

# Comparaison du jeu de hasard et d'argent dans la population générale en France et au Québec

---

Mai 2014



## **CHERCHEURES**

Sylvia Kairouz, Ph.D.

Directrice du Laboratoire de recherche sur les habitudes de vie et les dépendances

Professeure agrégée

Département de sociologie et d'anthropologie

Université Concordia

Louise Nadeau, Ph.D.

Professeure titulaire

Département de psychologie

Université de Montréal

Marie-Line Tovar, Expert Démographe

Responsable du Pôle Enquête en population générale

Observatoire français des drogues et des toxicomanies

Maud Pousset, M.D.

Directrice de l'Observatoire français des drogues et des toxicomanies (de juin 2011 à février 2014)

## **ANALYSES STATISTIQUES**

Elyse Picard, M.Sc., statisticienne, Laboratoire de recherche sur les habitudes de vie et les dépendances - Université Concordia

Jean-Karl Sirois, professionnel de recherche, Laboratoire de recherche sur les habitudes de vie et les dépendances – Université Concordia

Olivier le Nezet, Master 2, biostatisticien, Observatoire français des drogues et des toxicomanies

Lina Mihaylova, M.A., professionnelle de recherche, Laboratoire de recherche sur les habitudes de vie et les dépendances – Université Concordia

## **SOUTIEN TECHNIQUE**

Daniela González-Sicilia, M.Sc., professionnelle de recherche, Laboratoire de recherche sur les habitudes de vie et les dépendances – Université Concordia

## **COMITE DE RELECTURE**

Jean-Michel Costes, Directeur des Études, Observatoire des Jeux (ODJ)

Pierre Arwidson, Directeur des Affaires Scientifiques, Institut national de prévention et d'éducation pour la santé (INPES)

## **RÉFÉRENCE SUGGÉRÉE**

Kairouz, S., Nadeau, L., Tovar, M-L., Pousset, M. (2014). Comparaison du jeu de hasard et d'argent dans la population générale en France et au Québec. Montréal: Université Concordia.

Ce document est disponible intégralement en format électronique (PDF) sur le site Web de la Chaire de recherche sur l'étude du jeu <http://www.concordia.ca/fr/recherche/chairejeu.html>

## **Remerciements**

Un remerciement à toute l'équipe de l'Institut national de prévention et d'éducation pour la santé qui a nous a gracieusement mis à disposition la base du Baromètre santé 2010 et plus précisément le module Jeux d'argent et de hasard réalisé auprès des adultes de 15 à 75 ans.

Nous avons une dette de reconnaissance envers les équipes de chercheurs et les administrateurs qui, dans des zones géographiques différentes, ont mis en œuvre tous les moyens pour permettre ce travail de collaboration.

Cette comparaison a été rendue possible grâce au soutien financier du ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec et de l'Observatoire français des drogues et des toxicomanies. Nous tenons à leur exprimer notre reconnaissance.

## **TABLE DE MATIÈRES**

<b>EXECUTIVE SUMMARY</b>	<b>6</b>
<b>RÉSUMÉ</b>	<b>7</b>
<b>1. MISE EN CONTEXTE</b>	<b>9</b>
<b>2. DESCRIPTION DES ENQUÊTES ET COMPARABILITÉ</b>	<b>11</b>
Échantillons et modes de collecte	11
Les mesures	12
Procédure analytique	133
Précision des estimés	14
<b>3. PRÉVALENCE DES JEUX DE HASARD ET D'ARGENT DANS LA POPULATION GÉNÉRALE AU QUÉBEC ET EN FRANCE</b>	<b>15</b>
Caractéristiques sociodémographiques et économiques des « joueurs actuels »	15
<b>4. INTENSITÉ DES PRATIQUES DE JEU</b>	<b>16</b>
<b>5. PROFILS DES JOUEURS ASSIDUS : COMPARAISON QUÉBEC-FRANCE</b>	<b>19</b>
Profils sociodémographiques et socioéconomiques	19
Profils des pratiques de jeu	20
Profil des joueurs problématiques	21
<b>6. LES JOUEURS ET LEUR CONSOMMATION DE SUBSTANCES PSYCHOACTIVES</b>	<b>25</b>
<b>7. INTERPRÉTATION</b>	<b>26</b>
<b>8. REFERENCES</b>	<b>28</b>
<b>9. ANNEXE</b>	<b>29</b>
Annexe 1 : Indice canadien du jeu excessif (ICJE)	29
Annexe 2 : Comparaison du seuil monétaire choisi pour le repérage de l'ICJE	30

## **Liste des abréviations**

BS : Enquête Baromètre santé 2010

CV : coefficient de variation

EQ : Enquête ENHJEU-Québec 2009

IC : Intervalle de confiance

JHA : Jeux de hasard et d'argent

## EXECUTIVE SUMMARY

In the late 2000s, public authorities in Quebec and France independently took the decision to quantify the extent of gambling in the general population. On both sides of the Atlantic, the research teams responsible for two projects coordinated their efforts to undertake a comparison of the data. This report is the result of that collaboration. On the one hand, it estimates the prevalence of gambling in the adult population aged between 18 and 75 years in France and Quebec, and, on the other hand, presents a comparative picture of gambling practices of serious gamblers, that is, players who show a strong involvement in the game either by the frequency of participation or by their spending on the game.

The survey of gambling habits of Quebecers (ENHJEU-Québec, 2009) was conducted between June 8 and August 27, 2009 by administering computer-assisted telephone interviews (CATI) to a sample of 11,888 respondents, aged 18 years and older, and representative of the adult population of Quebec. In France, the gambling component was integrated into the 2010 Health Barometer survey of the National Institute for Prevention and Health Education (INPES) and analyzed in partnership by the French Monitoring Centre for Drugs and Drug Addiction (OFDT) and the INPES. Data collection took place between 22 October 2009 and 3 July 2010, with CATI conducted with 27,653 people aged between 15 and 85 years. For comparability purposes, the population used in this report is that of adults aged 18 to 75 years.

This report describes the comparative work carried out between the Lifestyle and Addiction Research Laboratory at Concordia University and OFDT.

### **Main results**

More than seven out of ten Quebecers and nearly one in two French respondents reported to have gambled during the year preceding the survey. Among players, 12.2% in France and 30.6% in Quebec are serious gamblers (having gambled more than 52 times and/or having spent more than 500 €/CAD in the past 12 months). These gamblers are most often men, aged between 35 and 44 years, and active in the labor market.

With regard to problem gambling, the surveys show that 5.6% of serious gamblers in Quebec and 10.8% in France are moderate-risk or probable pathological gamblers. These are proportionally more men, aged between 18 and 34 years, and from low-income households. Problems related to gambling and other lifestyle habits are noteworthy in this subgroup of players: namely, tobacco and cannabis consumption and hazardous alcohol use.

### **Conclusion**

The findings demonstrate not only similarities between the two regions, but also the specific characteristics of each region that reflect both the cultural context and the game offerings.

Comparisons of epidemiological data in different geographic areas have limitations. However, this exercise strengthens the validity of survey results, especially in the case of phenomena that demonstrate low prevalence and small number of observed cases. Such comparisons also reveal previously unseen phenomena that often raise more questions than answers.

## RÉSUMÉ

À la fin des années 2000, les autorités publiques du Québec et de la France ont pris indépendamment la décision de quantifier, à l'échelle de la population générale, l'ampleur du phénomène des jeux de hasard et d'argent (JHA). De part et d'autre de l'Atlantique, les équipes de chercheurs responsables des deux projets se sont concertées afin de procéder à une comparaison des données. Ce rapport fait état de ce travail de collaboration. Il évalue, d'une part, la prévalence des JHA parmi la population adulte âgée de 18 à 75 ans en France et au Québec et, d'autre part, dresse un portrait comparatif des pratiques de JHA des joueurs assidus, c'est-à-dire ceux qui affichent une implication soutenue dans le jeu soit par la fréquence de participation soit par la dépense au jeu.

L'enquête sur les habitudes de jeu des Québécois (ENHJEU-Québec, 2009) s'est déroulée entre le 8 juin et le 27 août 2009 à l'aide d'entrevues téléphoniques effectuées auprès d'un échantillon de 11 888 adultes, représentatif de la population du Québec. En France, le volet JHA a été intégré dans l'enquête 2010 du Baromètre santé de l'Institut national de prévention et d'éducation pour la santé (INPES) et analysé en partenariat par l'Observatoire français des drogues (OFDT) et des toxicomanies et l'INPES. La collecte de données a eu lieu entre le 22 octobre 2009 et le 3 juillet 2010 et les entrevues ont été effectuées auprès de 27 653 personnes âgées entre 15 et 85 ans. Pour des fins de comparabilité, la population retenue est celle des adultes âgés de 18 à 75 ans.

Ce rapport fait état du travail mené entre le Laboratoire de recherche sur les habitudes de vie et les dépendances de l'Université Concordia et l'Observatoire français des drogues et des toxicomanies (OFDT).

### Principaux résultats

Plus de sept Québécois sur dix et près d'un Français sur deux ont déclaré avoir joué à des JHA au cours de l'année précédant l'enquête. Parmi ces joueurs, sont repérés des joueurs occasionnels (ayant joué moins de 52 fois au cours des 12 derniers mois et dépensé moins de 500 €/ \$ CAD) et des joueurs assidus (ayant joué plus de 52 fois et/ou ayant dépensé plus de 500 €/ \$ CAD au cours des 12 derniers mois) : 12,2 % sont des joueurs assidus en France contre 30,6 % au Québec. Le joueur assidu est avant tout un homme, âgé de 35 à 44 ans, et actif sur le marché du travail.

