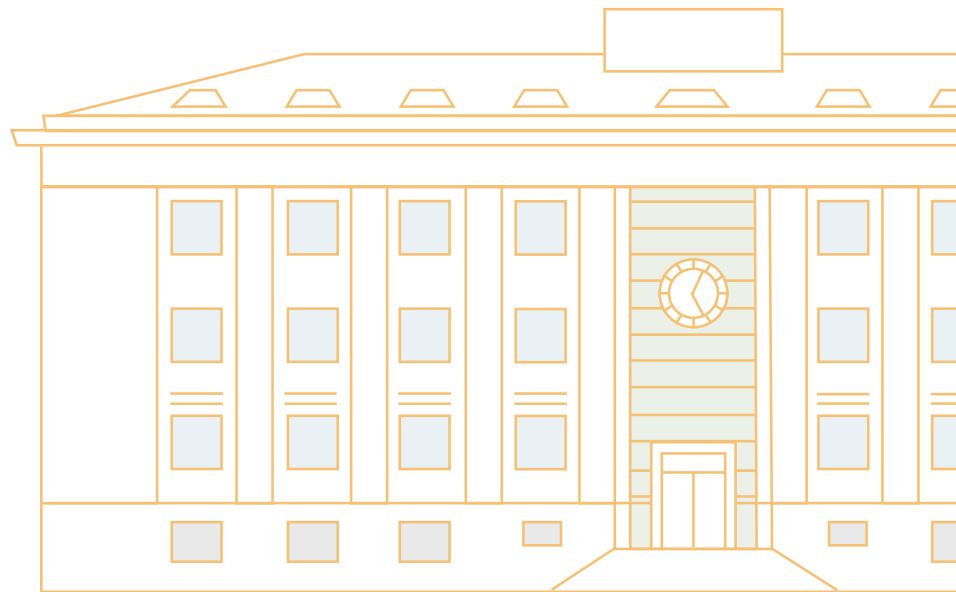




Le coût indirect du jeu d'argent problématique : une estimation à partir de l'Enquête suisse sur la santé 2017

Claude Jeanrenaud et Jean-Philippe Widmer

Le coût indirect du jeu d'argent problématique : une estimation à partir de l'Enquête suisse sur la santé 2017

*Étude réalisée avec le soutien du Programme intercantonal de lutte
contre la dépendance au jeu (PILDJ)*

Claude Jeanrenaud et Jean-Philippe Widmer

Neuchâtel, juillet 2023

Résumé

Le jeu problématique nuit à la carrière professionnelle. Les hommes qui ont connu des problèmes liés au jeu d'argent au cours des douze derniers mois ont en moyenne un revenu mensuel inférieur de 300 à 400 francs suisses à celui des hommes comparables hormis le jeu problématique. Chez les femmes, la perte de revenu mensuel atteint 250 francs. Au total, les pertes de revenu associées à des problèmes récents de jeu d'argent sont comprises entre 470 et 570 millions de francs par année. Ces montants ne représentent qu'une partie des pertes de revenu associées au jeu problématique. Les personnes qui ont connu des problèmes de jeu plus tôt dans leur vie ont pu éprouver des difficultés dans leur activité professionnelle, avec des conséquences négatives durables sur leur revenu. Les problèmes de jeu rencontrés au cours de la vie touchent en fait une population plus large et occasionnent des pertes de revenu proches du milliard de francs par année.

À noter que l'analyse met en évidence une association entre les problèmes de jeu et le revenu. Elle ne permet cependant pas de conclure à la présence d'un lien de cause à effet. Une causalité inverse – selon laquelle les difficultés éprouvées dans la vie professionnelle seraient à l'origine du jeu excessif – ne peut être exclue. En raison de l'incertitude sur la causalité, le coût indirect du jeu est mesuré prudemment, par la seule baisse du revenu attribuable aux problèmes récents. Le résultat ainsi obtenu est inférieur de 50 % à l'estimation du coût des problèmes de jeu sur la vie entière.

1. Introduction

Le jeu d'argent problématique engendre de nombreuses conséquences négatives pour la vie professionnelle des personnes concernées et pour les entreprises. Les joueurs problématiques sont plus souvent absents, arrivent fréquemment en retard, manquent d'attention, jouent sur leur lieu de travail, ont une productivité réduite, sont d'humeur maussade, irritables et ont des relations parfois difficiles avec leurs collègues. Ils ont par ailleurs un risque accru de perdre leur emploi et restent plus longtemps sans travail. Les entreprises subissent les conséquences de la réduction de la productivité au travail, d'une détérioration du climat de travail et supportent les frais de formation des employés qu'elles doivent engager pour remplacer ceux dont elles ont dû se séparer.

Le but de cette recherche est de mesurer le coût indirect du jeu d'argent, soit les conséquences négatives du jeu problématique sur la productivité et l'activité économique. La démarche usuelle consiste à comparer le taux d'occupation professionnelle ou le revenu de deux populations identiques, hormis les problèmes liés au jeu. Une première étude, réalisée sur mandat du Groupement romand d'études des addictions (GREA) il y a une dizaine d'années à partir des données de l'Enquête suisse sur la santé 2007, avait conclu à des coûts indirects annuels des jeux d'argent compris entre 430 et 450 millions de francs suisses (Jeanrenaud et al. 2012). Plus récemment, le bureau Polynomics a estimé, sur mandat de l'Office fédéral de la santé publique, ces mêmes coûts à 218 millions de francs (année de référence 2017, Fischer et al. 2020).

Démontrer la présence d'un lien causal entre les problèmes liés au jeu et la production ou le revenu est compliqué en l'absence de données de panel, qui seules permettent de suivre la chronologie des événements : apparition des problèmes liés au jeu et des comorbidités, évolution de la carrière professionnelle et du revenu, pertes d'emploi et périodes de chômage. Nous ne pouvons pas exclure une relation entre le jeu et l'activité économique différente de celle attendue, dans laquelle les difficultés rencontrées au travail ou la perte d'emploi auraient précédé les problèmes liés au jeu.

Comme il n'existe pas en Suisse de panel comprenant un volet sur le jeu d'argent, nous n'avons pas d'autre choix que d'utiliser des données transversales. Avec de telles données, nous pouvons mesurer des corrélations et déceler des associations ; la mise en évidence de liens de causalité entre les variables s'avère compliquée. La présence d'une relation causale réciproque entre l'activité professionnelle et les problèmes liés au jeu apporte une difficulté supplémentaire. L'augmentation du revenu accroît le budget loisirs et, par là, l'exposition aux problèmes de jeu, alors que le jeu problématique augmente le risque de rencontrer des difficultés dans la carrière professionnelle.

L'Enquête sur la santé est la seule source contenant des informations, d'une part, sur la vie professionnelle, l'occupation et le revenu et, d'autre part, sur la pratique du jeu d'argent et les problèmes que rencontrent les joueurs excessifs en Suisse. Une série de questions a été introduite dans le questionnaire de l'Enquête en 2017, afin de pouvoir identifier, selon les critères du DSM-5 (*Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders*, 5^e édition), les personnes qui vivent des problèmes liés au jeu.

Pourquoi s'intéresser au coût des dépendances ? En premier lieu, ces données permettent de juger de l'importance des problèmes sociaux découlant des différentes formes d'addiction – tabagisme, consommation chronique excessive d'alcool, usage de drogues illégales, jeu d'argent et autres addictions comportementales. Elles aident à fixer les priorités de la politique de santé et permettent d'évaluer les bénéfices attendus des mesures de prévention. Par ailleurs, connaissant les ressources allouées à la prévention, les effets de celle-ci sur la prévalence et le montant des dommages

attribuables aux dépendances, il est possible de calculer le ROI, soit le retour sur investissement des dépenses de prévention.

La section 2 ci-après donne un aperçu des travaux sur le coût indirect du jeu d'argent en Suisse. La section 3 présente la méthodologie adoptée et les précautions prises pour éviter les biais dans la mesure des coûts. La section 4 décrit la base de données, l'indicateur servant à identifier les joueurs problématiques et les variables introduites dans les modèles statistiques. La section 5 décrit les modèles conçus pour mesurer l'impact du jeu problématique sur le taux d'occupation des personnes et sur leur revenu. La section 6 présente les résultats de l'analyse, alors que la section 7 les met en perspective et donne quelques pistes pour en faciliter l'interprétation.

2. Impact du jeu excessif sur l'activité économique en Suisse

La première étude des coûts indirects des jeux d'argent en Suisse a mesuré les seules pertes d'emploi et de revenu des joueurs suivant un traitement de la dépendance au jeu. Une personne sur cinq en traitement serait sans emploi, avec comme conséquences une hausse du taux de chômage et un coût de 8,6 millions de francs à charge de l'assurance-chômage et de 8,9 millions à charge des cantons et des communes. À ce montant, les auteurs ajoutent des dettes non remboursées pour 70 millions de francs à charge de l'assurance-chômage (en réalité de simples transferts) et des frais de justice pour 2,4 millions (en réalité un coût direct). Le coût de l'absentéisme et de la baisse de la productivité au travail n'est pas pris en compte (Künzi et al. 2004). Les mêmes auteurs ont estimé à 61,1 millions de francs le coût indirect du jeu excessif dans les casinos en Suisse (Künzi et al. 2009). Dans une étude réalisée à partir des données de l'Enquête suisse sur la santé 2007, Jeanrenaud et al. (2012) aboutissent à des coûts indirects compris dans une fourchette de 428 à 452 millions de francs. Enfin, selon Fischer et collègues (2020), les coûts indirects du jeu excessif atteindraient 218 millions (année 2017). Les auteurs précisent qu'il s'agit d'une estimation partielle. Sur ce montant, 44 millions seraient attribuables à l'absentéisme et 174 millions à des pertes de productivité au travail.

Tableau 1 : Estimations des coûts indirects des jeux d'argent en Suisse, en millions de francs suisses

	BASS 2002*	BASS 2007**	UNINE-CJE 2007***		Polynomics (2017)****
			Estim. basse	Estim. haute	
Coûts indirects	89,9	61,1	427,9	451,6	218

* Künzi et al. 2004 ; ** Künzi et al. 2009, uniquement casinos ; *** Jeanrenaud et al. 2012 ; **** Fischer et al. 2020. NB 2002, 2007 et 2017 sont les années de collecte des données (Enquête suisse sur la santé).

3. Méthode

Les auteurs de publications dans ce domaine ont eu recours à une grande diversité de méthodes pour mesurer les conséquences économiques du jeu problématique. Le premier défi consiste à trouver des informations sur le taux de chômage, le taux d'occupation, le taux d'absentéisme et la productivité au travail de la population générale et des personnes rencontrant des problèmes liés aux jeux d'argent. De telles informations ne sont, dans le meilleur des cas, qu'en partie disponibles. Même dans l'hypothèse la plus favorable, où toutes ces données seraient connues, il faudrait encore s'assurer que les différences observées ne sont pas dues à l'hétérogénéité des deux populations. Nous savons que la prévalence des troubles de l'humeur, des troubles anxieux, de l'impulsivité, de la consommation régulière excessive d'alcool et du tabagisme est plus élevée chez les joueurs excessifs que dans la population générale. Il y a donc un risque d'erreur dans l'estimation des pertes de production ou de revenu en raison d'un biais de variables omises.

Une fois que l'on dispose de données sur les pertes d'emploi, de production ou de revenu attribuables au jeu problématique, il convient de se demander si ces pertes sont temporaires, la personne en incapacité de travail pouvant être remplacée après une courte période, ou définitives. Dans le premier cas, les pertes de revenu ou de production seront estimées par la méthode du coût de friction ; dans le second cas, elles le seront par la méthode du capital humain.

3.1. Capital humain ou coût de friction

Les études récentes sur le coût social des addictions mandatées par l'Office fédéral de la santé publique mesurent les pertes de production à partir de la double approche du capital humain et du coût de friction (Fischer et al. 2014 et 2020). Dans les deux cas, le coût indirect du jeu d'argent correspond à la valeur de la production perdue. La méthode du coût de friction repose sur l'idée qu'une personne incapable de travailler occasionne un coût pour la société pendant une période relativement courte – de quelques semaines à quelques mois –, le temps que son employeur trouve un remplaçant (Koopmanschap et al. 1995). Dans une région où les réserves de main-d'œuvre sont grandes, la méthode du coût de friction semble pertinente, à première vue. Toutefois, même dans ce cas, son usage est discutable. Si l'idée d'un remplacement de la personne malade ou décédée par un travailleur de réserve vaut éventuellement pour la production marchande, elle ne convient pas pour le travail domestique ou bénévole.

