

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

ÉVALUATION DU TRAVAIL NON DECLARÉ AU QUÉBEC

MÉMOIRE
PRÉSENTÉ
COMME EXIGENCE PARTIELLE DE
MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR
ZACHARIE BLANC

OCTOBRE 2025

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL
Service des bibliothèques

Avertissement

La diffusion de ce mémoire se fait dans le respect des droits de son auteur, qui a signé le formulaire *Autorisation de reproduire et de diffuser un travail de recherche de cycles supérieurs* (SDU-522 – Rév.12-2023). Cette autorisation stipule que «conformément à l'article 11 du Règlement no 8 des études de cycles supérieurs, [l'auteur] concède à l'Université du Québec à Montréal une licence non exclusive d'utilisation et de publication de la totalité ou d'une partie importante de [son] travail de recherche pour des fins pédagogiques et non commerciales. Plus précisément, [l'auteur] autorise l'Université du Québec à Montréal à reproduire, diffuser, prêter, distribuer ou vendre des copies de [son] travail de recherche à des fins non commerciales sur quelque support que ce soit, y compris l'Internet. Cette licence et cette autorisation n'entraînent pas une renonciation de [la] part [de l'auteur] à [ses] droits moraux ni à [ses] droits de propriété intellectuelle. Sauf entente contraire, [l'auteur] conserve la liberté de diffuser et de commercialiser ou non ce travail dont [il] possède un exemplaire.»

REMERCIEMENTS

Je souhaite avant tout remercier mes directeurs de recherche — Marie-Louise LEROUX et Andrei MUNTEANU — pour l’accompagnement soutenu qu’ils m’ont offert tout au long de la réalisation de ce mémoire. Leur disponibilité, leur patience, leur support financier, leurs précieux conseils et leurs encouragements sont des facteurs essentiels qui m’ont permis de relever ce défi.

Je tiens également à remercier le Groupe de Recherche en Capital Humain (GRCH) pour leur support financier, et en particulier les professeurs Marie CONNOLLY, Raquel FONSECA et Nicolas LAWSON pour leurs commentaires et suggestions fournis lors des séances de présentation et des réunions hebdomadaires du GRCH, lesquels ont grandement contribué à enrichir ce travail. Un remerciement spécial à Loïc COURTEMANCHE — analyste au CIQSS de l’UQAM — pour toutes les échanges que nous avons eues lors de mes séances de travail au sein du laboratoire du CIQSS de l’UQAM.

Un grand merci à ma famille, et plus particulièrement mes deux grands frères Othale BLANC et Sadrac BLANC, pour le soutien inconditionnel qu’ils m’ont apporté tout au long de mes études. Sans cet appui constant, je n’aurais jamais pu réaliser ce travail.

DÉDICACE

*À ma chère maman Adrienne DAVID,
partie trop tôt, mais dont l'amour et le
courage restent à jamais gravés
dans mon cœur ...*

AVANT-PROPOS

Les analyses contenues dans ce mémoire ont été réalisées au Centre interuniversitaire québécois de statistiques sociales (CIQSS), membre du Réseau canadien des centres de données de recherche (RCCDR). Les activités du CIQSS sont rendues possibles grâce à l'appui financier du Conseil de recherche en sciences humaines (CRSH), des Instituts de recherche en santé du Canada (IRSC), de la Fondation canadienne pour l'innovation (FCI), de Statistique Canada, du Fonds de recherche du Québec - Société et culture (FRQSC), du Fonds de recherche du Québec – Santé (FRQS) ainsi que de l'ensemble des universités québécoises qui participent à leur financement. Les idées exprimées dans ce mémoire sont celles de l'auteur et non celles des partenaires financiers.

RÉSUMÉ

Dans ce mémoire, nous proposons d'évaluer l'ampleur des revenus non déclarés par les travailleurs autonomes au Québec. Nous mettons en œuvre une approche microéconomique fondée sur les dépenses de consommation des ménages développée par Pissarides et Weber (1989) sous la forme d'une équation unique de demande en biens alimentaires, et transformée plus tard en un système de demande complet par Lyssiotou *et al.* (2004). Nous avons utilisé les données tirées de l'Enquête sur les Dépenses de Ménages (EDM) collectées par Statistique Canada au cours de la période 2010 - 2019. En utilisant l'approche proposée par Pissarides et Weber (1989), nous avons trouvé que les travailleurs autonomes auraient sous-déclaré entre 17 % à 22 % de leurs revenus réels au cours de la période considérée. Aussi, nous avons essayé d'estimer l'ampleur des revenus non déclarés par l'approche du système de demande complet afin de comparer avec des estimations proposées par Fortin *et al.* (2010), ayant utilisé cette même approche à partir des données de 1997 à 2002. Bien que les résultats obtenus concordent avec ceux de Fortin *et al.* (2010), ils atteignent des valeurs anormalement élevées, peu plausibles au regard de la réalité économique. Par conséquent, nous n'avons pas pu tirer des conclusions économiquement valides se basant sur les estimations de ce second modèle.

Mots clés : Évasion fiscale, revenu déclaré, dépenses de consommation, travailleurs autonomes

TABLE DES MATIÈRES

REMERCIEMENTS	ii
DÉDICACE	iii
AVANT-PROPOS	iv
RÉSUMÉ	v
LISTE DES TABLEAUX	viii
INTRODUCTION	1
CHAPITRE I LE TRAVAIL NON DÉCLARÉ : SES PRINCIPAUX DÉTERMINANTS ET MÉTHODES D'ESTIMATION	6
1.1 Les principaux déterminants du travail non déclaré	6
1.1.1 Taux d'imposition, pénalités et audits	6
1.1.2 Partage d'informations entre les autorités et les entreprises	8
1.1.3 Perception erronée des contribuables sur la probabilité d'audit appliquée par les autorités	9
1.1.4 Perception des contribuables à l'égard des institutions publiques	9
1.1.5 Normes sociales	10
1.2 Méthodes d'estimation	11
1.2.1 Les méthodes macroéconomiques	11
1.2.2 Les méthodes microéconomiques	15
CHAPITRE II DONNÉES ET STATISTIQUES DESCRIPTIVES	20
CHAPITRE III MÉTHODOLOGIE	29
3.1 Tests empiriques visant à détecter la présence de revenus non déclarés chez les travailleurs autonomes	30
3.2 Estimation de l'ampleur des revenus non déclarés	32

3.2.1	Approche de Pissarides et Weber (1989)	33
3.2.2	Approche par le système de demande complet	36
CHAPITRE IV RÉSULTATS		40
4.1	Résultats des tests empiriques visant à détecter la présence de revenus non déclarés chez les travailleurs autonomes . . .	40
4.2	Résultats d'estimation de l'ampleur des revenus non déclarés selon l'approche de Pissarides et Weber (1989)	44
4.2.1	Résultats principaux	44
4.2.2	Tests de robustesse	47
4.3	Résultats de l'ampleur des revenus non déclarés selon l'ap- proche de Lyssiotou <i>et al.</i> (2004)	53
APPENDICE A		61
APPENDICE B		62

LISTE DES TABLEAUX

Tableau	Page
2.1 Composition de l'échantillon	23
2.2 Revenu moyen des ménages et proportion de revenu consacrée aux dépenses courantes et totales	25
2.3 Composition des dépenses en proportion des revenus des ménages	26
2.4 Caractéristiques socio-économiques et démographiques des ménages	27
4.1 Écarts de dépenses et de revenus entre les travailleurs autonomes et les non autonomes	41
4.2 Écarts de dépenses entre les travailleurs autonomes et les non au- tonomes	42
4.3 Estimation de l'impact de la part relative des revenus autonomes dans les revenus totaux sur les dépenses des ménages	43
4.4 Estimation de la fonction de demande en biens alimentaires	47
4.5 Estimation de la fonction de demande non linéaire en biens alimen- taires	49
4.6 Estimations d'autres fonctions de demande autres que les biens alimentaires	51
4.7 Estimation du système de demande complet	55
4.8 Estimation du degré de sous-déclaration de revenus des ménages .	56
A.1 Estimation de la fonction de demande en biens alimentaires	61
B.1 Estimation du système de demande complet	62

INTRODUCTION

Au cours des trois dernières décennies, l’ampleur de l’évasion fiscale a suscité l’intérêt croissant tant de la part des décideurs publics que des chercheurs (Alstadsæter *et al.*, 2019). Les premiers s’y intéressent pour ses effets néfastes sur les finances publiques, tandis que les seconds – en particulier ceux qui analysent les dynamiques des inégalités, comme Gabriel Zucman, Thomas Piketty ou Emmanuel Saez –, en préoccupent pour son rôle majeur dans l’accroissement des inégalités économiques et sociales.