En ce qui concerne les problèmes de jeu, les enquêtes révèlent que 5,6 % des joueurs assidus au Québec et 10,8 % en France sont des joueurs à risque modéré ou pathologiques probables. Ce sont proportionnellement plus des hommes, âgés entre 18 et 34 ans, et issus de ménages à faible revenu. Des pratiques liées au jeu et à d'autres habitudes de vie sont notables chez ce sous-groupe de joueurs : consommation à risque d'alcool, de tabac et de cannabis.

### Conclusion

Les résultats de cette comparaison montrent à la fois des ressemblances entre les deux territoires et des spécificités propres à chacun qui sont le reflet à la fois du contexte culturel et de l'offre de jeu.

La comparaison de données épidémiologiques dans différentes zones géographiques comporte des limites. Cependant, un tel exercice permet de renforcer les résultats d'enquêtes, surtout dans le cas de phénomènes qui affichent une faible prévalence et pour lesquels le nombre de cas identifiés est peu important. De telles comparaisons font également apparaître des phénomènes jusque-là invisibles qui souvent suscitent plus de questions que de réponses.



## 1. MISE EN CONTEXTE

Les jeux de hasard et d'argent (JHA) ont vu leur accessibilité et leur offre augmenter au cours des quarante dernières années.

Au Québec, en France, comme dans plusieurs autres pays, leur prévalence et leurs effets positifs et négatifs sont devenus un enjeu important de santé publique, compte tenu des problèmes personnels et sociaux qui peuvent en découler en cas de pratique excessive. L'ouverture d'une offre légale sur Internet en 2010 en France notamment, a rendu plus visibles ces prises en compte sanitaires.

À la fin des années 2000, les autorités publiques du Québec et de la France ont pris indépendamment la décision de quantifier, à l'échelle de la population générale, l'ampleur du phénomène des JHA. Les équipes de chercheurs responsables des deux projets de part et d'autre de l'Atlantique se sont concertés dans une volonté d'assurer une comparabilité des données. Ce rapport fait état de ce travail de collaboration. La prévalence des JHA parmi la population adulte âgée de 18 à 75 ans en France et au Québec sera présentée et un portrait comparatif des pratiques des joueurs assidus, c'est-à-dire des joueurs qui affichent une implication soutenue dans le jeu soit par la fréquence de participation soit par la dépense au jeu, sera dressé.

L'enquête sur les habitudes de jeu des Québécois (ENHJEU-Québec, 2009) (Kairouz et al., 2011) a été réalisée en 2009 dans le cadre de l'action concertée du Fonds de recherche du Québec - Société et Culture sur «Les jeux de hasard et d'argent au Québec : Portrait des joueurs adultes et prévalence des problèmes associés». L'étude a été menée auprès d'un échantillon de 11 888 personnes âgées de 18 ans et plus, représentatif de la population adulte du Québec. Dans la même période, l'Observatoire français des drogues et des toxicomanies (OFDT) a été mandaté par les pouvoirs publics afin de réaliser la première enquête nationale de prévalence des JHA en France. Un volet sur ce thème a été intégré dans l'enquête 2010 du Baromètre santé de l'Institut national de prévention et d'éducation pour la santé (INPES). La collecte de données a eu lieu en 2010 et les interviews téléphoniques ont été effectuées auprès de 27 653 personnes âgées entre 15 et 85 ans. À des fins de comparabilité, la population retenue pour cette étude est celle des adultes âgés de 18 à 75 ans.

### **Survol du contexte socio-historique des jeux de hasard et d'argent au Québec et en France**

La France et le Québec ont une histoire à la fois comparable et différente en ce qui a trait aux JHA. Les deux territoires s'inscrivent dans une tradition catholique et protestante pour lesquelles le jeu constitue une activité suspecte, voire immorale. Les prescriptions chrétiennes sont en contradiction avec une activité qui favorise l'oisiveté et l'appât du gain : selon les textes fondateurs, il faut gagner son pain à la sueur de son front et ne pas désirer injustement le bien d'autrui. Bien qu'il soit difficile d'évaluer l'influence de la tradition chrétienne dans les décisions prises par les États, la France et le Canada ont adopté, au cours du 19<sup>ème</sup> siècle, des codes législatifs qui rendaient illégaux les JHA. Chacun dans son contexte a fait exception pour les loteries. La Loterie royale de France a été institutionnalisée sous Louis XV, en 1776, ce qui a permis aux villes et aux établissements charitables religieux et hospitaliers de trouver

ainsi une source de revenus supplémentaires. Cependant, dès 1839, la loi française se durcit et renforce l'illégalité des JHA. Dans la colonie anglaise qu'est le Canada, en 1856, - la province de Québec est créée en 1867 - les jeux d'argent et de hasard sont interdits à l'exception de certaines loteries, exception qui est abolie à la fin du 19<sup>ème</sup>.

Les deux territoires - et ils ne sont pas les seuls en Occident - en viennent à la conclusion que non seulement il est impossible de faire respecter la prohibition, mais que d'autres instances que l'État profitent d'une législation inapplicable pour générer des profits substantiels. En outre, laissés sans protection, les joueurs sont à la merci des opérateurs frauduleux de JHA. En France, la légalisation des casinos d'abord, des cercles privés ensuite et des diverses loteries enfin s'amorce dès le début du 20<sup>ème</sup> siècle. Pour sa part, le Canada amende son *Code criminel* en 1969, année où le Québec crée sa première société d'État destinée à légaliser et à exploiter les JHA dans la province.

Pour les fins de ce rapport, il nous semble important de retenir que le processus de légalisation contemporain des JHA a commencé au début du 20<sup>ème</sup> siècle en France alors ce processus s'amorce seulement à partir de 1970 au Québec, soit deux générations plus tard. À signaler également que la France connaît une tradition de paris sportifs des plus importantes alors que, malgré l'immense popularité du hockey, ni ce jeu ni d'autres ne font l'objet de paris au Québec. Il faut donc lire les données de ce rapport en ayant en mémoire que, pour la France et le Québec, la prohibition des JHA a été un échec, que ces jeux ne sont pas considérés comme un produit ordinaire de consommation, mais plutôt comme une activité qui doit être contrôlée par l'État, et en particulier taxée. Et c'est ce dernier qui commande des actions préventives pour protéger les joueurs les plus vulnérables.

## 2. DESCRIPTION DES ENQUÊTES ET COMPARABILITÉ

### Échantillons et modes de collecte

L'enquête sur les habitudes de jeu des Québécois (ENHJEU-Québec, 2009) a eu lieu entre le 8 juin et le 27 août 2009<sup>1</sup> et les interviews téléphoniques assistées par ordinateurs (ITAO) ont été effectuées auprès des personnes âgées de 18 ans et plus. Le plan d'échantillonnage de l'enquête est aléatoire, stratifié non proportionnel à trois degrés (région, ménages, individus) visant tous les ménages composés d'au moins une personne âgée de 18 ans et plus et parlant français ou anglais. Un individu est sélectionné aléatoirement parmi les membres éligibles du ménage. L'échantillon final comprend 11 888 répondants pour un taux de réponse de 52,5 %<sup>2</sup>.

L'enquête Baromètre Santé 2010 (Costes et al., 2011) s'est déroulée entre le 22 octobre 2009 et le 3 juillet 2010 et les interviews téléphoniques assistées par ordinateur (ITAO) ont été réalisées auprès des personnes âgées entre 15 et 85 ans. Le plan d'échantillonnage de l'enquête est aléatoire, stratifié à deux niveaux (ménage, individu) visant tous les ménages composés d'au moins une personne âgée entre 15 et 85 ans et parlant français. Un individu est sélectionné aléatoirement parmi les membres éligibles du ménage. Afin de contrer les impacts dus à l'abandon du téléphone résidentiel fixe au profit du téléphone mobile par un sous-groupe de la population, un échantillon issu de ménages joignables uniquement sur téléphone mobile a également été constitué. L'échantillon final est composé de 27 653 répondants. Le taux de réponse est de 60 %.

La population retenue dans le cadre de cette étude comparative est celle des adultes âgés de 18 à 75 ans. Les échantillons finaux comprennent 25 034 répondants en France et 11 645 individus au Québec. C'est à partir de cet échantillon que les taux de prévalences ont été calculés dans chacune des deux enquêtes.

#### *Typologie des joueurs*

Malgré le travail commun réalisé en amont pour avoir des questions le plus proches possible, des choix budgétaires ou propres à chaque enquête n'ont pas permis une comparaison directe de tous les éléments. Il a fallu procéder à un travail d'harmonisation pour assurer la comparabilité de l'univers des joueurs sondés. Plus précisément, il a été nécessaire d'établir des critères comparables entre le Québec et la France sur la typologie des joueurs, pour tenir compte d'un filtre qui avait été appliqué dans l'enquête française.

En effet, suite à deux questions générales sur la fréquence de participation et sur les dépenses annuelles aux JHA, un filtre avait été appliqué pour sélectionner un sous-échantillon de joueurs selon la fréquence de jeu (52 fois dans l'année) et/ou la dépense annuelle au jeu (500 euros/dollars canadiens)(voir annexe 2) dans le questionnaire français. Une typologie formée de quatre groupes de joueurs a ainsi été créée : joueurs occasionnels modérés (<52 fois/année;

---

<sup>1</sup>Entre le 8 et le 25 juin 2009 pour la région des Laurentides, soit avant l'ouverture du Casino Tremblant qui a eu lieu le 24 juin 2009.

