,6	[6,4-8,8]

EDC : épisode dépressif caractérisé ; IC95% : intervalle de confiance à 95% ; API : alcoolisation ponctuelle importante.
Test de comparaison des pourcentages de Rao Scott tenant compte du plan de sondage : *** : p<0,0001 ; * : p<0,05.
% : pourcentage pondéré tenant compte de la probabilité d'inclusion et de la structure de la population cible.
Note de lecture : Parmi les femmes actives de 18-64 ans déclarant fumer quotidiennement, elles étaient 25,7% à déclarer un EDC dans l'année.

Tableau 3

Odds ratios bruts et ajustés de l'association entre la situation d'emploi et l'EDC en tenant compte des caractéristiques sociodémographiques et socio-économiques, des comportements de santé et de l'effet ressenti de la période de la Covid-19 – hommes et femmes de 18 à 64 ans, n=14 471 – Baromètre de Santé publique France 2021

	Hommes (n=7 150)				Femmes (n=7 321)			
	OR bruts [IC95%]		OR ajustés[a] [IC95%]		OR bruts [IC95%]		OR ajustés[b] [IC95%]	
Caractéristiques socio-économiques								
Situation d'emploi	***		NS		***		***	
Actifs en emploi	réf.		réf.		réf.		réf.	
Actifs sans emploi	1,8	[1,4-2,4]	1,1	[0,8-1,5]	2,0	[1,6-2,5]	1,6	[1,2-2,0]
Diplôme le plus élevé	0,14		*		*		0,05	
<Baccalauréat	réf.		réf.		réf.		réf.	
Baccalauréat	1,3	[1,0-1,7]	1,4	[1,1-1,9]	1,2	[1,0-1,5]	1,3	[1,0-1,6]
>Baccalauréat	1,1	[0,9-1,4]	1,3	[1,0-1,7]	0,9	[0,8-1,1]	1,3	[1,0-1,7]
Origine migratoire	*		NS		NS		-	-
Non immigré	réf.		réf.		réf.		-	-
Immigré	1,4	[1,1-1,9]	1,2	[0,8-1,7]	1,2	[0,9-1,5]	-	-
Type de ménage	***		NS		***		***	
Couple avec et sans enfant	réf.		réf.		réf.		réf.	
Ménage d'une seule personne, autre	1,6	[1,4-1,8]	1,2	[1,0-1,5]	1,5	[1,2-1,9]	1,5	[1,2-1,8]
Famille monoparentale	2,0	[1,6-2,3]	1,4	[1,0-1,9]	1,7	[1,3-2,4]	1,5	[1,2-1,8]
Situation financière	***		***		***		***	
À l'aise, ça va	réf.		réf.		réf.		réf.	
Juste, un peu difficile	1,7	[1,4-2,2]	1,6	[1,2-2,0]	1,8	[1,5-2,2]	1,4	[1,1-1,7]
Difficile, n'y arrive pas sans dettes	2,6	[2,0-3,4]	1,9	[1,4-2,6]	2,7	[2,1-3,4]	1,8	[1,4-2,4]

☞

Tableau 3 (Suite)

