



HAL
open science

Attitude face au risque et piratage de films en ligne

Marc Bourreau, Marianne Lumeau, François Moreau, Jordana Viotto da Cruz

► To cite this version:

Marc Bourreau, Marianne Lumeau, François Moreau, Jordana Viotto da Cruz. Attitude face au risque et piratage de films en ligne. *Revue Economique*, 2021, 72. hal-02939097

HAL Id: hal-02939097

<https://hal.science/hal-02939097v1>

Submitted on 30 Jan 2023

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

Attitude face au risque et piratage de films en ligne¹

Marc Bourreau
(Telecom ParisTech)

Marianne Lumeau
(Université d'Angers, GRANEM et Labex ICCA)

François Moreau
(Université de Paris 13, CEPN et Labex ICCA)

Jordana Viotto Da Cruz
(University of Edimburgh Business School)

Mai 2020

Résumé : Le but de cet article est d'étudier si l'attitude des internautes vis-à-vis du risque influence leur comportement de piratage de films. Cette question s'avère importante car les mesures de lutte contre le piratage tournées vers la demande, telles que la riposte graduée de la Hadopi en France, ont pour objectif d'accroître les risques liés à cette activité. Pour réaliser cette étude, nous avons couplé des données individuelles issues d'une mesure expérimentale de la préférence pour le risque et d'une enquête par questionnaire sur l'attitude vis-à-vis du piratage. Nos résultats indiquent que, pour notre échantillon d'étudiants, leur préférence pour le risque n'est pas un déterminant de leur intensité de piratage en ligne de contenus cinématographiques. Ce résultat est cohérent avec ceux des études empiriques précédentes concluant le plus souvent à la faible efficacité des politiques publiques menées en matière de lutte contre le piratage de contenus en ligne.

Abstract: This paper aims at investigating whether the individual attitude towards risk is a predictor of the movies piracy behavior. This issue is of interest as public policy against digital piracy, such as the Graduated Response of the Hadopi law in France, aims at making piracy risky. In this paper, the attitude towards risk of French students, elicited using an experimental measure, are linked to survey data on digital piracy of movies. Our results indicate that attitude towards risk of the sample of students does not predict their online piracy behavior of movies. This result is in line with previous studies showing the low efficiency of public policy against digital piracy.

¹ Cet article présente les résultats d'une recherche financée conjointement par le LabEx ICCA et la Hadopi. Les auteurs remercient les participants de la 14^{ème} conférence TEPP à l'Université d'Angers et de la 5^{ème} Ecole d'Eté d'Economie Numérique à l'Université de Montpellier pour leurs commentaires. Ils remercient également les évaluateurs désignés par la *Revue Economique* pour leurs commentaires, qui ont permis de grandement améliorer la première version de ce travail, ainsi que l'éditeur.

1. Introduction

Depuis la fin des années 1990, la numérisation des contenus culturels et l'arrivée de l'Internet haut débit ont considérablement réduit le coût de la distribution et de la consommation illicites des œuvres culturelles. Dans ce contexte, la littérature académique s'est intéressée à l'impact du piratage en ligne² sur les ventes de contenus culturels et les revenus des industries musicales et cinématographiques. La majorité de ces travaux indiquent que les consommations illégales se substitueraient aux ventes physiques légales, même si l'ampleur de cet effet reste controversée. Alors que dans le secteur de la musique le développement des offres en streaming a réduit le piratage (Aguilar et Waldfogel, 2018), dans le secteur cinématographique malgré l'arrivée d'acteurs clés (dont Netflix), l'offre légale de streaming est encore limitée, particulièrement en matière de catalogue³. Par conséquent, même si certains individus disposent d'un accès gratuit à un service de streaming par abonnement, leur fréquentation des sites de piratage de films ne diminue pas pour autant (Godinho de Matos et al., 2018). Pourquoi certains internautes piratent-ils des films ? Comment expliquer ce comportement de fraude ?

Selon l'approche économique du crime de Becker (1968), la décision de s'engager dans une activité criminelle est négativement corrélée à la probabilité d'être arrêté et à la possible punition qui en découle. Autrement dit, les individus opèreraient un arbitrage entre le bénéfice marginal à commettre un crime et le coût marginal associé au fait d'être attrapé. Selon l'analyse dynamique de Davis (1988), cet arbitrage serait altéré par le fait que le bénéfice d'une activité criminelle est immédiat, alors que la punition est incertaine et future. Dans le cas du piratage de films, les internautes rationnels pourraient donc mettre en perspective les bénéfices associés au piratage de films avec les possibles sanctions qui en découlent. Du côté des bénéficiaires, les pirates peuvent consommer des films gratuitement, puisque les films disponibles sur sites illégaux sont accessibles sans coût monétaire direct (ces sites ne rémunérant pas les ayants droit). Par ailleurs, les pirates peuvent y consommer des films non disponibles sur les médias légaux car les sites illégaux ne négocient pas les droits d'exploitation. Enfin, certains pirates pourraient retirer du plaisir à frauder.

S'agissant des possibles punitions associées au piratage, les pirates s'exposent à des risques de détection et de sanction liés à l'existence de mesures publiques mises en œuvre pour décourager les pirates. En France, une loi a été mise en place à cet effet en 2009 prévoyant

² Dans cet article, le terme de *piratage* désigne la consommation d'un contenu culturel sans l'autorisation de l'ayant droit. Même si tous les actes de piratage ne font pas l'objet d'une surveillance et d'une éventuelle punition, il s'agit d'un acte illégal car les droits d'auteur et droits voisins du droit d'auteur sont violés. Dans cette logique, les sites internet sont considérés comme illégaux dès lors qu'ils mettent à disposition des internautes du contenu culturel, sans que les propriétaires des droits aient donné leur autorisation et/ou ne soient rémunérés pour l'exploitation des œuvres sur ces plateformes. Il peut s'agir de sites illégaux de téléchargement direct (ou *Direct Download*), de pair-à-pair (ou *peer-to-peer* – P2P – qui est une autre forme de téléchargement) ou de streaming. Sur ces sites illégaux, l'accès aux contenus se fait principalement sans coût monétaire pour les consommateurs. On nomme « *pirates* » les internautes ayant consommé un contenu culturel obtenu sur un site illégal, autrement dit s'adonnant à la pratique du piratage en ligne.

³ La plupart des plateformes de streaming de films propose un accès par abonnement (Vidéo à la Demande par Abonnement - VàDA). Malgré un accès payant, l'offre de films s'avère relativement limitée sur ces plateformes. Par exemple, le catalogue de Netflix est constitué de moins de 2 000 films dans la plupart des pays européens (<http://www.businessinsider.fr/us/netflix-library-size-around-the-world-2016-7/>).

notamment la création de la Haute Autorité pour la Diffusion des Œuvres et la Protection des droits sur Internet (Hadopi) chargée de surveiller les échanges de fichiers protégés par le droit d'auteur sur les sites illégaux de pair-à-pair (P2P). Elle dispose pour cela d'un dispositif appelé la riposte graduée : après deux avertissements de la part de la Hadopi, un pirate récidiviste peut voir son dossier transmis à l'autorité judiciaire. Il peut alors être sanctionné d'une amende maximale de 1 500 euros⁴. Avec cette mesure publique, les pirates peuvent donc s'exposer à une sanction non monétaire au travers d'un avertissement (par courrier), ce qui peut réduire leur utilité et les amener à modifier leur comportement (Gachter et Fehr, 1999 ; Lumeau et al., 2015 ; Masclat et al., 2003), ou une sanction monétaire si l'autorité judiciaire ordonne le paiement d'une amende. Même si le P2P est le seul mode de piratage faisant l'objet d'une surveillance et d'une possible sanction de la part de la Hadopi, des études ont montré que les internautes ont conscience d'effectuer un acte illégal en se rendant sur un site de piratage (Hadopi, 2018a) et qu'ils surestiment largement le périmètre d'intervention de la Hadopi. Ainsi, les résultats d'une enquête par questionnaire réalisée par Darmon et al. (2016) auprès de 2 000 internautes indiquent que 75% d'entre eux pensent que les réseaux de P2P sont surveillés par la Hadopi, 68% que les sites de téléchargement direct le sont également et 37% pour les plateformes de streaming illégal. A chaque acte de piratage, la probabilité moyenne d'être détecté est estimée à 36% (même si 32% des répondants estiment que cette probabilité est inférieure à 10%).

Au-delà de la probabilité (subjective et objective) d'être détecté par la Hadopi et des sanctions monétaires et non monétaires associées, il existe également des risques liés à la qualité de l'expérience de piratage, quel que soit le mode de piratage (téléchargement direct, P2P ou streaming illégal). Ainsi, le coût d'opportunité d'un pirate peut augmenter lorsqu'il visionne une vidéo de mauvaise qualité ou ne correspondant pas au contenu qu'il souhaite regarder. Il peut également voir son utilité diminuer lorsqu'il fait face à de la publicité de mauvaise qualité, comme c'est le cas sur les plateformes illégales. Enfin, il peut craindre que son matériel informatique ne soit infecté par un virus. Ainsi, 40% des français déclarent avoir peur des virus, des logiciels malveillants ou des spams en cas de consommation illicite (Hadopi, 2018b).

Les pirates pouvant être exposés à ces différents risques et aux sanctions (monétaires et non-monétaires) associées, nous proposons dans cet article d'étudier si la préférence (ou attitude) des individus vis-à-vis du risque influence leur comportement de piratage de films⁵.

⁴ Jusqu'en 2013, le pirate récidiviste risquait également une suspension de son accès Internet. Pour une présentation détaillée de ce dispositif de riposte graduée, voir : <https://www.hadopi.fr/organisation/reponse-graduee>. Pour la période 2010-2017, 9 722 952 premières recommandations et 862 418 deuxièmes recommandations ont été envoyées ; 2 352 dossiers ont été transmis au parquet (source : <https://www.hadopi.fr/ressources/chiffres-cles-la-reponse-graduee>). Malgré ces chiffres, il est impossible de connaître la probabilité objective d'être détecté par la Hadopi lors d'un téléchargement illégal sur un réseau de pair-à-pair.

⁵ Les internautes ne connaissent pas la probabilité objective d'être sanctionné monétairement ou non monétairement, ni même celle d'être contaminé par un virus ou de visionner une vidéo de mauvaise qualité. On peut donc supposer qu'ils sont en situation d'ambiguïté. Toutefois étudier l'attitude des individus face à l'ambiguïté ne permettrait pas de déterminer si leur comportement de piratage est imputable à leur aversion au risque ou à la distribution de probabilité qu'ils assignent aux différents risques associés au piratage. Par ailleurs, certains travaux ont montré que l'aversion au risque et à l'ambiguïté sont corrélées (Lauriola et Levin, 2001 ; Kocher et Trautmann, 2013), particulièrement dans le cas de pertes (Lauriola et Levin, 2001) – comme c'est le

L'hypothèse testée ici est celle d'une corrélation inverse entre l'aversion au risque et la disposition à pirater d'un internaute : plus (moins) l'internaute est averse au risque et moins (plus) l'intensité de son piratage en ligne devrait être élevée. La seconde hypothèse testée dans cet article est celle d'une différence selon le mode de piratage pratiqué (téléchargement – direct ou en P2P – ou streaming). Alors que les risques de contaminer son matériel informatique par un virus, de visionner un film de mauvaise qualité ou ne correspondant pas à la demande sont identiques quel que soit le mode de piratage, les risques légaux objectifs et subjectifs (Darmon et al., 2016) associés au téléchargement sont plus élevés que pour le streaming. Dès lors, on peut supposer que l'aversion au risque impacte différemment les pratiques de piratage des individus utilisant le téléchargement et le streaming illégal.

Etudier si le piratage en ligne est corrélé à l'attitude des internautes vis-à-vis du risque est une question importante car elle permet de juger de l'efficacité des mesures mises en œuvre pour lutter contre le piratage et *in fine* de mettre en place des mécanismes incitatifs de lutte contre le piratage adéquats. Ces dernières années, plusieurs mesures, tant d'initiatives privées que publiques, ont été mises en place pour décourager les pirates. S'agissant des mesures axées sur la demande, elles mettent en avant les risques qui pèsent sur les pirates, que ce soit au travers de poursuites judiciaires contre des internautes à l'initiative des ayants droits, de la mise en place de la réponse graduée de la Hadopi en France ou encore de campagnes publicitaires anti-piratage.

Pour étudier si les comportements de piratage des internautes sont corrélés à leur préférence vis-à-vis du risque, nous avons couplé des données individuelles issues d'une mesure expérimentale de la préférence pour le risque et d'une enquête par questionnaire sur les comportements de piratage. Afin de disposer d'un échantillon relativement homogène d'individus, environ 500 étudiants ont été recrutés. Leur attitude face au risque a été mesurée expérimentalement par la procédure proposée par Holt et Laury (2002) qui est la mesure la plus utilisée dans la littérature en économie expérimentale. Elle présente l'avantage de reposer sur un système d'incitation réelle peu coûteux, d'offrir un contrôle sur le contexte de la prise de décision et d'être particulièrement adaptée lorsque les sujets sont des étudiants (Eckel, 2019).

Nos résultats indiquent que la préférence pour le risque n'est pas corrélée au comportement de piratage en ligne de contenus cinématographiques : les individus de notre échantillon les moins averses au risque ne piratent pas plus que les autres. Par ailleurs, il n'existe pas de différence selon que les internautes ont recours au piratage sur des sites illégaux de téléchargement ou de streaming. Ces résultats pourraient indiquer que la mesure de la préférence vis-à-vis du risque mise en œuvre dans cet article ne permet pas de prédire les comportements réels de piratage. Nous discutons cette hypothèse au regard de la littérature en économie expérimentale sur les différentes mesures du risque et leur validité externe (section

cas ici : perte d'utilité liée au fait d'être détecté comme pirate ou fraudeur, perte d'utilité liée à la sanction, perte de temps à regarder un film qui n'est pas celui voulu ou de mauvaise qualité, perte d'utilité à faire face à de la publicité de mauvaise qualité ou à voir son matériel informatique contaminé par un virus. Par ailleurs, comme le note l'un des rapporteurs de cet article, les comportements de piratage pourraient, dans une perspective beckerienne, également être liés à la préférence pour le présent des internautes. Tester ce lien pourrait faire l'objet d'une extension intéressante.