<sup>2</sup>Cinquante-cinq pourcent pour l'ensemble des régions, 54 % pour Montréal et 41,3 % pour les Laurentides. Pour cette région, les entrevues devaient être réalisées avant l'ouverture du Casino du Mont-Tremblant (24 juin), ce qui a réduit la période de recueil de données.

< 500 €/ \$ CAD), joueurs occasionnels dépensiers (<52 fois/année; >500 €/ \$ CAD), joueurs réguliers modérés (>52 fois/année; <500 €/ \$ CAD), joueurs réguliers dépensiers (>52 fois/année; >500 €/ \$ CAD).

Parmi les répondants qui ont parié ou dépensé de l'argent à un JHA au cours des 12 derniers mois, ce sont uniquement aux joueurs réguliers et/ou dépensiers, dits « joueurs assidus », à qui les sections subséquentes ont été administrées, mesurant notamment la fréquence de participation à des JHA spécifiques, la gravité des problèmes de jeu et l'usage de substances psychoactives. Les joueurs occasionnels et modérés ont donc été retirés de la suite de l'entrevue. Par souci de comparabilité, le filtre appliqué dans l'enquête française a été reconstitué pour sélectionner cette sous-population de joueurs assidus dans l'échantillon québécois. Au terme de cette harmonisation, les joueurs assidus des deux enquêtes répondaient aux mêmes définitions opérationnelles.

## Les mesures

*Participation aux jeux de hasard et d'argent.* Sept activités de JHA sont communes aux enquêtes du Québec et de la France : les jeux de tirage, de grattage, les machines à sous, le poker hors casino et hors Internet (*cash game* et en tournoi), les jeux de table, les paris sportifs et les JHA sur Internet. Quatre autres activités de jeu sont mesurées uniquement au Québec, soit le bingo, les jeux de carte, les jeux d'habileté et les loteries destinées aux levées de fonds; la participation exclusive à ces activités est estimée à 2,5 %. Le Rapido<sup>3</sup> est, lui, spécifiquement retrouvé dans l'enquête française.

Il est également important de noter que les treize activités de jeu couvertes par l'enquête du Québec ont fait l'objet d'une question spécifique de participation (*'Au cours des 12 derniers mois, avez-vous parié ou dépensé de l'argent au bingo?'*) alors que, dans l'enquête française, une question générale mesurait la participation aux JHA dans leur ensemble (*'Nous allons maintenant parler des jeux d'argent, c'est-à-dire le loto, les jeux de la Française des Jeux, les jeux d'argent sur Internet, le PMU, le casino, les paris sportifs, le poker, etc... Au cours des 12 derniers mois, combien de fois avez-vous dépensé de l'argent pour jouer à ce type de jeux ?'*).

*Fréquence et dépenses au jeu.* La fréquence a été mesurée pour l'ensemble des activités de jeu au Québec. Ce rapport examine la fréquence pour quatre activités commune aux deux enquêtes : les jeux de tirage, les jeux de grattage, le poker et les paris sportifs (*'Au cours des 12 derniers mois, combien de fois avez-vous parié ou dépensé de l'argent à ... ?'*). La dépense annuelle a été mesurée par une question générale comparable entre la France et le Québec.

*Gravité des problèmes de jeu.* L'*Indice canadien du jeu excessif* (ICJE) (Ferris et Wynne, 2001) a été adopté comme mesure de la gravité des problèmes de jeu dans les deux enquêtes. Les caractéristiques psychométriques de validité et de fidélité de cette mesure sont bien démontrées et son usage est courant dans les enquêtes épidémiologiques à travers le monde (Abbott et al., 2013 ; Griffiths et al., 2010; Statistique Canada, 2002). Au Québec, l'instrument de l'ICJE a été administré aux joueurs : 1) qui ont dépensé 500\$ CAD ou plus au cours des 12 derniers mois, tout comme dans l'enquête française, 2) qui ont joué plus que 52

---

<sup>3</sup>Le Rapido est un tirage qui utilise un bulletin de prises de jeu; le joueur choisit la prise de jeu par bulletin. Les tirages sont diffusés en direct dans les points de vente toutes les 5 minutes. Source : [www.fdj.fr](http://www.fdj.fr)

fois au cours de l'année, mais, contrairement à l'enquête française, en excluant la fréquence d'achat de billets de loterie du calcul de la fréquence annuelle. Pour permettre la comparaison avec la France et en partant de l'hypothèse que les participants sont plutôt des joueurs réguliers que dépensiers, ces joueurs ont été rajoutés et codés parmi les joueurs non problématiques. Cette hypothèse a été vérifiée dans les données françaises où, parmi les joueurs intensifs, près de 97 % de ceux qui pratiquent régulièrement des jeux de tirage sont des joueurs non problématiques.

## Procédure analytique

Dans le cadre de ce rapport, des analyses bivariées et multivariées ont été réalisées. Les analyses bivariées consistent en des croisements de variables d'intérêt avec des facteurs d'intérêt tels que le genre, le groupe d'âge, l'état matrimonial, le statut d'emploi, le revenu et le lieu de naissance. Ces analyses ont été menées séparément pour chacun des territoires et les résultats sont exprimés sous forme de proportions (%). Le test du khi-deux a été utilisé pour comparer les proportions entre les différents sous-groupes à l'étude à partir de tableaux de fréquences pondérées.

Les analyses multivariées permettent de tenir compte simultanément de l'ensemble des facteurs de l'étude (genre, âge, etc.). Ceci permet de vérifier si la relation observée entre une variable dépendante (participation aux JHA) et un facteur (usage d'alcool par ex.) demeure significative lorsque l'on retire l'effet des autres facteurs sur cette relation (territoire par ex.). Pour les analyses multivariées, des modèles de régression logistique ont été menés, la variable dépendante étant la participation aux JHA et les variables explicatives étant la présence ou l'absence de problèmes associés et le territoire (France, Québec), tout en contrôlant pour le genre et l'âge. Les interactions entre le territoire et la présence de problèmes associés ont été d'abord examinées. Lorsque ces interactions n'étaient pas significatives, les modèles avec effets simples ont été interprétés. Les rapports de cote (RC) présentés pour ces modèles sont ajustés pour tenir compte de l'effet des variables genre et âge.

Un rapport de cotes ajusté peut servir à évaluer si un groupe donné (par exemple celui des buveurs) est plus ou moins susceptible de présenter un problème de jeu par rapport à un groupe de référence qui prend la valeur 1,0 (par exemple les non-buveurs). Un rapport de cotes égal à 1,0 signifie qu'il n'y a pas de différence entre les deux groupes quant à la probabilité de présenter un problème de jeu; un rapport de cotes significativement plus grand que 1,0 signifie que la probabilité de présenter un problème de jeu est plus élevée dans le groupe d'intérêt comparativement au groupe de référence. Tous les tests statistiques ont été effectués à un seuil de significativité de 5 %.

Les données de la France et du Québec ont été pondérées afin de tenir compte de la probabilité de sélection, de la non-réponse et de la distribution âge-genre. Ce dernier permet de bien s'assurer que l'échantillon soit représentatif de la population, en effectuant un calibrage par calage aux marges sur des variables connues de toute la population des individus, à partir des données de recensement. L'effet du plan de sondage sur la précision des estimations est également pris en compte.

## Précision des estimés

Deux méthodes sont utilisées pour évaluer la précision des estimations, soit l'intervalle de confiance (IC)<sup>4</sup> de 95 % et les coefficients de variation (CV)<sup>5</sup>. Lorsque le coefficient de variation (CV) se situe entre 16,6 % et 33 %, un astérisque indique que le résultat doit être interprété avec prudence; lorsque le coefficient est supérieur à 33 %, le résultat n'est pas divulgué car jugé imprécis.

---

<sup>4</sup> Un **intervalle de confiance** permet de définir une **marge d'erreur** entre les résultats d'un **sondage** et un relevé exhaustif de la population totale

<sup>5</sup>Le **coefficient de variation** (CV) est le rapport de l'écart-type à la **moyenne**. Plus la valeur du coefficient de variation est élevée, plus la dispersion autour de la moyenne est grande. Il est généralement exprimé en pourcentage.

### 3. PRÉVALENCE DES JEUX DE HASARD ET D'ARGENT DANS LA POPULATION GÉNÉRALE AU QUÉBEC ET EN FRANCE

Généralement, parmi la population adulte interrogée, plus de sept Québécois sur dix (71,2%) et près d'un Français sur deux (47,8 %) ont déclaré avoir joué aux JHA au moins une fois au cours des 12 derniers mois précédant l'enquête, appelés dans ce rapport les «joueurs actuels» ou « joueurs dans l'année ».

#### Caractéristiques sociodémographiques et économiques des « joueurs actuels»

Au Québec comme en France, les hommes sont plus nombreux à déclarer avoir joué à un JHA au cours des douze derniers mois comparativement aux femmes (51,4 % pour le Québec c.52,2 % en France, écart non significatif)<sup>6</sup>. Toutefois, la répartition des « joueurs actuels » au sein de la population adulte québécoise et française présente des différences significatives sur l'ensemble des autres caractéristiques sociodémographiques et socioéconomiques.