En Suisse, le marché du travail est presque toujours en situation de pénurie et c'est l'Union européenne qui sert de réservoir de main-d'œuvre. Si un travailleur européen vient s'installer en Suisse pour remplacer un travailleur suisse en incapacité permanente, le nombre de personnes entre lesquelles la richesse nationale est partagée s'en trouve modifié. Il est donc faux de conclure à l'absence de coût. Johannesson et Karlsson (1997) considèrent que la méthode du coût de friction est basée sur des hypothèses irréalistes et non conformes à la théorie économique. Si les hypothèses de la théorie du coût de friction étaient valides, disent ces deux auteurs, cela signifierait que le problème du chômage pourrait être résolu sans coût pour la société, simplement en réduisant le nombre d'heures de travail des personnes occupées, puisque les heures non travaillées pourraient être compensées en faisant appel aux chômeurs. En conséquence, la méthode du coût de friction ne peut pas être recommandée comme substitut à la méthode du capital humain pour estimer les coûts indirects.

Avec la méthode classique du capital humain, la perte de production est mesurée sur toute la période d'incapacité de travail, jusqu'à la fin de la vie active en cas de décès prématuré.

3.2. Identifier les pertes de production ou de revenu attribuables aux jeux d'argent

L'idéal serait de pouvoir disposer de données de panel apportant, à intervalles réguliers, des informations sur la carrière professionnelle et les pratiques de jeu des membres du panel. De telles données permettraient de connaître le moment où apparaissent les problèmes liés au jeu et d'observer leur impact sur l'activité économique. Les données longitudinales sont le seul moyen pour établir, de manière indiscutable, un lien de causalité entre le jeu excessif et le taux d'occupation ou le revenu.

En l'absence de données de panel renseignant sur les pratiques liées aux jeux d'argent (le Panel suisse des ménages ne comprend pas de module consacré à ce sujet), il faut se rabattre sur des données transversales. À l'aide de méthodes statistiques, il est possible de découvrir s'il existe des associations entre le jeu excessif et l'activité économique, mesurée par le taux d'activité ou le revenu. Sans information sur la succession des événements, il est compliqué de savoir s'il s'agit d'une simple association (sous l'action d'une troisième variable) ou d'une relation causale et, dans ce cas, de connaître le sens de la causalité. La réponse à l'incertitude sur la causalité consiste parfois à effectuer

un ajustement causal, soit à réduire d'un certain pourcentage, par précaution, l'effectif des personnes concernées par les dommages liés au jeu (Productivity Commission 1999).

L'enquête périodique de l'Office fédéral de la statistique (OFS) sur la santé – une étude transversale – est la seule source permettant d'identifier les joueurs problématiques. La prévalence du jeu problématique et ses conséquences sur le taux d'occupation et le revenu sont donc estimées à partir d'elle.

3.3. Éviter le biais de variable omise

L'impact des problèmes liés au jeu sur l'activité économique est estimé à l'aide de régressions. Les variables dépendantes sont le revenu et le taux d'occupation, alors que la présence de problèmes liés au jeu constitue la variable d'intérêt. Quant aux variables indépendantes, elles correspondent aux déterminants socioéconomiques et démographiques usuels de l'activité professionnelle : niveau de formation, état civil, âge et présence d'enfants notamment.

Nous savons que les déterminants du revenu et de l'occupation professionnelle des hommes et des femmes sont différents. Par exemple, le fait d'être marié ou d'avoir des enfants est associé à un revenu plus élevé chez les hommes, à un taux d'occupation et un revenu plus bas chez les femmes. Pour cette raison, il est préférable de construire deux modèles explicatifs du revenu et de l'occupation professionnelle, un pour les femmes, un autre pour les hommes.

Les joueurs problématiques présentent souvent d'autres caractéristiques qui les distinguent de la population générale. En effet, les problèmes liés aux jeux d'argent sont souvent accompagnés de troubles psychiques et de l'usage de substances engendrant la dépendance.

Ne pas introduire ces variables dans les modèles provoquerait un biais de variable omise, soit un écart systématique entre la valeur estimée du coefficient de la variable d'intérêt et sa vraie valeur. Ainsi, par exemple, une partie de la perte de revenu consécutive à une consommation excessive d'alcool serait attribuée au jeu excessif.

3.4. Distinguer les bonnes variables de contrôle des mauvaises

Certaines variables introduites dans les modèles agissent à la fois sur la variable dépendante (le revenu ou le taux d'occupation) et sur la variable d'intérêt (le jeu problématique). Le lien apparent entre la variable dépendante et la variable d'intérêt peut alors s'expliquer par la seule présence de cette troisième variable, appelée variable de confusion ou facteur confondant. Ce type de variable doit être introduit dans la régression afin d'éviter des conclusions erronées.

Le risque d'introduire des contrôles inadéquats (*bad controls*) existe cependant. Un tel contrôle entraînerait un biais dans l'estimation du coefficient de la variable d'intérêt. Supposons que la consommation régulière excessive d'alcool soit la conséquence des problèmes liés au jeu ; introduire l'usage excessif d'alcool comme variable explicative dans le modèle constituerait alors un contrôle inapproprié avec, comme conséquence, une sous-estimation du recul de l'activité professionnelle attribuable au jeu problématique.

3.5. Contrôler pour la présence de comorbidités et de comportements addictifs

Les principaux troubles psychiques associés aux jeux d'argent sont les troubles de l'humeur, les troubles anxieux et l'impulsivité. On observe aussi une étroite association entre les problèmes liés au jeu et le tabagisme, la consommation excessive d'alcool et l'usage de drogues. Le jeu excessif est-il la cause des troubles anxieux, des états dépressifs ? Ou alors l'anxiété et la dépression précèdent-elles les problèmes de jeu ?

Les travaux dans ce domaine ne permettent pas de conclure de manière catégorique. Lorains et ses coauteurs (2011) ont réalisé une méta-analyse sur la relation entre le jeu excessif et les comorbidités psychiatriques ainsi que l'usage de substances à partir de onze études. Selon ces travaux, les joueurs problématiques manifestent fréquemment des troubles liés à l'usage de substances (60,1 % pour le tabagisme, 28,1 % pour la consommation excessive d'alcool et 17,2 % pour les drogues illicites). La prévalence des troubles de l'humeur atteint 37,9 %, celle des troubles anxieux 37,4 % et celle des troubles de personnalité antisociale 37,4 % chez les personnes avec un problème de jeu. Dans une méta-analyse plus récente portant sur 36 travaux, Dowling et ses coauteurs (2015) observent une prévalence des troubles de l'humeur de 23,1 % et des troubles anxieux de 17,6 % chez les joueurs sollicitant un traitement. Les taux de prévalence les plus élevés sont observés pour les troubles dépressifs sévères (29,9 %) et le tabagisme (56,4 %).

Plusieurs séquences dans l'apparition des troubles sont observées :

- Les troubles psychiques et l'usage de substances précèdent l'apparition des problèmes liés aux jeux d'argent. Ils constituent alors des prédicteurs du risque de connaître des problèmes liés au jeu.
- Les problèmes liés aux jeux d'argent précèdent l'apparition des comorbidités psychiatriques et addictives. Celles-ci en sont alors partiellement une conséquence et peuvent, elles aussi, être considérées comme un coût du jeu, au même titre que les conflits conjugaux ou les absences au travail (Grall-Bronnec et al. 2016).
- Les problèmes liés aux jeux d'argent et les comorbidités psychiatriques et addictives coexistent simplement.

L'ordre d'apparition des problèmes est souvent incertain ; de plus, l'influence d'un problème sur l'autre peut être réciproque (Achab et al. 2018). La coexistence d'un problème lié au jeu et d'une dépression est associée à une plus grande sévérité des problèmes liés au jeu (Lister et al. 2015). Kessler et al. (2008) utilisent une base de données américaine (NCS-R) pour étudier la chronologie d'apparition des troubles. Les problèmes liés au jeu précèdent les troubles de l'humeur dans un quart des cas (23,1 %), alors que l'inverse se produit dans presque deux tiers des cas (65,1 %). C'est seulement une fois sur dix que l'apparition des troubles est simultanée (11,7 %). Les troubles anxieux précèdent le plus souvent les problèmes liés au jeu (82,1 % des cas), l'inverse est vrai dans 13,4 % des cas. Quant aux troubles du contrôle des impulsions, ils précèdent toujours l'apparition de problèmes de jeu. Dowling et coauteurs (2019) étudient l'ordre d'apparition des troubles à partir d'une base de données australienne (*Tasmanian Longitudinal Gambling Study*). Les auteurs concluent que la présence de dépression et de troubles anxieux au temps I prédit l'apparition de problèmes de jeu au temps II. La présence d'un problème de jeu au temps I ne serait pas un prédicteur de l'apparition de dépression ou de troubles anxieux au temps II. Ce résultat n'est pas confirmé par d'autres travaux. Chinneck et coauteurs (2016) concluent que la présence d'une dépression n'est pas un facteur de risque pour l'apparition ultérieure d'un problème de jeu, pas plus que les problèmes de jeu ne sont un facteur de risque pour le développement d'une dépression.

La plupart des études sur le jeu d'argent sont des études transversales qui ne permettent pas d'identifier l'ordre d'apparition des problèmes. Pour disposer d'informations sur leur chronologie, il faut se référer aux quelques études longitudinales à l'étranger (Kessler et al. 2008, Holdsworth et al. 2012, Sundqvist et al. 2019, Lorains et al. 2011, Afifi et al. 2016, Dowling et al. 2019 et Kennedy et al. 2010) et aux méta-analyses (par exemple Hartmann et al. 2018).

4. Données

4.1. Enquête suisse sur la santé 2017

Les données proviennent de l'Enquête suisse sur la santé 2017. Celle-ci a été réalisée à partir d'un échantillon de personnes de 15 ans et plus. Au total, un peu plus de 22 000 personnes ont pris part à une interview téléphonique ou en face à face et, parmi elles, 18 800 ont répondu à un questionnaire écrit. Ce dernier comprend un module consacré aux jeux de hasard. Une première série de questions permet d'identifier les personnes qui ont participé à des jeux de hasard au cours des 12 derniers mois ou plus tôt au cours de leur vie, et de connaître la fréquence de jeu. Des questions plus spécifiques servent à détecter les personnes dont le comportement en lien avec les jeux d'argent est problématique selon les critères du DSM-5. L'instrument adopté combine deux outils de repérage, le Lie-Bet, déjà utilisé en 2007 et en 2012, et le NODS-CLiP (Haug et Meyer 2015, Dey et Haug 2019). Il comprend quatre questions, la première commune aux deux instruments, les trois suivantes appartenant au NODS-CLiP (SGLSP *a* à *d*).

- a) Avez-vous déjà essayé d'arrêter de jouer, de limiter ou de contrôler votre jeu ?
- b) Avez-vous déjà menti à vos proches, à vos amis ou à d'autres sur la fréquence à laquelle vous jouez ou sur l'argent que vous avez perdu au jeu ?
- c) Avez-vous déjà connu une période d'au moins deux semaines pendant laquelle vous avez passé beaucoup de temps à repenser à une phase de jeu passée ou à préparer vos prochaines phases de jeu ?
- d) Avez-vous déjà éprouvé le besoin de jouer toujours plus d'argent ?

L'enquêté peut répondre « jamais », « oui, il y a plus de 12 mois » ou « oui, au cours des 12 derniers mois ». Il n'a pas la possibilité de révéler, par exemple, avoir menti à ses proches récemment (au cours des 12 derniers mois) et plus tôt dans sa vie (il y a plus de 12 mois). Si ses problèmes de jeu ont débuté il y a plusieurs années, il devra choisir, peut-être de manière arbitraire, de répondre « oui, il y a plus de 12 mois » ou « oui, au cours des 12 derniers mois ». De plus, l'ordre des réponses proposées peut influencer l'enquêté.

Haug et Meyer (2015) ont reçu pour tâche d'établir une comparaison entre les critères diagnostiques du DSM-5 et l'instrument utilisé dans l'Enquête suisse sur la santé 2017. Selon les critères du DSM-5, quatre réponses positives ou plus sur les neuf possibles révèlent la présence d'un trouble lié au jeu. Une étude réalisée en Allemagne avec les deux instruments a permis d'établir le lien entre les deux échelles (études PAGE, Meyer et al. 2011 et 2015). Ainsi, une ou deux réponses positives sur quatre à l'Enquête suisse sur la santé correspondent à une à trois réponses positives à l'instrument du DSM-5 et révèlent un comportement à risque. Trois ou quatre réponses positives aux questions de l'Enquête suisse sur la santé correspondent à quatre réponses positives ou plus aux questions du DSM-5 et indiquent la présence d'un trouble lié au jeu. En appliquant ces critères aux données de l'Enquête suisse sur la santé 2017, Dey et Haug (2019) observent une prévalence de 2,8 % du jeu à risque dans les 12 derniers mois et de 5,7 % au cours de l'existence dans la population suisse de 16 ans et plus. Quant à la prévalence de troubles liés au jeu, elle s'élève à 0,2 % dans les 12 derniers mois et à 0,6 % à vie.