	Hommes (n=7 150)				Femmes (n=7 321)			
	OR bruts [IC95%]		OR ajustés[a] [IC95%]		OR bruts [IC95%]		OR ajustés[b] [IC95%]	
Caractéristiques sociodémographiques								
Âge (ans)	**		NS		***		NS	
45-65	réf.		réf.		réf.		réf.	
25-44	1,1	[0,9-1,3]	0,8	[0,7-1,0]	1,2	[1,0-1,4]	1,1	[0,9-1,3]
18-24	1,7	[1,2-2,4]	1,1	[0,8-1,6]	1,9	[1,4-2,7]	1,3	[0,9-1,8]
Taille agglomération de résidence	**		*		NS		-	-
Hors unité urbaine	réf.		réf.		réf.		-	-
20 000 à ≥200 000 habitants	1,6	[1,3-2,0]	1,4	[1,1-1,8]	1,1	[0,9-1,4]	-	-
Agglomération parisienne	1,6	[1,1-2-1]	1,3	[0,9-1,8]	1,2	[0,9-1,5]		
Comportements de santé ou effet ressenti								
Tabac quotidien	***		*		***		***	
Non	réf.		réf.		réf.		réf.	
Oui	1,6	[1,3-2,0]	1,3	[1,1-1,7]	2,1	[1,7-2,5]	1,7	[1,4-2,1]
API par semaine	**		NS		*		NS	
Non	réf.		réf.		réf.		réf.	
Oui	1,5	[1,1-2,1]	1,2	[0,9-1,7]	1,8	[1,1-2,8]	1,0	[0,6-1,6]
Cannabis dans l'année	*		NS		**		*	
Non	réf.		réf.		réf.		réf.	
Oui	1,8	[1,4-2,2]	1,2	[0,9-1,6]	2,6	[2,0-3,4]	1,5	[1,1-2,0]
Effet ressenti de la période de la Covid-19 sur le moral	***		***		***		***	
Moindre effet ou pas ou ne se prononce pas	réf.		réf.		réf.		réf.	
Tout à fait ou plutôt	5,4	[4,3-6,9]	5,0	[3,9-6,4]	3,7	[3,1-4,5]	3,5	[2,8-4,3]

EDC : épisode dépressif caractérisé ; API : alcoolisation ponctuelle importante ; OR : odds ratio ; IC95% : intervalle de confiance à 95% ; réf. : référence ; NS : non significatif.

Régression logistique : OR bruts et ajustés[a,b] sur les variables du tableau. *** : p< 0,0001 ; ** : p<0,001 ; * : p<0,05 ; NS : p>0,30.

[a] : ajustés sur l'âge, la taille d'agglomération de résidence, la situation d'emploi, le diplôme, le statut migratoire, le type de ménage, la situation financière déclarée, la consommation quotidienne de tabac, la consommation excessive d'alcool par mois, la consommation de cannabis dans l'année, l'effet de la période de la Covid-19 sur le moral.

[b] : ajustés sur l'âge, la situation d'emploi, le diplôme, le type de ménage, la situation d'emploi déclarée, la consommation quotidienne de tabac, la consommation excessive d'alcool par mois, la consommation de cannabis dans l'année, l'effet de la période de la Covid-19 sur le moral.

Note de lecture : Après ajustement, l'association entre le fait d'être sans emploi et l'EDC était positive et augmenté avec un OR de 1,6 [1,2-2,0] chez les femmes.

de présenter un EDC supérieur de 60% (ORa=1,6). Dans une étude en Espagne, l'ORa chez les femmes était de 1,5[17] et il était du même ordre de grandeur chez les hommes et les femmes que dans l'étude française Epicov[18].

Comme le soulignaient Dominique Lhuilier et coll., l'expérience du chômage peut être vécue comme une assignation à résidence douloureuse pour les hommes et les femmes, mais différemment[19]. Il n'y a pas de consensus sur les différences selon le sexe des liens entre la situation d'emploi et la santé mentale. Pour certains auteurs, l'influence du sexe doit être remise en perspective avec la situation contextuelle de chaque pays du fait des différences du marché du travail, de la protection sociale et de la représentation familiale[20]. À partir des données de 27 études de cohorte, Milner et coll. ont constaté que la précarité de l'emploi était plus susceptible d'être associée à la santé mentale des hommes, et le chômage et la retraite étaient associés à une moins bonne santé mentale pour les hommes comme pour les femmes[21]. Les hommes chômeurs seraient plus vulnérables au suicide en raison de la menace sur leur identité sociale, tandis que les femmes, plus touchées par la dépression, subiraient un stress cumulatif lié aux inégalités de genre et aux charges familiales, avec des besoins de soutien distincts[20]. Backhans et coll. ont montré un effet indépendant du chômage sur la santé mentale, mais ils précisent que cet effet variait selon le sexe. En effet, les analyses montraient que l'impact du chômage était plus marqué chez les hommes[22]. Cependant, Artazcoz et coll., en Espagne, montraient que les femmes