**Tableau 1.** Caractéristiques sociodémographiques des joueurs actuels (en %)

		Québec (n=8 117)		France (n=11 780)	
		%	IC à 95%	%	IC à 95%
<b>Sexe</b>	Homme	<b>51,4</b>	50,0 - 52,8	<b>52,2</b>	51,2 - 53,3
	Femme	<b>48,6</b>	47,2 - 50,0	<b>47,8</b>	46,7 - 48,8
<b>Âge</b>	18-34 ans	<b>27,2</b>	25,7 - 28,6	<b>31,5</b>	30,5 - 32,5
	35-44 ans	<b>41,0</b>	39,6 - 42,4	<b>43,8</b>	42,8 - 44,8
	45-75 ans	<b>31,9</b>	30,6 - 33,1	<b>24,7</b>	23,8 - 25,6
<b>Situation familiale</b>	En couple (Marié ou Union libre)	<b>62,8</b>	61,3 - 64,2	<b>67,7</b>	66,7 - 68,7
	Célibataire	<b>37,3</b>	35,8 - 38,7	<b>32,3</b>	31,3 - 33,3
<b>Statut d'emploi</b>	Actifs	<b>65,4</b>	64,0 - 66,8	<b>63,9</b>	62,8 - 64,9
	Inactifs hors retraité	<b>15,6</b>	14,3 - 16,8	<b>20,3</b>	19,4 - 21,2
	Retraité	<b>19,1</b>	18,1 - 20,1	<b>15,9</b>	15,2 - 16,6
<b>Revenu</b>	Premier quartile	<b>18,4</b>	17,3 - 19,6	<b>22,9</b>	22,0 - 23,9
	Deuxième quartile	<b>31,9</b>	30,5 - 33,3	<b>29,4</b>	28,5 - 30,4
	Troisième quartile	<b>22,4</b>	21,1 - 23,7	<b>19,0</b>	18,2 - 19,8
	Quatrième quartile	<b>27,4</b>	25,9 - 28,8	<b>28,7</b>	27,7 - 29,6
<b>Lieu de Naissance</b>	Hors du pays	<b>8,3</b>	7,4 - 9,2	<b>10,7</b>	10,0 - 11,5
	Au pays (Canada ou France)	<b>91,7</b>	90,8 - 92,6	<b>89,3</b>	88,5 - 90,1

Source : ENJHEU 2009-Université de Concordia- (Québec) et Baromètre santé 2010–INPES/OFDT (France)

La pratique des JHA semble plus marquée en France chez les moins de 45 ans (31,5 % sont des 18-34 ans et 43,8 % ont 35-44 ans c. respectivement 27,2 % et 41,0 % au Québec) alors qu'à l'inverse ce sont les 55-75 ans qui représentent, au Québec, la proportion la plus importante

<sup>6</sup> L'abréviation « c. » sera dorénavant utilisée lorsque des proportions sont comparées.

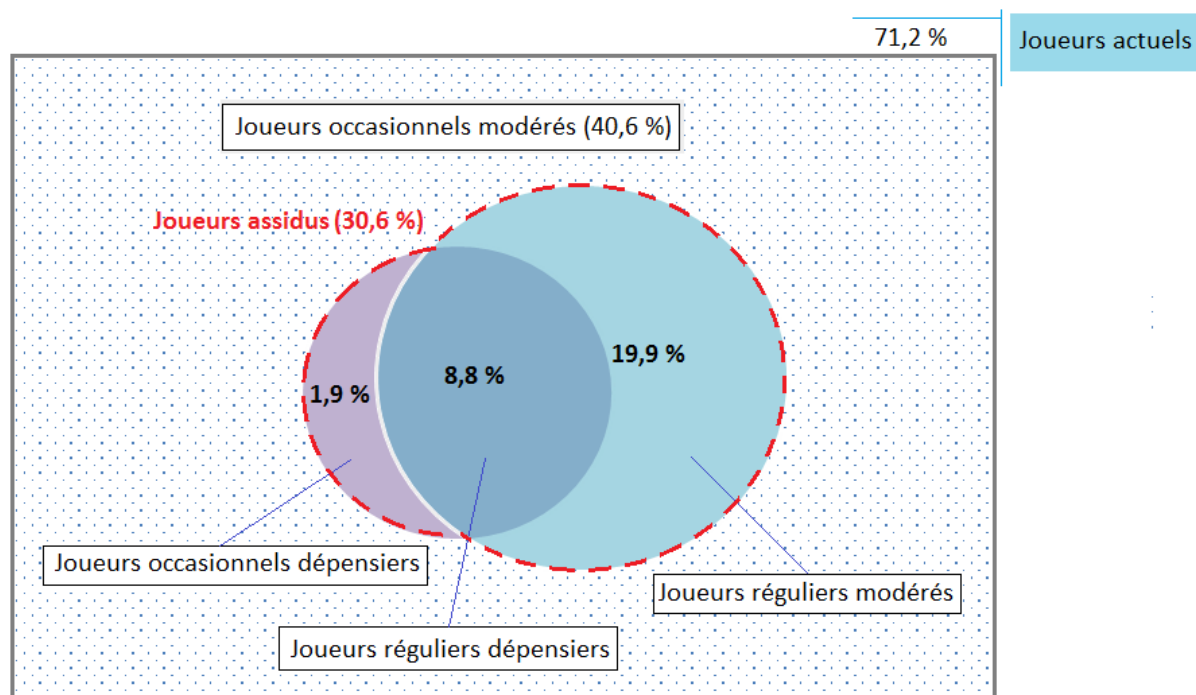
parmi les joueurs « actuels » (31,9 % c. 24,7 % en France). La part de joueurs « actuels » vivant en couple est plus élevée en France (67,7 % c.62,8 % au Québec) et la proportion des personnes nées hors du pays y est supérieure (10,7 % c. 8,3 % au Québec).

Les joueurs actuels québécois sont majoritairement actifs sur le marché du travail (autour de 65 % au Québec c. 64 % en France), tandis qu'en France, la proportion d'inactifs (hors les retraités) semble être plus élevée (20,3 % c. 15,5 % au Québec). Chez les joueurs québécois, il y a plus de retraités qui participent aux activités de JHA que chez les joueurs français (18,1 % c. 15,9 %). Une participation plus élevée aux JHA est également notable dans les ménages français à faible revenu (mesurée par le 1<sup>er</sup> quartile, c'est-à-dire le revenu au-dessous duquel se situent 25 % des ménages), soit 22,9 % des joueurs français c. 18,4 % des joueurs québécois. À l'inverse, au Québec, la pratique de jeux est plus importante dans les ménages à revenu supérieur (3<sup>ième</sup> quartile : revenu au-dessus duquel se situent 25 % des ménages), ce qui correspond à 22,4 % des joueurs québécois c. 19,0 % des joueurs français.

#### 4. INTENSITÉ DES PRATIQUES DE JEU

Dans la population générale du Québec, 40,6 % des joueurs de JHA sont des joueurs occasionnels (jouant moins de 52 fois par année) et modérés (déclarant une dépense au jeu inférieure à 500 \$ CAD par année) alors que 30,6 % sont des joueurs assidus, c'est-à-dire ayant déclaré une fréquence de jeu supérieure à 52 fois par année et/ou une dépense d'au moins 500 \$ CAD (Figure 1). En France, cette proportion est moindre : 35,6 % de la population générale sont des joueurs occasionnels et modérés alors que 12,2 % sont des joueurs assidus (Figure 2).

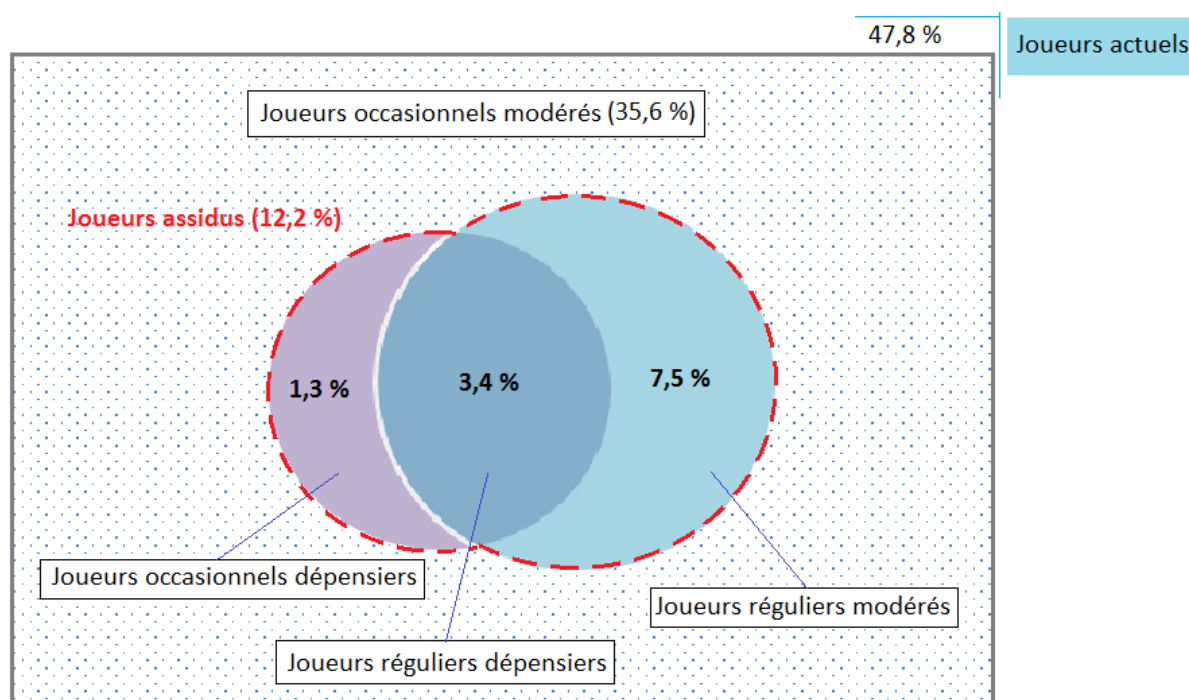
**Figure 1.** Typologie des joueurs dans la population adulte du Québec (ENHJEU-Québec, 2009)



Source : ENJHEU 2009-Université Concordia- (Québec).