La formulation des questions destinées à diagnostiquer la présence d'un trouble lié au jeu dans l'Enquête suisse sur la santé 2017 n'est pas heureuse. Il n'était pas possible, en effet, d'indiquer avoir connu l'une des manifestations – par exemple avoir menti à ses proches pour dissimuler l'ampleur de ses problèmes de jeu – à la fois dans les 12 derniers mois et plus tôt dans sa vie. L'enquêté devait choisir, de manière arbitraire, de répondre « oui, plus tôt au cours de ma vie » ou « oui, au cours des

12 derniers mois », avec comme conséquence une probable sous-estimation de la prévalence des problèmes liés au jeu dans le passé ou au cours des 12 derniers mois. Les auteurs de la grande étude américaine sur les jeux d'argent avaient pris la précaution de bien séparer les deux questions : les enquêtés étaient d'abord questionnés sur les manifestations rencontrées au cours de l'existence, avant de l'être sur celles apparues au cours des 12 derniers mois (Gerstein et al. 1999).

Tableau 2 : Prévalence du jeu problématique dans la population suisse de 20 à 64 ans

	Dans les 12 derniers mois			Au cours de la vie		
	Hommes	Femmes	Total	Hommes	Femmes	Total
Jeu à risque	3,6%	2,0%	2,8%	7,6%	3,9%	5,8%
Troubles liés au jeu	0,5%	0,1%	0,3%	1,5%	0,3%	0,9%
Jeu problématique	4,1%	2,1%	3,1%	9,1%	4,2%	6,7%

Source : Enquête suisse sur la santé 2017; Dey et Haug 2019 ; Haug et Meyer 2015; propres calculs

Il y avait dans la population suisse de 20 à 64 ans, au moment de l'enquête, 177 000 personnes avec un comportement de jeu problématique et près de 15 000 personnes répondant au critère diagnostique (trouble lié au jeu). Pendant les 12 mois précédant l'enquête, les pratiques à risque liées au jeu d'argent touchent 2,8 % de la population de 20 à 64 ans (2,0 % chez les femmes et 3,6 % chez les hommes) et les troubles liés au jeu, 0,3 % de cette même population (0,1 % chez les femmes et 0,5 % chez les hommes). La prévalence au cours de l'existence des pratiques à risque est de 5,8 %, celle des troubles liés au jeu de 0,9 %.

Les hommes et les femmes avec le niveau de formation le plus bas (scolarité obligatoire) ont deux fois plus de risques de connaître des troubles liés au jeu que la population en moyenne. Ainsi, les hommes dont la formation s'est arrêtée à l'école obligatoire représentent presque un cinquième des personnes ayant rencontré des troubles liés au jeu alors qu'ils forment moins de 10 % de la population masculine. Une relation identique est observée chez les femmes. Les hommes et les femmes avec une formation tertiaire ont un risque réduit de connaître des troubles liés au jeu d'argent.

Tableau 3 : Prévalence du jeu problématique au cours de la vie et niveau de formation, en %

Formation	Hommes de 20 à 64 ans		Femmes de 20 à 64 ans	
	Tous	Avec troubles liés au jeu	Toutes	Avec troubles liés au jeu
Scolarité obligatoire	9,7	18,7	11,1	21,7
Degré secondaire II	45,5	60,6	54,4	57,6
Degré tertiaire	44,8	20,8	37,5	20,8
Total	100	100	100	100

Source : Enquête suisse sur la santé 2017; propres calculs.

4.2. Variables

Nous estimons l'impact du jeu problématique (variable d'intérêt) sur le taux d'occupation professionnelle et sur le revenu (variables dépendantes) sous le contrôle des autres déterminants de l'occupation et du revenu. Comme ces variables agissent de manière différente sur l'activité professionnelle des hommes et des femmes, nous construisons deux modèles, un pour les hommes et un pour les femmes.

revenu : il correspond au revenu mensuel après déduction des cotisations sociales. Le questionnaire ne précise pas qu'il s'agit du seul revenu de l'activité professionnelle. Cependant, comme la question porte sur le revenu mensuel, cotisations sociales déduites, nous considérons que les répondants ont révélé leur revenu professionnel, sans y inclure le revenu de la fortune et les rentes.

taux_occup : il varie entre 0 et 100 %. L'OFS considère un taux d'occupation de 90 % ou plus comme un plein-temps. Nous ne connaissons donc pas le taux d'occupation précis des personnes qui ont déclaré travailler à plein temps. Par convention, nous considérons qu'elles ont un taux d'occupation de 100 %. Les taux d'occupation supérieurs à 100 % sont assimilés à des « plein-temps » (100 %).

prob_jeu_recent : variable binaire, qui prend la valeur 1 si les personnes ont connu des problèmes liés au jeu au cours des 12 derniers mois. Pour la déterminer, nous utilisons les questions Lie-Bet et NODS-CLiP, lesquelles permettent une estimation de l'existence de problèmes liés aux jeux d'argent selon la définition de DSM-5 (Haug et Meyer 2015, Dey et Haug 2019).

prob_jeu_vie_entiere : variable binaire, qui prend la valeur 1 si la personne a connu des problèmes de jeu au cours de sa vie. L'instrument – une combinaison du Lie-Bet et du NODS-CLiP – est le même que celui utilisé pour connaître la présence de problèmes liés au jeu au cours des 12 derniers mois.

age, *age^2* : variables continues, l'âge et l'âge élevé au carré servent à décrire la relation non linéaire entre le revenu ou le taux d'occupation et l'âge.

marié : cette variable binaire permet de distinguer les personnes mariées des célibataires, veufs ou veuves, personnes divorcées ou liées par un partenariat. La variable prend la valeur 1 si la personne est mariée, 0 dans le cas contraire. Le lien attendu entre l'état matrimonial et le taux d'occupation ou le revenu est différent pour les hommes et les femmes.

1_enf_<5_ans, *2_enf_<5_ans*, *3_enf_<5_ans* : ces variables binaires renseignent respectivement sur la présence de 1, 2 ou 3 enfants de moins de 5 ans dans le ménage. La situation de référence est une personne sans enfant de moins de 5 ans.

suisse : cette variable prend la valeur 1 si le répondant est de nationalité suisse, sinon 0.

indép : si la personne est à son propre compte (indépendante), la variable vaut 1, sinon 0. Le statut de référence correspond à une activité dépendante : salarié/e le plus souvent, mais aussi collaborateur/trice dans l'entreprise familiale ou apprenti/e.

cadre : la variable vaut 1 si le répondant a des personnes sous ses ordres (cadre moyen) ou si elle est membre de la direction. Le statut de référence (valeur 0) est celui d'un répondant sans employé sous ses ordres.

forma_sec : si la formation achevée la plus élevée est un brevet d'enseignement ou une maturité gymnasiale, professionnelle ou spécialisée, la variable prend la valeur 1, sinon 0.

forma_tert : si la formation achevée la plus élevée est au moins une formation professionnelle supérieure avec brevet fédéral, la variable vaut 1, sinon 0.

Si les deux variables ci-dessus prennent la valeur 0, la formation la plus élevée achevée est la scolarité obligatoire.

enf_<5_ans, *enf_<15_ans* : si la personne a au moins un enfant de moins de 5 ans, respectivement de moins de 15 ans, la variable prend la valeur 1, sinon 0.

fumeur_quot : si la personne fume tous les jours, la variable vaut 1, sinon 0.

risque_alcool : la variable est construite à partir d'un indice de la consommation chronique d'alcool à risque conçu par l'OFS à partir des quantités consommées. Si la consommation régulière est supérieure à 40 grammes par jour pour un homme, à 20 grammes par jour pour une femme (normes de l'Organisation mondiale de la santé), la personne présente un risque moyen ou élevé pour sa santé. La variable prend alors la valeur 1, sinon 0.

dépres_diagnos : si la personne déclare avoir subi une dépression au cours des 12 derniers mois, la variable prend la valeur 1, sinon 0.

4.3. Résumé statistique

Les hommes de 20 à 64 ans avec un problème lié au jeu ont en moyenne un revenu mensuel inférieur de presque 2000 francs à celui des hommes en général. L'écart est significatif au seuil de 1 %. Chez les femmes dans la même tranche d'âge, le revenu mensuel moyen des personnes avec des problèmes liés au jeu n'est que légèrement inférieur (212 francs ou 6,3 %) à celui des femmes en général et l'écart n'est pas significatif à un seuil d'erreur de 10 %. Pour comprendre cette différence entre hommes et femmes, il faut rappeler que presque 80 % des hommes de 20 à 64 ans sont occupés à plein temps. La plupart d'entre eux disposent donc de ressources financières pour s'adonner aux jeux d'argent et sont ainsi exposés au risque de devenir des joueurs excessifs. La majorité des femmes exercent une activité professionnelle à temps partiel ou n'ont pas d'activité professionnelle. Toutes les femmes ne sont donc pas égales face au risque de devenir des joueuses problématiques, le risque croissant avec la hausse du taux d'activité et du revenu. Le risque de rencontrer des problèmes de jeu est associé (positivement) au revenu, ce dernier étant lui-même associé (négativement) aux problèmes liés au jeu. L'effet de la hausse du revenu sur le risque de rencontrer des problèmes de jeu et celui du jeu problématique sur l'activité professionnelle des femmes ont tendance à se compenser, d'où la difficulté d'établir un lien entre les problèmes liés au jeu et le revenu dans la population féminine.

Chez les hommes comme chez les femmes, la prévalence de la dépression est deux fois plus élevée chez les joueurs problématiques que dans la population générale.

5. Modèle statistique

5.1. Quelques contraintes pour le choix du modèle statistique

Seule la population des femmes et des hommes de 20 à 64 ans est prise en considération, car il s'agit de la tranche d'âge dans laquelle le jeu problématique risque d'avoir le plus d'impact négatif sur l'occupation et le revenu. Comme les déterminants de l'activité professionnelle diffèrent selon le genre, un modèle explicatif distinct est établi pour les hommes et les femmes.

Le nombre de répondants avec des troubles liés au jeu est faible : 22 cas observés chez les hommes et 4 chez les femmes dans les 12 derniers mois. Pour cette raison, nous regroupons sous la désignation de *joueurs problématiques* les personnes avec un risque lié à leur pratique du jeu et celles diagnostiquées avec un trouble du jeu (jeu à risque et jeu pathologique dans l'ancienne terminologie). Elles sont identifiées selon la procédure définie par Haug et Meyer (2015).

Tableau 4 : Statistiques des variables intervenant dans les modèles de régression

Hommes						
Variables	Tous (échantillon) 5765		Avec troubles liés au jeu 219		Différences	
	Moyenne (A)	Ecart type	Moyenne (B)	Ecart type	D = A - B	valeur p
revenu	6 439	8 219	4 475	2 396	1 963	0,000
âge	44,11	12,31	41,84	13,57	2,27	0,015
marié(e)	0,59	0,49	0,49	0,50	0,10	0,003
1_enf_<_5_ans	0,09	0,29	0,09	0,28	0,01	0,770
2_enf_<_5_ans	0,03	0,16	0,01	0,10	0,02	0,014
3_enf_<_5_ans	0,00	0,04	0,00	0,07	0,00	0,513
suisse	0,76	0,43	0,66	0,47	0,10	0,003
indépendant	0,08	0,28	0,07	0,25	0,02	0,366
cadre	0,29	0,46	0,18	0,39	0,11	0,000
forma_sec	0,46	0,50	0,60	0,49	-0,14	0,000
forma_tert	0,46	0,50	0,22	0,41	0,24	0,000
enf_<_5_ans	0,30	0,46	0,31	0,46	-0,01	0,823
enf_<_15_ans	0,12	0,32	0,10	0,30	0,02	0,351
fumeur_quot	0,22	0,41	0,35	0,48	-0,13	0,000
risque_alcool	0,05	0,21	0,07	0,26	-0,03	0,126
dépres_diagnos	0,04	0,19	0,08	0,28	-0,04	0,017

Femmes						
Variables	Toutes (échantillon) 6446		Avec troubles liés au jeu 144		Différences	
	Moyenne (A)	Ecart type	Moyenne (B)	Ecart type	D = A - B	valeur p
revenu	3 345	3 230	3 132	2 066	212	0,230
âge	43,34	12,65	43,09	14,14	0,25	0,836
marié(e)	0,58	0,49	0,46	0,50	0,12	0,004
1_enf_<_5_ans	0,09	0,28	0,08	0,28	0,00	0,864
2_enf_<_5_ans	0,03	0,16	0,00	0,00	0,03	0,000
3_enf_<_5_ans	0,00	0,05	0,00	0,00	0,00	0,000
suisse	0,80	0,40	0,72	0,45	0,09	0,024
indépendant	0,06	0,24	0,03	0,18	0,03	0,073
cadre	0,14	0,35	0,12	0,32	0,02	0,450
forma_sec	0,54	0,50	0,58	0,49	-0,04	0,299
forma_tert	0,35	0,48	0,22	0,42	0,13	0,000
enf_<_5_ans	0,30	0,46	0,24	0,43	0,05	0,151
enf_<_15_ans	0,12	0,32	0,08	0,28	0,03	0,171
fumeur_quot	0,18	0,39	0,35	0,48	-0,16	0,000
risque_alcool	0,04	0,19	0,03	0,16	0,01	0,411
dépres_diagnos	0,06	0,24	0,13	0,33	-0,07	0,018

Sources : OFS, Enquête suisse sur la santé 2017, propres calculs.