5). Dans la lignée des résultats obtenus par Darmon et al. (2016), une autre interprétation de ces résultats est que l'activité de piratage serait globalement considérée comme non risquée par les internautes (à moins de considérer qu'il existe une corrélation inverse entre l'aversion au risque et la perception du risque de piratage). Dans cette perspective, les mesures de lutte contre le piratage dont le but est d'accroître les risques associés à cette pratique au travers de sanctions monétaires et non monétaires ne semblent pas efficaces pour décourager les pirates. Cela semble cohérent avec les résultats d'études empiriques concluant à la faible efficacité de ce type de politiques publiques (voir Adermon et Liang, 2014 ; Bellégo et De Nijs, 2015 ; McKenzie, 2017 ; Orme, 2014).

Le reste de l'article est organisé de la manière suivante. La section 2 présente le marché de la vidéo et propose une revue de la littérature consacrée au piratage numérique de films. La section 3 décrit le protocole expérimental et l'enquête par questionnaire. La section 4 présente les résultats expérimentaux sur la préférence des participants en matière de risque et les résultats de l'analyse économétrique sur les déterminants de l'intensité du piratage de films. Enfin, une discussion et les conclusions sont exposées dans la section 5.

2. La consommation légale et illégale de films

Afin de comprendre les enjeux actuels du piratage numérique dans le secteur cinématographique, cette section présente le marché légal de la vidéo en France (2.1). La consommation illégale en France, ainsi qu'une revue de la littérature sur le piratage sont ensuite présentées (2.2).

2.1. Le marché de la vidéo en France

Le tableau 1 présente l'évolution du chiffre d'affaires de la vidéo de 2007 à 2018 issu des consommations vidéos légales les plus proches de la consommation illégale, à savoir en DVD ou Blu-Ray ou encore par vidéo à la demande à l'acte (VàD) ou vidéo à la demande par abonnement (VàDA). Trois phases peuvent être distinguées. La première, de 2007 à 2010, correspond à une stagnation des revenus du secteur en France, ces derniers étant largement générés par la vente de supports matériels (DVD et Blu-ray). En comparaison, les revenus issus des ventes de VàD sont faibles, même s'ils augmentent progressivement. La seconde phase court de 2011 à 2016. Il s'agit d'une phase de diminution du chiffre d'affaires de la vidéo en France qui s'explique par la chute des ventes de supports physiques (divisées par deux sur la période) et la stagnation des revenus issus de la VàD. Ce phénomène est souvent associé au fort développement du piratage numérique (cf. infra). Par ailleurs, malgré l'arrivée d'acteurs clés sur la période dans le domaine du streaming légal (comme par exemple Netflix en 2014 en France), les revenus issus de la vidéo à la demande par abonnement (VàDA) ne décollent qu'à la fin de la période 2011-2016. Enfin, la troisième phase, initiée en 2017, est celle où l'industrie renoue avec la croissance. Cette dernière est portée par les revenus numériques de la filière, issus des plateformes de streaming légales (+247% entre 2016 et 2018). La VàDA devient d'ailleurs la principale source de revenus en 2018, devant les ventes physiques. En France, le marché est dominé par des acteurs américains, avec en tête Netflix,

suivi par Amazon Prime Vidéo (CNC, 2019)⁶. Notons également, cette même année, la baisse des revenus issus de la VàD⁷.

Tableau 1 - Evolution du chiffre d'affaires de la vidéo en France
(en millions d'euros TTC)

	(1) VàD	(2) VàDA	(3) Chiffre d'affaires numérique (1 + 2)	(4) Chiffre d'affaires physique (DVD et Blu-ray)	(5) Chiffre d'affaires total (3 + 4)
2007	29	-	29	1494	1 523
2008	53	-	53	1 382	1 435
2009	97	-	97	1 384	1 481
2010	137	15	152	1 385	1 537
2011	199	20	219	1 258	1 477
2012	225	27	252	1 116	1 368
2013	212	28	240	929	1 169
2014	220	29	249	798	1 047
2015	235	83	318	708	1 026
2016	235	131	366	595	961
2017	236	249	485	537	1 022
2018	217	455	672	449	1 121

Source : CNC. Les chiffres d'affaires compilés par le CNC incluent les revenus des détaillants issus des ventes physiques ou numériques.

Même si modèle de la vidéo à la demande par abonnement, ou streaming légal, est aujourd'hui celui qui génère le plus de revenus, son développement est limité par deux caractéristiques. D'une part, du fait de coûts d'achat de contenus et de coûts fixes de production beaucoup plus élevés que dans le secteur de la musique enregistrée, les plateformes de streaming légales de vidéo ne peuvent mettre à disposition des consommateurs un accès gratuit financé par la publicité (comme c'est le cas sur des plateformes de streaming musical type Spotify ou Deezer où cet accès gratuit est possible avec une exposition à de la publicité et moins d'options disponibles). Ainsi, l'accès aux plateformes de streaming légal de vidéo se fait uniquement par abonnement.

Le développement des plateformes de streaming légal de vidéo est d'autre part limité par la taille de leur catalogue. Ils sont en effet beaucoup plus modérés que ceux des plateformes de streaming musical (environ 30 millions de titres pour Spotify contre 2 000 en moyenne pour Netflix), ce qui limite la probabilité pour les consommateurs de trouver des biens qui correspondent à leurs préférences. Ce phénomène s'explique par la difficulté des plateformes

⁶ Ces plateformes américaines, ayant leur siège social en dehors du territoire français, sont accusées par le secteur de ne pas contribuer aux systèmes de financement de l'amont par l'aval et de remettre en cause la pérennité du marché cinématographique français (<https://www.lesechos.fr/tech-medias/medias/comment-netflix-et-les-autres-acteurs-de-la-svod-bouleversent-le-monde-de-la-production-1004275>).

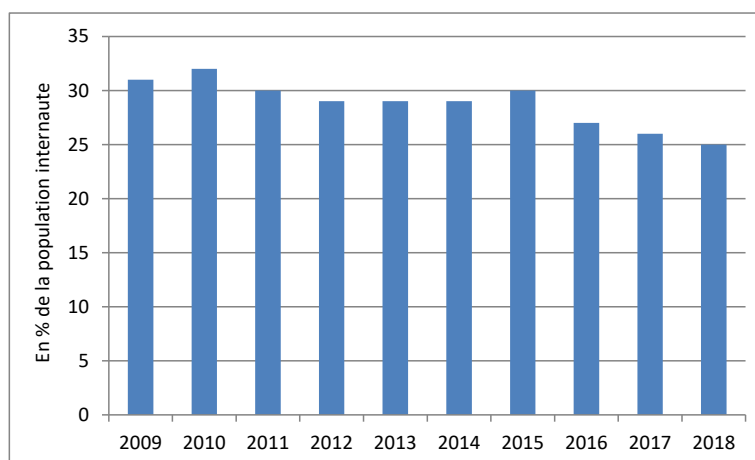
⁷ Les données du CNC ne permettent pas de distinguer les revenus issus de l'exploitation des films de ceux issus des séries ou encore des programmes pour enfants pour l'ensemble des modes d'exploitation de la vidéo. Le dernier rapport du CNC (2019) indique toutefois que 31% des œuvres consommées en VàDA sont des films.

à négocier les droits d'exploitation auprès des studios, les coûts d'achat et de production des contenus beaucoup plus élevés que pour la musique enregistrée, l'existence de contrat d'exclusivité dans ce secteur, mais également les délais existant entre les sorties en salle et une possible exploitation par les plateformes de VàDA. En France, ces délais sont des dispositions légales (appelées « chronologie des médias » et régies par le code du cinéma et de l'image animée), alors que dans la plupart des autres pays, ces délais sont fixés contractuellement. Dans les deux cas, la durée entre la sortie au cinéma d'un film et sa mise à disposition possible sur une plateforme de streaming légal est plus longue que pour d'autres types de média, tels que les DVD par exemple.

2.2. Le piratage numérique

Le piratage numérique s'est développé à la fin des années 1990 avec la numérisation des biens culturels et le développement de plateformes emblématiques comme Napster, lancée en 1999. Ces plateformes de pair-à-pair (P2P) seront suivies, dans les années 2000, par le développement de modèles de distribution en téléchargement direct avec l'arrivée de plateformes comme Megaupload ou Pirate Bay. Depuis le début des années 2010, le streaming illégal a également fait son apparition grâce à la pénétration de l'internet haut débit et des forfaits internet, fixe ou mobile, (quasi)illimités. Selon Médiamétrie, en 2018 en France, 44% de la consommation légale de contenus audiovisuels utilisait le streaming, contre 29% le téléchargement direct, 19% le pair-à-pair et 8% le live streaming. Si le recours aux tablettes et téléphones mobiles se développe en matière de piratage, l'ordinateur reste le support dominant. En 2018, il était utilisé par 79,8% de la population pirate. La part de pirates dans la population internaute est restée relativement stable sur les dix dernières années mais elle connaît un fléchissement depuis 2015 que l'on peut mettre en parallèle avec l'essor des offres légales comme celle de Netflix (cf. graphique 1).

Graphique 1 – Part de la population internaute pratiquant le piratage audiovisuel



Source : Médiamétrie. Est considéré comme pirate un individu s'étant connecté au moins une fois à un site dédié à la contrefaçon audiovisuelle sur au moins un écran digital.

Face au développement du piratage numérique, la littérature académique s'est principalement attachée à étudier (théoriquement et empiriquement) les effets de cette pratique sur les revenus des filières culturelles, ainsi que les politiques de lutte contre le piratage mises en place et leur impact. Par ailleurs, quelques travaux se sont intéressés au lien entre disposition à pirater et risques perçus de cette pratique.

Dans quelle mesure le piratage numérique des œuvres culturelles affecte-t-il les ventes ? Théoriquement, deux effets opposés pourraient être observés. D'un côté, le piratage numérique peut avoir un effet de substitution : un individu ne paiera pas un bien qu'il peut obtenir gratuitement, ce qui réduit la consommation légale des contenus et donc les revenus pour la filière. D'un autre côté, les biens culturels sont des biens d'expérience : pour réduire l'incertitude quant à la satisfaction que l'individu pourrait retirer de la consommation d'un bien, il doit collecter de l'information sur sa qualité avant de le consommer. Dans cette perspective, le piratage pourrait permettre, via des effets de découverte (ou échantillonnage) ou encore des effets de réseau, d'accroître les ventes futures du bien piraté ou de biens complémentaires au bien piraté.

De nombreux travaux empiriques ont tenté de mesurer l'effet du piratage sur les ventes physiques. Les premiers travaux se sont intéressés au marché de la musique car le piratage numérique s'y est développé plus tôt que sur le marché de la vidéo. Ce phénomène s'explique par le fait que la bande passante nécessaire au téléchargement d'un titre de musique est beaucoup plus faible que celle nécessaire au téléchargement d'un film (Smith et Telang, 2010). Les résultats de ces travaux montrent globalement un effet substitution sur le marché de la musique enregistrée (même si l'ampleur de cet effet reste indéterminé) : le piratage numérique réduit les ventes de CD (pour une revue de la littérature sur le marché de la musique enregistrée, voir Danaher et al., 2014). Sur le marché de la vidéo, des résultats similaires sont obtenus. En utilisant des données d'enquêtes par questionnaire, Bounie et al. (2006) montrent que le partage de fichiers illégaux n'a pas d'impact sur les entrées en salle, mais réduit les ventes et la location de vidéos physiques. De même, Rob et Waldfogel (2007) indiquent que le piratage de films réduit les consommations légales de ces films (voir également Henning-Thurau et al., 2007 ; Bai et Waldfogel, 2012). En utilisant des données de panels (36 pays entre 1996 et 2008), Zentner (2012) montre que la pénétration d'internet, qui est nécessaire pour pirater des vidéos, n'a pas d'impact sur les entrées en salle, mais a un impact négatif fort sur les ventes de DVDs. D'autres études basées sur des données au niveau des produits (De Vany and Walls, 2007; McKenzie and Walls, 2015) montrent également un effet négatif du piratage sur les ventes physiques de vidéos. Pour résumer, le piratage aurait donc eu un effet négatif sur les ventes de vidéos physiques, constaté en France sur les ventes de DVD et Blu-ray (Tableau 1).

S'agissant des ventes numériques, Aguiar et Waldfogel (2018) ont montré que, dans le secteur de la musique, les offres de streaming légal, caractérisées par un vaste catalogue et la possibilité d'y accéder sans coût monétaire, ont permis de réduire le piratage. En revanche, dans le secteur du cinéma, l'existence du streaming vidéo légal ne suffit pas à diminuer la consommation illégale de film. Le fait de devoir payer un droit d'accès reste l'obstacle majeur pour les pirates (Bourreau et al., 2019 ; Hadopi, 2017). Par ailleurs, Godinho de Matos et al. (2018) indiquent que, même en offrant un abonnement gratuit à une plateforme de V&DA, la

disposition à pirater des participants ne diminue pas. Ils expliquent ce résultat par le fait que les consommateurs ont du mal à trouver du contenu qui correspond à leur préférence.