**Figure 2.** Typologie des joueurs dans la population adulte en France (Baromètre santé 2010 – INPES/OFDT)

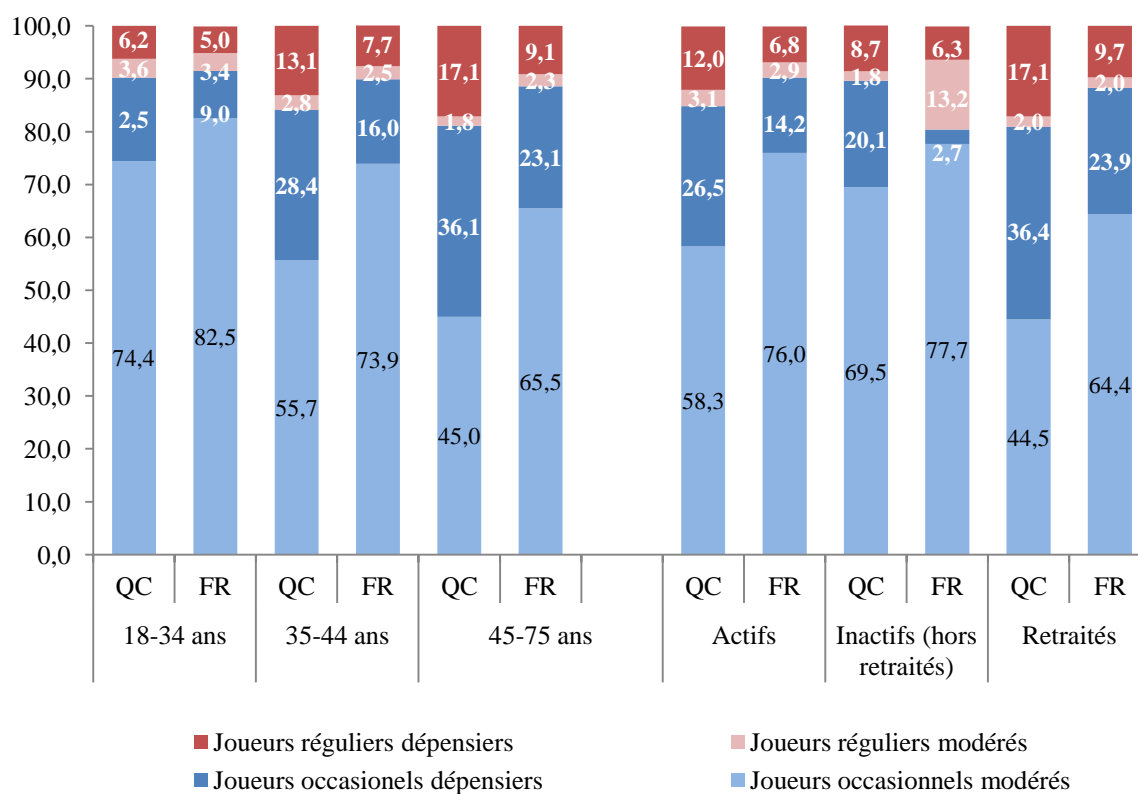


Source : Baromètre santé 2010–INPES/OFDT (France).

L'analyse révèle que, parmi les joueurs assidus, la proportion des joueurs réguliers-dépendants est comparable au Québec et en France (28,8 % c. 27,9 % en France). Par ailleurs, la proportion des joueurs occasionnels-dépendants est plus élevée en France (10,7 % c. 6,2 % au Québec) alors que l'écart le plus marqué entre les deux territoires demeure dans la proportion des joueurs réguliers-modérés estimée à 65 % au Québec comparativement à 61,5 % en France. Ces écarts entre les deux territoires pourraient s'expliquer par le nombre plus important de joueurs de loterie au Québec qu'en France, qui demeure majoritairement des joueurs réguliers dont la mise est inférieure à 500 €/ \$ CAD. En effet, les analyses révèlent qu'une grande majorité des joueurs de loterie québécois (79,7 %) sont des joueurs réguliers c. 55,8 % des joueurs de loterie en France.

Dans les deux territoires, la part des joueurs réguliers et non dépendants augmente avec l'âge, et ce, plus fortement au Québec (Figure 3), tandis que les retraités sont proportionnellement plus nombreux à rapporter une activité de jeux régulière et sans dépense importante en comparaison aux individus qui sont actifs et aux inactifs sur le marché du travail.

**Figure 3.** Typologie des joueurs dans l'année<sup>Δ</sup> selon l'âge et le statut d'emploi – France-Québec



Source : ENJHEU 2009-Université Concordia- (Québec) et Baromètre santé 2010-INPES/OFD (France).

<sup>Δ</sup>Joueurs dans l'année QC (n=8 117), FR (n=11 780).

## 5. PROFILS DES JOUEURS ASSIDUS : COMPARAISON QUÉBEC-FRANCE

### Profils sociodémographiques et socioéconomiques

Quel que soit le territoire observé, les joueurs assidus sont plus souvent des hommes, ce fait étant moins marqué au Québec qu'en France (56,3 % d'hommes c.62,6 % en France).

**Tableau 2.** Caractéristiques sociodémographiques des joueurs assidus (en %)

		Québec (n=3 626)		France (n=2 762)	
		%	IC à 95%	%	IC à 95%
<b>Sexe</b>	Homme	<b>56,3</b>	54,3 - 58,3	<b>62,7</b>	60,6 - 64,7
	Femme	<b>43,7</b>	41,7 - 45,7	<b>37,4</b>	35,3 - 39,4
<b>Âge</b>	18-34 ans	<b>16,3</b>	14,5 - 18,3	<b>21,6</b>	19,7 - 23,5
	35-44 ans	<b>42,5</b>	40,5 - 44,6	<b>45,0</b>	42,8 - 47,2
	45-75 ans	<b>41,1</b>	39,1 - 43,2	<b>33,5</b>	31,5 - 35,5
<b>État Matrimonial</b>	En couple (Marié ou Union libre)	<b>65,2</b>	63,2 - 67,3	<b>70,7</b>	68,7 - 72,6
	Célibataire	<b>34,8</b>	32,8 - 36,9	<b>29,3</b>	27,4 - 31,3
<b>Statut d'emploi</b>	Actifs	<b>64,0</b>	61,9 - 66,0	<b>60,2</b>	58,0 - 62,3
	Inactifs hors retraité	<b>11,3</b>	9,8 - 12,9	<b>17,7</b>	16,0 - 19,6
	Retraité	<b>24,8</b>	23,1 - 26,5	<b>22,2</b>	20,5 - 24,0
<b>Revenu</b>	Premier quartile	<b>20,0</b>	18,4 - 21,8	<b>25,5</b>	23,5 - 27,5
	Deuxième quartile	<b>35,2</b>	33,0 - 37,4	<b>31,9</b>	29,9 - 34,0
	Troisième quartile	<b>22,2</b>	20,4 - 24,2	<b>19,4</b>	17,7 - 21,3
	Quatrième quartile	<b>22,6</b>	20,5 - 24,7	<b>23,2</b>	21,4 - 25,1
<b>Lieu de naissance</b>	Hors du pays	<b>7,4</b>	6,2 - 8,9	<b>12,7</b>	11,2 - 14,5
	Au pays (Canada ou France)	<b>92,6</b>	91,1 - 93,8	<b>87,3</b>	85,5 - 88,8

Source : ENJHEU 2009-Université Concordia- (Québec) et Baromètre santé 2010–INPES/OFDI (France).

Ce sont les 35-44 ans qui représente la part la plus élevée de joueurs assidus tant en France qu'au Québec (42,5 % pour les Québécois c. 45,0 % pour les Français, différence non significative) alors que la proportion des jeunes joueurs assidus (18-34 ans) est plus élevée en France qu'au Québec (21,6 % c. 16,3 %). Concernant la vie matrimoniale, les joueurs assidus sont proportionnellement plus nombreux à vivre en couple comparativement à la population des «joueurs actuels» : 65,2 % des joueurs assidus québécois et 70,7 % pour les Français (comparativement à 61,1 % et 65,5 % parmi les «joueurs actuels»).

Les joueurs assidus sont majoritairement des actifs sur le marché du travail (64 % au Québec c. 60,2 % en France), suivis, en deuxième lieu, des retraités (24,8 % au Québec c.22,2 % en France), et ensuite des inactifs (11,3 % au Québec c. 17,7 % en France). Les joueurs assidus se retrouvent principalement dans les ménages à faible revenu (20,0 % au Québec c. 25,5 % en France) suivis de près par les ménages à revenu supérieur (22,9 % au Québec c. 19,4 % en France).