La mesure de l'influence du jeu excessif sur le taux d'occupation et le revenu est obtenue à l'aide d'un modèle de régression linéaire multiple. Dans celui-ci, la variable à expliquer est soit le revenu mensuel, soit le taux d'occupation. La variable d'intérêt est la présence de problèmes de jeu au cours des 12 derniers mois. Les caractéristiques socioéconomiques, les comorbidités psychiatriques et la présence de comportements addictifs sont les variables de contrôle. Le rôle de ces dernières est d'isoler l'influence de la variable d'intérêt – le jeu problématique – de tous les autres facteurs parasites qui agissent sur le taux d'occupation et le revenu. Sans cette précaution, une partie de la baisse du taux d'occupation et du revenu due, par exemple, à une consommation chronique excessive d'alcool serait attribuée au jeu problématique, vu que les deux variables – jeu problématique et consommation excessive d'alcool – sont corrélées. Ne pas introduire ces variables de contrôle reviendrait à commettre

une erreur de variable omise, avec pour conséquence un biais dans l'estimation du coefficient de la variable d'intérêt. Nous faisons ici l'hypothèse que les comorbidités et les comportements addictifs ne sont pas la conséquence des problèmes liés au jeu.

5.2. Jeu problématique et taux d'occupation

Le taux d'occupation (*taux_occup*) est expliqué par la présence de problèmes liés au jeu dans les 12 derniers mois et par une série de variables de contrôle : les paramètres socioéconomiques (*socio_i*) et la présence ou non de comorbidités, d'usage excessif d'alcool et de tabagisme (*comorb_i*).

Le modèle a la forme suivante :

$$taux_occup = \alpha + \beta_1 prob_jeu_récent_i + \gamma socio_i + \delta comorb_i + e_i$$

Dans la tranche d'âge 20 à 64 ans, une femme sur cinq et un peu plus d'un homme sur dix ont un taux d'activité inférieur à 10 %. À l'opposé, plus de trois quarts des hommes et un peu plus d'un tiers des femmes sont occupés à plein temps. Pour les hommes comme pour les femmes, la distribution présente un pic aux extrémités.

5.3. Jeu problématique et revenu

Les variables indépendantes sont les mêmes que celles introduites dans le modèle explicatif du taux d'occupation. Le modèle revêt donc la forme suivante :

$$revenu = \alpha + \beta_1 prob_jeu_récent_i + \gamma socio_i + \delta comorb_i + e_i$$

La distribution des revenus présente la forme usuelle d'une courbe en cloche étirée à droite, avec une forte proportion de revenus faibles et moyens et un petit nombre de très grandes valeurs (58 revenus mensuels supérieurs à 20 000 francs) qui tirent le coefficient de la variable d'intérêt vers le haut.

Une première manière de réduire leur influence dans la population masculine consiste à éliminer les revenus au-delà d'une limite à définir, par exemple 20 000 francs. À noter qu'il n'y a pas de joueurs problématiques parmi les hommes disposant d'un revenu mensuel supérieur à 20 000 francs. Remplacer les revenus par leur logarithme est une autre manière de corriger la non-normalité des résidus et de réduire l'influence des observations extrêmes.

Mesurer l'impact des problèmes liés au jeu sur le revenu est plus compliqué chez les femmes que chez les hommes, car celles-ci sont souvent occupées à temps partiel ou sont inactives. L'augmentation du revenu est alors associée à une possible augmentation de la pratique des jeux d'argent, à un risque accru de connaître des problèmes liés au jeu et à de probables effets négatifs sur l'activité professionnelle. Pour contourner cet obstacle, nous étudions la relation évoquée ci-dessus chez les femmes disposant d'un minimum de ressources propres. Considérer les seules femmes occupées à plein temps réduirait de manière excessive le nombre d'observations. C'est pourquoi nous avons choisi de ne retenir pour l'analyse que les femmes occupées à 60 % ou plus.

L'effet parasite de la hausse du revenu sur l'exposition au risque de rencontrer des problèmes liés au jeu existe, à un degré moindre, aussi chez les hommes. C'est pourquoi le lien entre jeu problématique et revenu a également été mesuré seulement pour les hommes occupés à plein temps.

6. Résultats

Un coefficient négatif de la variable d'intérêt dans l'équation explicative du taux d'occupation ou du revenu révèle que les personnes ayant manifesté un comportement de jeu problématique au cours des 12 derniers mois ont en moyenne un taux d'occupation et un revenu inférieurs à ceux des personnes avec les mêmes caractéristiques, hormis les problèmes liés au jeu.

6.1. Impact du jeu problématique sur le taux d'occupation

La présence de problèmes liés au jeu au cours des 12 derniers mois n'a pas d'effet observable sur le taux d'occupation des hommes de 20 à 64 ans. Le coefficient de la variable d'intérêt est certes négatif, comme attendu, mais n'est pas significatif avec un seuil d'erreur de 10 %, de sorte que nous ne pouvons pas exclure l'absence de relation (Tableau A.1).

Les problèmes liés au jeu sont associés à une hausse de l'ordre de 5 à 7 points de pourcentage en moyenne du taux d'occupation des femmes, selon les modèles (Tableau A.2). Les coefficients des modèles 5 à 8 sont significatifs avec une marge d'erreur de 10 %. Il ne faut pas en déduire que les problèmes de jeu améliorent les capacités professionnelles des femmes. Le lien positif s'explique, comme déjà mentionné, par le fait que l'exposition au risque de devenir joueur excessif croît avec les ressources, donc avec le taux d'occupation professionnelle. Les modèles expliquent 15 % à 20 % des écarts de taux d'occupation chez les hommes comme chez les femmes.

6.2. Impact du jeu problématique sur le revenu

6.2.1. Impact sur le revenu des hommes

Dans la première série de modèles, les revenus mensuels supérieurs à 20 000 francs sont exclus. Éliminer les revenus extrêmes réduit de plus d'un tiers la perte de revenu attribuable au jeu excessif. Celle-ci varie alors entre 366 francs et 393 francs lorsque les caractéristiques socioéconomiques sont les seules variables de contrôle (Tableau 5, modèles 1 à 4). Les coefficients sont tous significatifs avec une marge d'erreur de 1 %. Quand on contrôle aussi pour les autres déterminants du revenu (la présence d'une dépression, le tabagisme et la consommation excessive d'alcool), les coefficients de la variable d'intérêt diminuent, ce qui était attendu, mais restent significatifs au seuil de 5 % ou 10 %. La perte de revenu varie alors de 284 francs à 313 francs (modèles 5 à 8). Une partie de la baisse du revenu observée dans les quatre premiers modèles est donc attribuable à d'autres caractéristiques des joueurs : troubles psychiques, consommation excessive d'alcool et tabagisme. Comme l'on pouvait s'y attendre, un niveau de formation élevé ou le fait d'occuper une fonction de cadre voire de direction s'accompagne d'une hausse du revenu. Pour les hommes, être marié et avoir des enfants sont aussi des caractéristiques associées à un revenu plus élevé. Les huit modèles expliquent en moyenne 40 % de la variation des revenus individuels.

Chez les hommes occupés à plein temps, revenus supérieurs à 20 000 francs exclus, les coefficients de la variable d'intérêt sont plus élevés et tous significatifs à un seuil de 1 %. Un homme avec des problèmes liés au jeu dispose en moyenne d'un revenu mensuel de 461 à 503 francs inférieur à celui d'une personne avec les mêmes caractéristiques, mais sans problèmes liés au jeu, une fois pris en compte les troubles de l'humeur (dépression), le tabagisme et la consommation chronique excessive d'alcool (Tableau A.4, modèles 5 à 8). L'effet parasite de la hausse du taux d'activité sur la possibilité de s'adonner au jeu et sur le risque de rencontrer des problèmes est ici éliminé.

Les coefficients de la variable d'intérêt sont plus élevés et significatifs au seuil de 1 % lorsque les revenus extrêmes ne sont pas exclus. La perte de revenu mensuel associée au jeu excessif est alors

comprise entre 448 et 483 francs une fois toutes les variables de contrôle introduites (Tableau A.3, modèles 5 à 8).

La transformation logarithmique a pour effet de tasser les valeurs élevées et ainsi de normaliser la distribution. Elle n'est toutefois pas suffisante pour éliminer le biais dû à la présence de revenus extrêmes. Les personnes sans revenu et celles avec un revenu inférieur à 1000 francs sont par ailleurs alors ignorées. Observons que les coefficients restent significatifs après l'introduction des comorbidités (dépression) et des comportements addictifs (tabagisme et alcool). La perte de revenu mensuel attribuable aux problèmes liés au jeu se monte à environ 390 francs¹ (Tableau A.5, modèles 5 à 8).

L'impact des problèmes de jeu au cours de la vie a aussi été mesuré. Le revenu mensuel d'une personne qui a connu des problèmes de jeu au cours des 12 derniers mois ou plus tôt dans sa vie est en moyenne inférieur de 290 francs à celui d'une personne présentant les mêmes caractéristiques hormis le jeu problématique (Tableau A.6, modèle 8).

6.2.2. Impact sur le revenu des femmes

Afin de réduire l'effet parasite de la hausse du taux d'occupation sur la pratique du jeu et le risque de rencontrer des problèmes, l'analyse porte sur les femmes dont le taux d'occupation est égal ou supérieur à 60 %. Les problèmes liés au jeu sont associés à une perte de revenu mensuel d'environ 300 francs par cas lorsque l'on prend en compte l'effet des comorbidités, du tabagisme et de la consommation chronique excessive d'alcool (Tableau 6, modèles 6 et 8).

Les femmes qui ont connu des problèmes de jeu dans les 12 derniers mois ou plus tôt au cours de leur vie ont en moyenne un revenu mensuel inférieur de 250 francs à celui des femmes présentant les mêmes caractéristiques hormis le jeu (Tableau A.7, modèle 8).

¹ $\exp(\ln(4603) - (-0.0822)) = 394.4$, où 4603 correspond au revenu mensuel moyen des hommes avec problèmes de jeu récents, -0.0822 est le coefficient de la variable d'intérêt.

Tableau 5 : Impact du jeu problématique au cours des 12 derniers mois sur le revenu mensuel des hommes de 20 à 64 ans, revenus supérieurs à 20 000 francs exclus

VARIABLES	(1) revenu	(2) revenu	(3) revenu	(4) revenu	(5) revenu	(6) revenu	(7) revenu	(8) revenu
Problème_jeu_récent	-393.0*** (137.3)	-366.5*** (140.5)	-373.6*** (143.6)	-367.2*** (140.5)	-312.6** (138.9)	-286.8** (141.6)	-283.8* (145.3)	-287.7** (141.5)
âge	351.8*** (25.64)	384.9*** (24.53)	431.8*** (23.83)	385.1*** (24.53)	369.0*** (25.67)	400.9*** (24.60)	445.4*** (23.83)	401.1*** (24.60)
âge_carré	-3.464*** (0.310)	-3.902*** (0.293)	-4.251*** (0.291)	-3.904*** (0.293)	-3.625*** (0.310)	-4.047*** (0.294)	-4.381*** (0.291)	-4.049*** (0.294)
f_mariée	772.7*** (101.3)	949.1*** (96.17)		947.0*** (96.42)	713.3*** (101.0)	882.7*** (95.80)		880.9*** (96.05)
1_enf_<5_ans		118.8 (148.0)	428.5*** (141.9)			86.78 (146.7)	368.8*** (140.6)	
2_enf_<5_ans		56.85 (231.8)	515.3** (221.9)			42.22 (230.9)	463.5** (221.9)	
3_enf_<5_ans		-430.0 (871.6)	69.23 (948.9)			-486.8 (859.4)	-37.67 (926.7)	
suisse	404.1*** (96.36)	415.5*** (97.07)	355.7*** (97.83)	413.7*** (96.90)	379.3*** (95.84)	390.4*** (96.49)	333.1*** (97.17)	388.8*** (96.32)
indép	109.2 (198.7)	122.6 (198.0)	92.00 (202.5)	124.1 (198.1)	46.73 (197.6)	58.85 (197.0)	26.21 (201.2)	60.24 (197.1)
cadre	1,685*** (94.76)	1,688*** (95.50)	1,757*** (95.91)	1,689*** (95.41)	1,640*** (94.52)	1,641*** (95.19)	1,703*** (95.44)	1,642*** (95.09)
forma_sec	1,151*** (103.4)	1,139*** (104.5)	1,050*** (105.3)	1,137*** (104.6)	1,077*** (102.5)	1,066*** (103.8)	973.0*** (103.9)	1,065*** (103.9)
forma_tert	2,921*** (121.6)	2,924*** (123.2)	2,853*** (124.1)	2,922*** (123.2)	2,783*** (122.3)	2,787*** (124.0)	2,699*** (123.9)	2,786*** (123.9)
enf_<15_ans	503.5*** (112.0)				474.6*** (111.5)			
enf_<5_ans				97.81 (132.5)				69.00 (131.4)
fumeur_quot					-271.7*** (88.22)	-265.9*** (88.23)	-332.2*** (88.36)	-265.6*** (88.21)
risque_alcool					-160.7 (172.4)	-180.5 (170.7)	-293.2* (170.3)	-180.1 (170.7)
dépres_diagnos					-1,575*** (167.3)	-1,608*** (168.0)	-1,700*** (173.7)	-1,608*** (167.9)
Constante	-5,498*** (479.0)	-6,011*** (467.9)	-6,778*** (457.8)	-6,013*** (467.6)	-5,612*** (475.4)	-6,106*** (464.0)	-6,798*** (453.9)	-6,109*** (463.7)
Observations	5,707	5,707	5,707	5,707	5,707	5,707	5,707	5,707
R ²	0.388	0.385	0.370	0.385	0.398	0.396	0.383	0.396
Erreur type entre parenthèses					Observations dans l'échantillon			5 707
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1					Observations dans la population			2 443 827
					Joueurs problématiques			102 467