Tableau 4

Association entre la situation d'emploi et l'EDC au cours des 12 derniers mois au regard du type de ménage chez les hommes et les femmes actifs de 18 à 64 ans (n=14 471) – Baromètre de Santé publique France 2021

	Hommes		Femmes	
	Stratifié par type de ménage et situation d'emploi			
	OR bruts [IC95%]	ORa[b] [IC95%]	OR bruts [IC95%]	ORa[c] [IC95%]
Couple avec ou sans enfant				
Actif en emploi	1,0	réf.	1,0	réf.
Actif sans emploi	1,8 [1,2-2,7]**	1,4 [0,8-2,4]	1,6 [1,1-2,2]**	1,3 [0,9-1,8]
Personne seule, autres				
Actif en emploi	1,0	réf.	1,0	réf.
Actif sans emploi	1,9 [1,2-2,9]**	1,5 [0,9-2,4]	1,8 [1,1-2,8]*	1,4 [0,8-2,3]
Famille monoparentale				
Actif en emploi	1,0	réf.	1,0	réf.
Actif sans emploi	0,9 [0,4-1,9]	0,8 [0,4-1,7]	2,6 [1,7-4,0]***	2,0 [1,2-3,3]**

Réf.: référence ; OR : odds ratio ; ORa : odds ratio ajusté ; IC95% : intervalle de confiance à 95%.

*** : p<0,001 ; ** : p<0,01 ; * : p<0,05.

[b] : Odds ratios ajustés sur l'âge, la taille d'agglomération de résidence, la situation d'emploi, le diplôme, le statut migratoire, le type de ménage, la situation financière déclarée, la consommation quotidienne de tabac, la consommation excessive d'alcool par mois, la consommation de cannabis dans l'année, l'effet de la période de la Covid-19 sur le moral.

[c] : Odds ratios ajustés sur l'âge, la situation d'emploi, le diplôme, le type de ménage, la situation financière déclarée, la consommation quotidienne de tabac, la consommation excessive d'alcool par mois, la consommation de cannabis dans l'année, l'effet de la période de la Covid-19 sur le moral.

rapportaient une santé mentale dégradée liée au chômage, notamment parce qu'elles subissaient à la fois la norme de la « bonne travailleuse » (investie, performante, etc.) et de la « bonne mère » (dévouée, attentive, disponible, etc.)[13].

Pour autant, dans une méta-analyse, Lorant et coll. ont montré que les inégalités socio-économiques face à la dépression sont hétérogènes et varient selon la méthode de mesure de la santé mentale, la définition et la mesure du statut socio-économique, ainsi que selon des facteurs contextuels tels que le pays, la région et la période. Néanmoins, ils ont mis en évidence des preuves convaincantes d'inégalités socio-économiques face à la dépression[23].

Monoparentalité

Nos résultats confirment ceux de Patel et coll. qui mettaient en évidence que les personnes vivant seules, ainsi que les familles monoparentales étaient plus à risque de problèmes de santé mentale que celles vivant en couple (avec ou sans enfant)[24-26]. D'après nos résultats, l'association entre la situation d'emploi et l'EDC est présente et accrue parmi les familles monoparentales uniquement pour les femmes sans emploi. De même, d'après Backans et coll., le chômage était le moins associé à la santé mentale chez les personnes vivant en couple sans enfant[22].

Limites

Plusieurs limites peuvent être listées : les études sur les inégalités de santé entre hommes et femmes basées sur les enquêtes transversales engendrent un biais de causalité inverse potentiel qui ne peut pas être exclu (c'est-à-dire qui, du chômage ou de l'EDC, est survenu en premier)[12]. Seules des associations peuvent être observées, sans possibilité de déterminer leur direction ou leur temporalité. Dans notre étude, l'analyse transversale ne permet pas l'analyse causale.