Enfin, une proportion plus élevée de personnes nées hors de France se retrouve parmi les joueurs assidus comparativement aux « joueurs actuels » (12,7 % c. 10,7 % parmi les joueurs actuels), alors que la situation inverse est observée au Québec (7,4 % c. 8,3 % parmi les joueurs actuels).

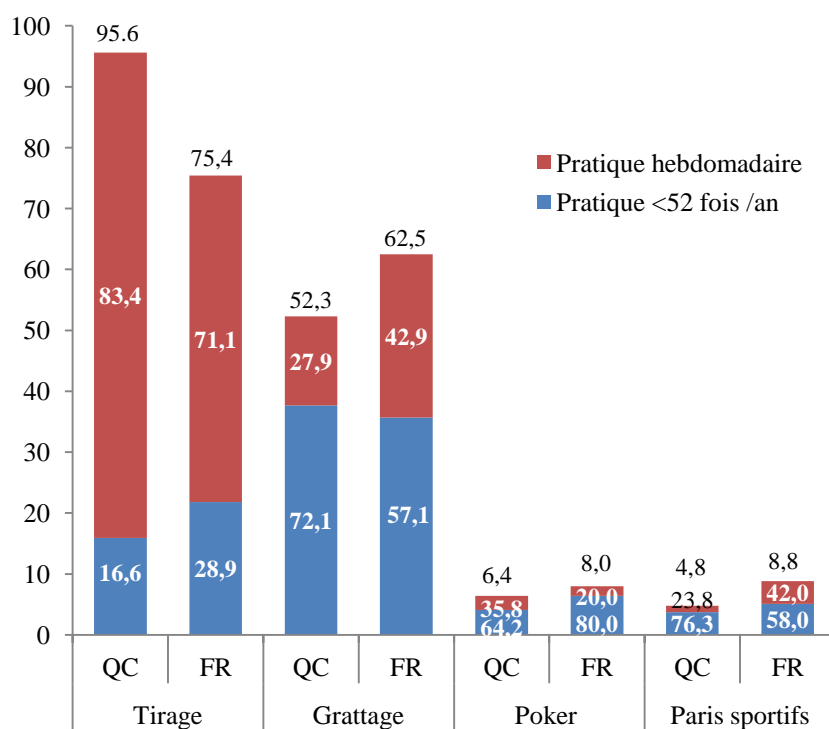
### Profils des pratiques de jeu

Parmi les activités de jeux pratiqués à la fois par les Québécois et les Français, les jeux de tirage sont les plus populaires parmi les joueurs assidus (95,6 % au Québec c.75,4 % en France), suivis des jeux de grattage (52,3 % au Québec c.62,5 % en France) (Figure 4).

La participation à certains jeux est plus élevée parmi les joueurs assidus en France qu’au Québec. Dans l’ordre d’importance, on retrouve les machines à sous (17,7 % en France c. 12,1 % au Québec), les jeux sur Internet (9,1% en France c. 2,3 % au Québec) et les paris sportifs (8,8 % en France c. 4,8 % au Québec). Par contre, la proportion de joueurs assidus jouant à des jeux de table au casino ainsi qu’au poker (hors casino et Internet) est identique (différences nonsignificatives) de part et d’autre de l’Atlantique.

Parmi les autres jeux spécifiques au Québec, ce sont les appareils de loterie vidéo (ALV)<sup>7</sup> et le bingo (respectivement 8,8 % et 8,2 %) qui sont les plus pratiqués, alors qu’en France, 11,9 % des joueurs assidus jouent au Rapido.

**Figure 4.** Pratique des divers types de JHA parmi les joueurs assidus<sup>Δ</sup>



Source : ENJHEU 2009 - Université Concordia (Québec) et Baromètre santé 2010–INPES/OFDT (France).

<sup>7</sup>Les appareils de loterie vidéo sont semblables aux machines à sous et se retrouvent hors des casinos, dans des bars, brasseries et autres endroits ayant un permis de vente d’alcool, ainsi que dans des complexes de divertissement nommés salons de jeux au Québec. Selon nos recherches, il n’y a pas de machines à sous en France à l’extérieur des casinos.

<sup>^</sup>Joueurs assidus QC (n=3 626), FR (n=2 762).

L'analyse de la fréquence de jeu des joueurs assidus a été effectuée pour quatre jeux uniquement (tirage, grattage, poker et paris sportifs) en raison du nombre insuffisant d'observations pour les autres activités de jeu. Pour ces quatre activités retenues, la fréquence de jeu varie selon les jeux et selon le territoire. Ainsi, parmi les joueurs assidus, le tirage semble être le jeu dont la pratique hebdomadaire est la plus importante, et ce, plus fortement au Québec qu'en France, suivie du grattage à un niveau plus élevé en France. Celle du poker prédomine au Québec, alors que la proportion de participation hebdomadaire aux paris sportifs est plus importante en France.

## **Profil des joueurs problématiques**

**Profils sociodémographiques et économiques.** Du fait des faibles tailles d'échantillons dans les sous-populations de joueurs assidus, deux regroupements ont été réalisés à partir de l'échelle de gravité des problèmes de jeu: d'une part, les joueurs sans problème et ceux à faible risque de développer un problème de jeu, catégorie nommée «joueurs non problématiques»; d'autre part, les joueurs à risque modéré et pathologiques probables, nommés «joueurs problématiques».

La proportion des joueurs non problématiques et à faible risque parmi les joueurs assidus est plus élevée au Québec qu'en France (94,4 % au Québec c. 89,3 % en France), alors que la proportion des joueurs problématiques est en France le double de celle du Québec (5,6 % au Québec c. 10,8 % en France). Toutefois, en tenant compte de la prévalence, au Québec et en France, des joueurs (72,1 % au Québec c. 47,8 % en France) et celle des joueurs assidus (30,6 % au Québec c. 12,2 % en France), la proportion des joueurs problématiques parmi les joueurs assidus serait comparable entre les deux territoires au sein de la population générale. En France comme au Québec, les joueurs assidus identifiés comme joueurs problématiques sont majoritairement des hommes.

**Tableau 3.** Gravité des problèmes de jeu selon les groupes sociodémographiques parmi les joueurs assidus

		Québec (n=3 626)				France (n=2 762)			
		Joueur non problématique et joueur à faible risque		Joueur à risque modéré et joueur pathologique probable		Joueur non problématique et joueur à faible risque		Joueur à risque modéré et joueur pathologique probable	
		%	IC à 95%	%	IC à 95%	%	IC à 95%	%	IC à 95%
<b>Prévalence générale</b>		<b>94,4</b>	93,1 – 95,4	<b>5,6</b>	4,6 - 6,9	<b>89,3</b>	87,6 - 90,7	<b>10,8</b>	9,3 – 12,4
<b>Sexe</b>	Hommes	<b>92,8</b>	90,7 - 94,4	<b>7,3</b>	5,6 - 9,3	<b>87,0</b>	84,6 - 89,1	<b>13,0</b>	11,0 - 15,4
	Femmes	<b>96,5</b>	95,4 - 97,3	<b>3,5</b>	2,7 - 4,6	<b>93,1</b>	91,1 - 94,6	<b>6,9</b>	5,4 - 8,9
<b>Âge</b>	18-34 ans	<b>89,1</b>	83,7 - 92,8	<b>10,9</b>	7,2 - 16,3	<b>81,1</b>	75,9 - 85,4	<b>18,9</b>	14,6 - 24,1
	35-44 ans	<b>94,8</b>	92,8 - 96,2	<b>5,2</b>	3,8 - 7,2	<b>90,3</b>	88,0 - 92,1	<b>9,8</b>	7,9 - 12,0
	45-75 ans	<b>96,1</b>	94,8 - 97,0	<b>3,9</b>	3,0 - 5,2	<b>93,2</b>	91,0 - 94,8	<b>6,8</b>	5,2 - 9,0
<b>État Matrimonial</b>	En couple (Marié ou Union libre)	<b>96,0</b>	94,5 - 97,1	<b>4,0</b>	3,0 - 5,5	<b>91,8</b>	90,0 - 93,2	<b>8,2</b>	6,8 - 10,0
	Célibataires	<b>91,4</b>	88,8 - 93,4	<b>8,6</b>	6,6 - 11,2	<b>83,2</b>	79,4 - 86,4	<b>16,8</b>	13,6 - 20,6
<b>Statut d'emploi</b>	Actifs	<b>94,8</b>	93,2 - 96,1	<b>5,2</b>	4,0 - 6,8	<b>91,3</b>	89,6 - 92,8	<b>8,7</b>	7,2 - 10,4
	Inactifs	<b>89,1</b>	82,9 - 93,3	<b>10,9</b>	6,7 - 17,1	<b>78,3</b>	71,9 - 83,5	<b>21,7</b>	16,5 - 28,1
	Retraités	<b>95,8</b>	94,1 - 97,0	<b>4,2</b>	3,0 - 5,9	<b>92,6</b>	89,8 - 94,7	<b>7,4</b>	5,3 - 10,2
<b>Revenu</b>	Premier quartile	<b>89,5</b>	85,9 - 92,3	<b>10,5</b>	7,8 - 14,1	<b>78,4</b>	73,6 - 82,6	<b>21,6</b>	17,4 - 26,4
	Deuxième quartile	<b>93,1</b>	89,9 - 95,3	<b>6,9</b>	4,7 - 10,1	<b>93,5</b>	91,3 - 95,1	<b>6,5</b>	4,9 - 8,7
	Troisième quartile	<b>95,9</b>	93,2 - 97,6	<b>4,1</b>	2,4 - 6,8	<b>91,4</b>	87,6 - 94,1	<b>8,6</b>	5,9 - 12,4
	Quatrième quartile	<b>96,7</b>	93,9 - 98,2	<b>3,3</b>	1,8 - 6,1	<b>92,7</b>	89,8 - 94,9	<b>7,3</b>	5,1 - 10,2
<b>Lieu de naissance</b>	Hors du pays	<b>80,8</b>	70,8 - 87,9	<b>19,3</b>	12,1 - 29,2	<b>78,3</b>	71,2 - 84,1	<b>21,7</b>	16,0 - 28,8
	Au pays (Canada ou France)	<b>95,5</b>	94,4 - 96,3	<b>4,5</b>	3,7 - 5,6	<b>90,9</b>	89,3 - 92,2	<b>9,1</b>	7,8 - 10,7

Source : ENJHEU 2009-Université Concordia- (Québec) et Baromètre santé 2010–INPES/OFDT (France).