Comment les institutions et les industries ont-elles réagi face aux effets néfastes du piratage ? Quels sont les leviers d'action ? Le tableau 2 présente les différentes mesures mises en œuvre pour lutter contre le piratage. Du côté de l'offre, la littérature académique s'est principalement intéressée à l'impact des fermetures judiciaires de sites illégaux. S'agissant de la fermeture de Megaupload en 2012 par la justice américaine, Danaher et Smith (2014) indiquent que cette fermeture a eu des effets positifs sur les revenus des principaux studios dans douze pays et Peukert et al. (2017) précisent que l'effet n'a été positif que sur les entrées des films sortis simultanément en salle. A la suite de la fermeture d'un site illégal majeur en Allemagne, Aguiar et al. (2018) observent une diminution du piratage, à court terme uniquement. Ils expliquent ce phénomène par le fait que les consommateurs reportent leur pratique de piratage sur d'autres sites illégaux. Anticipant cet effet, la Grande-Bretagne a mis en place une politique de fermeture massive de sites illégaux. Danaher et al. (2018) montrent que la fermeture de PirateBay en 2012 n'a pas permis de réduire le piratage, alors que la fermeture simultanée de dix-neuf sites majeurs en 2013 puis cinquante-deux en 2014 a permis de diminuer significativement le piratage en ligne en Grande-Bretagne. De plus, les internautes ont reporté leur consommation vers des plateformes légales telles que Netflix.

De côté de la demande, les principales mesures mises en place ont cherché à décourager les pirates en mettant en place des mécanismes de punition. Adermon et Liang (2014) ont étudié l'impact de la mise en œuvre de la directive européenne IPRED en Suède en 2009 qui permet de faciliter les poursuites contre les internautes pratiquant le téléchargement illégal. Ils observent une réduction de 18% du trafic internet qu'ils attribuent à l'effet de la mesure répressive, le téléchargement constituant une bonne part du trafic internet. Toutefois, au bout de six mois, cet effet semble avoir disparu, ce que les auteurs associent au peu de sanctions prises par les autorités. McKenzie (2017) a, quant à lui, étudié l'effet sur les entrées en salle de politiques de réponses graduées mises en œuvre dans six pays (France, Nouvelle-Zélande, Corée du Sud, Royaume-Uni, Taiwan et Etats-Unis). Ses résultats indiquent que ces mesures n'ont pas eu d'effet positif sur les entrées en salle. De même, Orme (2014) montre que la mise en œuvre de quatre des six mesures américaines se sont révélés inefficaces à long terme. S'agissant de l'impact de la réponse graduée mise en place en France par la Hadopi, Bellégo et De Nijs (2015) indiquent que cela a permis d'augmenter les parts de marché des films américains en salle, sans observer une augmentation de la demande totale de films en salle. Darmon et al. (2016) montrent quant à eux que la réponse graduée a eu, pour le secteur de la vidéo, un effet informatif et non dissuasif chez les pirates. Au final, les mesures tournées vers la demande, qui cherchent à augmenter les risques encourus par les pirates au travers de possibles sanctions, ne semblent pas avoir eu d'effet significatif sur la disposition à pirater des internautes.

Tableau 2 – Catégorisation des mesures anti-piratage de films

	Demande	Offre
Initiative publique (gouvernementale)	<ul style="list-style-type: none"> - Réponse graduée en France (Hadopi), Nouvelle-Zélande, Corée du Sud, Taiwan, Royaume-Uni et Etats-Unis ; - IPRED en Suède. 	<ul style="list-style-type: none"> - Décision judiciaire pour fermer des sites illégaux (Megaupload, Zone Téléchargement, T411, The Pirate Bay, etc.) ; - Modification de la chronologie des médias (France).
Initiative privée (industrie)	<ul style="list-style-type: none"> - Poursuite judiciaire contre des internautes à l'initiative des ayants droits ; - Message d'alerte et campagne publicitaire anti-piratage. 	<ul style="list-style-type: none"> - Modification de l'algorithme des moteurs de recherche pour déclasser les sites de piratage ; - Modification des contrats régissant les délais entre la sortie en salle et la sortie sur d'autres médias.

Notes : d'après Danaher et al. (2014). La chronologie des médias est une disposition légale qui régit l'ordre et les délais entre la sortie en salle d'un film et sa disponibilité sur d'autres médias.

En parallèle, quelques travaux se sont intéressés à la corrélation entre les comportements de piratage et la perception des risques associés à cette pratique. A partir d'une enquête par questionnaire, Darmon et al. (2016) ont montré que la probabilité subjective d'être détecté par la Hadopi réduit la consommation illégale de musique sur les plateformes de P2P, mais n'a pas d'impact sur le piratage réalisé sur les plateformes de streaming et de téléchargement direct. S'agissant de la consommation de films et de séries, la probabilité subjective d'être détecté n'est pas un déterminant de l'intensité de la consommation illégale, que ce soit sur les réseaux de P2P, les plateformes de streaming illégal ou celles de téléchargement direct. A contrario, différentes études en marketing, basées sur des données d'enquêtes réalisées principalement auprès d'étudiants, indiquent une corrélation négative entre la perception des risques associés au piratage et les comportements individuels de piratage de musique. Ainsi, McCorkle et al. (2012) montrent que le comportement individuel de téléchargement illégal de musique diminue lorsque la perception des risques de pénalités et de virus associés à cette activité est élevée (voir également Borja et al., 2015 ; Chiou et al., 2005 ; Coyle et al., 2009 ; Nandedkar et Midha, 2012 ; Shanahan et Hyman, 2010).

Les travaux cités dans le paragraphe précédant se basent sur des enquêtes par questionnaire, ce qui peut introduire des biais de sur ou de sous déclaration des risques perçus. Par ailleurs, ils se focalisent sur la perception du risque associé au piratage. Or une telle perception est subjective et biaisée (comme l'ont montré Darmon et al., 2016). Elle est également dépendante du contexte et de la période où l'étude est réalisée. Par ailleurs, comme le souligne Pratt (1964), le comportement optimal de prise de risque dépend de la perception du risque et de l'attitude vis-à-vis de celui-ci. Pour limiter ces différents biais et s'intéresser à une autre dimension du comportement optimal de prise de risque, nous proposons dans cet article de mesurer expérimentalement l'attitude des individus vis-à-vis du risque.

3. Méthode empirique

Les données ont été recueillies entre mai 2016 à avril 2017 au Laboratoire d'économie expérimentale de l'Université de Paris 1 (3.1). Pour déterminer dans quelle mesure la préférence des individus en matière de risque influence leur comportement de piratage, nous avons couplé des données d'enquête par questionnaire (3.2) et des données expérimentales de mesure de l'attitude face risque (3.3). L'échantillon initial était constitué de 551 étudiants. Toutefois, certaines réponses étaient trop ambiguës ou imprécises pour être considérées dans les analyses. L'échantillon corrigé est donc composé de 470 étudiants (3.4).

3.1. La collecte des données

Afin de collecter des données individuelles sur les comportements de piratage et l'attitude vis-à-vis du risque, des participants ont été invités, sur la base du volontariat, à venir se joindre à une expérimentation en laboratoire (LEEP). Au début de chaque session expérimentale, il leur était rappelé que leurs réponses étaient anonymes et qu'elles ne pourraient en aucun cas être reliées à leur identité. Puis les instructions de l'expérience d'élicitation des préférences en matière de risque étaient lues aux participants⁸. En cas de doute ou d'incompréhension, les participants pouvaient poser des questions et l'expérimentateur venait y répondre en privé. Lorsqu'aucune question ne subsistait, l'expérience pouvait commencer. Une fois la procédure de mesure du risque complétée (décrite en détail dans la sous-section 3.3), les sujets étaient invités à participer à une autre expérience, également avec incitation financière, en dehors du scope de cet article et reposant sur la consommation d'un film⁹. Puis, ils étaient invités à répondre à un questionnaire spécifiant leur situation socio-démographique et leurs consommations légales et illégales de films hors laboratoire (décrit en détail dans la sous-section 3.2).

Au moment de jouer l'expérience de mesure du risque, les participants n'avaient pas d'information quant à la structure des gains et des pertes associées à l'expérience de consommation de films. Cela ne pouvait donc a priori pas affecter leurs décisions dans l'expérience de mesure du risque car ils ne savaient si les gains associés à cette expérience étaient négligeables ou au contraire importants par rapport au gain final de la session expérimentale. Par ailleurs, l'expérience de consommation de film n'était pas exigeante du point de vue cognitif : les participants ont eu à prendre quelques décisions simples pendant dix minutes, puis ont visionné un film pendant 1 heure et demi. Comme le visionnage d'un film (qui constitue les trois quarts du temps de cette seconde expérience) est généralement considéré comme une activité ludique, on peut supposer que, même si les réponses aux

⁸ Les instructions de la mesure du risque ainsi que le questionnaire sont disponibles dans l'annexe en ligne.

⁹ Cette expérience fait l'objet d'un autre article (cf. Bourreau et al., 2019). Elle se déroulait en trois temps : 15 minutes de lecture des instructions et questions de compréhension, 10 minutes de procédure de choix d'un film (en quatre étapes : choix d'un genre cinématographique, choix d'un catalogue de films, choix d'un film et choix d'une version du film - français ou version originale sous-titrée) et 90 minutes de visionnage du film choisi.

questionnaires ne sont pas incitées monétairement, le niveau de fatigue des participants n'est pas très élevé et que cela n'a donc pas impacté la qualité de leurs réponses au questionnaire¹⁰.

3.2. Le questionnaire

Le questionnaire a permis de recueillir des informations sur la situation socio-démographique des participants. Il permet également de savoir si les répondants, ou l'un de leurs proches, ont déjà reçu un message d'avertissement de la Hadopi et de déterminer leurs consommations légales et illégales de films hors laboratoire. Pour cela, une série de questions fermées portait d'abord sur la consommation de films via les différents modes d'accès légaux (en salle de cinéma, à la télévision, en DVD ou Blu-ray, en VàD ou en VàDA). Pour chacun des modes d'accès, les participants devaient répondre à la question « *Au cours des 12 derniers mois, à quelle fréquence avez-vous visionné des films [mode d'accès] ?* » en choisissant une des cinq modalités : « *Plusieurs fois par semaine* » / « *1 fois par semaine* » / « *1 à 3 fois par mois* » / « *Moins souvent* » / « *Jamais* ».

Une fois ces questions sur la consommation légale posées, une question fermée portait sur la fréquence de consommation de films disponibles gratuitement sur Internet. La question posée était précisément : « *Au cours des 12 derniers mois, à quelle fréquence avez-vous consommé des films de manière gratuite sur des sites Internet ?* » Les cinq modalités précédentes étaient proposées. Excepté pour ceux ayant répondu « *Jamais* », une question ouverte invitait ensuite les participants à indiquer les sites internet sur lesquels ils consomment des films gratuitement.

A partir de ces deux questions, les chercheurs ont pu déterminer si les sites Internet cités consistaient des sites illégaux et créer une variable indiquant la fréquence de piratage et une autre indiquant le type de piratage pratiqué (streaming ou téléchargement). Sur l'échantillon initial de 551 étudiants, 120 ont indiqué ne jamais consommer des films gratuitement sur internet. Parmi ceux ayant déclaré une consommation gratuite à la question ouverte, 17 ont indiqué exclusivement des sites de télévision de rattrapage (tel qu'Arte +7 ou Canal +) et 20 des plateformes de streaming légal (Youtube, Dailymotion¹¹). Ces étudiants n'ont donc pas été considérés comme pirates.

¹⁰Au total, une session expérimentale durait deux heures et trente minutes (dont trente minutes imputables à l'expérience de mesure du risque et au questionnaire). Du fait de la longueur de chaque session expérimentale, les sujets recevaient un forfait de participation de 40 euros, auquel s'ajoutait le gain de l'expérience de mesure du risque et pouvait se soustraire d'éventuelles pertes selon le choix des participants lors de l'expérience de consommation de film. Comme indiqué dans ce paragraphe, au moment de prendre leurs décisions dans l'expérience de mesure de préférence vis-à-vis du risque les sujets ne connaissent pas la structure des gains dans l'expérience de consommation de films et ne savent donc pas si les montants en jeu sont élevés ou non. A notre connaissance, la littérature ne s'est pas intéressée à l'effet possible du montant de la dotation initiale. Holt et Laury (2005) indiquent toutefois que le nombre de choix non risqué pour des montants faibles (comme dans notre expérience) n'est pas significativement différent que les gains soient hypothétiques ou réels. Au final, le gain moyen des participants a été de 40,47 euros pour l'échantillon considéré dans cet article.

¹¹ YouTube et Dailymotion ne sont pas des sites illégaux car ils ont contractualisé avec les ayants droits. Cela peut arriver que des contenus illégaux soient mis en ligne sur ces sites par des internautes, mais les plateformes ont un système de contrôle automatique qui permet d'identifier les contenus qui enfreignent le droit d'auteur. Les autres plateformes de streaming légales n'ont pas été citées par les répondants car le contenu n'y est pas disponible gratuitement.

Par ailleurs, 56 réponses à la question ouverte étaient trop ambiguës ou imprécises pour déterminer si les individus étaient effectivement pirates et le type de piratage pratiqué (téléchargement ou streaming)¹². L'échantillon a donc été corrigé de ces réponses imprécises ou ambiguës. De même, 20 étudiants ont déclaré des sites légaux (type YouTube) et illégaux à la réponse ouverte, ce qui ne permet pas de déterminer avec précision leur fréquence de piratage. Ces 20 participants ont donc également été exclus de l'analyse¹³.