Tableau 6 : Impact du jeu problématique au cours des 12 derniers mois sur le revenu mensuel des femmes de 20 à 64 ans occupées à 60 % ou plus

VARIABLES	(1) revenu	(2) revenu	(3) revenu	(4) revenu	(5) revenu	(6) revenu	(7) revenu	(8) revenu
Problème_jeu_récent	-355.4* (192.5)	-363.0* (191.2)	-342.9* (195.8)	-359.9* (191.7)	-304.0 (188.5)	-312.8* (187.3)	-297.7 (193.4)	-309.7* (187.9)
âge	253.5*** (44.36)	242.7*** (41.26)	208.1*** (35.38)	242.7*** (41.25)	255.4*** (44.66)	244.0*** (41.47)	208.1*** (35.41)	244.0*** (41.45)
âge^2	-2.506*** (0.514)	-2.366*** (0.475)	-2.035*** (0.427)	-2.365*** (0.475)	-2.533*** (0.518)	-2.386*** (0.478)	-2.042*** (0.428)	-2.384*** (0.478)
f_mariée	-526.0*** (165.9)	-562.0*** (171.4)		-562.7*** (171.4)	-545.1*** (169.2)	-582.1*** (174.9)		-582.6*** (174.9)
1_enf_<5_ans		-29.83 (164.5)	-232.9 (174.6)			-38.98 (164.4)	-248.5 (175.5)	
2_enf_<5_ans		-288.8 (333.4)	-500.1 (343.1)			-336.3 (334.3)	-549.4 (345.9)	
3_enf_<5_ans		-938.7 (580.0)	-1,300** (596.8)			-804.6 (490.1)	-1,183** (511.8)	
suisse	150.6 (121.0)	161.7 (121.4)	207.2 (129.3)	160.3 (121.3)	145.5 (120.3)	156.9 (120.7)	204.2 (128.8)	155.6 (120.7)
indép	-726.4*** (235.5)	-726.4*** (234.0)	-781.9*** (230.0)	-726.9*** (234.1)	-737.5*** (237.4)	-737.7*** (235.9)	-793.1*** (231.4)	-738.2*** (236.0)
cadre	1,435*** (243.5)	1,435*** (243.9)	1,443*** (245.8)	1,436*** (243.9)	1,438*** (243.4)	1,437*** (243.8)	1,446*** (245.9)	1,438*** (243.9)
forma_sec	896.7*** (118.1)	904.9*** (116.4)	964.9*** (108.6)	904.1*** (116.6)	850.8*** (123.2)	860.4*** (121.1)	926.4*** (111.6)	859.5*** (121.3)
forma_tert	2,438*** (156.8)	2,455*** (158.0)	2,534*** (165.1)	2,449*** (157.5)	2,360*** (154.6)	2,379*** (155.3)	2,467*** (161.0)	2,374*** (154.9)
enf_<15_ans	-183.8 (124.7)				-196.2 (125.5)			
enf_<5_ans				-85.18 (154.3)				-101.4 (154.6)
fumeur_quot					-289.1*** (104.5)	-288.2*** (104.4)	-270.2*** (102.1)	-287.5*** (104.3)
risque_alcool					-280.6 (181.4)	-282.7 (181.1)	-242.1 (178.6)	-281.9 (181.6)
dépres_diagnos					-306.3 (196.3)	-301.8 (194.9)	-240.0 (188.6)	-296.5 (195.1)
Constant	-2,606*** (866.6)	-2,457*** (824.7)	-1,957*** (732.1)	-2,452*** (824.3)	-2,481*** (848.8)	-2,323*** (806.1)	-1,818** (716.0)	-2,319*** (805.6)
Observations	3,488	3,488	3,488	3,488	3,488	3,488	3,488	3,488
R-squared	0.126	0.126	0.122	0.126	0.128	0.127	0.123	0.127
Erreur type entre parenthèses				Observations dans l'échantillon				4 764
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1				Observations dans la population				1 362 539
				Joueuses problématiques				33 097

7. Coûts indirects du jeu d'argent problématique en Suisse

Les coûts indirects correspondent aux pertes de revenu subies par les joueurs problématiques en Suisse dans les 12 derniers mois. Les pertes de revenu des hommes sont comprises entre 350 millions (modèle de régression excluant les revenus extrêmes) et 450 millions de francs par année (tassement des revenus extrêmes par transformation logarithmique). Celles des femmes atteignent 120 millions de francs.

Tableau 7 : Coûts indirects annuels attribuables au jeu problématique dans les 12 derniers mois, année de référence 2017

	Perte de revenu mensuel, en francs par mois	Population concernée	Coûts indirects, en millions de francs
Hommes (20 à 64 ans)			
Modèle I	287,7	102 467	350
Modèle II	394,4	94 151	450
Femmes (20 à 64 ans)			
Modèle III	309,7	33 097	120
Modèle IV	non significatif	34 470	-
Total			
Estimation basse			470
Estimation haute			570

Source : Enquête suisse sur la santé 2017; propres calculs.

Modèle I : sans les revenus extrêmes (>20'000 francs par mois)

Modèle II : transformation logarithmique, sans les revenus mensuels inférieurs à 1000 francs

Modèle III : taux d'occupation égal ou supérieur à 60%

Modèle IV : taux d'occupation égal ou supérieur à 60%, transformation logarithmique

L'estimation des coûts du jeu problématique renseigne uniquement sur les dommages subis par les personnes qui ont connu un problème de jeu au cours des 12 derniers mois. Les préjudices actuels subis par les personnes qui ont connu des problèmes liés au jeu plus tôt au cours de leur vie sont ignorés. Or, le fait que le jeu problématique entraîne des préjudices à long terme (*legacy harm*) pour la trajectoire professionnelle et le parcours de vie est bien documenté (Rockloff et al. 2022). Pour information, nous avons donc également estimé les conséquences des problèmes rencontrés par les joueurs au cours de la vie. La diminution du revenu mensuel des hommes est presque identique à celle subie par ceux qui ont connu un problème de jeu au cours des 12 derniers mois, mais le nombre de personnes concernées est nettement supérieur (228 000 individus contre 102 000). La diminution du revenu des femmes qui ont rencontré des problèmes de jeu au cours de leur vie est un peu plus faible que chez celles avec un problème de jeu récent (baisse du revenu mensuel de 250 francs contre 310 francs). Pour les femmes également, les effectifs sont plus importants (68 280 femmes avec un problème de jeu au cours de la vie, 33 100 avec un problème de jeu récent). La perte totale de revenu associée aux problèmes de jeu au cours de la vie est proche du milliard de francs (793 millions de francs pour les hommes, 205 millions pour les femmes, Tableau A.8).

Notre estimation des coûts indirects du jeu problématique (570 millions dans la variante haute, 450 millions dans la variante basse) représente un ajustement causal de plus de 40 % pour la variante haute et de 55 % pour la variante basse.

8. Discussion

L'observation fréquente de comorbidités psychiatriques et addictives chez les joueurs excessifs complique la mesure des pertes de revenu associées au jeu problématique. Comment savoir si les revenus plus bas des joueurs problématiques sont dus au jeu, aux comorbidités psychiatriques, à la consommation régulière d'alcool et de tabac ou à d'autres caractéristiques de ces personnes ? Avant de choisir une méthode d'estimation des pertes de revenu, il s'agit de savoir si les comorbidités ont précédé les troubles du jeu ou si elles en sont la conséquence. Dans la seconde hypothèse, les comorbidités devraient être considérées comme des dommages attribuables au jeu excessif. Nous avons suivi l'opinion majoritaire des auteurs qui se sont intéressés à cette question et admis que les comorbidités précèdent le plus souvent l'apparition des troubles du jeu. Selon ce point de vue, les comorbidités représentent un facteur de risque pour ceux qui s'adonnent aux jeux d'argent.

Les modèles statistiques utilisés pour mettre en évidence les effets du jeu excessif sur le revenu comprennent trois types de variables : une variable servant à identifier les joueurs problématiques (la variable d'intérêt), une série de variables reflétant les caractéristiques des joueurs et, finalement, des variables pour mesurer l'effet des comorbidités sur le revenu.

Les coefficients de la variable qui décrit la présence de problèmes de jeu récents chez les hommes de 20 à 64 ans sont tous négatifs et significatifs au seuil de 1 % dans les modèles où les revenus extrêmes sont exclus. Ces coefficients révèlent une perte de revenu mensuel comprise entre 370 et 390 francs. Une fois les comorbidités introduites dans le modèle, la diminution du revenu mensuel associée aux troubles du jeu se situe entre 280 et 310 francs, soit des valeurs inférieures de 80 à 90 francs à celles obtenues sans ces variables de contrôle. Entre 20 % et 25 % de la baisse de revenu observée dans les premiers modèles s'explique par la présence d'une dépression, par l'alcool et le tabagisme, non par les troubles liés au jeu. Chez les femmes, l'écart entre les résultats avec et sans prise en compte des comorbidités est un peu plus faible.

Nous ne pouvons toutefois pas exclure que le jeu excessif soit un facteur de risque pour l'apparition de comorbidités psychiatriques. Plusieurs auteurs affirment que les problèmes de jeu précèdent parfois l'apparition d'une dépression. Si c'était le cas, introduire la dépression comme variable de contrôle serait une erreur (un *contrôle erroné*), conduisant à sous-estimer les conséquences négatives du jeu excessif sur l'activité professionnelle et le revenu. À l'opposé, il est probable que toutes les variables explicatives du revenu n'ont pas été introduites dans les modèles. Il y a dans ce cas un biais de variable omise, pouvant conduire à une estimation erronée du coefficient de la variable d'intérêt. L'impulsivité est un exemple de variable omise : les joueurs excessifs présentent fréquemment des traits impulsifs. Or, la difficulté de gérer ses émotions constitue un obstacle à la réussite de la carrière professionnelle, avec des conséquences négatives sur le revenu. À noter que l'Enquête suisse sur la santé ne permet pas d'identifier les individus présentant des troubles impulsifs.

L'échantillon des hommes de 20 à 64 ans comprend 58 revenus supérieurs à 20 000 francs. Aucune des personnes concernées ne connaît un problème de jeu. Faut-il en conclure que le jeu excessif ou les comorbidités qui lui sont associées ne sont pas compatibles avec l'exercice d'une fonction dirigeante ou d'une profession libérale ? Ou est-ce simplement l'effet du hasard ? Dans la première série de modèles, les revenus mensuels excédant 20 000 francs sont exclus. Cela revient à considérer que les joueurs excessifs n'auraient pas eu accès à ce type d'emploi, même en l'absence de problèmes liés au jeu, en raison de leurs traits de personnalité. Dans une autre série de modèles, l'influence des revenus extrêmes est atténuée par une transformation logarithmique. On évite ainsi le biais que provoque l'élévation au carré des très grandes valeurs. En excluant les observations extrêmes, la perte de revenu mensuel attribuable aux troubles du jeu atteint environ 290 francs. Quand on conserve les

valeurs extrêmes tout en réduisant leur impact par une transformation logarithmique, la perte de revenu mensuel attribuable au jeu problématique est plus élevée et se monte à environ 390 francs (Tableaux 5 et A.5).