L’évasion fiscale¹ se manifeste sous de différentes formes, parmi lesquelles figurent les revenus non déclarés par les travailleurs autonomes. Cette dernière a fait l’objet de nombreuses recherches dans la littérature, notamment celles de Engström et Holmlund (2009), Kleven *et al.* (2011), Hurst *et al.* (2014), qui ont souvent mis l’accent sur le fait qu’elle est principalement due par l’absence de déclaration par des tiers, à l’inverse des revenus d’emploi, des dividendes ou encore des prestations. Bien que les chercheurs s’accordent sur la présence du phénomène, des divergences substantielles persistent quant à son ampleur ainsi qu’à la méthodologie d’estimation appropriée. Car, par définition, l’évasion fiscale est difficile à évaluer, en raison du manque de données fiables sur ces activités. Les personnes

1. En finances publiques, la notion d’évasion fiscale est souvent confondue avec celle de l’évitement fiscal. Bien que les deux pratiques visent essentiellement le même objectif, la première est de nature illégale alors que la seconde est légale. L’évasion fiscale consiste à rapporter partiellement ou pas du tout des revenus aux autorités fiscales, alors que l’évitement fiscal tend à utiliser les faiblesses ou des stratégies présentes dans la législation fiscale afin de diminuer le montant de ses redevances fiscales. Dans le cadre de ce mémoire, notre analyse portera uniquement sur l’évasion fiscale, en particulier celle réalisée par les travailleurs autonomes.

impliquées font tout pour échapper au contrôle des autorités publiques, ce qui rend difficile la collecte de données à leur sujet.

La présence de l'évasion fiscale soulève des enjeux importants pour l'ensemble des acteurs socio-économiques, qu'il s'agisse des gouvernements, des entreprises ou des citoyens. En effet, elle entraîne une perte substantielle de revenus pour les gouvernements, destinés à financer les services publics, tels que la santé, la sécurité, l'éducation et les infrastructures. Elle introduit également des biais significatifs dans les données nationales, en particulier sur les indicateurs économiques, tels que le taux de chômage, le Produit Intérieur Brut (PIB) et le coefficient de Gini, ce qui peut mener à l'adoption de politiques publiques inadaptées à la réalité. De plus, elle entraîne des coûts additionnels pour les administrations publiques, qui doivent consacrer des ressources humaines, matérielles et financières afin de réduire sa présence ou ses effets sur la société. Cela se fait au détriment d'autres services publics plus essentiels pour les citoyens (Slemrod, 2019).

Au-delà de ces répercussions, l'évasion fiscale génère de l'injustice fiscale. Elle permet à des contribuables de se soustraire à leur obligation fiscale, alors qu'ils bénéficient des mêmes services publics que ceux qui supportent disproportionnellement la charge fiscale. Ainsi, cette pratique contribue à amplifier les inégalités dans la société en rendant moins progressif l'application du régime fiscal, comme le soulignent Saez et Zucman (2019) et Alstadsæter *et al.* (2019). Enfin, l'évasion fiscale peut instaurer un cercle vicieux dans l'économie. Par le fait d'être privé d'une partie de ses recettes fiscales, l'État se voit contraint soit à réduire les services publics offerts, soit à augmenter les taux d'imposition. Cette seconde option, loin de résoudre le problème, l'aggrave : non seulement elle accentue les inégalités par l'alourdissement de la charge fiscale sur les contribuables honnêtes, mais elle risque également de réduire les recettes fiscales, car au delà d'un certain seuil, l'impôt peut décourager l'activité économique, diminuer la consommation,

et paradoxalement inciter les contribuables à recourir davantage à l'évasion fiscale (la courbe de Laffer).

Malgré sa complexité, les chercheurs ont quand même proposé diverses méthodologies afin de pouvoir estimer le phénomène. Certaines utilisent des données macroéconomiques, telles que les agrégats économiques, tandis que d'autres se servent de données microéconomiques, comme celles provenant d'enquêtes ou des audits fiscaux. Cependant, l'application de ces différentes méthodes conduit souvent à des résultats divergents, ce qui limite considérablement tant l'interprétation que l'analyse de ces résultats. Par conséquent, l'ampleur réelle du phénomène reste une question ouverte, appelant de nouvelles recherches dans la littérature.

Dans ce mémoire, nous proposons d'évaluer l'ampleur des revenus non déclarés par les travailleurs autonomes au Québec. Pour atteindre cet objectif, nous considérons une approche microéconomique basée sur les dépenses de consommation des ménages, initialement développée par Pissarides et Weber (1989) sous la forme d'une équation de demande unique, puis étendue par Lyssiotou *et al.* (2004) en un système de demande complet. Cette approche met l'accent sur deux hypothèses essentielles. Premièrement, on présume que tous les ménages déclarent l'ensemble de leurs dépenses de consommation et, deuxièmement, que seuls les non autonomes déclarent entièrement leurs revenus. L'idée principale est de comparer les dépenses par les travailleurs autonomes et les non autonomes en fonction de leurs revenus déclarés, tout en contrôlant pour les différences relatives aux caractéristiques socio-économiques et démographiques. Ainsi, si les travailleurs autonomes sous-déclarent réellement leurs revenus, les données devraient montrer alors un excédent de consommation dans leurs dépenses réalisées. L'excédent de consommation trouvé constitue l'indicateur clé qui nous permettra d'évaluer l'ampleur des revenus non déclarés.

Plusieurs chercheurs ont déjà utilisé cette méthode dans la littérature pour évaluer la taille des revenus non déclarés dans diverses économies. La plupart d’entre eux ont opté pour l’approche proposée par Pissarides et Weber (1989). Parmi ceux-ci, Schuetze (2002) a indiqué que les travailleurs autonomes au Canada sous-déclarent entre 11 % à 23 % de leurs revenus réels entre 1969 et 1992. Hurst *et al.* (2014) ont obtenu un intervalle de 25 % à 35 % pour les États-Unis entre 1980, puis Engström et Hagen (2017) ont trouvé une valeur autour de 30 % pour la Suède en 2000. Au Québec, à notre connaissance, aucune étude n’a encore utilisé cette approche. En revanche, Fortin *et al.* (2010) ont fourni une estimation utilisant l’approche du système de demande complet. Ils trouvent que la proportion de revenus sous-déclarés en fonction du PIB au Québec varie de 4,7 % en 1997 à 5,6 % en 2002.

Dans le cadre de notre mémoire, nous proposons d’abord d’estimer l’ampleur des revenus non déclarés à l’aide de l’approche de Pissarides et Weber (1989), et ensuite, afin de comparer nos résultats avec ceux de Fortin *et al.* (2010), nous utilisons également l’approche du système de demande complet. Pour appliquer ces modèles, nous utiliserons les données tirées de l’Enquête sur les Dépenses de Ménages (EDM) (en anglais : « Survey of Household Spending (SHS) ») collectées par Statistique Canada s’étendant sur la période de 2010 à 2019.

Notre recherche contribuera à enrichir la littérature sur l’évasion fiscale. Tout d’abord, nous utilisons une nouvelle base de données pour appliquer l’approche développée par Pissarides et Weber (1989). Ensuite, nous répliquons l’estimation réalisée par Fortin *et al.* (2010), se basant sur l’approche du système de demande complet, mais avec des données plus récentes.

La suite de ce mémoire est organisée comme suit. La prochaine section présente la littérature économique existante relative au travail non déclaré. La Section

2 est consacrée à la présentation des données et des statistiques descriptives. La Section 3 présente la méthodologie utilisée pour estimer la taille des revenus non déclarés. La Section 4 présente les résultats de notre estimation. La Section 5 conclut le travail, et énonce des pistes pour de futures recherches.

CHAPITRE I

LE TRAVAIL NON DÉCLARÉ : SES PRINCIPAUX DÉTERMINANTS ET MÉTHODES D'ESTIMATION

Dans ce chapitre, nous passons en revue d'une part les différents déterminants du travail non déclaré et d'autre part, les méthodes essentielles proposées dans la littérature afin d'évaluer son ampleur dans l'économie.

1.1 Les principaux déterminants du travail non déclaré

1.1.1 Taux d'imposition, pénalités et audits

La plupart des recherches qui examinent les motivations individuelles concernant l'évasion fiscale ont comme point de départ le modèle économique standard d'Allingham et Sandmo (1972). Selon ce modèle, l'évasion fiscale est considérée comme une décision économique rationnelle où l'individu averse au risque détermine le montant de revenus à déclarer afin de maximiser son utilité espérée, compte tenu de la probabilité d'audit à laquelle il fait face ainsi que du taux de pénalité dans le cas où il serait détecté par les autorités fiscales. En d'autres termes, le choix de l'individu de se conformer ou non à ses obligations fiscales dépend exclusivement de ses considérations pécuniaires. Il compare les bénéfices qu'il retire de l'évasion fiscale et les coûts financiers qu'il peut être amené à payer

en cas de détection par les autorités (Luttmer et Singhal, 2014).

Dans cette étude, Allingham et Sandmo (1972) réalisent une analyse statique comparative pour examiner l'influence de divers facteurs, tels que le taux d'imposition, les pénalités fiscales et la probabilité d'audit, sur le revenu déclaré par les ménages. Ils démontrent que la variation du taux d'imposition entraîne deux effets contradictoires sur le montant du revenu déclaré : un effet de revenu et un effet de substitution. L'effet de revenu indique qu'une hausse du taux d'imposition devrait entraîner une baisse de l'évasion fiscale, alors que l'effet de substitution prévoit exactement l'inverse. Yitzhaki (1974) résout cette ambiguïté en montrant que, si on applique les pénalités sur le montant de l'impôt non payé et non sur le revenu évadé, comme c'est le cas aux États-Unis et en Israël, il n'y a plus d'effet de substitution. Cela aura uniquement un effet de revenu, et entraînera une baisse de l'évasion fiscale. Toutefois, des recherches empiriques ultérieures, menées par Clotfelter (1983) et Crane et Nourzad (1986), contredisent les résultats de Yitzhaki (1974). Ces derniers démontrent qu'une hausse du taux d'imposition entraînera une augmentation du taux d'évasion fiscale.