Le Baromètre de Santé publique France repose sur des déclarations des participants, ce qui peut entraîner un biais de désirabilité sociale. En effet, les individus peuvent avoir tendance à fournir des réponses qu'ils estiment socialement plus acceptables que leurs comportements réels. Ce biais est particulièrement pertinent pour des sujets sensibles tels que la consommation de cannabis ou les comportements suicidaires et il peut également être présent pour les questions destinées à définir la présence d'EDC. Il peut aussi être différentiel, la santé mentale étant socialement différenciée selon le genre. Aussi, les prévalences de l'EDC dans l'année pourraient être plus importantes que celles estimées, en particulier chez les hommes.

De plus, certaines analyses utilisaient des indicateurs dont les modalités ont été regroupées en raison d'effectifs trop faibles. Cette agrégation nécessaire restreint la capacité à identifier des sous-groupes de profils parmi les actifs sans emploi. L'étude ne dispose pas d'une puissance statistique suffisante pour établir des analyses fines au sein des sous-groupes d'âge proposés par Brydsten et coll., notamment les jeunes adultes, les adultes d'âge moyen, et les personnes proches de la retraite[26]. Cette contrainte empêche de mieux comprendre les spécificités selon les différentes étapes de la vie et leur lien avec la situation d'emploi.

Par ailleurs, l'EDC est évalué via la version courte du questionnaire *Composite International Diagnostic Interview* (CIDI-SF), administré par téléphone. Cette méthode peut entraîner des biais de déclaration, comme une sous-estimation des symptômes, en raison de la nature auto-déclarée des réponses et de

l'absence d'entretien clinique approfondi. Ces limites sont connues au regard de la difficulté que représente le repérage d'un trouble comme la dépression à partir d'un questionnaire simplifié.

Enfin, l'interprétation des résultats peut être compliquée par le contexte exceptionnel de la pandémie de Covid-19. Cette situation a pu modifier durablement les comportements, les perceptions ainsi que la santé mentale des populations et notamment celle des actifs sans emploi.

Perspectives

Il serait intéressant de regarder les résultats en tenant compte d'autres facteurs de risque, tels que la durée du chômage ou les antécédents de dépression par exemple, à ce jour non mesurés dans le Baromètre de Santé publique France.

Ainsi, il conviendrait de creuser les mécanismes sous-jacents à l'œuvre dans l'EDC chez les hommes et les femmes, entre actifs et actives sans emploi, notamment chez les jeunes femmes actives sans emploi chez lesquelles l'EDC était le plus fréquent (plus d'une femme sur trois). À l'issue de cette étude, les analyses seront poursuivies sur d'autres sources de données, avec d'autres méthodes. L'objectif sera alors de tester des hypothèses chez les hommes et les femmes séparément, en se concentrant sur le lien entre la situation d'emploi et l'EDC selon la situation familiale, le diplôme, la situation financière et d'autres facteurs non mesurés (durée du chômage, antécédents de dépression, etc.).

Davantage d'études longitudinales sont sans aucun doute nécessaires pour pallier les limites de celle présentée dans cet article. Ce sera le cas avec l'exploitation longitudinale de l'échantillon démographique permanent apparié au Système national de données de santé [4]. Une telle approche est particulièrement adaptée, car elle permet de suivre les individus dans le temps, ce qui offre plusieurs avantages clés : établir un ordre chronologique entre le chômage et l'EDC (pour distinguer la cause de l'effet), exclure dès le départ les personnes atteintes de maladies (évitant ainsi un biais de sélection), mesurer les effets différés du chômage sur la santé et contrôler les facteurs de confusion potentiels. La situation financière était un des facteurs de confusion dans l'analyse, l'OR brut étant passé de 2,6 à 2,3 après ajustement chez les hommes, et de 2,7 à 2,1 chez les femmes. Avec une analyse de médiation sur d'autres données, nous pourrions mettre en lumière les hypothèses des mécanismes sous-jacents du lien entre chômage et EDC et déterminer si l'effet passe uniquement par le stress financier, ou s'il implique également le type de ménage dans lequel on vit, ou d'autres facteurs de la position sociale. Il sera aussi possible de quantifier la part des effets médiés. Cette méthode permettrait d'identifier les leviers d'actions sur lesquels agir dans cette population sans emploi.