Dans les deux territoires, la proportion la plus élevée de joueurs problématiques s'observe chez les 18-34 ans (10,9 % pour le Québec c.18,9 % pour la France), suivie par le groupe des 35-44 ans (5,2 % au Québec c.9,8 % en France), et celui des 45 ans et plus (3,9 % au Québec c. 6,8 % en France). Au niveau du statut matrimonial, la part des joueurs problématiques vivant en couple est plus élevée en France qu'au Québec (4,0 % au Québec c. 8,2 % en France), proportion généralement plus faible dans les deux territoires, parmi les personnes vivant en couple comparativement aux personnes célibataires.

La proportion des joueurs problématiques est significativement plus élevée chez les personnes qui sont nées à l'étranger comparativement à celles nées en France ou au Québec (19,3 % au Québec c. 19,7 % en France); cette proportion est significativement plus importante que celle observée parmi l'ensemble des joueurs assidus (7,4 % au Québec c. 12,7 % en France).

Selon les caractéristiques économiques, ce sont les personnes inactives sur le marché du travail qui sont les joueurs les plus à risque, soit près de 11 % au Québec et 22 % en France. Dans la province, la proportion de joueurs problématiques est significativement plus élevée parmi les individus provenant d'un foyer à faible revenu (1<sup>er</sup> quartile) comparativement à ceux issus de foyer à revenu élevé (3<sup>ième</sup> et 4<sup>ième</sup> quartile) (10,5 % c. 4,1 % et 3,3 %). En France, elle est significativement plus élevée parmi les individus provenant d'un foyer à faible revenu (1<sup>er</sup> quartile) comparativement aux trois autres niveaux de revenu (2<sup>ième</sup>, 3<sup>ième</sup>, et 4<sup>ième</sup> quartiles) (21,6 % c. 6,5 %, 8,6 % et 7,3 %).

**Profils selon les jeux pratiqués.** Parmi les joueurs assidus, la proportion des joueurs problématiques selon les six types de jeux communs aux deux territoires observés (Tableau 4) montre des similarités.

La part la plus élevée de joueurs problématiques est observée parmi ceux qui s'adonnent aux deux activités spécifiques à chacun des deux territoires, le Rapido en France et les ALV au Québec (27,0 % et 26,7 %). Dans l'ordre, viennent ensuite les proportions de joueurs problématiques aux jeux de table au casino (18,8 % au Québec c. 27,5 % en France), aux paris sportifs (18,2 % au Québec c. 26,2 % en France au poker (14,2 % au Québec c. 18,0 % en France) et ceux des machines à sous (14 % au Québec c. 15,2 % en France). Finalement, les proportions les plus faibles de joueurs problématiques s'observent pour les activités de grattage (6,0 % au Québec c. 13,2 % en France) et de tirage (4,8 % au Québec c. 9,7 % en France). Pour ces deux activités, la proportion de joueurs problématiques est significativement plus élevée en France qu'au Québec.

**Tableau 4.** Gravité des problèmes de jeu selon le type d'activité parmi les joueurs assidus

Activité de jeu	Québec (n=3 626)					France (n=2 762)						
	Prévalence générale	Joueur non problématique et joueur à faible risque			Joueur à risque modéré et joueur pathologique		Prévalence générale	Joueur non problématique et joueur à faible risque			Joueur à risque modéré et joueur pathologique	
		% (n)	%	IC à 95%	%	IC à 95%		% (n)	%	IC à 95%	%	IC à 95%
Tirage	<b>95,6</b> (3 515)	<b>95,3</b>	94,2 - 96,1	<b>4,8</b>	3,9 - 5,8	<b>75,4</b> (2 124)	<b>90,3</b>	88,7 - 91,8	<b>9,7</b>	8,2 - 11,4		
Grattage	<b>52,3</b> (2 018)	<b>94,0</b>	92,4 - 95,2	<b>6,0</b>	4,8 - 7,6	<b>62,5</b> (1 699)	<b>86,8</b>	84,6 - 88,8	<b>13,2</b>	11,2 - 15,5		
Machines à sous (casinos)	<b>12,1</b> (391)	<b>86,0</b>	79,7 - 90,7	<b>14,0</b>	9,4 - 20,3	<b>23,2</b> (515)	<b>84,1</b>	79,9 - 87,6	<b>15,9</b>	12,4 - 20,1		
Poker (hors casino et Internet)	<b>6,4</b> (148)	<b>85,8</b>	76,9 - 91,7	<b>14,2</b>	8,3 - 23,1	<b>8,0</b> (226)	<b>82,0</b>	74,8 - 87,5	<b>18,0</b>	12,5 - 25,2		
Jeux de table (casinos)	<b>4,2</b> (99)	<b>81,2</b>	68,0 - 89,8	<b>18,8</b>	10,2 - 32,0	<b>4,6</b> (125)	<b>72,5</b>	62,0 - 81,0	<b>27,5</b>	19,1 - 38,0		
Paris sportifs	<b>4,8</b> (106)	<b>81,8</b>	71,0 - 89,2	<b>18,2</b>	10,8 - 29,0	<b>8,8</b> (227)	<b>73,8</b>	66,3 - 80,1	<b>26,2</b>	19,9 - 33,7		
ALV (Appareils Loterie Vidéo)	<b>8,8</b> (255)	<b>73,3</b>	65,3 - 80,0	<b>26,7</b>	20,0 - 34,7	/	/	/	/	/		
Rapido	/	/	/	/	/	<b>11,9</b> (288)	<b>73,0</b>	66,1 - 79,0	<b>27,0</b>	21,0 - 33,9		

Source : ENJHEU 2009 - Université Concordia - (Québec) et Baromètre santé 2010–INPES/OFDT (France).



## 6. LES JOUEURS ET LEUR CONSOMMATION DE SUBSTANCES PSCYHOACTIVES

La comparaison des habitudes de consommation en population générale des substances psychoactives au Québec et en France révèle que, pour la consommation d'alcool, la prévalence de l'usage au cours des 12 derniers mois est comparable entre les deux territoires (86,3 % pour le Québec c. 86,3 % pour la France) ainsi que la prévalence de la consommation à risque, telle que mesurée par l'échelle de l'AUDIT (11,1 % pour le Québec c. 10,4 % pour la France). L'usage du tabac au cours de l'année et la dépendance au tabac présentent des proportions significativement plus élevées en France (usage : 18,7 % au Québec c. 29,7 % en France; dépendance : 10,3 % au Québec c. 12,5 % en France) alors que la prévalence de l'usage de cannabis au cours de l'année est supérieure au Québec (13,2 % au Québec c. 7,9 % en France).

En France comme au Québec, il existe une relation comparable et significative entre la gravité des problèmes de jeu telle que mesurée par l'*Indice canadien de jeu excessif* (les joueurs non problématiques (sans problèmes ou à faible risque) contre les joueurs problématiques (à risque modéré ou pathologiques probables)] et l'usage de tabac, la dépendance au tabac et l'usage de cannabis. Comparativement aux joueurs non problématiques, les joueurs problématiques ont plus de chance d'être fumeurs (RC = 3,3 au Québec; RC = 2,3 en France), d'être dépendants au tabac (RC = 2,8 au Québec; RC = 2,4 en France) et d'être des consommateurs de cannabis (RC = 2,5 au Québec; RC = 1,5 en France) mais ont moins de chance d'être des buveurs (RC = 0,3 au Québec; RC = 0,5 en France). Par ailleurs, en France uniquement, les joueurs problématiques ont plus de chance d'être des buveurs à risque comparativement aux joueurs non problématiques (RC = 1,0 au Québec; RC = 3,0 en France).

## 7. INTERPRÉTATION

Cette analyse comparative entre la France et le Québec des pratiques de jeu, des joueurs et de l'offre de jeux à partir de données d'enquêtes est riche d'enseignements, mais montre aussi ses limites.

La principale limite est méthodologique et se situe dans les divergences dans les questionnaires. Des différences dans les questions et les filtres ont eu pour conséquence de limiter l'interprétation des disparités dans les habitudes de jeu des deux populations. Au Québec, le rôle des joueurs de loterie dans la prévalence des joueurs assidus n'est pas parfaitement estimé tandis que les informations sur les joueurs occasionnels en France sont incomplètes relativement aux données du Québec. Enfin, des modes opératoires peuvent avoir créé des biais de réponse comme c'est le cas des questions relatives aux dépenses et à la participation qui sont posées en une seule question en France, mais sont plus détaillées au Québec.