Ensuite, Allingham et Sandmo (1972) soulignent qu'une hausse du taux de pénalité et de probabilité d'audit a un impact négatif clair sur l'évasion fiscale. Cette prédiction a néanmoins suscité de nombreuses critiques dans la littérature, notamment de la part de Alm *et al.* (1992) et Feld et Frey (2002). Ces critiques sont fondées sur le fait que cette prédiction ne s'accorde pas avec les données empiriques observées. En effet, d'après les données fiscales collectées, surtout dans plusieurs pays développés, les taux de pénalité et de probabilité d'audit sont relativement faibles, tandis que les taux de conformité fiscale sont élevés. Par conséquent, les facteurs dissuasifs énoncés par le modèle d'Allingham et Sandmo (1972) se montrent insuffisants pour expliquer entièrement les motivations individuelles en matière de déclaration fiscale. Autrement dit, ils négligent d'autres facteurs

clés, comme ceux de nature non pécuniaire, susceptibles d’influencer considérablement le choix de l’individu en matière de conformité fiscale. Dans la suite de cette section, nous mettrons l’accent sur quelques-uns d’entre eux.

1.1.2 Partage d’informations entre les autorités et les entreprises

Parmi les facteurs clés abordés dans la littérature pour expliquer l’écart entre la prédiction du modèle Allingham et Sandmo (1972) et la réalité, figure le système de partage d’informations entre les autorités fiscales et les entités qui versent les revenus aux individus, c’est-à-dire les employeurs, les institutions bancaires et les caisses de retraite. Appliqué dans plusieurs pays, ce système réduit considérablement les possibilités d’évasion fiscale, intentionnelle ou non, des contribuables dont les revenus sont déclarés par des organismes tiers. Il permet au gouvernement de connaître précisément le revenu imposable de ces particuliers, bien avant qu’ils soumettent leur déclaration fiscale. La plupart du temps, ces organismes prélèvent eux-mêmes les impôts sur les revenus de ces contribuables avant de les transférer ultérieurement aux autorités fiscales.

Ce phénomène a été examiné empiriquement dans les recherches menées par Kleven *et al.* (2011) et Slemrod et Weber (2012). L’étude de Kleven *et al.* (2011), portant sur 40 000 déclarations fiscales au Danemark, montre que la probabilité d’audit n’est pas identique pour toutes les catégories de revenu, contrairement à ce que considèrent Allingham et Sandmo (1972). Elle varie plutôt en fonction de la nature du revenu, c’est-à-dire, elle est proche de 1 pour les revenus déclarés par des tiers, et est proche de 0 pour les revenus autonomes. En analysant les données issues des déclarations fiscales, ils obtiennent un taux d’évasion fiscale très faible pour les revenus soumis à la déclaration par des tiers, mais substantiel pour les revenus autonomes. De plus, leur étude montre également que les travailleurs

autonomes ayant parallèlement des revenus non autonomes ont tendance à déclarer l'intégralité de ces derniers, mais sous-déclarent leurs revenus autonomes. Il en va de même pour les non autonomes qui gagnent parallèlement une partie de revenus autonomes. Ces résultats suggèrent que la conformité fiscale n'est pas uniquement motivée par la volonté de l'individu à collaborer avec les autorités, mais aussi par son incapacité à contourner les contraintes administratives qui sont en place.

1.1.3 Perception erronée des contribuables sur la probabilité d'audit appliquée par les autorités

Les études menées par Alm *et al.* (1992) et Scholz et Pinney (1995) montrent qu'une perception erronée, par les contribuables, du taux de probabilité d'audit appliqué par les autorités fiscales peut entraîner une hausse du niveau de conformité fiscale. En général, les autorités ne divulguent pas les informations détaillées sur leurs stratégies de contrôle. Cela amène souvent les contribuables à surestimer la probabilité de détection réelle mise en place par l'administration fiscale. Ainsi, pour éviter d'être pris par les autorités et payer les pénalités, ils préfèrent d'augmenter leur niveau de conformité fiscale.

1.1.4 Perception des contribuables à l'égard des institutions publiques

Le degré de confiance des contribuables à l'égard des autorités publiques et le niveau de satisfaction concernant les services publics offerts peuvent jouer aussi un rôle déterminant dans la décision de conformité fiscale. Pour certains individus, payer ses impôts est considéré comme la contrepartie d'un contrat social implicite avec l'État, selon lequel l'État s'engage à fournir des services en échange des impôts collectés. Ainsi, si les contribuables se sentent satisfaits des services publics reçus, ils seront plus favorables à payer leurs contributions fiscales. De même, s'ils sont insatisfaits de ce qu'ils ont reçu, ils seront plus enclins à recourir à l'évasion fiscale.

Cowell et Gordon (1988) sont les pionniers à tester la validité d’une telle hypothèse, en proposant de modifier le modèle de base d’Allingham et Sandmo (1972) pour introduire les services publics parmi les variables de décisions du modèle. Plus tard, Alm *et al.* (1992) ont mené une expérience au laboratoire démontrant que certains individus, lorsqu’ils sont satisfaits des services publics, s’accordent pour payer leurs obligations fiscales, même quand ils ont la possibilité de sous-déclarer leurs revenus, (i.e. en absence des facteurs dissuasifs externe comme l’audit et les pénalités). Pommerehne et Weck-Hannemann (1996), pour leur part, trouvent que plus les citoyens peuvent participer dans la gestion des affaires publiques (i.e. exercer leurs droits politiques et de contrôle sur les actions des autorités), plus que les citoyens sont davantage prêts à collaborer avec les pouvoirs publics en payant honnêtement leurs impôts. À l’inverse, lorsque les droits sont limités, ils sont moins favorables à collaborer avec les autorités.

1.1.5 Normes sociales

Des études récentes montrent aussi comment les normes sociales peuvent influencer sur le comportement des contribuables. Par définition, les normes sociales correspondent à *«un ensemble de règles et de principes qui sont compris par tous les membres d’un groupe, qui guident et/ou contraignent le comportement social sans avoir besoin de recourir à la force des lois. Elles émergent de l’interaction avec les autres ; elles peuvent ne pas être énoncées explicitement, et les sanctions éventuelles en cas de déviations par rapport à ces normes proviennent des réseaux sociaux, et non du système juridique»* (Cialdini et Trost, 1998).

Plusieurs études ont mis en évidence comment ces dernières arrivent à influencer les décisions individuelles. Spicer et Becker (1980) et Besley *et al.* (2023) mettent l’accent sur les perceptions des contribuables concernant l’équité du sys-

tème fiscal, c'est-à-dire la manière dont la charge fiscale est répartie entre les membres de la communauté. Ensuite, Alm *et al.* (2017) soulignent l'influence exercée par les personnes appartenant à l'entourage proche du contribuable sur ses décisions fiscales. En effet, l'individu constatant que la majorité des membres de son groupe de référence s'acquittent régulièrement de ses obligations fiscales, serait plus enclin à adopter un tel comportement. Il serait de même si l'inverse se produit. Enfin, Alm et Torgler (2006), Luttmer et Singhal (2014) se penchent sur le rôle de la culture dans les décisions du contribuable. Ils montrent qu'un individu appartenant à un milieu où la conformité fiscale s'érige comme une norme appliquée par tous, notamment les parents et les grands-parents, est plus favorable à respecter ses obligations fiscales. Dans ce cas, la conformité fiscale devient un facteur intergénérationnel intégré dans les valeurs propres du contribuable.

1.2 Méthodes d'estimation

Les méthodes proposées dans la littérature pour mesurer l'ampleur des revenus non déclarés peuvent être catégorisées en deux groupes : 1) des approches macroéconomiques qui se servent principalement des indicateurs macroéconomiques, et 2) des approches microéconomiques qui exploitent les données individuelles, notamment celles tirées des enquêtes de terrain, des déclarations fiscales déposées par les ménages et aussi à partir des audits menés par l'administration fiscale.

1.2.1 Les méthodes macroéconomiques

L'approche par les comptes nationaux

Cette approche met l'accent sur les données de la comptabilité nationale pour estimer l'ampleur des revenus non déclarés. Elle part du principe que le Produit Intérieur Brut (PIB) peut être calculé en utilisant au moins les deux ap-

proches suivantes : 1) approche selon les dépenses et 2) approche selon les revenus. Aussi, elle suppose que les estimations découlant de l'application de ces deux approches devraient être similaires. Donc, tout écart constaté entre les estimations obtenues de ces deux approches peut être attribué à la portion des revenus non déclarés dans l'économie. Cette méthode est régulièrement employée par les analystes de Statistique Canada. Ainsi, elle permet à Gervais (1994) d'estimer à 2,8 % la portion de revenus non déclarés en fonction du PIB pour l'année 1992. Morissette (2014) pour sa part, fournit une estimation de 2,6 % en 1994 et de 2,3 % en 2011. Plus récemment, selon les informations publiées par Statistique Canada, l'économie souterraine en 2021 est estimée à 2.7 % en fonction du PIB.²

Approche selon la masse monétaire en circulation

Initiée par Cagan (1958) et améliorée plus tard par Gutmann (1977) et Tanzi (1980), cette approche repose sur l'hypothèse selon laquelle les transactions ayant rapport avec le travail non déclaré sont réalisées principalement en espèces. Alors, au-delà des déterminants traditionnels de la demande monnaie, toute croissance excessive de demande de liquidités est susceptible d'être interprétée comme un indice d'une hausse du travail non déclaré. Pour appliquer cette approche, il convient de saisir au préalable l'impact de tous ces facteurs traditionnels pouvant expliquer la demande de liquidités des ménages (i.e. la croissance économique, le taux d'intérêt, les habitudes de paiement), et ensuite attribuer la demande résiduelle non expliquée par ces facteurs à la croissance du travail non déclaré. Dans la littérature, Mirus et Smith (1981) et Mirus *et al.* (1994) ont utilisé cette approche pour estimer la taille de l'économie souterraine au Canada respectivement à 14 %

2. Informations consultées en ligne via : <https://www150.statcan.gc.ca/n1/daily-quotidien/230220/cg-b001-fra.htm>. Dernière date de consultation : le 09 mai 2025.

en 1976 et à 21,6 % du PIB en 1990.