Constat étonnant en première analyse, il n’y a pas de relation entre le jeu problématique récent des femmes et leur revenu (modèles incluant toutes les femmes indépendamment du taux d’activité). Les coefficients de la variable d’intérêt sont parfois positifs, parfois négatifs et jamais significatifs. Pour comprendre ce résultat, il faut savoir qu’une large fraction des femmes est occupée à temps partiel ou sans activité professionnelle. Ainsi, une femme sur cinq n’a pas de revenu ou a un faible revenu. Avec l’augmentation du taux d’occupation et du revenu, la possibilité de consacrer une partie de ce dernier au jeu augmente, avec comme corollaire une exposition accrue au risque de rencontrer des problèmes et de devenir dépendante. Il y a ici une relation de causalité réciproque : la hausse du revenu accroît l’exposition au risque de connaître des problèmes liés au jeu et ceux-ci ont un effet négatif sur l’activité professionnelle, d’où l’absence apparente de lien entre problème de jeu et revenu. Pour éviter cet écueil, il s’agit d’étudier une population plus homogène, celle des femmes avec un taux d’occupation élevé. Chez les femmes occupées à 60 % et plus, les coefficients de la variable qui définit la présence de problèmes de jeu sont tous négatifs. Ils révèlent un recul du revenu mensuel des femmes avec un problème lié au jeu de l’ordre de 360 francs, de 300 francs lorsque les comorbidités sont introduites (Tableau 6).

L’approche utilisée permet de mettre en évidence une association entre les problèmes de jeu et l’activité professionnelle ou le revenu. Elle ne permet pas d’affirmer que le jeu problématique est la cause de la baisse du revenu. Si nous ne pouvons pas exclure que des difficultés au travail ou la perte d’un emploi puissent être à l’origine de comportements de jeu problématiques, la relation inverse est plus vraisemblable. En effet, si les problèmes rencontrés au travail étaient la cause du jeu problématique, il y aurait en Suisse 30 % de joueurs problématiques, pas 3 %. Dans l’estimation du coût indirect, nous avons considéré uniquement les préjudices subis par les personnes qui ont eu un comportement de jeu problématique au cours des 12 derniers mois et ignoré les pertes de revenu subies par celles qui ont connu des problèmes de jeu plus tôt dans leur vie. Ce faisant, nous avons implicitement appliqué un ajustement d’environ 50 % (*causal adjustment*) pour tenir compte d’une possible causalité inverse ou de l’action d’une variable confondante.

9. Références

- Achab, S., Haffen, E., Thorens, G. & Zullino, D. F. (2018). Dépression et addictions sans substance. In *Actualités sur les maladies dépressives*. Paris, Lavoisier-Médecine sciences, 230-236.
- Afifi, T. O., Nicholson, R., Martins, S. S. & Sareen, J. (2016). A Longitudinal Study of the Temporal Relation Between Problem Gambling and Mental and Substance Use Disorders Among Young Adults. *The Canadian Journal of Psychiatry*, 61(2), 102–111. <https://doi.org/10.1177/0706743715625950>.
- Chinneck, A., Mackinnon, S. P. & Stewart, S. H. (2016). Investigating Possible Reciprocal Relations Between Depressive and Problem Gambling Symptoms in Emerging Adults. *The Canadian Journal of Psychiatry*, 61(2), 93–101. <https://doi.org/10.1177/0706743715625934>.
- Dey, M. & Haug S. (2019). *Glücksspiel: Verhalten und Problematik in der Schweiz im Jahr 2017*. Zürich, ISGF. <https://doi.org/10.5167/uzh-175280>.
- Dowling, N. A., Butera, C. A., Merkouris, S. S., Youssef, G. J., Rodda, S. N. & Jackson, A. C. (2019). The Reciprocal Association between Problem Gambling and Mental Health Symptoms/Substance Use:

Cross-Lagged Path Modelling of Longitudinal Cohort Data. *Journal of Clinical Medicine*, 8(11), 1888. <https://doi.org/10.3390/jcm8111888>.

Dowling, N. A., Cowlshaw, S., Jackson, A. C., Merkouris, S. S., Francis, K. L., & Christensen, D. R. (2015). Prevalence of psychiatric co-morbidity in treatment-seeking problem gamblers: A systematic review and meta-analysis. *Australian and New Zealand Journal of Psychiatry*, 49(6), 519–539. <https://doi.org/10.1177/0004867415575774>.

Fischer, B., Telser, H., Widmer, P. & Leukert, K. (2014). *Alkoholbedingte Kosten in der Schweiz*. Olten, Polynomics.

Fischer, B., Telser, H. & Dietz, A. (2017). *Volkswirtschaftliche Kosten von Sucht – Methodologie*. Olten, Polynomics.

Fischer, B., Mäder, B., & Telser, H. (2020). *Volkswirtschaftliche Kosten von Sucht*. Olten, Polynomics.

Gerstein, D., Murphy, S., Toce, M., Volberg, R., Harwood, H., Tucker, A. , Christiansen, E., Cummings, W., Sinclair, S. et al. (1999). *Gambling impact and behavior study: Report to the national gambling impact study commission*. Chicago, National Opinion Research Center at the University of Chicago.

Grall-Bronnec, M., Luquiens, A. & Vénisse, J.-L. (2016). Troubles liés à la pratique des jeux de hasard et d'argent. In *Traité d'addictologie* (Reynaud, M., Karila, L., Aubin, H.-J. & Benyamina, A.). Cachan, Lavoisier, 796-804.

Hartmann, M., & Blaszczyński, A. (2018). The Longitudinal Relationships Between Psychiatric Disorders and Gambling Disorders. *International Journal of Mental Health and Addiction*, 16, 16–44. <https://doi.org/10.1007/s11469-016-9705-z>.

Haug, S. & Meyer, C. (2015) *Auswahl und Empfehlung von Items zur Befragung des Bundesamts für Statistik zum Thema Geldglückspiele im Jahr 2017*. Zürich, Schweizer Institut für Sucht- und Gesundheitsforschung (ISGF).

Holdsworth, L., Haw, J. & Hing, N. (2012). The Temporal Sequencing of Problem Gambling and Comorbid Disorders. *International Journal of Mental Health and Addiction*, 10, 197–209. <https://doi.org/10.1007/s11469-011-9324-7>.

Jeanrenaud, C., Gay, M., Kohler, D., Besson, J. & Simon, O. (2012). *Le coût social du jeu excessif en Suisse*. IRENE–Université de Neuchâtel & Centre du jeu excessif.

Johannesson, M. & Karlsson, G. (1997). The friction cost method: A comment. *Journal of Health Economics*, 16(2), 249–255. [https://doi.org/10.1016/s0167-6296\(97\)00006-4](https://doi.org/10.1016/s0167-6296(97)00006-4).

Kennedy, S. H., Welsh, B. R., Fulton, K., et al. (2010). Frequency and Correlates of Gambling Problems in Outpatients with Major Depressive Disorder and Bipolar Disorder. *The Canadian Journal of Psychiatry*, 55(9), 568–576. <https://doi.org/10.1177/070674371005500905>.

Kessler, R., Hwang, I., LaBrie, R., Petukhova, M., Sampson, N., Winters, K. & Shaffer, H. (2008). DSM-IV pathological gambling in the National Comorbidity Survey Replication. *Psychological Medicine*, 38(9), 1351–1360. <https://doi.org/10.1017/s0033291708002900>.

Koopmanschap, M. A., Rutten, F. H., Van Ineveld, B. M. & Van Roijen, L. (1995). The friction cost method for measuring indirect costs of disease. *Journal of Health Economics*, 14(2), 171–189. [https://doi.org/10.1016/0167-6296\(94\)00044-5](https://doi.org/10.1016/0167-6296(94)00044-5).

Künzi, K., Fritschi, T. & Egger, T. (2004). *Les jeux de hasard et la pathologie du jeu en Suisse*. Mandat de la Commission fédérale des maisons de jeu et de l'Office fédéral de la justice. Berne, BASS.

Künzi, K., Fritschi, T., Oesch, T., Gehrig, M. & Julien, N. (2009). *Coûts sociaux du jeu dans les casinos*. Mandat de la Commission fédérale des maisons de jeu. Berne, BASS.

Lister, J. J., Milosevic, A. & Ledgerwood, D. M. (2015). Psychological Characteristics of Problem Gamblers with and without Mood Disorder. *The Canadian Journal of Psychiatry*, 60(8), 369–376. <https://doi.org/10.1177/070674371506000806>.

Lorains, F. K., Cowlishaw, S. & Thomas, S. A. (2011). Prevalence of comorbid disorders in problem and pathological gambling: systematic review and meta-analysis of population surveys. *Addiction*, 106(3), 490–498. <https://doi.org/10.1111/j.1360-0443.2010.03300.x>.

Meyer, C., Bischof, A., Westram, A., Jeske, C., de Brito, S., Glorius, S., Schön, D., Porz, S., Gürtler, D., Kastirke, N. et al. (2015). The “Pathological Gambling and Epidemiology” (PAGE) study program: design and fieldwork. *International Journal of Methods in Psychiatric Research*, 24(1), 11-31. <https://doi.org/10.1002/mpr.1458>.

Meyer, C., Rumpf, H.-J., Kreuzer, A., de Brito, S., Glorius, S., Jeske, C., Kastirke, N., Porz, S., Schön, D., Westram, A. et al. (2011). *Pathologisches Glücksspielen und Epidemiologie (PAGE): Entstehung, Komorbidität, Remission und Behandlung*. Greifswald & Lübeck, Forschungsverbund EARLY INTerventions in health-risk behaviors (EARLINT).

Productivity Commission (1999). *Australia's Gambling Industries. Inquiry Report, Volume I: Report (Parts A-C)*. Report No. 10. Canberra, AusInfo.

Rockloff, M., Armstrong, T., Hing, N., Browne, M., Russell, A. M., Bellringer, M., Palmer du Preez, K. & Lowe, G. (2022). Legacy Gambling Harms: What Happens Once the Gambling Stops?. *Current Addiction Reports*, 9(4), 392-399. <https://doi.org/10.1007/s40429-022-00434-7>.

Sundqvist, K. & Rosendahl, I. (2019). Problem Gambling and Psychiatric Comorbidity—Risk and Temporal Sequencing Among Women and Men: Results from the Swelogs Case–Control Study. *Journal of Gambling Studies*, 35, 757–771. <https://doi.org/10.1007/s10899-019-09851-2>.

10. Annexes

Tableau A.1 : Impact du jeu problématique au cours des 12 derniers mois sur le taux d'occupation des hommes de 20 à 64 ans

VARIABLES	(1) Taux_occup	(2) Taux_occup	(3) Taux_occup	(4) Taux_occup	(5) Taux_occup	(6) Taux_occup	(7) Taux_occup	(8) Taux_occup
Problème_jeu_récent	-4.592 (2.990)	-4.637 (2.987)	-4.717 (3.001)	-4.660 (2.983)	-2.796 (2.812)	-2.888 (2.806)	-2.897 (2.816)	-2.914 (2.803)
âge	4.587*** (0.381)	4.530*** (0.366)	4.819*** (0.357)	4.534*** (0.366)	4.958*** (0.370)	4.867*** (0.357)	5.096*** (0.348)	4.871*** (0.357)
âge_carré	-0.0572*** (0.00444)	-0.0564*** (0.00421)	-0.0586*** (0.00416)	-0.0565*** (0.00421)	-0.0605*** (0.00430)	-0.0594*** (0.00410)	-0.0611*** (0.00405)	-0.0595*** (0.00410)
f_mariée	6.148*** (1.230)	5.877*** (1.139)		5.904*** (1.138)	4.965*** (1.200)	4.546*** (1.105)		4.579*** (1.105)
1_enf_<5_ans		-1.230 (1.488)	0.691 (1.454)			-2.002 (1.455)	-0.548 (1.421)	
2_enf_<5_ans		0.626 (1.864)	3.472** (1.764)			0.155 (1.694)	2.328 (1.608)	
3_enf_<5_ans		-5.099 (9.582)	-2.009 (10.20)			-6.140 (9.674)	-3.828 (10.12)	
suisse	0.677 (1.200)	0.641 (1.200)	0.277 (1.201)	0.653 (1.199)	0.296 (1.160)	0.240 (1.159)	-0.0521 (1.160)	0.255 (1.159)
indép	15.39*** (1.377)	15.39*** (1.374)	15.27*** (1.385)	15.38*** (1.376)	13.94*** (1.364)	13.93*** (1.360)	13.82*** (1.370)	13.93*** (1.362)
cadre	17.01*** (0.811)	16.99*** (0.817)	17.42*** (0.824)	16.98*** (0.815)	15.80*** (0.799)	15.77*** (0.805)	16.08*** (0.813)	15.76*** (0.803)
forma_sec	3.363 (2.267)	3.409 (2.269)	2.814 (2.281)	3.412 (2.270)	2.092 (2.123)	2.173 (2.124)	1.663 (2.126)	2.178 (2.125)
forma_tert	4.406* (2.257)	4.426* (2.264)	3.979* (2.276)	4.437* (2.264)	2.185 (2.135)	2.229 (2.141)	1.770 (2.138)	2.245 (2.141)
enf_<15_ans	-1.086 (1.208)				-1.819 (1.174)			
enf_<5_ans				-0.900 (1.323)				-1.613 (1.286)
fumeur_quot					-2.127* (1.203)	-2.140* (1.202)	-2.477** (1.196)	-2.130* (1.202)
risque_alcool					-3.904 (2.482)	-3.874 (2.483)	-4.417* (2.469)	-3.869 (2.485)
dépres_diagnos					-37.31*** (3.267)	-37.27*** (3.268)	-37.81*** (3.282)	-37.26*** (3.267)
Constante	-11.87 (7.879)	-10.92 (7.680)	-15.60** (7.587)	-10.99 (7.679)	-15.75** (7.712)	-14.22* (7.543)	-17.74** (7.455)	-14.30* (7.542)
Observations	5,922	5,922	5,922	5,922	5,922	5,922	5,922	5,922
R ²	0.154	0.154	0.148	0.154	0.202	0.202	0.199	0.202
Erreur type entre parenthèses					Observations dans l'échantillon			5 922
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1					Observations dans la population			2 525 584
					Joueurs problématiques			104 863