Pourquoi ne pas avoir opté pour une question fermée, demandant spécifiquement aux répondants s'ils ont piraté au cours des 12 derniers mois, au lieu de poser deux questions ? L'une fermée sur la fréquence de consommation de films disponibles gratuitement sur internet, suivie d'une question ouverte demandant d'indiquer le nom du/des sites internet à partir desquels cette consommation a eu lieu (à l'instar de Hadopi, 2017). Ce choix méthodologique repose sur le fait que, selon la littérature, se déclarer comme pirate peut faire l'objet d'une sur ou d'une sous-déclaration de la part des répondants lorsque la question est posée de manière directe : sous-déclaration car il s'agit d'une activité illégale, sur-déclaration car il s'agit d'une activité pro-sociale (pour une discussion, voir Danaher et al., 2014).

Pour limiter les biais de sous-déclaration, l'anonymat était garanti. Par ailleurs, en demandant d'abord aux répondants s'ils consomment des films gratuitement sur internet, puis d'indiquer un/des noms de site internet permettant d'« avoir accès gratuitement », les individus plus sensibles à l'illégalité sont incités à révéler leur comportement sans introduire le fait qu'il s'agit d'une pratique illégale. Il s'agit d'une technique d'enquête (quantitative ou qualitative) classique permettant de normaliser une pratique illégale ou en dehors de la norme sociale afin d'inciter les répondants à révéler leur « vrai » comportement (voir par exemple, Berthier, 2010, pages 98-99). A contrario, avec une question directe fermée du type « A quelle fréquence piratez-vous des films sur un site internet », les répondants ayant peur de déclarer une activité illégale auraient eu tendance à répondre « jamais ».

Pour limiter les biais de sur-déclaration, la méthodologie déployée dans cet article semble également plus efficace qu'une question directe fermée car elle permet de révéler si les répondants ont effectivement recours au piratage en indiquant au moins un nom de site pirate dans la question ouverte. Cela permet donc d'apporter la preuve de leur activité, ce qui ne serait pas possible avec une question fermée unique : les répondants sensibles aux effets de pairs pourraient déclarer une fréquence de piratage élevée, ne correspondant pas à leur pratique réelle, sans démontrer qu'ils sont effectivement pirates. Si ce dispositif méthodologique nous semble être la meilleure solution pour minimiser les biais de sur ou sous-déclaration, il est évident qu'il ne permet pas de s'en prémunir totalement.

¹² Ces 56 réponses peuvent être catégorisées en quatre types : les participants indiquant *ne pas se souvenir de sites internet* (par exemple : « j'ai plus le site en tête », « je ne sais plus le nom du site »), ceux indiquant aller sur des sites gratuits via une *recherche sur Google* (par exemple : « Généralement sur les premiers liens disponibles sur Google, mais je ne connais pas les noms. », « trouvé au hasard sur Google »), ceux *ne souhaitant pas divulguer* le nom des sites (par exemples : « Des sites illégaux :s », « secret ^^ », « ça ne se dit pas ») et ceux ayant *mal renseigné* un nom de site internet, c'est-à-dire un nom de site internet n'existant pas.

¹³ Toutefois, intégrer ces 20 répondants dans les analyses statistiques et économétriques, en les considérant comme des pirates, n'a aucun impact sur les résultats.

Enfin, un dernier biais pourrait résider dans la formulation de la question ouverte permettant d'identifier les comportements de piratage. Elle est en effet moins précise pour le téléchargement que pour le streaming car une fois téléchargé un film est visionné via un lecteur vidéo, et non directement sur le site. La conséquence pourrait être un biais de sous-déclaration pour les téléchargeurs. Toutefois, comparés à ceux d'une enquête Hadopi (2017), les résultats obtenus avec cette question semblent cohérents (cf. 4.1).

3.3. La mesure expérimentale de l'attitude face au risque

Différentes mesures de la préférence pour le risque ont été développées dans la littérature académique. En économie expérimentale et comportementale, les différentes méthodes reposent largement sur la mise en œuvre de systèmes d'incitations monétaires pour pousser les sujets à révéler leurs « vraies » préférences : chaque sujet est rémunéré en fonction de ses décisions dans les différentes tâches. Les mesures les plus couramment utilisées sont celle proposée par Holt et Laury (2002) et celle mise en application par Eckel et Grossman (2008). Elles reposent toutes deux sur des choix de loteries¹⁴. Plus récemment, Dohmen et al. (2011) ont proposé une méthode de mesure de la préférence pour le risque sans incitation réelle (basée sur une question de l'enquête allemande annuelle SOEP). Il est demandé aux répondants d'indiquer, sur une échelle de Likert, dans quelle mesure ils ont tendance à prendre des risques ou éviter les risques en général. Cette mesure est souvent complétée par des questions sur leur attitude vis-à-vis du risque dans des domaines spécifiques, notamment en matière de santé et de finance.

Certains travaux (voir par exemple Becker et al., 2015 ; Crosseto and Filippin, 2016 ; Dave et al., 2010 ; Dohmen et al., 2011 ; Galizzi et al., 2016 ; Mata et al., 2018 ; Vieider et al., 2015) ont comparé les résultats obtenus avec ces différentes mesures de la préférence pour le risque (avec ou sans incitations). Ils montrent que généralement les résultats issus de ces différentes mesures du risque sont faiblement corrélés¹⁵. Ainsi, les résultats de Galizzi et al. (2016), Dohmen et al. (2011) et Falk et al. (2016) indiquent un lien significatif entre la mesure du risque à la Holt et Laury (2002) et la question d'auto-évaluation à la Dohmen et al. (2011).

Dans cet article, nous avons privilégié une mesure avec incitation monétaire réelle, car même si cela est plus coûteux, un tel mécanisme d'incitation reste standard en économie expérimentale. Par ailleurs, il s'agit d'une mesure générale de la préférence pour le risque, ce qui est au cœur de notre étude. Enfin, comme le note Eckel (2019), les expériences avec incitations réelles sont tout à fait adaptées à des échantillons d'étudiants (comme c'est le cas dans notre expérience), car elles sont considérées comme plus complexes à comprendre qu'un questionnaire.

¹⁴ D'autres méthodes, basées sur un système d'incitations monétaires, ont été développées pour mesurer la préférence pour le risque, comme par exemple celle basée sur un jeu de la bombe (Crosseto et Filippin, 2013), sur des jeux d'investissement (Gneezy et Potters, 1997 ; Charness et Gneezy, 2010), sur des méthodes d'enchères (Cox et al., 1982 ; Isaac et James, 2000). Pour une revue de la littérature sur les différentes méthodes, voir par exemple Cox et Harrison (2008) ou Charness et al. (2013).

¹⁵ Pour Crosseto et Filippin (2016), cette faible corrélation s'explique par le fait que les différentes méthodes ne proposent pas plusieurs mesures de la même préférence pour le risque, mais mesurent différents types de préférence pour le risque.

Plus précisément, nous avons mis en œuvre une mesure du risque à la Holt et Laury (2002), qui est la mesure la plus déployée en économie expérimentale. Le principe est le suivant : chaque participant devait réaliser dix choix de loteries (présentées sur le même écran) classées par ordre croissant de probabilité (cf. tableau 3) ; chaque choix était composé d'une loterie « moins risquée » (c'est-à-dire qui offre moins de gains variables – l'option A dans le tableau 3) et d'une loterie « risquée » (l'option B dans le tableau 3) ; à la fin de l'expérience, un des choix était tiré au sort et la loterie était jouée afin de déterminer le gain du participant. Les paramètres étaient identiques à ceux introduits dans le traitement « *low real* » de Holt et Laury (2002), à l'exception du fait que les participants de notre expérience ne pouvaient passer qu'une fois de l'option « moins risquée » à l'option « risquée ».

Tableau 3 – Procédure de mesure de l'attitude vis-à-vis du risque

Décision n n°	Option A				Option B				Choix d'option	
	Prob.	Gain	Prob.	Gain	Prob.	Gain	Prob.	Gain	Option A	Option B
1	10%	2€	90%	1,6€	10%	3,85€	90%	0,1€	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
2	20%	2€	80%	1,6€	20%	3,85€	80%	0,1€	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
3	30%	2€	70%	1,6€	30%	3,85€	70%	0,1€	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
4	40%	2€	60%	1,6€	40%	3,85€	60%	0,1€	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
5	50%	2€	50%	1,6€	50%	3,85€	50%	0,1€	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
6	60%	2€	40%	1,6€	60%	3,85€	40%	0,1€	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
7	70%	2€	30%	1,6€	70%	3,85€	30%	0,1€	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
8	80%	2€	20%	1,6€	80%	3,85€	20%	0,1€	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
9	90%	2€	10%	1,6€	90%	3,85€	10%	0,1€	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
10	100%	2€	0%	1,6€	100%	3,85€	0%	0,1€	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>

En étudiant le nombre de choix « moins risqués » de chaque participant, la procédure de choix de loteries de Holt et Laury (2002) offre une mesure de leur préférence en matière de risque. Ainsi, un individu neutre au risque choisira l'option A lors des quatre premières décisions puis l'option B pour les suivantes car le gain espéré associé à l'option « moins risquée » (loterie A) est plus élevé du premier au quatrième choix, alors que le gain espéré de l'option « risquée » (loterie B) est supérieur à partir du cinquième choix. Avec une telle procédure, même l'individu le plus averse au risque devrait passer une fois du choix de l'option « moins risquée » au choix de l'option « risquée » puisque, pour la décision 10, la loterie B permet un gain certain de 3,85 euros contre un gain certain de 2 euros pour la loterie A. Si un individu décide de ne pas passer de l'option « moins risquée » à l'option « risquée » lors de cette dernière décision, il est fort probable qu'il n'ait pas compris les instructions. Selon cette définition, et afin de ne pas compromettre la qualité des données, cinq répondants dans cette situation ont été exclus de l'analyse. Pour l'échantillon corrigé, le gain moyen à cette expérience a été de 2,38 euros.

3.4. L'échantillon

Dans la lignée de précédents travaux (voir par exemple Bounie et al., 2007 ; Rob et Waldfogel, 2006, 2007 ; Waldfogel, 2010), l'échantillon est constitué d'étudiants uniquement. Ce choix méthodologique permet de disposer d'un échantillon relativement homogène, en terme d'âge, de compétences numériques et de pratiques. Ces deux dernières variables peuvent en effet être explicatives du comportement de piratage. Par ailleurs, l'activité de piratage est plus souvent observée parmi cette population, consciente d'effectuer un acte illégal lorsqu'elle s'adonne à cette activité. Ainsi, dans une étude qualitative réalisée sur des 15-24 ans, les répondants ont indiqué qu'ils savent que « c'est clairement illégal » (Hadopi, 2018a, page 65).

Tableau 4 – Description de l'échantillon

	Echantillon complet		Echantillon corrigé	
	n	Prop.	n	Prop.
<i>Genre</i>				
Femme	282	0,51	249	0,53
Homme	269	0,49	221	0,47
<i>Classe d'âge</i>				
[18-21]	193	0,35	172	0,37
[22-25]	271	0,49	228	0,48
26 et plus	87	0,16	70	0,15
<i>Diplôme d'inscription</i>				
Licence	225	0,41	196	0,42
Master	272	0,49	228	0,48
Autre diplôme	54	0,10	46	0,10
<i>Discipline</i>				
Economie, Gestion, AES	201	0,37	168	0,36
Autre SHS	164	0,30	138	0,29
Autre discipline	186	0,33	164	0,35
Total	551	1	470	1

Note : l'échantillon corrigé correspond à l'échantillon considéré dans les analyses statistiques et économétriques, c'est-à-dire excluant les participants pour lesquels il n'est pas possible de déterminer s'ils piratent des films en ligne (56 participants) ou leur fréquence de piratage (20 participants), ainsi que les participants n'ayant pas compris les consignes dans l'expérience de mesure du risque (5 participants).

551 étudiants, recrutés sur la base du volontariat, ont participé à l'une des 16 sessions expérimentales¹⁶. Le tableau 4 décrit l'échantillon. Comme indiqué dans la sous-section 3.2, les réponses au questionnaire de 76 étudiants n'ayant pas permis de déterminer s'ils piratent des films ou leur fréquence de piratage, ces derniers ont été exclus de l'analyse. De même, 5 étudiants n'ayant manifestement pas compris les consignes de l'expérience de mesure du risque ont été exclus (cf. sous-section 3.3). Au final, l'échantillon corrigé est composé de 470 étudiants de genre (53% de femmes), d'âge (majoritairement entre 18 et 25 ans), de

¹⁶ Pour les besoins de l'expérience de consommation de film (faisant l'objet d'un autre article – Bourreau et al., 2019), des données ont également été collectées sur 200 participants non-étudiants. Il s'agit d'un sous-échantillon non représentatif (en termes d'âge, de genre et de CSP). Par exemple, 38% sont des actifs inoccupés, ce qui explique qu'ils puissent venir pendant 2h30 en laboratoire en semaine. Cela ne permet donc pas de tirer de conclusion pertinente quant au lien entre l'aversion au risque et les comportements de piratage des non étudiants. Soulignons toutefois que, sans pouvoir en tirer de conclusion, nous avons testé empiriquement ce lien et les résultats obtenus sont identiques à ceux obtenus sur les étudiants.

disciplines (65% en SHS) et de niveaux d'étude différents (majoritairement en Licence ou en Master). L'ensemble des résultats présentés dans la section suivante porte sur cet échantillon corrigé de 470 étudiants.

4. Résultats

4.1. Statistiques descriptives

Consommation illégale de films

Le tableau 5 présente la fréquence de consommation de films des participants via les différents canaux de diffusion légaux ou illégaux. S'agissant du piratage, il indique que 64% des participants ont eu recours au moins une fois à une consommation de films sur une plateforme illégale lors des douze derniers mois. De plus, ils sont 52% à pirater des films au moins une fois par mois. Ces résultats sont cohérents avec ceux obtenus dans de précédentes études. Ainsi, d'après le dernier baromètre des usages publié par la Hadopi sur un échantillon représentatif de la population française (Hadopi, 2017), 61% des 15-24 ans ont déclaré avoir consommé des biens culturels (musique, vidéo, etc.) de manière illicite au cours des douze derniers mois, contre 49% chez les 25-39 ans et 20% chez les 40 ans et plus. La faible différence avec notre étude peut s'expliquer par le fait que les films font partie des biens culturels les plus piratés (Hadopi, 2017) car ce sont ceux pour lesquels l'offre légale reste limitée. A l'exception de YouTube, Dailymotion et des sites de télévision de rattrapage (type Canal +), toutes les offres légales sont payantes. Par ailleurs, la taille de leur catalogue est relativement limitée (cf. 2.1).