[4] https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/sources-outils-et-enquetes/ledp-sante-enrichissement-de-lechantillon-demographique-permanent-par

Conclusion

Les résultats quantifiés en population générale à partir du Baromètre de Santé publique France sont à confirmer avec d'autres sources de données. Ils soulignent cependant que le fait d'être sans emploi était lié à l'EDC chez les femmes uniquement, indépendamment des autres déterminants de la position sociale, et en tenant compte des autres facteurs de risque ou de confusion tels que les comportements défavorables de santé. Ces résultats posent la question de l'importance de politiques de prévention plus ciblées. Il conviendrait d'informer et de sensibiliser les professionnels de santé, institutionnels et associatifs accompagnant les actifs sans emploi à la fragilité des jeunes actifs sans emploi de moins de 25 ans, et de concevoir des messages de prévention adaptés, afin d'éviter qu'ils ne soient perçus comme stigmatisants ou culpabilisants. ■

Liens d'intérêt

Les auteurs déclarent ne pas avoir de liens d'intérêt au regard du contenu de l'article.

Remerciements

Nous remercions les membres de Santé publique France : Raphaël Andler, Emmanuel Lahaie, Anne Pasquereau, Valérie Deschamps, Charlotte Verdot.

Références

[1] Vuillermoz C, Deguen S, Vandentorren S, Melchior M. Épidémiologie sociale : concepts, méthodes et exemples d'application. Rennes: Presses de l'EHESP; 2024. 240 p.

[2] Vandentorren S, Mondeilh A, Soullier N. Pourquoi la position sociale est importante à considérer dans l'état de santé d'une population et comment la mesurer dans les travaux de santé publique ? Le rôle de la position sociale sur la santé. Saint-Maurice: Santé publique France; 2026. 20p. https://www.santepubliquefrance.fr/inegalites-sociales-et-territoriales-de-sante/enquetesetudes/pourquoi-la-position-sociale-est-importante-a-considerer-dans-letat-de-sante-dune-population-et

[3] World Health Organization. A conceptual framework for action on the social determinants of health. Geneva: WHO; 2010. 76 p. https://www.who.int/publications/i/item/9789241500852

[4] Sermet C, Khlat M. La santé des chômeurs en France : revue de la littérature. Rev Epidemiol Santé Publique. 2004;52(5):465-74.

[5] Sterud T, Lunde LK, Berg R, Proper KI, Aanesen F. Mental health effects of unemployment and re-employment: A systematic review and meta-analysis of longitudinal studies. Occup Environ Med. 2025;82(7):343-53.

[6] Kim TJ, von dem Knesebeck O. Is an insecure job better for health than having no job at all? A systematic review of studies investigating the health-related risks of both job insecurity and unemployment. BMC Public Health. 2015;15:985.

[7] Paul KI, Geithner E, Moser K. Latent deprivation among people who are employed, unemployed, or out of the labor force. J Psychol. 2009;143(5):477-91.

[8] Khlat M, Sermet C, Le Pape A. Women's health in relation with their family and work roles: France in the early 1990s. Soc Sci Med. 2000;50(12):1807-25.

[9] Guignard R, Nguyen-Thanh V, Andler R, Richard JB, Beck F, Arwidson P. Usage de substances psychoactives des chômeurs et des actifs occupés et facteurs associés : une analyse secondaire du Baromètre santé 2010. Bull Epidemiol

Hebd. 2016;(16-17):304-12. https://beh.santepubliquefrance.fr/beh/2016/16-17/2016_16-17_5.html

[10] Moore TH, Kapur N, Hawton K, Richards A, Metcalfe C, Gunnell D. Interventions to reduce the impact of unemployment and economic hardship on mental health in the general population: A systematic review. Psychol Med. 2017;47(6):1062-84.

[11] Laanani M, Ghosn W, Jougla É, Rey G. Association entre taux de chômage et suicide, par sexe et classe d'âge, en France métropolitaine, 2000-2010. Bull Epidemiol Hebd. 2015;(1-2):2-6. https://beh.santepubliquefrance.fr/beh/2015/1-2/2015_1-2_1.html

[12] Artazcoz L, Borrell C, Cortès I, Escribà-Agüir V, Cascant L. Occupational epidemiology and work related inequalities in health: A gender perspective for two complementary approaches to work and health research. J Epidemiol Community Health. 2007;61 Suppl 2(Suppl 2):ii39-45.