Cette approche présente plusieurs limites. Premièrement, il n'est pas très réaliste de considérer que toutes les transactions ayant rapport avec les revenus non déclarés sont réalisées en espèces. De nombreux autres facteurs peuvent aussi influencer la demande de liquidités, sans pour autant qu'ils aient un quelconque rapport avec du travail non déclaré. Deuxièmement, il est nécessaire de considérer une année de base où le taux d'évasion fiscale dans l'économie est égal à 0, ce qui est peu probable dans la réalité.

Approche par les transactions

Développée par Feige (1979), cette approche consiste à considérer le volume des transactions réalisées dans l'économie pour mesurer l'ampleur des revenus non déclarés. Elle est basée sur l'hypothèse que la relation entre le volume des transactions et le PIB officiel reste constante au fil du temps. Pour développer cette méthode, Feige (1979) s'appuie sur l'équation de la théorie quantitative de la monnaie proposée par Irving Fisher³, stipulant que la masse monétaire en circulation (M) multipliée par sa vitesse de circulation (V) est égale au niveau général des prix (P) par le volume des transactions (T), soit $M \times V = P \times T$. Selon Feige (1979), le côté droit de l'équation correspond à l'économie réelle scindée en PIB officiel et PIB non officiel. En remplaçant la somme du PIB officiel et du PIB non officiel dans l'équation de base, on obtient : $M \times V = PIB\ officiel + PIB\ non\ officiel$. Par conséquent, si on détermine les valeurs des variables M , V et le $PIB\ officiel$, il reste tout simplement à déterminer la valeur du PIB non officiel.

3. Irving Fisher (1967, 1947), économiste américain, auteur du célèbre ouvrage «The Theory of Interest, as determined by Impatience to Spend Income and Opportunity to Invest it (New York : Macmillan, 1930)» ; ouvrage dans lequel il a présenté cette théorie.

Cette approche a aussi fait l'objet de critiques. Comme dans l'approche précédente, il est nécessaire de considérer une année de base où le taux d'évasion fiscale est égal à 0. Ensuite, l'estimation du volume des transactions réalisées dans l'économie est sujette à des erreurs de mesure, car on ne peut pas comptabiliser les transactions effectuées en espèces (Schneider, 2005).

Le modèle à indicateurs multiples et causes multiples (MIMIC Model)

Le modèle MIMIC est une approche économétrique qui se range dans la classe des modèles d'équations structurelles. Il se repose sur la théorie des variables latentes proposée par Zellner (1970) et Jöreskog et Goldberger (1975). Pour appliquer cette approche, l'économie souterraine est considérée comme étant la variable latente (non directement observable), qui fait le lien entre un groupe de variables causales observées (i.e les déterminants de l'économie souterraine) avec des variables «indicateurs» (aussi observables), qui sont susceptibles de révéler un changement dans la taille ou la structure de l'économie souterraine. Tedds (2005) a utilisé cette approche pour estimer la taille de l'économie souterraine au Canada respectivement à 7.9 % du PIB en 1971 et à 16 % en 2001.

De manière générale, les méthodes macroéconomiques ont été souvent critiquées parce qu'elles ne sont pas appuyées sur des théories économiques robustes (Schneider, 2005). À cela s'ajoute les résultats d'estimation obtenus qui sont souvent très élevés et divergents, complexifiant ainsi l'analyse et l'interprétation économique. Alors, pour pallier aux limites de ces modèles, d'autres chercheurs ont proposé des approches microéconomiques afin d'estimer avec plus de précision l'ampleur du phénomène.

1.2.2 Les méthodes microéconomiques

Approche basée sur les données issues des audits fiscaux

Cette approche se base principalement sur les données provenant des audits menés par l'administration fiscale sur les déclarations de revenus des contribuables. Elle a été initiée aux États-Unis par l'Internal Revenue Service (IRS) dès 1963 avec le programme «Tax Compliance Measurement Program (TCMP)», qui sert à évaluer l'écart fiscal (Tax Gap) confronté par l'administration fiscale américaine. Cette approche comporte néanmoins plusieurs limites. Premièrement, les déclarations sélectionnées par l'administration fiscale à des fins de contrôle ne résultent généralement pas d'un tirage purement aléatoire. Elles s'appuient le plus souvent sur des critères prédéfinis visant à cibler les contribuables présentant un risque de fraude. Cette méthodologie, bien qu'efficace pour détecter les irrégularités, peut compromettre la représentativité statistique de l'échantillon, limitant ainsi la généralisation des résultats à l'ensemble de la population contribuable. Deuxièmement, elle ne prend pas en compte les personnes qui n'ont pas soumis de déclarations fiscales durant la période considérée. Et troisièmement, l'application de cette approche peut s'avérer économiquement coûteuse, dans la mesure où l'analyse d'un échantillon représentatif de déclarations fiscales requiert des ressources matérielles, financières et humaines substantielles, comme soulignent Schneider et Enste (2000).

Approche basée sur les données issues des enquêtes directes

Les enquêtes directes peuvent être aussi réalisées afin de collecter directement les données auprès de la population. Cette méthode offre la possibilité de mesurer avec plus de précision le phénomène d'une part, et d'étudier d'autres ca-

ractéristiques importantes des ménages qui sous-déclarent leurs revenus, d'autre part. Cependant, parmi ses principaux inconvénients figure le fait qu'elles sont très coûteuses ; car, pour accroître la précision des résultats, il faut augmenter le nombre de personnes présentes dans l'échantillon, et cela aura un effet immédiat sur les coûts engagés. Ensuite, le résultat obtenu est largement tributaire de la volonté des participants de collaborer. Au Québec, Fortin (1996) a réussi à obtenir des informations sur 5000 individus, ce qui lui a permis d'évaluer à environ 3 % en fonction du PIB l'évasion fiscale au sein de l'économie.

Approche basée sur les dépenses de consommation

Initiée par Pissarides et Weber (1989), cette approche consiste à comparer les différences de consommation entre les salariés et les travailleurs autonomes en proportion de leurs revenus déclarés, tout en assurant de contrôler pour les facteurs socio-économiques et démographiques. Elle repose sur deux hypothèses fondamentales. Premièrement, tous les ménages déclarent l'entièreté de leurs dépenses de consommation et deuxièmement, seuls les salariés déclarent entièrement leurs revenus. Ainsi, si les travailleurs autonomes sous-déclarent réellement leurs revenus, les données devraient montrer alors un excédent de consommation dans les dépenses réalisées par ces derniers. L'excédent de consommation constitue l'indicateur clé pour évaluer l'ampleur des revenus non déclarés. Ce modèle estime une courbe d'Engel log-linéaire pour mesurer l'excédent de consommation, où la demande de biens alimentaires est exprimée en fonction du logarithme du revenu déclaré, d'une variable dichotomique du statut d'emploi et des variables socio-économiques et démographiques. Elle a été appliquée par plusieurs chercheurs dans divers pays. Par exemple, Pissarides et Weber (1989) estiment l'ampleur des revenus non déclarés à 30 % du PIB réel en 1982 au Royaume-Uni. Schuetze (2002) trouve une estimation qui varie entre 11 % à 23 % en fonction du PIB pour

le Canada durant la période de 1962 à 1992. Martinez-Lopez (2013) rapporte un taux situant autour de 25 % en Espagne entre 2006 et 2009, tandis que Hurst *et al.* (2014) trouve un taux de 25 % aux États-Unis.

Lyssiotou *et al.* (2004) ont critiqué l'approche de Pissarides et Weber (1989) insistant sur le fait qu'en ignorant l'hétérogénéité des préférences des ménages, on risque d'avoir un biais à la baisse dans l'estimation de l'ampleur de l'évasion fiscale. Ils soulignent que chaque ménage peut décider de sa propre manière d'allouer ces ressources pour l'achat des biens de consommation. Par exemple, certains ménages peuvent choisir d'allouer leurs revenus salariaux à l'achat des biens ordinaires, et leurs revenus autonomes aux biens luxueux. Alors, au lieu de tenir compte d'une équation unique de demande, ils proposent d'estimer un système de demande complet prenant en compte plusieurs rubriques de dépenses (biens alimentaires, transport, vêtements, soins personnels, etc.). Par cette approche, Lyssiotou *et al.* (2004) estiment à 10,6 % du PIB le montant des revenus non déclarés par les travailleurs autonomes au Royaume-Uni. Aussi, Fortin *et al.* (2010) montrent que les revenus non déclarés au Québec varient de 4,6 % en fonction du PIB en 1997 à 5,6 % en 2002.