Nos résultats indiquent également que, parmi les pirates, 10% des répondants sont des téléchargeurs purs de films, 85% de streameurs purs et 5% des pirates « mixte » (téléchargement et streaming). Ces résultats sont également en cohérence avec ceux de précédentes études (Hadopi, 2017). Enfin, 10% des répondants ont déclaré avoir reçu un message d'avertissement dans le cadre de la réponse graduée et 44% qu'un proche a reçu un tel message.

S'agissant de la consommation légale, le tableau 5 indique que le cinéma est un canal de diffusion massivement utilisé par l'échantillon pour consommer des films : 98% de l'échantillon a vu au moins un film en salle au cours des douze derniers mois et 50% l'a fait au moins une fois par mois. La télévision est le second canal légal le plus utilisé. Ainsi 84% des répondants ont regardé au moins un film à la télévision au cours des douze derniers mois et 51% l'ont fait de manière régulière (au moins une fois par mois). S'agissant de la consommation légale de films sur support physique (DVD ou Blu-ray), 69% de l'échantillon a regardé au moins un film sur support physique au cours des douze derniers mois, mais il ne s'agit pas d'une pratique très régulière (seul 28% le fait au moins une fois par mois). La vidéo à la demande avec paiement à l'acte (VàD) ou par abonnement (VàDA) sont les canaux de diffusion les moins utilisés par les répondants de cette enquête : ils sont respectivement 39% et 33% de consommateurs au cours des douze derniers mois et 19% et 28% de consommateurs réguliers.

Tableau 5 – Distribution de la fréquence de consommation légale et illégale de films (n = 470)

Fréquence de consommation de films	Piratage	Salle	DvD-Blu-Ray	VàD	VàDA	Télévision
Plusieurs fois par semaine	0,18	0,04	0,03	0,05	0,12	0,14
1 fois par semaine	0,15	0,09	0,05	0,04	0,08	0,17
1 à 3 fois par mois	0,19	0,37	0,20	0,10	0,08	0,20
Moins souvent	0,12	0,48	0,41	0,20	0,05	0,33
Jamais	0,36	0,02	0,31	0,61	0,67	0,16

Attitude face au risque

Le graphique 2 indique la proportion de participants ayant choisi la loterie « moins risquée » à chaque décision dans la procédure expérimentale de type Holt et Laury. Conformément à la littérature, la probabilité de choisir l’option « moins risquée » diminue à mesure que la probabilité d’emporter un gain élevé augmente.

Le tableau 6 présente la distribution du nombre de choix de la loterie « moins risquée » parmi les participants à l’expérience. A l’instar des précédentes études, il indique que les sujets de notre expérience ont une attitude face au risque relativement hétérogène, même si la majorité des participants a choisi l’option « moins risquée » 5 (16%), 6 (22%) et 7 (25%) fois. Au final, 5% des sujets sont risquophiles (c’est-à-dire ayant choisi entre zéro et trois fois l’option « moins risquée »), 12% sont neutres au risque (c’est-à-dire ayant choisi quatre fois l’option « moins risquée »), 38% sont averses au risque (c’est-à-dire ayant choisi cinq ou six fois l’option « moins risquée ») et 45% au moins très averses (c’est-à-dire ayant choisi au moins sept fois l’option « moins risquée »). Par la suite, nous considérerons comme « non-averses » au risque les participants ayant choisi entre 0 à 4 fois l’option « moins risquée » dans la procédure de type Holt et Laury, soit 17% de notre échantillon.

Graphique 2 – Proportion de participants ayant choisi la loterie « moins risquée » (n = 470)

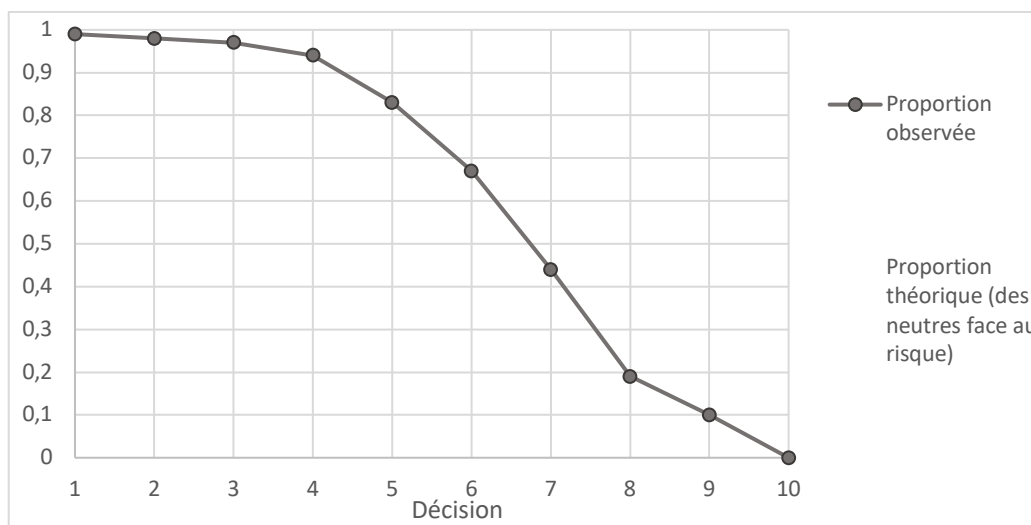


Tableau 6 – *Distribution du nombre de choix de la loterie « moins risquée » (n = 470)*

Nombre de choix « moins risqués »	Classification de la préférence pour le risque (basée sur Holt et Laury, 2002)	Proportion
0-1	Fortement risquophile	0,02
2	Très risquophile	0,01
3	Risquophile	0,02
4	Neutre au risque	0,12
5	Assez risquophobe	0,16
6	Risquophobe	0,22
7	Très risquophobe	0,25
8	Fortement risquophobe	0,10
9	Très fortement risquophobe	0,10

Non-averse

Dans Holt et Laury (2002), 8% des sujets sont risquophiles, 26% sont neutres au risque, 49% sont averse au risque et 17% très averse au risque. Il y aurait donc une plus forte aversion au risque dans notre échantillon. Différents facteurs pourraient être avancés pour expliquer les différences entre nos résultats et l'expérience originelle : les différences culturelles entre la France et les Etats-Unis et le fait que les choix soient, dans notre expérience, contraints à la cohérence¹⁷.

S'agissant des différences culturelles, de précédentes études ont montré que le pays d'origine peut avoir une influence sur la préférence pour le risque. Par exemple Falk et al. (2018) ont montré que les nord-américains et les australiens ont tendance à prendre plus de risque que les européens de l'Ouest. Pour comparaison avec nos résultats, Garapin et al. (2015) présentent les résultats d'une expérience Holt et Laury avec montants faibles réalisés sur des étudiants français. Ils indiquent que 79% des sujets se sont avérés averse au risques, 15% neutres face au risque et 6% adeptes du risque. Ces résultats sont très proches des nôtres¹⁸.

Lien entre piratage et attitude face au risque

Le graphique 3 et le tableau 7 permettent d'étudier s'il existe un lien entre la préférence des participants en matière de risque et leur comportement de piratage. A première vue, cela ne semble pas être le cas puisque le graphique 3 montre que la proportion de participants ayant choisi la loterie « moins risquée » à chaque décision dans la procédure expérimentale de type

¹⁷ Une autre explication possible serait que le montant de la dotation initiale accordée aux participants dans notre expérience est particulièrement élevé en comparaison des montants pouvant être gagnés dans l'expérience de mesure du risque. Toutefois, comme indiqué dans la note de bas de page 10, il ne semble pas que le comportement de nos sujets dans l'expérience de Holt et Laury puisse être biaisé par la différence entre la dotation initiale et les montants en jeu dans cette expérience car au moment de prendre leur décision dans l'expérience de mesure du risque, les participants ne savaient pas si les sommes en jeu seront négligeables ou au contraire importantes par rapport à leur gain final à l'issue de la session expérimentale (composée d'une autre expérience dont les instructions n'étaient portées à la connaissance des participants qu'après la mesure de l'attitude vis-à-vis du risque).

¹⁸ Même si la mesure de Holt et Laury est souvent mise en œuvre en laboratoire, il est difficile de trouver dans les articles qui en découlent des statistiques descriptives détaillées car il s'agit souvent d'une variable de contrôle dans les régressions (ou alors les montants des loteries sont plus élevés, ce qui limite les comparaisons).

Holt et Laury est quasiment la même quel que soit le comportement de piratage. De même, le tableau 7 souligne que la proportion de participants non-averses au risque ne varie pas de manière monotone avec le comportement de piratage. Cette analyse sommaire doit cependant être confirmée par une analyse économétrique permettant de contrôler pour la corrélation non-observée avec la variable dépendante.

Graphique 3 – Proportion de participants ayant choisi l'option « moins risquée » selon la fréquence de consommation de films piratés (n = 470)

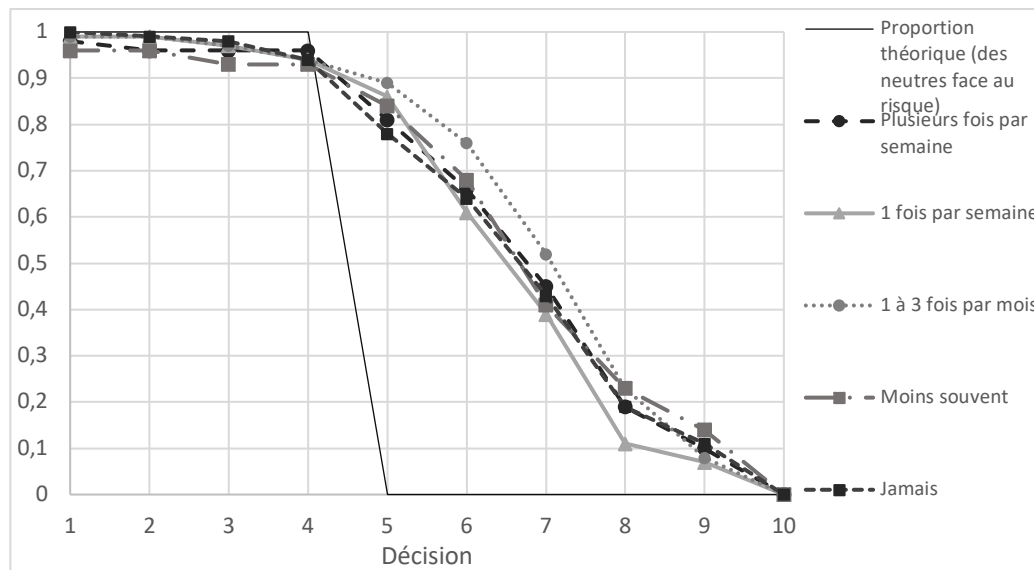


Tableau 7 – Lien entre attitude face au risque et fréquence de consommation de films piratés (n = 470)

Fréquence de consommation de films piratés	Proportion de participants non-averses au risque
Plusieurs fois par semaine	0,19
1 fois par semaine	0,14
1 à 3 fois par mois	0,11
Moins souvent	0,16
Jamais	0,22
Total	0,17

4.2. Analyse économétrique

L'analyse économétrique permet de tester si le comportement de piratage peut être expliqué par l'attitude face au risque, en contrôlant par des variables rendant compte de l'attrait des participants pour les films cinématographiques, de leur expérience vis-à-vis de la Hadopi et de caractéristiques sociodémographiques. Notre échantillon n'étant composé que d'étudiants, nous faisons l'hypothèse que l'aptitude à pirater (compétences, capacité d'apprentissage et équipements requis) est largement partagée par tous les participants et ne peut donc être qu'un déterminant résiduel du comportement de piratage. Le tableau A, en annexe, présente les variables utilisées dans l'analyse économétrique.

La variable dépendante est *Piratage* qui mesure la fréquence de piratage de films, que ce soit sur des plateformes illégales permettant le téléchargement direct ou en P2P (telles que BitTorrent, CPasBien, etc.) ou sur des plateformes de streaming (telles que dpstream, papystreaming, etc.)¹⁹. Cinq modalités étaient proposées : plusieurs fois par semaine, une fois par semaine, une à trois fois par mois, moins souvent et jamais. La variable *Piratage* est ainsi une variable ordinaire de 0 (jamais) à 4 (plusieurs fois par semaine).

Deux variables indépendantes d'intérêt mesurent l'aversion au risque. Nous les utilisons alternativement. *Nombre choix moins risqués* est une variable discrète basée sur la procédure de choix de loterie de type Holt et Laury, prenant les valeurs de 0 à 9²⁰. *Non-averse* est une variable dichotomique qui prend la valeur 1 si le participant n'est pas averse au risque (c'est-à-dire s'il a choisi de 0 à 4 la loterie « moins risquée »), et 0 dans le cas contraire²¹.

Compte tenu de la nature de la variable dépendante, nous recourons à un probit ordonné²². Ce probit ordonné indique, pour chaque individu, la probabilité de se trouver dans une des cinq modalités de fréquence de piratage. Le tableau 8 présente les résultats. Pour chaque variable d'intérêt relative à la mesure du risque, la régression est présentée sans (colonnes 1 et 3) puis avec les variables de contrôle de consommations de films et de caractéristiques socio-démographiques (colonnes 2 et 4).