[13] Artazcoz L, Benach J, Borrell C, Cortès I. Unemployment and mental health: Understanding the interactions among gender, family roles, and social class. Am J Public Health. 2004;94(1):82-8.

[14] Kessler RC, Andrews G, Mroczek D, Ustun B, Wittchen HU. The World Health Organization Composite International Diagnostic Interview short-form (CIDI-SF). Int J Methods Psychiatr Res. 1998;7(4):171-85.

[15] Sapinho D, Chan Chee C, Briffault X, Guignard R, Beck F. Mesure de l'épisode dépressif majeur en population générale : apports et limites des outils. Bull Epidemiol Hebd. 2008;(35-36):314-7. https://www.santepubliquefrance.fr/sante-mentale/article/mesure-de-lepisode-depressif-majeur-en-population-generale-apports-et-limites-des-outils

[16] Briffault X, Morvan Y, Guilbert P, Beck F. Évaluation de la dépression dans une enquête en population générale. Bull Epidemiol Hebd. 2008;(35-36):318-21. https://www.santepubliquefrance.fr/sante-mentale/depression-et-anxiete/article/evaluation-de-la-depression-dans-une-enquete-en-population-generale

[17] Artazcoz L, Artieda L, Borrell C, Cortès I, Benach J, García V. Combining job and family demands and being healthy: What are the differences between men and women? Eur J Public Health, 2004;14(1):43-8.

[18] Melchior M, Florence AM, Davisse-Paturet C, Falissard B, Galéra C, Hazo JB, *et al*. Labor market participation and depression during the COVID-19 pandemic among young adults (18 to 30 years): A nationally representative study in France. Front Public Health. 2022;10:904665.

[19] Lhuillier D, Gelpe D, Waser AM. Santé et travail, paroles de chômeurs. Toulouse: Éditions Eres; 2024. 320 p.

[20] Virgolino A, Costa J, Santos O, Pereira ME, Antunes R, Ambrósio S, *et al*. Lost in transition: A systematic review of the association between unemployment and mental health. J Ment Health. 2022;31(3):432-44.

[21] Milner A, Scovelle AJ, King T, Marck C, McAllister A, Kavanagh A, *et al*. Gendered working environments as a determinant of mental health inequalities: A systematic review of 27 studies. Occup Environ Med. 2020;78(3):147-52.

[22] Backhans MC, Hemmingsson T. Unemployment and mental health--who is (not) affected? Eur J Public Health. 2012;22(3):429-33.

[23] Lorant V, Deliège D, Eaton W, Robert A, Philippot P, Ansseau M. Socioeconomic inequalities in depression: A meta-analysis. Am J Epidemiol. 2003;157(2):98-112.

[24] Patel V. Building social capital and improving mental health care to prevent suicide. Int J Epidemiol. 2010;39(6):1411-2.

[25] Patel V, Prince M. Global mental health: A new global health field comes of age. JAMA. 2010;303(19):1976-7.

[26] Brydsten A, Hammarstrom A, San Sebastian M. Health inequalities between employed and unemployed in northern Sweden: A decomposition analysis of social determinants for mental health. Int J Equity Health. 2018;17(1):59.

Citer cet article

Goulard H, Léon C, Soullier N, Mondeilh A, Boulanger G. L'épisode dépressif caractérisé des actifs sans et en emploi et facteurs associés : résultats à partir du Baromètre de Santé publique France 2021. Bull Epidemiol Hebd. 2026;(23-24):507-16. https://beh.santepubliquefrance.fr/beh/2026/23-24/2026_23-24_2.html

Cet article est sous licence internationale *Creative Commons Attribution 4.0* qui autorise sans restrictions l'utilisation, la diffusion, et la reproduction sur quelque support que ce soit, sous réserve de citation correcte de la publication originale.

© 