Dans le cadre de notre mémoire, cette approche est celle que nous avons retenue afin de mesurer l'ampleur des revenus non déclarés au Québec. Nous avons choisi de mettre en œuvre dans un premier temps l'approche présentée par Pissarides et Weber (1989) se basant sur l'estimation d'une équation unique, et dans un second, l'approche du système complet de Lyssiotou *et al.* (2004), estimant le système d'équations. Nous reviendrons de façon plus détaillée sur ces approches dans la section méthodologique.

Extensions et alternatives des modèles basés sur les dépenses

La méthode proposée par Pissarides et Weber (1989) a incité de nombreux chercheurs à développer de nouvelles approches ou à proposer des extensions dans la littérature. Ces approches consistent à retracer les revenus réels des ménages en se basant sur certaines données disponibles sur ces derniers. Par exemple, Feldman et Slemrod (2007), au lieu de considérer le ratio dépenses - revenu, analyse de préférence le ratio dons de bienfaisance - revenu séparément pour chaque catégorie de revenus. Il suppose que ce ratio devrait être identique pour chaque source de revenus (autonomes et non autonomes). Donc, tout écart trouvé entre ces deux ratios est considéré comme une mesure de l'ampleur de la sous-déclaration de revenus. L'avantage de cette approche est qu'elle n'exige pas de données des enquêtes qui sont sujettes à des erreurs de mesure, étant donné que les contribuables fournissent les informations sur leurs dons de bienfaisance au moment de produire leurs déclarations fiscales. En revanche, comme le souligne Slemrod (2019), l'hypothèse selon laquelle le ratio dons de bienfaisance par rapport aux revenus ne varie pas selon la source de revenus est plus forte que l'hypothèse de comparaison du ratio dépenses -revenu utilisée par Pissarides et Weber (1989).

Une autre approche proposée par Artavanis *et al.* (2016) consiste à utiliser les données sur les crédits bancaires octroyés par les banques aux ménages. Le postulat de base de ces derniers consiste à dire que les banques prêtent plus souvent à des contribuables qui sous-déclarent leurs revenus; néanmoins elles prennent en compte leurs revenus réels pour accorder ces prêts. En obtenant des données détaillées sur les demandes et les performances au niveau individuel des produits de crédit accordé aux ménages — prêts à terme, hypothèques — provenant d'une grande banque grecque, ils obtiennent que 43 % à 45 % des revenus des travailleurs autonomes en Grèce ne sont pas déclarés.

Par ailleurs, pour pallier aux problèmes potentiels de spécification pouvant découler des formes fonctionnelles des modèles paramétriques, des méthodes alternatives non paramétriques ont été aussi proposées dans la littérature. Par exemple, Lyssiotou *et al.* (2004) est l'un des pionniers à proposer une méthode de ce type par laquelle le coefficient de sous-déclaration de revenus est mesuré par la distance entre deux fonctions de dépenses non paramétriques : une fonction pour les non autonomes et une autre pour les autonomes. Ensuite, pour mesurer cette distance, le modèle propose de minimiser une fonction de perte, telle que suggérée par Robinson et Pinkse (1995). Par la suite, Tedds (2005) a proposé une autre approche non paramétrique qui évite aussi les restrictions de forme fonctionnelle, et permet à la fonction de déclaration de varier selon les niveaux de revenus ainsi que selon les caractéristiques des ménages.

CHAPITRE II

DONNÉES ET STATISTIQUES DESCRIPTIVES

Afin de mesurer l’ampleur des revenus non déclarés par les travailleurs autonomes, nous utilisons les données tirées de l’Enquête sur les Dépenses des Ménages (EDM) réalisée par Statistique Canada. Menée depuis 1997, l’EDM vise à recueillir principalement les données sur les dépenses de consommation réalisées par les ménages ainsi que leurs équipements électroménagers.⁴ Elle intègre également les données sur les revenus bruts déclarés des ménages, recueillies dans les fichiers d’impôts détenus par l’Agence du revenu du Canada (ARC).⁵

Les données considérées s’étendent sur la période de 2010 à 2019. Nous avons des données pour chacune des années de référence à l’exception de 2018, car au cours de celle-ci, l’enquête n’avait pas eu lieu. Cette période est choisie parce que premièrement, en 2010, la méthodologie de collecte de l’EDM a été modifiée, passant d’un questionnaire unique rempli au moyen d’une entrevue directe, à deux modes de collecte : le questionnaire et un journal de dépenses.⁶ Le ques-

4. Guide de l’utilisateur des données de l’Enquête sur les Dépenses des Ménages consulté en ligne via Statcan, Données consultées en ligne le 10 mai 2025 via https://publications.gc.ca/collections/collection_2021/statcan/62f0026m/62f0026m2021001-fra.pdf

5. Les données sur le revenu que nous avons considéré correspondent au revenu familial brut, c’est-à-dire avant les déductions pour l’impôt.

6. Le journal de dépenses est remis au ménage le jour même de l’entrevue. Un délai de

tionnaire vise principalement à recueillir les dépenses de grandes valeurs et les moins fréquentes, alors que le journal collecte les dépenses de moindres valeurs, plus fréquentes et parfois plus difficiles à se remémorer. Deuxièmement, nous avons écarté la période de la pandémie de Covid-19 de l'analyse, en raison de son impact particulier sur l'emploi et les habitudes de consommation des ménages.

Depuis ce changement de méthodologie, l'EDM publie régulièrement deux fichiers de données : un fichier pour les données du questionnaire et un fichier pour les données du journal. Le fichier du questionnaire comporte les données qui sont collectées exclusivement au moyen du questionnaire, tandis que le fichier du journal combine à la fois les données collectées au moyen du questionnaire et celles du journal des dépenses. Par ailleurs, il convient de souligner que toutes les personnes échantillonnées n'ont pas à la fois rempli le journal et répondu au questionnaire. Premièrement, certains répondants ont délibérément choisi de ne remplir que le questionnaire. Deuxièmement, au cours de certaines années, Statistique Canada a décidé lui-même de réduire à 50 % le nombre de personnes sollicitées pour remplir le journal. Néanmoins, tous ceux ayant accepté de remplir le journal ont également répondu au questionnaire. Pour notre analyse, nous avons retenu uniquement les données du fichier de journal, car il comporte principalement les variables requises pour l'estimation de notre modèle.⁷

Notre échantillon compte en moyenne 820 ménages par année de référence. Afin d'augmenter la taille de l'échantillon pour nos analyses, nous avons regroupé

quinze jours est accordé afin qu'ils le remplissent et le retournent aux agents enquêteurs. Ils doivent insérer toutes les dépenses effectuées durant cette période à l'exception de celles déjà déclarées dans le questionnaire. Pour plus de détails, consulter la documentation via https://www23.statcan.gc.ca/imdb/p2SV_f.pl?Function=getSurvey&Id=1491861.

7. Les données de l'EDM sont de nature confidentielles. Elles sont stockées et gérées par le Centre Inter-universitaire Québécoise des Sciences sociales (CIQSS). Pour y avoir accès, il faut respecter certains critères et suivre un ensemble de procédures. Pour plus de renseignements concernant ces procédures d'accès, voir : <https://www.statcan.gc.ca/fr/microdonnees>.

les données annuelles en une base de données unique, totalisant ainsi un nombre de 7 380 ménages.

Afin de rendre nos séries plus homogènes, comme Pissarides et Weber (1989), et Lyssiotou *et al.* (2004), nous avons restreint notre échantillon aux familles qui sont en couple. De plus, nous avons pris en compte uniquement les ménages ayant des revenus positifs après impôts. Nous avons également écarté les ménages dont la personne de référence et son conjoint sont tous deux âgés de plus de 70 ans. L'objectif poursuivi en adoptant ces critères est de minimiser l'impact de préférences spécifiques à des groupes restreints sur nos résultats, tels que les parents célibataires et les retraités qui sont moins susceptibles de travailler. Nous voulons considérer dans notre échantillon que des gens qui travaillent, et donc sont susceptibles de sous-déclarer leurs revenus. En outre, pour minimiser le biais potentiel causé par des valeurs extrêmes, nous avons écarté les ménages gagnant plus de 700 000 dollars canadiens. Enfin, les ménages dont la part du revenu salarial ou du revenu autonome dans les revenus totaux excède l'unité ont été omis de l'analyse.

À l'instar de Pissarides et Weber (1989), nous définissons un ménage «autonome», si la part du revenu de source autonome représente au moins 25 % du revenu total du ménage. Ce critère permet d'inclure les ménages qui gagnent une part importante de leurs revenus d'une activité autonome, même s'ils ne se déclarent pas comme travailleurs autonomes.

Après avoir appliqué ces restrictions, notre échantillon définitif tombe à 3 415 ménages, dont 223 sont des travailleurs autonomes (soit une proportion de 6,5 % de l'échantillon). Dans le Tableau 2.1, nous présentons les détails sur la composition finale de l'échantillon selon chacune des années de référence.

TABLEAU 2.1 Composition de l'échantillon

Année	Nombre de ménages	Non autonomes (%)	Autonomes (%)
2010	664	92,8	7,2
2011	554	93,6	6,4
2012	276	93,5	6,5
2013	285	92,6	7,4
2014	269	91,4	8,6
2015	335	92,8	7,2
2016	283	92,9	7,1
2017	258	93,4	6,6
2019	501	96,6	3,4
Total	3 415	93,5	6,5

Note : Ce tableau détaille la composition de notre échantillon selon le statut d'emploi des ménages et l'année de référence. Calculs de l'auteur à partir des données tirées de l'EDM (2010 à 2019) collectées par Statistique Canada.