Tableau 8 – Résultats économétriques des déterminants du piratage de films

Variable dépendante : Piratage	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Attitude vis-à-vis du risque</i>				
Nombre Choix moins risqués	-0.00132 (0.0283)	-0.0111 (0.0289)		
Non-averse			-0.115 (0.135)	-0.122 (0.139)
<i>Variables de contrôle</i>				
	<i>Non</i>	<i>Oui</i>	<i>Non</i>	<i>Oui</i>
cut1	-0.491 (0.448)	-1.812*** (0.625)	-0.494 (0.400)	-1.747*** (0.581)
cut2	-0.181 (0.447)	-1.487** (0.623)	-0.184 (0.399)	-1.421** (0.580)
cut3	0.318 (0.447)	-0.958 (0.621)	0.316 (0.399)	-0.891 (0.578)
cut4	0.798* (0.448)	-0.442 (0.622)	0.795** (0.401)	-0.377 (0.579)
Observations	470	470	470	470
Pseudo R ²	0,0058	0,0385	0,0063	0,0389

Notes : Probit ordonné ; Ecart-types entre parenthèses ; * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$; La version complète des régressions est disponible en annexe.

¹⁹ Le piratage par échanges de films de la main à la main est exclu de l'analyse car cela constitue une forme de piratage indirecte n'exposant le consommateur à aucun risque. Cette pratique est par ailleurs assez marginale : alors que 33,3% de l'échantillon déclare pirater des films en ligne au moins une fois par semaine, ils ne sont que 12,2% à échanger des films de la main à la main aussi fréquemment.

²⁰ Pour rappel, choisir l'option « moins risquée » à la décision 10 dans l'expérience de type Holt et Laury est un choix incohérent et les cinq participants ayant fait ce choix ont été exclus de l'échantillon.

²¹ Nous avons également utilisé le coefficient d'aversion au risque (ARRC). Les résultats sont quasi identiques à ceux obtenus avec le nombre de choix moins risqués car, dans notre expérience, les individus étaient contraints à la cohérence. Ces résultats sont disponibles sur demande auprès des auteurs.

²² Le recours à un probit multinomial conduit qualitativement aux mêmes résultats.

Les résultats indiquent que ni les coefficients de la variable *Nombre choix moins risqués* ni ceux de la variable *Non-averse* ne sont significatifs. Ainsi, quelle que soit la mesure d'aversion au risque retenue (discrète ou dichotomique), l'attitude face au risque ne semble avoir aucun impact sur le comportement de piratage. Soulignons que ce résultat est robuste à un éventuel lien entre l'aversion au risque et le comportement de piratage déclaré (et non pas réel)²³.

Dans les régressions précédentes, nous avons négligé le fait que le piratage en ligne de films prend principalement deux formes : via le téléchargement de fichiers sur des sites de téléchargement direct ou de pair-à-pair ou via le visionnage des films sur des sites de streaming illégaux. Or si la lutte contre la première pratique entre en partie dans le périmètre d'action de la Hadopi ce n'est pas le cas de la seconde. Ainsi, même si de précédents travaux (voir par exemple Darmon et al., 2016) ont montré que les internautes n'avaient pas toujours une vision très claire du spectre d'intervention de la loi Hadopi, on peut imaginer que l'aversion au risque impacte différemment les pratiques de piratage des individus utilisant le téléchargement (en partie visé par la loi) et les pratiques des internautes privilégiant le streaming (non visé par la loi). Dans ces conditions, l'absence de significativité des variables d'aversion pour le risque dans les régressions précédentes pourrait simplement être la conséquence de l'absence de distinction entre les différentes pratiques de piratage.

Pour tester cette conjecture, nous limitons l'échantillon aux pirates et distinguons les individus ayant déclaré consommer des films gratuitement via des sites de streaming de ceux recourant à des sites de téléchargement. La variable dichotomique *Téléchargement* prend ainsi la valeur 1 si l'individu privilégie les sites de téléchargement et 0 sinon. Pour tester si les « téléchargeurs » sont effectivement plus sensibles au risque de piratage et donc que, l'aversion au risque influe sur leur comportement de piratage, nous introduisons une variable d'interaction entre l'aversion au risque et la variable distinguant les pirates « téléchargeurs » des « streameurs » : *Nombre choix moins risqués* × *Téléchargement* et *Non-averse* × *Téléchargement*. Si l'aversion au risque joue un rôle plus négatif sur le comportement de piratage des « téléchargeurs » que pour les pirates recourant au streaming, alors ces variables d'interactions devraient être négatives et significatives.

Les résultats présentés dans le tableau 9 indiquent qu'il n'en est rien : l'attitude face au risque n'impacte pas différemment les « téléchargeurs », qui sont susceptibles d'être menacés par la Hadopi, des adeptes du streaming pour lesquels le risque juridique est aujourd'hui inexistant. Le tableau 9 indique également que, toutes choses égales par ailleurs, les « téléchargeurs » tendent à pirater davantage que les « streameurs » (catégorie de référence dans ces régressions).

²³ On pourrait a priori supposer que la préférence des sujets pour le risque pourrait influencer leur réponse : les individus averses au risque auraient tendance à sous-déclarer leur comportement de piratage de peur d'être détecté comme pirate. Toutefois, les précautions prises lors de la mesure de l'intensité du piratage de films en ligne (garantie d'anonymat, questions indirectes) limitent très largement cet effet. De plus, même si cet effet existait, il renforcerait nos résultats. Si les individus averses au risque avaient plus tendance que les autres à sous-déclarer leur comportement de piratage, le lien négatif entre aversion au risque et piratage s'en trouverait renforcé et notre résultat d'absence de lien plus difficile à établir.

Enfin, nous avons testé que le lien entre attitude face au risque et comportement de piratage n'était pas spécifique à certaines caractéristiques sociodémographiques des étudiants via des variables croisées. Les résultats (disponibles en annexe en ligne) montrent que ni l'âge ni le sexe des individus n'impactent le lien entre attitude face au risque et comportement de piratage²⁴.

Tableau 9 – Résultats des déterminants du piratage de films distinguant le mode de piratage (téléchargement vs. streaming)

Variable dépendante : Piratage	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Attitude vis-à-vis du risque</i>				
Nombre Choix moins risqués	0.00509 (0.0373)	-0.00155 (0.0409)		
Nombre Choix moins risqués × Téléchargement		0.0388 (0.0975)		
Non-averse			0.0117 (0.185)	0.0543 (0.200)
Non-averse × Téléchargement				-0.280 (0.505)
Téléchargement	0.382** (0.186)	0.151 (0.611)	0.381** (0.186)	0.420** (0.199)
<i>Variables de contrôle</i>				
	<i>Oui</i>	<i>Oui</i>	<i>Oui</i>	<i>Oui</i>
cut1	-1.637** (0.791)	-1.671** (0.795)	-1.675** (0.734)	-1.667** (0.734)
cut2	-0.686 (0.786)	-0.720 (0.791)	-0.724 (0.729)	-0.716 (0.729)
cut3	0.00265 (0.787)	-0.0311 (0.792)	-0.0351 (0.731)	-0.0269 (0.731)
Observations	299	299	299	299
Pseudo R ²	0.0665	0.0667	0.0665	0.0669

Notes : Probit ordonné ; Ecart-types entre parenthèses ; * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$; La version complète des régressions est disponible en annexe.

5. Discussion et conclusion

Le but de cet article était d'étudier si l'attitude des internautes vis-à-vis du risque influence leur comportement de piratage de films. Pour cela, nous avons couplé des données individuelles issues d'une mesure expérimentale de la préférence pour le risque et d'une enquête par questionnaire sur l'attitude vis-à-vis du piratage. La mesure expérimentale de l'attitude face au risque repose sur la procédure proposée par Holt et Laury (2002) qui s'appuie sur un système d'incitation réelle et est couramment utilisée en économie expérimentale. Notre analyse se base sur un échantillon de 470 étudiants.

Les résultats de cet article indiquent que la préférence des répondants en matière de risque n'est pas un déterminant de leur intensité de piratage en ligne de contenus cinématographiques : les étudiants les moins avertis au risque ne piratent pas plus de films

²⁴ Il aurait également pu être intéressant de tester si le fait d'avoir reçu un message de la Hadopi modifiait le lien entre attitude face au risque et comportement de piratage. Ce test n'a pas été mené car, dans notre étude transversale, il est impossible de savoir si la réception d'un tel message a modifié ou non le comportement d'un individu. Une étude longitudinale serait nécessaire afin de pouvoir comparer le comportement de piratage avant et après la réception d'un message. Cela nécessiterait de mobiliser un échantillon extrêmement large.

que les autres. De plus, il n'existe pas de différence selon que les pirates soient des « téléchargeurs » ou des « streameurs ». Deux interprétations de ces résultats peuvent être avancées.

D'une part, on pourrait supposer que la mesure de l'attitude face au risque mise en œuvre dans cette étude, basée sur la procédure proposée par Holt et Laury (2002), est inadaptée pour prédire les comportements de piratage en ligne de films. Ainsi, même s'il existe des études où la mesure du risque à la Holt et Laury (2002) s'avère être un déterminant des comportements réels de santé et financiers (voir par exemple Anderson et Mellor, 2008 ; Bernard et Gazel, 2017 ; Lusk et Coble, 2005), ce type de mesures fait l'objet de débat quant à leur capacité à prédire les comportements réels car elles seraient difficiles à comprendre pour les sujets et inadaptées à certains contextes (Eckel, 2019). Pour limiter ces effets, les mesures d'auto-déclaration avec échelle de Likert seraient à privilégier. Pour tester la validité externe de la mesure utilisée dans cet article, une possibilité serait donc d'utiliser une mesure supplémentaire de l'attitude vis-à-vis du risque, telle que celle proposée par Dohmen et al. (2011). Toutefois, les travaux ayant comparé la validité externe de ces mesures par échelle de Likert (*self-reported*) aux mesures expérimentales (Galizzi et al., 2016 ; Falk et al., 2016 ; Lépine et Treibich, 2019 ; Massin et al., 2018) indiquent que, globalement, aucune mesure ne semble dominer l'autre : dans différents contextes (santé et investissement), les mesures par questionnaire ne sont pas plus corrélées aux comportements réels que les mesures avec des tâches incitées. Ces deux types de mesures pourraient donc se valoir en termes de validité externe. Par ailleurs, comme le note Eckel (2019), les mesures expérimentales complexes sont, en terme cognitif, tout à fait adaptées à un échantillon d'étudiants.

Pourquoi alors certains comportements réels sont-ils corrélés à l'attitude vis-à-vis du risque (quelle que soit la mesure utilisée) et d'autres non ? Comme le note Pratt (1964), le comportement optimal de prise de risque dépend de la perception du risque et de l'attitude vis-à-vis de celui-ci. Ainsi un individu peut être averse au risque mais s'engager dans une activité risquée (comme par exemple la pratique du ski) car la perception du risque pour cette activité ne lui semble pas élevée²⁵.

Dans cette perspective, une autre interprétation de l'absence de lien entre l'attitude vis-à-vis du risque et la fréquence de piratage pourrait être que le piratage de films en ligne n'est pas considéré comme une pratique à risque par les internautes (sous l'hypothèse qu'il n'existe pas une corrélation inverse entre l'aversion au risque et la perception du risque de piratage) : la probabilité estimée d'être sanctionnée est faible, ainsi que le type ou le niveau de la sanction. Cette interprétation permet d'éclairer les conclusions de précédents travaux consacrés à l'efficacité de la réponse graduée portée la Hadopi (cf. section 2) et montrant que les menaces monétaires et non-monétaires que font planer sur les internautes cette politique de lutte contre le piratage en ligne semblent assez peu dissuasives, et donc relativement inefficaces.

Notons toutefois que notre étude porte sur un échantillon d'étudiants ; or, comme l'avancent certains observateurs, la réponse graduée pourrait avoir eu un effet sur le « bon père de

²⁵ Par ailleurs, même si la perception par un individu du risque liée à une activité est élevée, il peut exister d'autres dimensions dans l'activité qui prendront le dessus. On peut par exemple penser à l'addiction dans le cas de la consommation de tabac ou d'alcool ou encore à l'image sociale dans le cas du ski.

famille » peu informé de la faible probabilité d'être sanctionné. Pour tester cela de manière robuste, une extension de ce travail serait de répliquer cette expérience sur un échantillon représentatif de la population française²⁶.

Hors du cas spécifique de la Hadopi, nos résultats sont également cohérents avec la littérature académique le plus souvent assez réservée quant à l'efficacité des mesures de politiques publiques mises en place pour lutter contre le piratage (cf. section 2). En revanche, il semble exister une contradiction entre nos résultats et ceux indiquant que le comportement de téléchargement illégal de musique est négativement corrélé avec la perception des risques de pénalités et de virus associés à cette activité (McCorkle et al., 2012 ; Borja et al., 2015 ; Chiou et al., 2005 ; Coyle et al., 2009 ; Nandedkar et Midha, 2012 ; Shanahan et Hyman, 2010). Une explication possible porte sur le contexte dans lequel les enquêtes ont été réalisées. Bon nombre de ces études porte en effet sur des données relativement anciennes, dans un contexte où les campagnes publicitaires anti-piratage et les dispositifs de surveillance et de sanction étaient davantage visibles. Le peu de sanctions prises par les autorités peut avoir réduit la perception du risque associé à cette pratique. De plus, les internautes ont pu mettre en place des stratégies de contournement des risques, par exemple en adoptant des anti-virus ou *ad-blockers* (Hadopi, 2018b). Par ailleurs, les différences de lieu de résidence entre les enquêtés (Etats-Unis, France, ...) peuvent également contribuer à expliquer cette différence.