Tableau A.2 : Impact du jeu problématique au cours des 12 derniers mois sur le taux d'occupation des femmes de 20 à 64 ans

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Taux_occup	Taux_occup	Taux_occup	Taux_occup	Taux_occup	Taux_occup	Taux_occup	Taux_occup
Problème_jeu_récent	5.030 (3.530)	4.737 (3.531)	5.864 (3.618)	4.817 (3.535)	6.400* (3.407)	5.933* (3.453)	6.688* (3.559)	6.020* (3.457)
âge	3.770*** (0.356)	2.374*** (0.340)	1.146*** (0.327)	2.376*** (0.340)	3.974*** (0.349)	2.522*** (0.334)	1.247*** (0.324)	2.524*** (0.334)
âge_carré	-0.0505*** (0.00417)	-0.0329*** (0.00392)	-0.0210*** (0.00383)	-0.0329*** (0.00392)	-0.0527*** (0.00409)	-0.0344*** (0.00386)	-0.0220*** (0.00379)	-0.0344*** (0.00385)
f_mariée	-12.56*** (1.216)	-16.07*** (1.187)		-16.13*** (1.186)	-12.96*** (1.190)	-16.57*** (1.165)		-16.63*** (1.164)
1_enf_<5_ans		-18.77*** (1.893)	-24.69*** (1.849)			-18.70*** (1.894)	-24.65*** (1.847)	
2_enf_<5_ans		-21.88*** (2.809)	-28.22*** (2.798)			-22.39*** (2.812)	-28.60*** (2.798)	
3_enf_<5_ans		-37.79*** (6.801)	-47.63*** (6.841)			-37.12*** (7.381)	-47.18*** (7.303)	
suisse	-3.886*** (1.304)	-3.666*** (1.324)	-2.683** (1.342)	-3.756*** (1.323)	-3.868*** (1.295)	-3.610*** (1.315)	-2.555* (1.333)	-3.698*** (1.315)
indép	16.32*** (2.163)	16.05*** (2.137)	15.38*** (2.081)	16.11*** (2.135)	15.37*** (2.165)	15.18*** (2.137)	14.59*** (2.079)	15.24*** (2.135)
cadre	25.41*** (1.020)	26.15*** (1.032)	27.51*** (1.043)	26.24*** (1.030)	24.56*** (1.025)	25.36*** (1.039)	26.75*** (1.051)	25.45*** (1.038)
forma_sec	2.225 (1.892)	2.312 (1.866)	3.500* (1.850)	2.277 (1.868)	1.452 (1.837)	1.622 (1.817)	3.056* (1.811)	1.586 (1.819)
forma_tert	6.330*** (1.950)	7.312*** (1.929)	9.301*** (1.909)	7.181*** (1.929)	5.549*** (1.908)	6.683*** (1.891)	9.139*** (1.882)	6.540*** (1.891)
enf_<15_ans	-21.96*** (1.340)				-22.51*** (1.321)			
enf_<5_ans				-19.77*** (1.674)				-19.80*** (1.674)
fumeur_quot					3.238** (1.351)	3.481** (1.368)	5.157*** (1.354)	3.495** (1.368)
risque_alcool					-0.336 (2.571)	-0.736 (2.617)	-0.0191 (2.658)	-0.705 (2.621)
dépres_diagnos					-20.75*** (2.424)	-19.31*** (2.450)	-17.34*** (2.477)	-19.29*** (2.449)
Constante	5.769 (7.122)	27.97*** (6.983)	46.62*** (6.809)	28.05*** (6.982)	3.331 (7.038)	26.13*** (6.921)	44.73*** (6.783)	26.21*** (6.921)
Observations	6,597	6,597	6,597	6,597	6,597	6,597	6,597	6,597
R ²	0.216	0.195	0.161	0.194	0.234	0.210	0.174	0.210
Erreur type entre parenthèses					Observations dans l'échantillon			6 597
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1					Observations dans la population			2 411 275
					Joueuses problématiques			53 583

Tableau A.3 : Impact du jeu problématique au cours des 12 derniers mois sur le revenu mensuel des hommes de 20 à 64 ans, tous les revenus pris en considération

VARIABLES	(1) revenu	(2) revenu	(3) revenu	(4) revenu	(5) revenu	(6) revenu	(7) revenu	(8) revenu
Problème_jeu_récent	-593.7*** (155.9)	-561.9*** (159.2)	-571.0*** (162.5)	-563.1*** (159.0)	-483.4*** (158.5)	-452.2*** (161.2)	-448.3*** (165.3)	-453.7*** (161.0)
âge	280.8*** (58.79)	325.0*** (55.81)	385.0*** (56.00)	325.3*** (55.78)	303.0*** (58.64)	345.7*** (55.68)	401.8*** (55.97)	346.1*** (55.66)
âge_carré	-2.511*** (0.744)	-3.102*** (0.704)	-3.551*** (0.707)	-3.105*** (0.704)	-2.722*** (0.743)	-3.293*** (0.703)	-3.716*** (0.706)	-3.297*** (0.703)
h_marié	959.1*** (183.4)	1,202*** (192.5)		1,199*** (192.3)	866.5*** (181.4)	1,100*** (189.9)		1,098*** (189.9)
1_enf_<5_ans		55.79 (328.0)	446.9 (315.5)			17.94 (327.0)	368.4 (314.6)	
2_enf_<5_ans		-41.07 (391.6)	537.6 (368.7)			-53.10 (391.1)	470.3 (370.2)	
3_enf_<5_ans		-866.1 (938.1)	-234.9 (1,033)			-950.3 (912.0)	-391.4 (993.6)	
suisse	484.0*** (174.5)	499.5*** (172.3)	424.8** (169.9)	496.5*** (173.8)	450.5*** (173.6)	465.5*** (171.4)	394.9** (169.1)	462.7*** (172.9)
indép	1,811** (842.8)	1,832** (850.9)	1,805** (852.6)	1,835** (850.9)	1,737** (841.8)	1,755** (849.2)	1,725** (850.1)	1,758** (849.2)
cadre	1,850*** (223.7)	1,851*** (223.5)	1,939*** (223.1)	1,853*** (222.8)	1,803*** (224.1)	1,802*** (224.0)	1,880*** (223.3)	1,803*** (223.3)
forma_sec	1,231*** (139.3)	1,218*** (138.2)	1,105*** (139.4)	1,216*** (137.5)	1,120*** (138.7)	1,109*** (137.9)	992.2*** (139.0)	1,107*** (137.2)
forma_tert	3,605*** (218.9)	3,616*** (220.7)	3,527*** (218.4)	3,614*** (219.4)	3,392*** (211.7)	3,403*** (213.5)	3,294*** (210.3)	3,401*** (212.1)
enf_<15_ans	635.1** (279.1)				600.5** (278.9)			
enf_<5_ans				22.04 (286.1)				-11.21 (285.3)
fumeur_quot					-503.3*** (120.6)	-495.0*** (120.1)	-579.4*** (122.7)	-494.5*** (120.2)
risque_alcool					-476.1** (194.2)	-504.6*** (193.1)	-645.2*** (195.5)	-503.9*** (193.1)
dépres_diagnos					-1,806*** (189.8)	-1,852*** (189.7)	-1,967*** (196.6)	-1,852*** (189.7)
Constante	-4,633*** (1,015)	-5,312*** (988.9)	-6,296*** (1,007)	-5,315*** (988.0)	-4,708*** (1,016)	-5,363*** (989.8)	-6,238*** (1,006)	-5,368*** (988.9)
Observations	5,765	5,765	5,765	5,765	5,765	5,765	5,765	5,765
R ²	0.111	0.110	0.105	0.110	0.115	0.114	0.110	0.114
Erreur type entre parenthèses					Observations dans l'échantillon			5 765
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1					Observations dans la population			2 463 934
					Joueurs problématiques			102 467

Tableau A.4 : Impact du jeu problématique au cours des 12 derniers mois sur le revenu mensuel des hommes de 20 à 64 ans occupés à plein temps, revenus mensuels supérieurs à 20 000 francs exclus

VARIABLES	(1) revenu	(2) revenu	(3) revenu	(4) revenu	(5) revenu	(6) revenu	(7) revenu	(8) revenu
Problème_jeu_récent	-525.0*** (152.6)	-487.3*** (158.4)	-490.2*** (160.7)	-482.1*** (158.1)	-503.4*** (153.2)	-465.9*** (158.6)	-466.5*** (162.1)	-460.9*** (158.4)
âge	225.3*** (28.35)	266.5*** (26.96)	305.6*** (26.08)	266.0*** (26.93)	233.4*** (28.59)	274.0*** (27.21)	312.7*** (26.29)	273.5*** (27.19)
âge_carré	-1.887*** (0.349)	-2.426*** (0.327)	-2.714*** (0.324)	-2.420*** (0.327)	-1.981*** (0.352)	-2.512*** (0.330)	-2.800*** (0.327)	-2.507*** (0.330)
h_marié	553.8*** (108.7)	753.4*** (103.3)		753.0*** (103.5)	544.7*** (109.4)	740.8*** (103.9)		740.2*** (104.1)
1_enf_<5_ans		294.8* (153.2)	562.4*** (142.4)			270.8* (152.8)	530.6*** (142.1)	
2_enf_<5_ans		115.1 (225.8)	453.8** (218.7)			100.4 (226.0)	432.6** (219.0)	
3_enf_<5_ans		934.6*** (356.9)	1,464*** (396.8)			863.1** (356.7)	1,368*** (395.2)	
suisse	390.9*** (100.8)	401.8*** (101.5)	367.5*** (102.3)	402.2*** (101.3)	380.8*** (100.9)	392.2*** (101.6)	358.3*** (102.4)	392.4*** (101.4)
indép	-184.3 (218.2)	-174.7 (218.4)	-200.0 (221.7)	-174.0 (218.6)	-184.7 (217.9)	-175.1 (218.2)	-198.3 (221.5)	-174.4 (218.3)
cadre	1,128*** (94.88)	1,134*** (95.74)	1,173*** (95.88)	1,135*** (95.65)	1,135*** (95.03)	1,140*** (95.85)	1,180*** (95.90)	1,141*** (95.75)
forma_sec	1,236*** (99.13)	1,213*** (101.1)	1,101*** (99.67)	1,213*** (101.1)	1,221*** (101.4)	1,199*** (103.8)	1,084*** (102.1)	1,199*** (103.8)
forma_tert	3,288*** (120.3)	3,282*** (122.6)	3,183*** (121.5)	3,280*** (122.6)	3,229*** (123.3)	3,223*** (125.8)	3,114*** (124.3)	3,222*** (125.8)
enf_<15_ans	618.0*** (120.0)				600.8*** (120.2)			
enf_<5_ans				263.9* (136.2)				241.5* (136.1)
fumeur_quot					-241.5*** (91.54)	-240.5*** (91.92)	-290.5*** (92.27)	-242.5*** (91.83)
risque_alcool					-21.27 (178.3)	-56.27 (178.0)	-153.2 (177.2)	-57.31 (178.0)
dépres_diagnos					-1,000*** (293.7)	-1,054*** (300.5)	-1,014*** (300.1)	-1,054*** (300.5)
Constante	-2,575*** (518.5)	-3,231*** (503.5)	-3,851*** (491.9)	-3,221*** (502.8)	-2,616*** (519.5)	-3,260*** (503.4)	-3,849*** (491.9)	-3,250*** (502.7)
Observations	4,434	4,434	4,434	4,434	4,434	4,434	4,434	4,434
R ²	0.380	0.375	0.365	0.375	0.383	0.378	0.368	0.378
Erreur type entre parenthèses					Observations dans l'échantillon			4 434
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1					Observations dans la population			1 880 464
					Joueurs problématiques			71 075