Dans les tableaux ci-dessous, nous présentons les statistiques descriptives de notre échantillon, notamment les différences de revenus, de dépenses et de caractéristiques socio-économiques et démographiques entre les travailleurs autonomes et les non autonomes. Nous avons ajusté l'ensemble des dépenses et des revenus des ménages au prix constant de l'année la plus récente de notre période d'étude, soit 2019.

Le Tableau 2.2 met en évidence les écarts de revenus et de dépenses entre les travailleurs autonomes et les non autonomes. Il ressort notamment que, sur l'ensemble de la période considérée, les ménages autonomes déclarent en moyenne des revenus plus élevés que les non autonomes. L'écart estimé s'élève autour de 3 % en proportion du montant déclaré par les non autonomes. Ensuite, les revenus déclarés par les travailleurs autonomes se caractérisent par une volatilité nettement plus élevée : selon les statistiques, ces derniers sont à peu près 10 fois plus volatiles que ceux des travailleurs non autonomes. Plusieurs facteurs pourraient expliquer cette volatilité plus élevée des revenus autonomes, notamment :

1) la nature des données (i.e. les échantillons changent constamment d'une année à l'autre) ; 2) la nature même des activités autonomes qui sont plus exposés à des chocs transitoires que les revenus non autonomes ; et 3) la sous-déclaration de revenus, puisque les travailleurs autonomes peuvent choisir délibérément le montant de revenus à déclarer aux autorités.

La 2ème et la 3ème colonne du tableau indiquent le niveau de dépenses réalisées par les ménages en pourcentage de leurs revenus déclarés. Selon les résultats, en moyenne, les travailleurs autonomes consacrent 68,1 % de leurs revenus aux dépenses courantes, contre seulement 66,8 % par les travailleurs non autonomes, ce qui résulte un écart de 1,3 point de pourcentage. En ce qui a trait aux dépenses totales, la différence obtenue est encore plus substantielle, se situant autour de 4 point de pourcentage (i.e 92,5 % pour les travailleurs non autonomes contre 96,5 % pour les travailleurs autonomes). Ces résultats suggèrent alors, à revenu égal, que les travailleurs autonomes réalisent en moyenne des dépenses de consommation plus élevées que les travailleurs non autonomes. En outre, l'analyse du tableau permet de constater aussi que durant certaines années de référence (i.e 2011, 2013, 2014, 2026 et 2017), les dépenses totales moyennes déclarées par les non autonomes sont supérieures aux revenus moyens déclarés, ce qui donne des parts de dépenses totales dans le revenu déclaré supérieures à 100 %. Cela sous-entendraient que les travailleurs autonomes auraient consommé plus que la totalité des revenus déclarés, ce qui est peu plausible. Cette dernière statistique peut être expliquée par plusieurs éléments, parmi lesquels un symbole de la présence de sous-déclaration dans les revenus des ménages autonomes. Car, si ces derniers fournissent des informations exactes concernant leurs dépenses, le fait d'obtenir des dépenses plus élevées que leurs revenus courants pourraient traduire par le fait qu'ils détiennent une portion de revenus supplémentaire permettant de réaliser ces dépenses, mais non déclarée aux autorités fiscales.

TABLEAU 2.2 Revenu moyen des ménages et proportion de revenu consacrée aux dépenses courantes et totales

Année	Revenu moyen		Part des Dép. courantes dans le revenu (%)		Part des Dép. totales dans le revenu (%)	
	Non autonomes	Autonomes	Non autonomes	Autonomes	Non autonomes	Autonomes
2010	104 124	114 614	70,7	68,5	95,3	95,5
2011	100 217	75 670	71,3	90,8	95,5	110,7
2012	104 297	122 506	69,7	50,8	94,8	78,5
2013	104 802	102 681	69,6	79,3	93,5	104,5
2014	108 740	113 315	63,8	76,2	89,5	103,2
2015	109 814	117 379	62,6	64,7	89,0	92,2
2016	106 321	125 860	66,8	63,3	92,9	100,4
2017	103 358	93 842	67,8	74,5	92,4	100,1
2019	117 976	132 157	65,1	63,9	91,9	95,1
Total	109 547	113 114	66,8	68,1	92,5	96,5
St. Dév.	(1 186,05)	(11 253,2)				

Notes : Calculs de l'auteur. Source de données : EDM collectée par Statistique Canada. Les données couvrent la période de 2010 à 2019, à l'exception de 2018. Toutes les statistiques sont calculées à l'aide des poids d'échantillonnage et des poids bootstrap. Les valeurs données entre parenthèses indiquent les écarts-types de revenus déclarés par chacune de nos catégories de ménages sur l'ensemble de la période considérée.

Dans le Tableau 2.3, nous présentons des statistiques qui décrivent comment les ménages répartissent leurs dépenses selon les différentes catégories de biens de consommation. Nous présentons des données seulement pour six catégories de dépenses : les biens alimentaires, les boissons alcoolisées et le tabac, les frais de transport, les vêtements, les soins personnels et les loisirs. Comme on peut le remarquer dans le tableau, le transport est la rubrique occupant la part de dépenses la plus élevée dans le budget des ménages (14 % pour les non autonomes et 12 % pour les travailleurs autonomes), tandis que les vêtements est celle qui occupe la part la plus faible (0,9 % pour les non-autonomes et 0,6 % pour les travailleurs autonomes). Les données analysées révèlent aussi que, mise à part des dépenses alimentaires et de transport où l'écart constaté est de 1,5 point de pourcentage

entre les allocations attribuées par chacune des deux catégories de ménages, le poids que représente chaque poste de dépenses dans le budget des ménages est assez proche. Cela suggérerait qu'il n'y a pas une différence substantielle dans les préférences de consommation entre les ménages.

TABLEAU 2.3 Composition des dépenses en proportion des revenus des ménages

Postes de dépenses	Non autonomes (en %)	Autonomes (en %)
Biens alimentaires	10,7	11,3
Alcool et tabac	4,0	4,5
Transport	14,0	12,5
Vêtements	0,9	0,6
Soins personnels	1,9	2,0
Loisirs	4,8	4,7

Note : Calculs de l'auteur. Source de données : EDM collectée par Statistique Canada. Les données couvrent la période de 2010 à 2019, à l'exception de 2018. Toutes les statistiques sont calculées à l'aide des poids d'échantillonnage et des poids bootstrap.

Enfin, le Tableau 2.4 recense les caractéristiques socio-économiques et démographiques spécifiques selon le statut d'emploi du ménage.⁸ Comme on peut le remarquer dans le tableau, la taille des ménages autonomes est un peu plus élevée que celle des non autonomes (3,29 personnes en moyenne pour les autonomes contre 3,09 pour les non autonomes). Ensuite, les ménages autonomes sont plus âgés, qu'il s'agisse des personnes de référence ou encore leurs conjoints. Nous pouvons constater aussi que les personnes non autonomes ont légèrement plus d'enfants âgés entre 0 à 3 ans, entre 4 à 14 ans et entre 14 à 24 ans. Enfin, les données montrent que les travailleurs autonomes atteignent un niveau de scolarité plus élevé que les non autonomes. En effet, pour les trois niveaux de scolarité les plus faibles, la proportion de personnes non autonomes qui y figurent est plus

8. Ce tableau ne reporte que les données pour six catégories de dépenses en biens non durables. Les informations concernant d'autres catégories, telles que les équipements ménagers, les équipements électroniques, les dépenses en biens durables n'y sont pas rapportés. Ceci explique pourquoi les pourcentages dans chaque colonne ne somment pas à 100%.

élevée que celle des autonomes, alors que pour le niveau le plus élevé (détenteur de diplôme universitaire), la proportion de personnes autonomes qui y figure est plus grande que les non autonomes.

TABLEAU 2.4 Caractéristiques socio-économiques et démographiques des ménages

Caractéristiques	Non autonomes (1)	Autonomes (2)	Écart (1 - 2)
Taille moyenne des ménages	3,09	3,29	-0,20
Âge moyen de la pers. de référence	48,31	49,85	-1,54
Âge moyen du conjoint	47,77	49,32	-1,55
Nb. moyen d'enfant âgés de 0-3 ans	0,18	0,18	0,00
Nb. moyen d'enfant âgés de 4-14 ans	0,44	0,57	-0,13
Nb. moyen d'enfant âgés de 15-24 ans	0,38	0,49	-0,11
Nb. moyen de chambres à coucher	3,07	2,97	0,1
% de Pers. de référence de sexe masc.	55 %	52 %	3 %
% de ménages ayant un conj. à temps plein	65 %	73 %	-8 %
% de ménages ayant un conj. à temps partiel	13 %	19 %	- 6 %
% de ménages résidant à Montréal/Québec	57 %	65 %	-8 %
% Être en possession du logement	77 %	74 %	3 %
% Possession d'un véhicule	95 %	96 %	-1 %
% Possession d'un véhicule récréatif	36 %	29 %	7 %
% Possession d'une autre propriété	7 %	11 %	-4 %
% de pers. de référence - Sans diplôme	12 %	8 %	4 %
% de pers. de référence - DES	17 %	15 %	2 %
% de pers. de référence - DEP	37 %	35 %	2 %
% de pers. de référence - Universitaire	33 %	41 %	-7 %
% de conjoint - Sans diplôme	15 %	13 %	2 %
% de conjoint - DES	17 %	13 %	4 %
% de conjoint - DEP	37 %	34 %	3 %
% de conjoint - Universitaire	30 %	41 %	- 11 %

Note : Calculs de l'auteur. Source de données : EDM collectée par Statistique Canada. Les données couvrent la période de 2010 à 2019, à l'exception de 2018. Toutes les statistiques sont calculées à l'aide des poids d'échantillonnage et des poids bootstrap. Les statistiques sont calculées en utilisant les poids d'échantillonnages et les poids bootstrap.