Si le piratage n'est pas considéré par les internautes comme une activité risquée, et que les politiques publiques fondées sur la menace d'une sanction sont par conséquent relativement peu efficaces, quelles mesures mettre en œuvre pour limiter le piratage ? Dans une perspective beckerienne, des solutions de lutte contre le piratage en ligne de films consisteraient soit à accroître les coûts possibles de cette pratique, soit à diminuer les bénéfices associés au piratage sur les plateformes illégales.

Pour augmenter les coûts, une piste possible serait d'accroître les sanctions associées au piratage de films car, selon la théorie, la décision de commettre un crime dépend de la punition estimée. Cette dernière étant une combinaison de la probabilité estimée d'être détectée et du niveau de la peine encourue pour ce crime, les pouvoirs publics pourraient jouer sur ces deux leviers. D'une part, ils pourraient augmenter la sanction encourue en cas de détection. D'autre part, une autre piste pourrait consister à supprimer la graduation de la sanction et donc imposer des sanctions monétaires dès que l'internaute est identifié comme pirate. En jouant sur la préférence pour le présent des individus, cela permettrait d'augmenter les risques immédiats associés au piratage. Toutefois, la littérature ne semble pas valider ces pistes. Ainsi, l'introduction du Digital Millennium Copyright Act (DMCA) en 1998 aux Etats-Unis a permis, entre autres, de renforcer les sanctions contre les internautes ne respectant pas la législation sur le copyright. Ainsi, plusieurs cas largement médiatisés ont conduit à des sanctions se montant à plusieurs centaines de milliers de dollars pour des internautes reconnus

²⁶ Comme indiqué dans la note de bas de page 16, nous avons également testé nos hypothèses sur un sous-échantillon de non-étudiants non représentatifs. Les résultats sont similaires à ceux obtenus sur l'échantillon d'étudiant.

coupables d'avoir télécharger des œuvres culturelles illégalement²⁷. Or, Orme (2014) a montré que l'impact du DMCA sur les revenus des entrées en salles de cinéma aux Etats-Unis était nul à long terme et avait même pu s'avérer négatif à court terme. Tester l'impact d'une augmentation de sanction en France pourrait être une extension de cet article : avoir été sanctionné monétairement par la Hadopi, ou connaître quelqu'un qui a été sanctionné, permet-il de réduire le comportement de piratage ? Pour répondre à cette question, il faudrait toutefois disposer d'un échantillon de taille très élevé au vu du très faible nombre de sanctions monétaires²⁸.

Pour diminuer les bénéfices associés au piratage numérique de films, il semble nécessaire de réduire les différences entre les offres légales et les offres illégales. D'une part, repenser les délais qui s'écoulent entre la sortie d'un film en salle et sa diffusion sur les autres fenêtres (DVD, VàD, VàDA, télévision, etc.) pourrait permettre aux offres légales de disposer de catalogues de films plus larges et plus récents, à l'instar des offres illégales qui ne respectent pas ces dispositions et ne négocient pas les droits d'exploitation et de reproduction avec les studios. D'autre part, les plateformes légales pourraient réduire le prix d'accès aux films (à l'unité ou par abonnement) car, du point de vue du consommateur, l'un des principaux avantages des offres illégales est de leur offrir un accès gratuit à des films. Toutefois, aucune de ces deux solutions ne doit être idéalisée. La première car la motivation principale des pirates reste la gratuité (Bourreau et al., 2019), la seconde car la rémunération de la filière amont pourrait s'en trouver fragilisée (Godinho de Matos et al., 2018). En terme de politique publique, une autre solution pourrait être envisagée pour lutter contre le piratage de films : la fermeture de sites illégaux. Toutefois, seule une fermeture massive de plateformes illégales de téléchargement direct et de streaming semble pouvoir être efficace (Danaher et al., 2018). Une telle stratégie est d'ailleurs une piste de lutte contre le piratage en ligne qui est actuellement privilégiée en France par le Ministère de la culture et qui pourrait figurer dans la future loi sur l'audiovisuelle²⁹.

²⁷ En 2012, une américaine a ainsi été condamnée à une amende de 220 000 dollars pour avoir téléchargé 24 chansons. Voir : <https://www.rollingstone.com/music/music-news/minnesota-woman-ordered-to-pay-222000-in-music-piracy-case-236366/>

²⁸ 5 339 « constats de négligence caractérisée » ont été recensés sur la période 2010-2016, 1 308 dossiers ont été transmis au Parquet mais seules 72 condamnations ont été prononcées <https://www.lefigaro.fr/secteur/high-tech/2017/01/11/32001-20170111ARTFIG00011-en-sept-annees-d-existence-la-hadopi-a-mene-a-72-condamnations.php>

²⁹ <https://www.numerama.com/politique/365572-le-gouvernement-demande-a-la-hadopi-detablir-une-liste-noire-des-sites-pirates-des-maintenant.html>

Références

- Adermon, A. et C-Y Liang (2014). Piracy and music sales: The effects of an anti-piracy law. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 105: 90-106.
- Aguiar, L. et J. Waldfogel (2018). As streaming reaches flood stage, does it stimulate or depress music sales? *International Journal of Industrial Organization*, 57: 278-307.
- Aguiar, L., Claussen, J. et C. Peukert (2018). Catch Me if You Can: Effectiveness and Consequences of Online Copyright Enforcement. *Information Systems Research*, 29(3): 656-678.
- Anderson, L. R. et J.M. Mellor (2008). Predicting health behaviors with an experimental measure of risk preference. *Journal of Health Economics*, 27(5): 1260-1274.
- Bai, J. et J. Waldfogel (2012). Movie piracy and sales displacement in two samples of Chinese consumers. *Information Economics and Policy*, 24 (3-4): 187-196.
- Becker, A., Dohmen, T. J., Enke, B., Falk, A., Huffman, D., Sunde, U., et al. (2015). *The nature and predictive power of preferences: Global evidence*. Discussion paper, CEPR Discussion Papers
- Becker, G.S. (1968). Crime and Punishment: An Economic Approach. *Journal of Political Economy*, 76(2): 169-217.
- Bellégo, C. et R. De Nijs (2015). The redistributive effect of online piracy on the box office performance of American movies in foreign markets. Document de travail de la Direction des Études et Synthèses Économiques, G 2015/17, INSEE.
- Bernard, A. et M. Gazel (2017). Soutenir un projet de financement participatif : une contribution risquée ? *Revue Economique*, 68(5) : 875-894.
- Berthier, N. 2010. *Les techniques d'enquête en sciences sociales*. 4^{ème} édition. Paris : Armand Colin.
- Borja, K., Dieringer, S. et J. Daw (2015). The effect of music streaming services on music piracy among college students. *Computers in Human Behavior*, 45: 69-76.
- Bounie, D., Bourreau, M. et P. Waelbroeck (2007). Piracy and Demand for Films: Analysis of Piracy Behavior in French Universities. *Review of Economic Research on Copyright Issues*, 3(2): 15-27.
- Bourreau, M., Lumeau, M., Moreau, F. et J. Viotto da Cruz (2019). Recent or Free? An experimental study of the motivations for pirating movies. Mimeo.
- Charness, G. et U. Gneezy (2010). Portfolio choice and risk attitudes: An experiment. *Economic Inquiry*, 48(1):133-146.
- Charness, G., Gneezy, U. et A. Imas (2013). Experimental methods: Eliciting risk preferences. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 87: 43-51.
- Chiou, J., Huang, C. et H. Lee (2005). The antecedents of music piracy attitude and intentions. *Journal of Business Ethics*, 57:161-174.
- CNC (2019). *Bilan 2018*. Disponible sur le site du CNC : https://www.cnc.fr/cinema/etudes-et-rapports/bilans/bilan-2018-du-cnc_987407
- Cox, J. C. et G. W. Harrison, editors (2008). *Risk aversion in experiments*. Emerald Group Publishing, Bingley, UK.
- Cox, J. C., Roberson, B. et V. L. Smith (1982). *Theory and behavior of single object auctions*. Greenwich: JAI Press.
- Coyle, J., Gould, S., Gupta, P. et R. Gupta (2009). “To buy or pirate”: The matrix of music consumers’ acquisition-model decision-making. *Journal of Business Research*, 62: 1031-1037.
- Crosetto, P. et A. Filippin (2013). The bomb risk elicitation task. *Journal of Risk and Uncertainty*, 47(1): 31-65.
- Crosetto, P. et A. Filippin (2016). A theoretical and experimental appraisal of four risk elicitation methods. *Experimental Economics*, 19: 613-641.
- Danaher, B. et M.D. Smith (2014). Gone in 60 Seconds: The Impact of the Megaupload Shutdown on Movie Sales. *International Journal of Industrial Organization*, 33: 1-8.
- Danaher, B., Smith, M.D. et R. Telang (2014). Piracy and Copyright Enforcement Mechanisms, in: J.

- Lerner et S. Stern (eds), *Innovation Policy and the Economy*, Volume 14, University of Chicago Press.
- Danaher, B., Smith, M.D. et R. Telang (2018). The effect of piracy website blocking on consumer behavior, SSRN working paper.
- Darmon, E., Dejean, S. et T. Pénard (2016). La réponse graduée de l'Hadopi a-t-elle eu des effets sur le piratage de musique et de films ? Une étude empirique des pratiques de consommation en ligne. *Revue économique*, 67(2): 181-206.
- Dave, C., Eckel, C., Johnson, A. et C. Rojas (2010). Eliciting risk preferences: When is simple better? *Journal of Risk and Uncertainty*, 41(3): 219–243.
- Davis, M.L. (1988). Time and Punishment: An Intertemporal Model of Crime. *Journal of Political Economy*, 96(21): 383-390.
- De Vany, A. et D. Wall (2007). Estimating the Effects of Movie Piracy on Box-office Revenue. *Review of Industrial Organization*, vol. 30(4): 291–301.
- Dohmen, T., Falk, A., Huffman, D., Sunde, U., Schupp, J., et G. G. Wagner (2011). Individual risk attitudes: Measurement, determinants, and behavioral consequences. *Journal of the European Economic Association*, 9(3): 522–550.
- Eckel, C. (2019). Measuring individual risk preferences. *IZA World of Labor*
- Eckel, C. et P. Grossman (2008). Forecasting risk attitudes: An experimental study using actual and forecast gamble choices. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 68(1): 1–17.
- Falk, A., Becker, A., Dohmen, T. J., Huffman, D. et U. Sunde (2016). The preference survey module: A validated instrument for measuring risk, time, and social preferences. IZA Discussion Paper.
- Falk, A., Becker, A., Dohmen, T., Enke, B., Huffman, D. et U. Sunde (2018). Global Evidence on Economic Preferences. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 133(4): 1645–1692.
- Gächter, S. et E. Fehr (1999). Collective action as a social exchange. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 39: 341-369.
- Galizzi, M., Machado, S. et R. Miniaci (2016). *Temporal stability, cross validity and external validity of risk preference measures*. LSE Research online working paper
- Garapin A., Muller L. et B. Rahali (2015). Does Trust Mean Giving and not Risking? Experimental Evidence from the Trust Game. *Revue d'Economie Politique*, 125: 701-716.
- Gneezy, U. et J. Potters (1997). An experiment on risk taking and evaluation periods. *The Quarterly Journal of Economics*, 112(2): 631–645.
- Godinho de Matos, M., Ferreira, P. et M.D. Smith (2018). The Effect of Subscription Video-on-Demand on Piracy: Evidence from a Household-Level Randomized Experiment. *Management Science*, 64(12), p. 5610-5630.
- Hadopi (2017). Biens culturels et usages d'internet : pratique et perceptions des internautes français – Etude quantitative – *Baromètre des usages*.
- Hadopi (2018a). *Les perceptions et pratiques de consommation des digital natives en matière de biens culturels dématérialisés. Rapport d'étude qualitative*. Hadopi et CSA Research.
- Hadopi (2018b). Baromètre de l'offre légale – Etude quantitative. *6eme vague barométrique*.
- Hennig-Thurau, T., Henning, V. et H. Sattler (2007). Consumer File Sharing of Motion Pictures. *Journal of Marketing*, 71(4): 1-18.
- Holt, C.A. et S.K. Laury (2002). Risk aversion and incentive effects. *American Economic Review*, 92: 16-44.
- Holt, C.A. et S.K. Laury (2005). Risk aversion and incentive effects: New data without order effects. *American Economic Review*, 95(3): 16-44.
- Isaac, R. M. et D. James (2000). Just who are you calling risk averse? *Journal of Risk and Uncertainty*, 20(2): 177–187.
- Kocher, M.G. et S.T. Trautmann (2013). Selection into auctions for risky and ambiguous prospects. *Economic Inquiry*, 51(1): 882-895