Tableau A.5 : Impact du jeu problématique au cours des 12 derniers mois sur le revenu mensuel des hommes de 20 à 64 ans, avec transformation logarithmique, revenus mensuels inférieurs à 1000 francs exclus

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	log_revenu	log_revenu	log_revenu	log_revenu	log_revenu	log_revenu	log_revenu	log_revenu
Problème_jeu_récent	-0.102*** (0.0310)	-0.0993*** (0.0315)	-0.101*** (0.0318)	-0.0992*** (0.0315)	-0.0849*** (0.0312)	-0.0823*** (0.0316)	-0.0822** (0.0320)	-0.0822*** (0.0316)
âge	0.0636*** (0.00504)	0.0684*** (0.00477)	0.0764*** (0.00476)	0.0684*** (0.00476)	0.0666*** (0.00502)	0.0710*** (0.00475)	0.0785*** (0.00475)	0.0710*** (0.00475)
âge_carré	-0.000647*** (5.94e-05)	-0.000708*** (5.55e-05)	-0.000770*** (5.60e-05)	-0.000708*** (5.54e-05)	-0.000675*** (5.93e-05)	-0.000732*** (5.54e-05)	-0.000790*** (5.59e-05)	-0.000732*** (5.54e-05)
h_mariée	0.129*** (0.0176)	0.151*** (0.0162)		0.151*** (0.0162)	0.120*** (0.0174)	0.141*** (0.0160)		0.141*** (0.0161)
1_enf_<5 ans		0.0321 (0.0237)	0.0816*** (0.0230)			0.0249 (0.0234)	0.0699*** (0.0227)	
2_enf_< 5 ans		0.0278 (0.0357)	0.0999*** (0.0338)			0.0240 (0.0356)	0.0903*** (0.0340)	
3_enf_< 5 ans		0.0489 (0.124)	0.133 (0.134)			0.0338 (0.123)	0.109 (0.132)	
suisse	0.0851*** (0.0168)	0.0868*** (0.0169)	0.0779*** (0.0169)	0.0868*** (0.0169)	0.0795*** (0.0166)	0.0810*** (0.0167)	0.0725*** (0.0167)	0.0811*** (0.0167)
indép	0.00696 (0.0407)	0.00825 (0.0407)	0.00430 (0.0414)	0.00827 (0.0407)	-0.00512 (0.0404)	-0.00396 (0.0404)	-0.00814 (0.0411)	-0.00397 (0.0405)
cadre	0.233*** (0.0144)	0.234*** (0.0145)	0.244*** (0.0145)	0.234*** (0.0144)	0.224*** (0.0143)	0.225*** (0.0143)	0.235*** (0.0144)	0.225*** (0.0143)
forma_sec	0.292*** (0.0250)	0.289*** (0.0251)	0.275*** (0.0255)	0.289*** (0.0251)	0.276*** (0.0246)	0.273*** (0.0247)	0.258*** (0.0250)	0.273*** (0.0247)
forma_tert	0.568*** (0.0264)	0.567*** (0.0266)	0.557*** (0.0270)	0.567*** (0.0265)	0.540*** (0.0262)	0.539*** (0.0264)	0.525*** (0.0267)	0.539*** (0.0264)
enf_< 5 ans	0.0737*** (0.0185)				0.0675*** (0.0184)			
enf_< 15 ans				0.0314 (0.0213)				0.0248 (0.0211)
fum_quot					-0.0520*** (0.0163)	-0.0517*** (0.0163)	-0.0630*** (0.0164)	-0.0517*** (0.0163)
risque_alcool					-0.0239 (0.0321)	-0.0270 (0.0318)	-0.0460 (0.0318)	-0.0270 (0.0318)
dépres_diagnos					-0.335*** (0.0391)	-0.339*** (0.0391)	-0.349*** (0.0399)	-0.339*** (0.0391)
Constante	6.565*** (0.102)	6.489*** (0.0988)	6.355*** (0.0992)	6.490*** (0.0987)	6.553*** (0.102)	6.483*** (0.0986)	6.364*** (0.0992)	6.483*** (0.0986)
Observations	5,411	5,411	5,411	5,411	5,411	5,411	5,411	5,411
R ²	0.352	0.349	0.335	0.349	0.367	0.365	0.353	0.365
Erreur type entre parenthèses					Observations dans l'échantillon			5 411
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1					Observations dans la population			2 299 949
					Joueurs problématiques			94 151

Tableau A.6 : Impact du jeu problématique au cours de la vie sur le revenu mensuel des hommes de 20 à 64 ans, revenus supérieurs à 20 000 francs exclus

VARIABLES	(1) revenu	(2) revenu	(3) revenu	(4) revenu	(5) revenu	(6) revenu	(7) revenu	(8) revenu
prob_jeu_vie entière	-380.5*** (111.9)	-380.4*** (113.0)	-402.6*** (115.4)	-379.8*** (113.0)	-290.8*** (110.0)	-289.9*** (110.9)	-298.3*** (112.9)	-289.4*** (110.9)
âge	352.8*** (25.61)	385.4*** (24.51)	432.1*** (23.82)	385.6*** (24.50)	369.7*** (25.63)	401.2*** (24.56)	445.6*** (23.82)	401.4*** (24.56)
âge_carré	-3.480*** (0.310)	-3.912*** (0.293)	-4.259*** (0.291)	-3.913*** (0.293)	-3.636*** (0.310)	-4.053*** (0.294)	-4.386*** (0.291)	-4.055*** (0.294)
h_marié	771.1*** (101.2)	945.5*** (96.01)		943.3*** (96.27)	713.2*** (100.9)	881.1*** (95.69)		879.3*** (95.94)
1_enf_<5 ans		119.8 (148.0)	428.3*** (142.0)			87.85 (146.7)	369.3*** (140.7)	
2_enf_< 5 ans		51.98 (231.0)	508.1** (221.1)			38.55 (230.3)	458.8** (221.4)	
3_enf_< 5 ans		-449.2 (870.6)	47.42 (947.5)			-500.8 (859.2)	-52.46 (926.4)	
suisse	402.6*** (96.34)	413.7*** (97.02)	353.9*** (97.80)	411.8*** (96.85)	378.9*** (95.85)	389.6*** (96.48)	332.3*** (97.18)	387.9*** (96.32)
indép	109.5 (199.0)	122.6 (198.3)	92.12 (202.8)	124.2 (198.4)	47.54 (197.9)	59.44 (197.3)	26.87 (201.5)	60.89 (197.3)
cadre	1,685*** (94.58)	1,688*** (95.29)	1,756*** (95.69)	1,689*** (95.19)	1,640*** (94.43)	1,641*** (95.07)	1,703*** (95.33)	1,642*** (94.98)
forma_sec	1,155*** (103.4)	1,142*** (104.5)	1,054*** (105.3)	1,141*** (104.6)	1,082*** (102.5)	1,070*** (103.8)	977.6*** (103.9)	1,069*** (103.9)
forma_tert	2,921*** (121.6)	2,923*** (123.2)	2,852*** (124.0)	2,921*** (123.2)	2,786*** (122.2)	2,789*** (123.9)	2,701*** (123.7)	2,788*** (123.9)
enf_< 5 ans	498.2*** (111.9)				470.5*** (111.5)			
enf_< 15 ans				97.36 (132.4)				68.89 (131.3)
fum_quot					-263.5*** (88.13)	-257.4*** (88.12)	-323.2*** (88.21)	-257.1*** (88.10)
risque_alcool					-155.8 (172.3)	-175.2 (170.6)	-287.4* (170.3)	-174.8 (170.6)
dépres_diagnos					-1,564*** (166.3)	-1,595*** (167.1)	-1,686*** (172.7)	-1,595*** (167.0)
Constante	-5,491*** (477.6)	-5,993*** (466.6)	-6,753*** (457.0)	-5,995*** (466.3)	-5,610*** (474.0)	-6,095*** (462.7)	-6,783*** (453.0)	-6,098*** (462.4)
Observations	5,707	5,707	5,707	5,707	5,707	5,707	5,707	5,707
R ²	0.389	0.386	0.371	0.386	0.399	0.396	0.383	0.396
Erreur type entre parenthèses					Observations dans l'échantillon			5 707
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1					Observations dans la population			2 443 827
					Joueurs problématiques			228 448

Tableau A.7 : Impact du jeu problématique au cours de la vie sur le revenu mensuel des femmes de 20 à 64 ans occupées à 50 % et plus

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	
VARIABLES	revenu	revenu	revenu	revenu	revenu	revenu	revenu	revenu	
prob_jeu_vie entière	-305.5** (136.0)	-303.7** (136.5)	-287.5** (140.9)	-300.3** (136.7)	-252.8* (134.6)	-253.9* (135.4)	-247.9* (140.7)	-250.0* (135.7)	
âge	251.0*** (41.33)	229.3*** (38.07)	178.9*** (32.11)	229.2*** (38.06)	253.5*** (41.65)	230.6*** (38.21)	178.8*** (32.06)	230.5*** (38.20)	
âge_carré	-2.531*** (0.478)	-2.253*** (0.436)	-1.768*** (0.387)	-2.250*** (0.436)	-2.565*** (0.482)	-2.270*** (0.438)	-1.771*** (0.387)	-2.268*** (0.438)	
f_mariée	-684.4*** (153.3)	-743.3*** (158.7)		-746.5*** (158.8)	-702.6*** (156.7)	-763.7*** (162.6)		-766.9*** (162.7)	
1_enf_<5 ans		-172.8 (150.0)	-434.9*** (157.9)			-179.6 (150.3)	-446.1*** (159.2)		
2_enf_<5 ans		-470.3 (288.7)	-745.9** (297.1)			-505.6* (290.0)	-780.0*** (299.8)		
3_enf_<5 ans		-2,106*** (798.6)	-2,589*** (836.6)			-2,005*** (735.1)	-2,522*** (789.1)		
suisse	43.01 (111.7)	59.24 (112.1)	119.6 (119.3)	52.94 (112.0)	36.00 (111.0)	53.01 (111.5)	115.7 (118.9)	46.80 (111.4)	
indép	-563.6** (226.6)	-571.0** (224.4)	-632.8*** (219.2)	-569.4** (224.5)	-571.6** (228.1)	-578.4** (225.8)	-639.7*** (220.0)	-577.1** (225.9)	
cadre	1,461*** (227.8)	1,460*** (228.5)	1,484*** (231.9)	1,465*** (228.6)	1,463*** (228.0)	1,462*** (228.8)	1,487*** (232.3)	1,468*** (228.9)	
forma_sec	817.8*** (109.7)	834.1*** (107.4)	901.7*** (100.7)	833.2*** (107.6)	788.2*** (113.2)	806.5*** (110.5)	881.1*** (102.5)	805.3*** (110.7)	
forma_tert	2,321*** (147.2)	2,357*** (147.8)	2,457*** (153.8)	2,346*** (147.0)	2,264*** (145.8)	2,304*** (146.0)	2,416*** (151.1)	2,292*** (145.3)	
enf_<5 ans	-356.8*** (115.7)				-374.2*** (117.1)				
enf_<15 ans				-254.2* (139.6)				-265.7* (140.2)	
fum_quot					-225.1** (100.2)	-219.8** (99.89)	-182.5* (96.68)	-219.0** (99.72)	
risque_alcool					-188.1 (172.7)	-189.9 (172.0)	-136.9 (170.5)	-188.3 (172.6)	
dépres_diagnos					-359.2* (183.7)	-326.4* (180.5)	-243.4 (176.4)	-333.1* (182.3)	
Constante	-2,395*** (803.8)	-2,084*** (759.1)	-1,335** (663.1)	-2,072*** (758.6)	-2,315*** (788.8)	-1,989*** (742.3)	-1,241* (648.9)	-1,978*** (741.9)	
Observations	4,061	4,061	4,061	4,061	4,061	4,061	4,061	4,061	
R ²	0.126	0.126	0.118	0.125	0.128	0.127	0.118	0.127	
Erreur type entre parenthèses					Observations dans l'échantillon				4 061
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1					Observations dans la population				1 549 886
					Joueuses problématiques				68 280

Tableau A.8 : Coût indirect des problèmes de jeu rencontrés au cours de la vie

	Effectif	Baisse du revenu mensuel (en francs)	Perte totale de revenu (en millions de francs)
Hommes	228 448	289,4	793
Femmes	68 280	250,0	205
Total	296 728		998