Les contextes culturels entrant dans les pratiques et la liberté de la publicité relative aux JHA sont très différents dans les deux zones, ce qui explique notamment les différences dans les proportions de joueurs, leurs profils et le type de jeux. Ainsi, les jeux sur Internet et les paris sportifs sont plus populaires en France.

En ce qui a trait spécifiquement aux joueurs problématiques, les taux ne sont pas statistiquement différents entre les deux territoires. Il faut cependant noter qu'en France, la proportion de joueurs problématiques est le double de celle du Québec parmi les joueurs assidus (5,6 % au Québec c. 10,8 % en France).

Enfin, en dehors du tirage et du grattage, les courses de chevaux et le Rapido sont en France les deux jeux les plus populaires tandis qu'au Québec, ce sont les machines à sous et les ALV. Cependant, en analysant les fondements et les règles autour de ces jeux, qui regroupent le plus grand nombre de joueurs à risques, des similitudes structurelles sont constatées entre le Rapido et les ALV: répétition du jeu, disponibilité dans les bars, moments de rencontre avec d'autres personnes, etc. Il serait utile de procéder à une analyse plus fine de ces similitudes afin de mieux décortiquer les invariants du risque dans deux contextes culturels et sociaux différents.

On retrouve au Québec une proportion plus élevée de joueurs assidus, mais ceux-ci sont moins souvent problématiques en raison de la place importante qu'occupe la loterie. Ceci donne au final des prévalences de joueurs problématiques entre les deux territoires qui sont statistiquement similaires. Une partie de l'explication repose sur le fait que les jeux de loterie, moins problématiques en termes de risque, sont très prisés de part et d'autre de l'Atlantique. Malgré une histoire plus libérale en France qu'au Québec, une offre de jeu qui diffère (bien que les jeux les plus problématiques présentent des caractéristiques comparables sous des noms différents), des règlements différents, un tel résultat similaire est étonnant.

Ce pourcentage de joueurs problématiques, statistiquement comparable entre les deux territoires, est sujet à interrogation. Il est comparable à celui observé en Angleterre (Griffiths et al., 2010), aux États-Unis (Petry et al., 2005) et dans le reste du Canada (Rush et al., 2008). Ce type de

problème comporte peut-être des caractéristiques telles que, malgré des traditions historiques qui sont dissemblables et des divergences dans les législations, les interactions entre le contexte réglementaire des États et les effets délétères propres aux JHA limitent la prise de risque. Quoiqu'il en soit, force nous est de constater que les joueurs problématiques constituent une proportion relativement stable dans la population des deux territoires, toujours en deçà de 2 %. Au terme de cette analyse, ce résultat demeure cependant un des plus intrigants de cette comparaison France-Québec. C'est ce type d'énigme qui motive à poursuivre des travaux de recherche pour mieux comprendre les données, et continuer ce qui fut une fructueuse, et agréable, collaboration.

## 8. REFERENCES

- Abbott, M. W., Romild, U., Volberg, R. A. (2013). Gambling and Problem Gambling in Sweden: Changes Between 1998 and 2009. *J Gambl Stud.* Retrieved 29 January 2013 <http://link.springer.com/article/10.1007%2Fs10899-013-9396-3>
- Costes, J. M., Pousset, M., Eroukmanoff, V., Le Nezet, O., Richard, J. B., Guignard, R., Beck, F., Arwidson, P. (2011). Les niveaux et pratiques des jeux de hasard et d'argent en 2010. *Tendances*, 77, 1-8.
- Ferris, J. & Wynne, H. (2001). The Canadian Problem Gambling Index: Final Report. Ottawa: Canadian Centre on Substance Abuse.
- Griffiths, M., Wardle, H., Orford, J., Sproston, K., & Erens, B. (2010). Gambling, alcohol, consumption, cigarette smoking and health: Findings from the 2007 British Gambling Prevalence Survey. *Addiction Research & Theory*, 18(2), 208-223.
- Kairouz, S., Nadeau, L., & Paradis, C. (2011). ENHJEU-Quebec Survey - Portrait of gambling in Quebec: Prevalence, incidence and trajectories over four years. Montreal: Concordia University.
- OECD. (2012). OECD Stat Extract : Country Statistical Profiles. Retrieved 25 October 2012 <http://stats.oecd.org/>
- Petry, N. M. , Stinson, F. S. , & Grant, B. F. (2005). Comorbidity of DSM-IV pathological gambling and other psychiatric disorders: results from the National Epidemiologic Survey on Alcohol and Related Conditions. *J Clin Psychiatry*, 66(5), 564-574.
- Rush, B. R., D. G. Bassani, K. A. Urbanoski and S. Castel (2008). Influence of co-occurring mental and substance use disorders on the prevalence of problem gambling in Canada. *Addiction* 103(11): 1847-1856.
- Statistique Canada. (2002). Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC), cycle 1,2: Santé mentale et bien-être. Guide du fichier de microdonnées à grande diffusion. Ottawa: Statistique Canada.

## 9. ANNEXE

### Annexe 1. Indice canadien du Jeu Excessif (ICJE)

#### Indice canadien du jeu excessif (ICJE)

##### Questions :

##### Au cours des douze derniers mois...

Avez-vous misé plus d'argent que vous pouviez vous permettre de perdre ?

Avez-vous besoin de miser de plus en plus d'argent pour avoir la même excitation ?

Avez-vous rejoué une autre journée pour récupérer l'argent que vous aviez perdu en jouant ?

Avez-vous vendu quelque chose ou emprunté pour obtenir de l'argent pour jouer ?

Avez-vous déjà senti que vous aviez peut-être un problème avec le jeu ?

Le jeu a-t-il causé chez vous des problèmes de santé, y compris du stress ou de l'angoisse ?

Des personnes ont-elles critiqué vos habitudes de jeu ou dit que vous aviez un problème avec le jeu ?

Vos habitudes de jeu ont-elles causé des difficultés financières à vous ou à votre entourage ?

Vous êtes-vous déjà senti coupable de vos habitudes de jeu ou de ce qui arrive quand vous jouez ?

##### Réponses et score associé (par question) :

Jamais (0), Parfois (1), La plupart du temps (2), Presque toujours (3)

**Calcul du score** : somme des scores des 9 items

##### Interprétation :

- Joueurs sans risque : joueur ne présentant aucun critère indiquant qu'il pourrait se trouver en difficulté par rapport à sa conduite de jeu (score = 0)

- Joueurs à faible risque : joueur répondant à des critères indiquant qu'il a peu de chance de se trouver en difficulté par rapport à sa conduite de jeu (score = 1 à 2)

Joueurs à risque modéré : joueur répondant à des critères indiquant qu'il pourrait se trouver en difficulté par rapport à sa conduite de jeu (score = 3 à 7)

- Joueur excessif : joueur répondant à des critères indiquant qu'il est en grande difficulté par rapport à sa conduite de jeu (score = 8 et plus)

## Annexe 2. Comparaison du seuil monétaire choisi pour le repérage de l'ICJE

Canada: 500 \$ CAD (étude menée en 2009)		France: 500 € (étude menée en 2010)	
<b>1. Parité de pouvoir d'achat</b>			
Transaction	PPP41: Purchasing Power Parities for actual individual consumption		
Measure	CD: National currency per US dollar		
Frequency	Annual		
Time	2009	2010	
Country			
Canada		1.254401988	1.252532198
France		0.868247358	0.865198459
Parimputation: 1 US \$ = 1.25 \$ CAD / 1 US \$ = 0.87 € 1.25 \$ CAD = 0.87 € / 1 € = 1.44 \$ CAD    ➔    500 € = 718 \$ CAD / 500 \$ CAD = 435 €			
<b>2. Produit intérieur brut parhabitant</b>			
Transaction	Gross domestic product (expenditure approach)		
Measure	Per head, US \$, current prices, current PPPs		
Frequency	Annual		
Time	2009	2010	
Country			
Canada		37842.29446	39049.9602
France		33676.01458	34256.26716
Parimputation: Canada = 37842.3 US \$ / France = 34256.3 US \$ Canada / France = 37842.3 / 34256.3 = 1.1    ➔    PIB par habitant : CAD = 1.1 FR = 1			
<b>3. Fraction des dépenses totales consacrée à la consommation de produits potentiellement addictifs</b>			
Country	Canada	Country	France
Measure	C: National currency, current prices, millions	Measure	C: National currency, current prices, millions
Frequency	Annual	Frequency	Annual
Time	2009	Time	2010
Transaction		Transaction	
P31NC: Final consumption expend. of res. households on the territory and abroad	875098	P31NC: Final consumption expend. of res. households on the territory and abroad	1084601
P31CP020: Alcoholic beverages, tobacco and narcotics	31400	P31CP020: Alcoholic beverages, tobacco and narcotics	34274.97
Par imputation: Canada: 31 400 \$ CAD / 875 098 = 3.6% France : 34 275 € / 1 084 601 € = 3.2%    ➔    Dépenses / Dépenses totales CAN = 3.6 % FR = 3.2 %			

Source: Les données ont été extraites le 25 octobre 2012 14:07 UTC (GMT) de <http://stats.oecd.org>