DES : Diplôme d'études secondaires

DEP : Diplôme d'études professionnelles

En définitive, l'analyse statistique réalisée ci-dessus dévoile des faits très re-

marquables dans les données fournies par les ménages. Elle révèle des écarts de consommation entre les travailleurs non autonomes et les travailleurs autonomes. Nous avons trouvé que ces derniers, à revenu égal, sont capables de réaliser plus de dépenses que les non autonomes. De plus, durant certaines années, la part des dépenses totales dans le revenu des ménages autonomes dépasse 100 %, suggérant que les dépenses moyennes déclarées sont supérieures aux revenus déclarés. Parallèlement, les données analysées ne révèlent pas de différences substantielles dans les structures des ménages (i.e en matière de caractéristiques socio-économiques et démographiques) permettant d'expliquer ces différences de consommation. Alors, un facteur susceptible d'expliquer ces faits observés serait la sous déclaration de revenus. Autrement dit, ces derniers auraient détenu une portion de revenus supplémentaire qu'ils utilisent pour réaliser ces dépenses, mais qui n'est déclarée pas aux autorités fiscales. C'est ce que nous allons étudier de manière plus approfondie dans la section suivante.

CHAPITRE III

MÉTHODOLOGIE

Afin de mesurer l'ampleur des revenus non déclarés par les travailleurs autonomes au Québec, nous suivons la méthode basée sur les dépenses de consommation, initialement développée par Pissarides et Weber (1989) (dénotée ci-après PW) sous forme d'une fonction de demande unique, puis transformée par Lyssiotou *et al.* (2004) en un système de demande complet.

Cette méthode basée sur les dépenses de consommation vise à comparer les dépenses de consommation effectuées par les travailleurs autonomes et les non autonomes en fonction de leurs revenus déclarés, tout en contrôlant pour toute différence relative aux caractéristiques socio-économiques et démographiques. Elle repose sur deux hypothèses clés. Premièrement, tous les travailleurs, qu'ils soient non autonomes ou autonomes, déclarent l'entièreté de leurs dépenses de consommation lors des enquêtes sur les dépenses des ménages. Deuxièmement, contrairement aux dépenses, seuls les travailleurs non autonomes déclarent entièrement leurs revenus. Contrairement à la seconde hypothèse qui a souvent été confirmée dans la littérature, il existe peu de moyens statistiques pour vérifier la première. Cependant, il y a lieu de croire que la décision des ménages autonomes de fournir des informations inexactes concernant leurs dépenses devrait être logiquement motivée par un intérêt quelconque. Par exemple, s'ils croient que les autorités fiscales

peuvent utiliser les données fournies au cours de l'enquête pour déterminer s'ils ont sous-déclaré leurs revenus et initient ultérieurement un contrôle fiscal. Or, en ce qui a trait aux données recueillies lors de l'enquête sur les dépenses des ménages menée par Statistique Canada, étant rassurés par les enquêteurs, les participants savent qu'ils ne feront l'objet d'aucune poursuite ultérieure en choisissant de participer à l'enquête, ce qui devrait atténuer le risque d'obtenir des informations inexactes. Par ailleurs, dans le cas où les travailleurs autonomes sous-évalueraient quand même leurs dépenses, l'estimation proposée dans ce mémoire représenterait une borne inférieure de l'ampleur des revenus sous-déclarés par ces derniers.

Avant d'estimer l'ampleur des revenus non déclarés, nous tenons à analyser d'abord empiriquement les écarts entre les dépenses et les revenus des travailleurs autonomes et non autonomes, conditionnels aux caractéristiques socio-économiques et démographiques. Cette analyse, combinée avec l'approche descriptive, nous permet de tester si les données analysées présentent des indices claires de sous-déclaration de revenus chez les travailleurs autonomes.

3.1 Tests empiriques visant à détecter la présence de revenus non déclarés chez les travailleurs autonomes

Notre analyse s'appuie sur les valeurs prédites de dépenses et de revenus estimées pour les deux catégories de travailleurs considérées. Elle sera menée principalement en trois étapes. Premièrement, nous estimons un modèle de dépenses et un modèle de revenu qui dépendent, tous deux, d'une variable dichotomique représentative du statut d'emploi (travailleur autonome = 1, non autonome = 0) et un ensemble de variables de contrôle définissant les caractéristiques socio-

économiques et démographiques des ménages. Ces équations sont les suivantes :⁹

$$\ln C_i = \alpha DSE + \Omega X_i + \epsilon_i \quad (3.1)$$

$$\ln Y_i^d = \gamma DSE + \Phi X_i + \mu_i \quad (3.2)$$

avec $\ln C_i$ qui désigne le logarithme des dépenses du ménage i , $\ln Y_i^d$ le logarithme de ses revenus déclarés, DSE la variable dichotomique pour le statut d'emploi, X_i le vecteur des caractéristiques socio-économiques et démographiques, ϵ_i et μ_i sont les termes d'erreur. Nous ajoutons aussi des effets fixes afin de contrôler pour chacune des années de référence des données de notre échantillon. Les paramètres α et γ permettent de capturer les différences respectives de consommation et de revenus entre les deux catégories de ménages considérées, alors que Ω et Φ prennent en compte les différences relatives aux caractéristiques socio-économiques et démographiques entre ces derniers. Par ailleurs, nous estimons l'équation 3.1 séparément pour trois (3) mesures de dépenses différentes, soient les dépenses totales, les dépenses courantes et les dépenses en biens alimentaires.

Deuxièmement, nous combinons les équations 3.1 et 3.2 pour former une seule équation, c'est-à-dire en considérant le logarithme du revenu déclaré comme une variable explicative aux dépenses de consommation. Celui-ci nous permettra de mesurer les différences de dépenses entre les ménages autonomes et non autonomes lorsque les effets potentiels du revenu sur la demande sont contrôlés. Ainsi, dans cette équation, la propension marginale à consommer est supposée identique pour les deux catégories de ménages, cela suggère qu'il n'y a pas de différences majeures dans les préférences de consommation entre les ménages. Cette équation

9. Étant donné que nos données sont regroupées, nous ne tiendrons pas compte d'un indice de temps dans nos modèles d'estimations.

est définie de la façon suivante :

$$\ln C_i = \beta \ln Y_i^d + \alpha DSE + \Omega X_i + \epsilon_i \quad (3.3)$$

où β représente l'élasticité-revenu de la consommation, α capture la différence de consommation entre les deux groupes de ménages, Ω capture les effets de différences en termes de caractéristiques socio-économiques et démographiques, et enfin, ϵ_i est le terme d'erreur.

Troisièmement, afin d'étudier l'influence relative des revenus autonomes sur les dépenses de consommation, nous spécifions un modèle alternatif dans lequel nous remplaçons dans l'équation 3.3 la variable dichotomique représentative du statut d'emploi par la part des revenus autonomes dans les revenus totaux du ménage. Ce modèle est défini comme suit :

$$\ln C_i = \beta \ln Y_i^d + \sigma y_{ia} + \Omega X_i + \epsilon_i \quad (3.4)$$

où y_{ia} représente la part des revenus autonomes dans les revenus totaux du ménage i . En effet, β mesure l'élasticité-revenu de la consommation, σ capture l'influence relative de la part des revenus autonomes dans les revenus totaux du ménage sur sa consommation, Ω prend en compte les différences socio-économiques et démographiques, et ϵ le terme d'erreur.

3.2 Estimation de l'ampleur des revenus non déclarés

Nous désignons par k_i un paramètre qui mesure le degré de sous-déclaration de revenus du ménage. Nous interprétons k_i comme le facteur par lequel les revenus déclarés doivent être multipliés pour trouver le revenu réel. Cette relation peut

être décrite par l'équation suivante :

$$Y_i^r = k_i Y_i^d \quad \text{avec} \quad k_i \geq 1 \quad (3.5)$$

où k_i désigne le coefficient de sous-déclaration du ménage, Y_i^r le revenu réel du ménage, et Y_i^d le revenu déclaré. Par hypothèse, nous supposons que $k_i = 1$ pour les revenus non autonomes étant donné qu'ils ne sont pas sujets à la sous-déclaration, tandis que $k_i > 1$ pour les revenus autonomes.

L'objectif poursuivi consiste à estimer la valeur du coefficient k_i . Pour ce faire, comme indiqué au début du chapitre, nous mettons en œuvre dans un premier temps, la méthode d'estimation proposée par Pissarides et Weber (1989), estimant une fonction de demande unique en biens alimentaires. Dans un deuxième temps, nous estimons par le système d'équations de demande tel que proposé par Lyssiotou *et al.* (2004).