- Lauriola, M. et I.P. Levin (2001). Relating individual differences in attitude toward ambiguity to risky choices. *Journal of Behavioral Decision Making*, 14(2): 107-122.
- Lépine, A. et C. Treibich (2019). Risk Preferences and HIV/AIDS: Evidence from Senegalese Female Sex Workers. In *2019 World Congress on Health Economics*. iHEA.
- Lumeau, M., Masclet, D. et T. Pénard (2015). Reputation and social (dis)approval in feedback mechanisms: An experimental study. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 112: 127-140.
- Lusk, J.L. et K.H. Coble (2005). Risk perceptions, risk preference, and acceptance of risky food. *American Journal of Agricultural Economics*, 87(2): 393-405.
- Masclet, D., Noussair, C., Tucker, S. et M.C. Villeval (2003). Monetary and Non-Monetary Punishment in the Voluntary Contributions Mechanism. *American Economic Review*, 93(1): 366-80.
- Massin, S., Nebout, A., et B. Ventelou (2018). Predicting medical practices using various risk attitude measures. *The European Journal of Health Economics*, 19(6): 843-860.
- Mata, R., Frey, R., Richter, D., Schupp, J. et R. Hertwig (2018). Risk Preference: A View from Psychology. *Journal of Economic Perspectives*, 32(2): 155-72.
- McCorkle, D., Reardon, J., Dalenberg, D., Pryor, A. et J. Wicks (2012). Purchase or pirate: A model of consumer intellectual property theft. *Journal of Marketing Theory and Practice*, 20: 73-86.
- McKenzie, J. et D. Walls (2015). File Sharing and Film Revenues: Estimates of Sales Displacement at the Box Office. *B.E. Journal of Economic Analysis and Policy*, 1(1): 25-57.
- McKenzie, J. (2017). Graduated response policies to digital piracy: Do they increase box office revenues of movies. *Information Economics and Policy*, 38: 1-11.
- Nandedkar, A. et V. Midha (2012). It won't happen to me: An assessment of optimism bias in music piracy. *Computers in Human Behavior*, 28: 41-48.
- Orme, T. (2014). The short term and long term effectiveness of anti-piracy laws and enforcement actions. *Journal of Cultural Economics*, 38: 352-368.
- Peukert, C., Claussen, J. et T. Kretschmer (2017). Piracy and box office movies revenues: Evidence from Megaupload. *International Journal of Industrial Organization*, 52: 188-215.
- Pratt, J.W. (1964). Risk Aversion in the Small and in the Large. *Econometrica*, 32: 122-136.
- Rob, R. et J. Waldfogel (2006). Piracy on the high C's: Music downloading, sales displacement, and social welfare in a sample of college students. *Journal of Law and Economics*, 49: 29-62.
- Rob, R. et J. Waldfogel (2007). Piracy on the Silver Screen. *Journal of Industrial Economics*, 55(3): 379-395.
- Shanahan, K. et M. Hyman (2010). Motivators and enablers of SCOURing: A study of online piracy in the US and UK. *Journal of Business Research*, 63: 1095-1102.
- Smith, M. D., et R. Telang (2010). Piracy or Promotion? The Impact of Broadband Internet Penetration on DVD Sales. *Information Economics and Policy*, Special Issue on the Economics of Digital Piracy, vol. 21: 289-98.
- Vieider, F. M., Lefebvre, M., Bouchouicha, R., Chmura, T., Hakimov, R., Krawczyk, M. et P. Martinsson (2015). Common components of risk and uncertainty attitudes across contexts and domains: Evidence from 30 countries. *Journal of the European Economic Association*, 13 (3): 421-452.
- Waldfogel, J. (2010). Music file sharing and sales displacement in the iTunes era. *Information Economics and Policy*, 22(4): 306-314.
- Zentner, A. (2012). Measuring the Impact of File Sharing on the Movie Industry: An Empirical Analysis Using a Panel of Countries. Working Paper, University of Texas at Dallas, Dallas, Texas. (Available from <http://ssrn.com/abstract=1792615>).

Annexe

Tableau A – Description des variables

Variable	Définition
<i>Piratage</i>	fréquence de consommation d'un film piraté que l'individu a « streamé » ou téléchargé = 0 si « jamais » ; = 1 si « moins souvent » ; = 2 si « 1 à 3 fois par mois » ; = 3 si « 1 fois par semaine » ; = 4 si « plusieurs fois par semaine »
<i>Téléchargement</i>	= 1 si le pirate télécharge des films illégalement (directement en P2P) ; = 0 si le pirate a recours au streaming illégal uniquement
<i>Nombre choix moins risqués</i>	variable discrète prenant les valeurs de 0 à 9 indiquant le nombre de choix « moins risqués » dans la procédure de type Holt et Laury
<i>Non-averse</i>	=1 si <i>Nombre choix moins risqués</i> = 0 à 4 ; = 0 sinon
<i>Salles</i>	fréquence de consommation d'un film en salle = 0 si « jamais » ; = 1 si « moins souvent » ; = 2 si « 1 à 3 fois par mois » ; = 3 si « 1 fois par semaine » ; = 4 si « plusieurs fois par semaine »
<i>DVD</i>	fréquence de consommation d'un film en DVD ou Blu-ray = 0 si « jamais » ; = 1 si « moins souvent » ; = 2 si « 1 à 3 fois par mois » ; = 3 si « 1 fois par semaine » ; = 4 si « plusieurs fois par semaine »
<i>Télévision</i>	fréquence de consommation d'un film à la télévision = 0 si « jamais » ; = 1 si « moins souvent » ; = 2 si « 1 à 3 fois par mois » ; = 3 si « 1 fois par semaine » ; = 4 si « plusieurs fois par semaine »
<i>VàD</i>	fréquence de consommation d'un film en VàD avec paiement unitaire = 0 si « jamais » ; = 1 si « moins souvent » ; = 2 si « 1 à 3 fois par mois » ; = 3 si « 1 fois par semaine » ; = 4 si « plusieurs fois par semaine »
<i>VàDA</i>	fréquence de consommation d'un film en VàD par abonnement = 0 si « jamais » ; = 1 si « moins souvent » ; = 2 si « 1 à 3 fois par mois » ; = 3 si « 1 fois par semaine » ; = 4 si « plusieurs fois par semaine »
<i>DAP illimitée</i>	disposition à payer pour une offre mensuelle illimitée de films = 1 si « moins de 5 euros » ; 2 si « de 6 à 15 euros » ; 3 si « de 16 à 30 euros » ; 4 si « de 31 à 50 euros » ; 5 si « plus de 50 euros »
<i>Action</i>	fréquence de consommation de films appartenant au genre « Action, Aventure » = 1 si « jamais », = 2 si « parfois » ; = 3 si « souvent » ; = 4 si « très souvent »
<i>Comédie</i>	fréquence de consommation de films appartenant au genre « Comédie » = 1 si « jamais », = 2 si « parfois » ; = 3 si « souvent » ; = 4 si « très souvent »
<i>Drame</i>	fréquence de consommation de films appartenant au genre « Drame, Comédie dramatique » = 1 si « jamais », = 2 si « parfois » ; = 3 si « souvent » ; = 4 si « très souvent »
<i>Thriller</i>	fréquence de consommation de films appartenant au genre « Thriller, Policier, Espionnage » = 1 si « jamais », = 2 si « parfois » ; = 3 si « souvent » ; = 4 si « très souvent »
<i>Hadopi soi-même</i>	= 1 si le participant a reçu un message d'avertissement de la Hadopi ; = 0 autrement
<i>Hadopi proche</i>	= 1 si un proche du participant a reçu un message d'avertissement de la Hadopi ; = 0 autrement
<i>Femme</i>	= 1 si le participant est une femme ; = 0 si c'est un homme
<i>Age</i>	variable discrète indiquant l'âge des participants (Min = 18, Max = 40)
<i>Economie</i>	= 1 si le participant est inscrit dans un cursus d'économie, gestion ou AES ; = 0 autrement
<i>Autre SHS</i>	= 1 si le participant est inscrit dans un cursus d'une autre discipline relevant des sciences humaines et sociales autre que Economie, Gestion ou AES ; = 0 autrement
<i>Autre discipline</i>	= 1 si le participant est inscrit dans une autre discipline que les deux précédentes ; = 0 autrement
<i>Licence</i>	= 1 si le participant est inscrit en Licence ; = 0 autrement
<i>Master</i>	= 1 si le participant est inscrit en Master ; = 0 autrement
<i>Autre diplôme</i>	= 1 si le participant est inscrit dans un autre diplôme que la Licence ou le Master ; = 0 autrement

Tableau B – Résultats économétriques des déterminants du piratage de films

Variable dépendante : Piratage	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Attitude vis-à-vis du risque</i>				
Nombre Choix moins risqués	-0.00132 (0.0283)	-0.0111 (0.0289)		
Non-averse			-0.115 (0.135)	-0.122 (0.139)
<i>Consommation de film</i>				
Salles		-0.0561 (0.0689)		-0.0610 (0.0691)
DVD-BluRay		-0.0601 (0.0533)		-0.0556 (0.0533)
Télévision		0.0885** (0.0443)		0.0876** (0.0444)
VàD		0.0499 (0.0507)		0.0551 (0.0508)
VàDA		0.0231 (0.0389)		0.0212 (0.0389)
Action		-0.176** (0.0718)		-0.181** (0.0720)
Comédie		-0.0348 (0.0689)		-0.0322 (0.0688)
Drame		-0.0905 (0.0630)		-0.0922 (0.0630)
Thriller		-0.0703 (0.0674)		-0.0696 (0.0674)
Hadopi Soi-même		0.0205 (0.178)		0.0238 (0.177)
Hadopi Proche		0.339*** (0.107)		0.339*** (0.107)
DAP illimitée		-0.380*** (0.0890)		-0.373*** (0.0890)
<i>Caractéristiques socio-démographiques</i>				
Age	-0.00995 (0.0183)	-0.00761 (0.0187)	-0.00982 (0.0182)	-0.00737 (0.0187)
Femme	0.160 (0.102)	0.143 (0.111)	0.160 (0.102)	0.144 (0.111)
Licence	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
Master	-0.0716 (0.117)	-0.0278 (0.121)	-0.0645 (0.117)	-0.0177 (0.122)
Autre diplôme	-0.232 (0.197)	-0.190 (0.200)	-0.219 (0.198)	-0.172 (0.200)
Economie	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
Autre SHS	0.220* (0.122)	0.190 (0.124)	0.218* (0.122)	0.189 (0.124)
Autre discipline	0.0118 (0.124)	0.00201 (0.128)	0.0166 (0.124)	0.0113 (0.127)
cut1	-0.491 (0.448)	-1.812*** (0.625)	-0.494 (0.400)	-1.747*** (0.581)
cut2	-0.181 (0.447)	-1.487** (0.623)	-0.184 (0.399)	-1.421** (0.580)
cut3	0.318 (0.447)	-0.958 (0.621)	0.316 (0.399)	-0.891 (0.578)
cut4	0.798* (0.448)	-0.442 (0.622)	0.795** (0.401)	-0.377 (0.579)
Observations	470	470	470	470
Pseudo R ²	0,0058	0,0385	0,0063	0,0389

Notes : Probit ordonné ; Ecart-types entre parenthèses ; * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

**Tableau C – Résultats des déterminants du piratage de films distinguant le mode de piratage
(téléchargement vs. streaming)**

Variable dépendante : Piratage	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Attitude vis-à-vis du risque</i>				
Nombre Choix moins risqués	0.00509 (0.0373)	-0.00155 (0.0409)		
Nombre Choix moins risqués × Téléchargement		0.0388 (0.0975)		
Non-averse			0.0117 (0.185)	0.0543 (0.200)
Non-averse × Téléchargement				-0.280 (0.505)
<i>Consommation de film</i>				
Téléchargement	0.382** (0.186)	0.151 (0.611)	0.381** (0.186)	0.420** (0.199)
Salles	-0.0296 (0.0893)	-0.0283 (0.0894)	-0.0293 (0.0894)	-0.0286 (0.0895)
DVD-BluRay	0.0474 (0.0670)	0.0479 (0.0671)	0.0465 (0.0669)	0.0487 (0.0671)
Télévision	0.137** (0.0553)	0.138** (0.0554)	0.137** (0.0553)	0.137** (0.0553)
VàD	0.131** (0.0650)	0.130** (0.0651)	0.130** (0.0648)	0.129** (0.0649)
<i>Suite du Tableau 10</i>				
VàDA	0.0590 (0.0500)	0.0592 (0.0500)	0.0588 (0.0500)	0.0589 (0.0501)
Action	-0.0786 (0.0897)	-0.0785 (0.0898)	-0.0788 (0.0898)	-0.0796 (0.0899)
Comédie	-0.261*** (0.0855)	-0.259*** (0.0857)	-0.261*** (0.0855)	-0.259*** (0.0857)
Drame	-0.00546 (0.0797)	-0.00450 (0.0798)	-0.00581 (0.0797)	-0.00429 (0.0797)
Thriller	-0.120 (0.0855)	-0.121 (0.0855)	-0.119 (0.0853)	-0.121 (0.0855)
Hadopi Soi-même	0.468** (0.236)	0.460* (0.237)	0.465** (0.236)	0.461* (0.236)
Hadopi Proche	0.0623 (0.133)	0.0660 (0.134)	0.0626 (0.133)	0.0696 (0.134)
DAP illimitée	-0.250** (0.117)	-0.248** (0.117)	-0.252** (0.117)	-0.248** (0.117)
<i>Caractéristiques socio-démographiques</i>				
Age	0.00946 (0.0234)	0.00915 (0.0234)	0.00942 (0.0234)	0.00888 (0.0234)
Femme	0.0260 (0.142)	0.0265 (0.142)	0.0252 (0.142)	0.0278 (0.142)
Licence	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
Master	0.112 (0.152)	0.112 (0.152)	0.109 (0.152)	0.110 (0.152)
Autre diplôme	0.0998 (0.267)	0.107 (0.268)	0.0958 (0.269)	0.0959 (0.269)
Economie	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
Autre SHS	0.0545 (0.156)	0.0547 (0.156)	0.0535 (0.156)	0.0488 (0.156)
Autre discipline	-0.0740 (0.162)	-0.0749 (0.162)	-0.0768 (0.162)	-0.0787 (0.162)

cut1	-1.637** (0.791)	-1.671** (0.795)	-1.675** (0.734)	-1.667** (0.734)
cut2	-0.686 (0.786)	-0.720 (0.791)	-0.724 (0.729)	-0.716 (0.729)
cut3	0.00265 (0.787)	-0.0311 (0.792)	-0.0351 (0.731)	-0.0269 (0.731)
Observations	299	299	299	299
Pseudo R ²	0.0665	0.0667	0.0665	0.0669

*Notes : Probit ordonné ; Ecart-types entre parenthèses ; * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$*