3.2.1 Approche de Pissarides et Weber (1989)

La méthode PW se repose sur l'estimation d'une fonction unique de dépenses en biens alimentaires. La fonction est une courbe d'Engel log-linéaire qui dépend du revenu déclaré par le ménage, d'une variable dichotomique représentative du statut d'emploi du ménage, et des variables de contrôle socio-économiques et démographiques. Elle est définie comme suit :¹⁰

$$\ln C_i = \theta \ln Y_i^d + \delta DSE + \alpha X_i + \varepsilon_i \quad (3.6)$$

10. Dans le présent travail, nous ne présentons que l'équation de forme réduite du modèle. Pour plus de détails, voir l'article de Pissarides et Weber (1989).

où $\ln C_i$ dénote le logarithme des dépenses en biens alimentaires du ménage i , $\ln Y_i^d$ le logarithme du revenu déclaré par le ménage, DSE une variable dichotomique qui prend la valeur de 1 si le ménage est un travailleur autonome et 0 sinon, X_i le vecteur des caractéristiques socio-économiques et démographiques des ménages, et enfin, ε_i le terme d'erreur. Comme on peut l'observer dans l'équation 3.6, le paramètre θ désigne la propension marginale à consommer des ménages. Elle est supposée identique pour les ménages autonomes et non autonomes. Quant au paramètre δ , il capture la différence de consommation entre les ménages, et le paramètre α , la différence en termes de caractéristiques socio-économiques et démographiques. Pissarides et Weber (1989) précisent que le choix de considérer seulement les dépenses alimentaires se justifie par le fait que ces dernières sont moins sujettes à des erreurs de mesure que les autres postes de dépenses, et par conséquent, peuvent fournir une représentation plus précise de l'ampleur des revenus non déclarés. Par exemple, les dépenses relatives à l'achat des ordinateurs, des téléphones portables ou d'essence peuvent être considérées en même temps comme des dépenses personnelles et pour son activité économique.

Selon Pissarides et Weber (1989), les décisions de consommation des ménages sont influencées par le revenu permanent, plutôt que par le revenu courant (le revenu déclaré). Mais, ne pouvant observer que le revenu courant, ils proposent d'introduire un paramètre additionnel dénoté p_i dans le modèle afin de capturer les différents chocs transitoires qui peuvent influencer le revenu observé.¹¹ Par conséquent, le modèle comporte deux paramètres à estimer : k_i et p_i . Pissarides et Weber (1989) considèrent que k_i et p_i en tant que variables aléatoires qui suivent une distribution log-normale. Selon cette hypothèse, elles peuvent s'écrire sous

11. La relation entre le revenu réel et le revenu permanent est définie ainsi : $Y_i^r = p_i Y_i^p$. Par hypothèse, la moyenne de p_i est supposée identique pour les deux groupes de ménages, mais sa variance (σ_p^2) est plus élevée pour les travailleurs autonomes, reflétant une plus grande volatilité de leurs revenus.

forme de déviation par rapport à leur moyenne, soit :

$$\ln k_i = \mu_k + v_i \quad (3.7)$$

$$\ln p_i = \mu_p + u_i \quad (3.8)$$

où μ_k et μ_p sont les moyennes respectives de k_i et de p_i , et v_i et u_i respectivement les déviations autour de ces moyennes.¹² Selon l'hypothèse de log-normalité, le logarithme de la moyenne de k_i peut être donné par $\ln \bar{k} = \mu_k + \frac{1}{2}\sigma_{kA}^2$, où σ_{kA}^2 désigne la variance des erreurs autour de la moyenne (μ_k) estimée pour les travailleurs autonomes.¹³ De même, le logarithme de la moyenne de p_i peut s'écrire comme : $\ln \bar{p} = \mu_p + \frac{1}{2}\sigma_p^2$, où σ_p^2 désigne la variance des erreurs autour de la moyenne (μ_p).

En utilisant les coefficients estimés $\hat{\theta}$ et $\hat{\delta}$ obtenus à partir de l'équation 3.6 et les variances des paramètres k_i et p_i , Pissarides et Weber (1989) démontrent que le coefficient de sous-déclaration k peut être obtenu en utilisant l'expression suivante :

$$\bar{k} = \exp\left(\frac{\hat{\delta}}{\hat{\theta}} + \frac{1}{2}(\sigma_{kA}^2 - \sigma_{pA}^2 + \sigma_{pNA}^2)\right) \quad (3.9)$$

avec σ_{pA}^2 et σ_{pNA}^2 qui dénotent les variances des erreurs autour de la moyenne (μ_p) respectivement pour les travailleurs autonomes et les non autonomes. Cependant, les données disponibles ne permettent pas d'estimer les variances σ_{kA}^2 , σ_{pA}^2 , et σ_{pNA}^2 . Par conséquent, Pissarides et Weber (1989) indiquent qu'il est plausible de les substituer par la variance résiduelle du revenu de chaque catégorie de ménage. Cette méthode permet d'obtenir, au lieu d'une estimation unique, une borne infé-

12. Par hypothèse, v_i et u_i ont une moyenne nulle et une variance constante.

13. La variance des erreurs σ_{kNA}^2 pour les non autonomes est nulle, car μ_k est une constante et égal à 1.

rieure et une borne supérieure du coefficient de sous-déclaration. Celles-ci peuvent être trouvées en appliquant les expressions suivantes :

$$\bar{k}_1 = \exp\left(\frac{\hat{\delta}}{\hat{\theta}} - \frac{1}{2}(\sigma_{YA}^2 - \sigma_{YNA}^2)\right) \quad (3.10)$$

$$\bar{k}_2 = \exp\left(\frac{\hat{\delta}}{\hat{\theta}} + \frac{1}{2}(\sigma_{YA}^2 - \sigma_{YNA}^2)\right) \quad (3.11)$$

où σ_{YA}^2 et σ_{YNA}^2 dénotent les variances résiduelles du revenu estimées respectivement pour les travailleurs autonomes et les non autonomes.

Pour obtenir ces deux variances, nous estimons l'équation du revenu séparément pour chaque groupe de travailleurs. Comme le revenu déclaré est sujet à des erreurs de mesure, il est traité dans le modèle comme une variable endogène. Pour cela, des variables instrumentales sont nécessaires afin de corriger le problème d'endogénéité, et en même temps estimer l'équation 3.6 par la méthode des doubles moindres carrés ordinaires (2SLS). Donc, l'équation de revenu devient une fonction à la fois des variables socio-économiques et démographiques et de ces variables instrumentales. Elle est définie comme suit :

$$\ln Y_i^d = \alpha X_i + \Phi Z_i + \mu_i \quad (3.12)$$

où Y_i^d dénote le revenu déclaré par le ménage, X_i le vecteur des caractéristiques socio-économiques démographiques, Z_i les variables instrumentales et μ_i un terme d'erreur.

3.2.2 Approche par le système de demande complet

Lyssiotou *et al.* (2004) ont critiqué l'approche PW arguant que l'hypothèse des préférences homogènes et l'utilisation exclusive des dépenses alimentaires peuvent entraîner un biais dans l'estimation des revenus non déclarés. Par

exemple, l'allocation des ressources pour l'achat de biens et services peut varier d'un ménage à l'autre. Certains peuvent choisir d'allouer leurs revenus non autonomes à l'achat des biens ordinaires, et leurs revenus autonomes aux biens luxueux. D'autres pourront encore choisir d'acquérir des biens qui sont facilement associables à des dépenses professionnelles (tels que téléphones, ordinateurs, et véhicules). Au-delà de cette limite, le modèle de PW impose de catégoriser les ménages selon la source principale de leur revenu, ce qui risque d'exclure de l'estimation certains ménages non autonomes dont leurs revenus autonomes représentent une part importante de leurs revenus totaux.

Ainsi, pour tenir compte de ces enjeux, ils proposent d'estimer un système d'équations de demande, capable d'intégrer à la fois plusieurs rubriques de dépenses. La forme réduite de chaque équation de demande s'écrit de la façon suivante :¹⁴

$$w_{ij} = a_j + \beta_j(\ln Y_i^r) + \lambda_j(\ln Y_i^r)^2 \quad (3.13)$$

où w_{ij} désigne la part des dépenses du bien j consacrée par le ménage i dans ses dépenses totales de biens de consommation non durables. Y_i^r représente le revenu réel du ménage. Tout comme dans le modèle PW, Y_i^r est le revenu qu'on cherche à mesurer. Il peut être obtenu en multipliant le revenu déclaré par le coefficient de sous-déclaration k_i .

Les revenus totaux des ménages peuvent provenir de différentes sources, telles que les salaires, les revenus autonomes et les prestations. Si on dénote par un indice m ces différentes sources de revenus des ménages, il est alors possible d'écrire le revenu réel Y_i^r comme la somme de toutes ces m sources de revenus,

14. Nous présentons ici que l'équation de la forme réduite. Pour plus de détails sur les différentes équations, voir l'article de Lyssiotou *et al.* (2004).

soit :

$$Y_i^r = \sum_m k_m Y_{i,m}^d \quad (3.14)$$

avec k_m le coefficient multiplicateur du revenu de source m . Étant donné que les revenus non autonomes – soumis aux déclarations par les tiers – sont entièrement déclarés, leur coefficient k est supposé strictement égal à 1. Par contre, dans le cas des revenus autonomes, il est supposé supérieur à 1.

En substituant Y_i^r par sa valeur dans l'équation 3.13, on obtient la fonction de demande suivante :

$$w_{ij} = a_j + \beta_j (\ln Y_i^d + \ln \sum_{m=s,p,a} k_m y_{i,m}) + \lambda_j (\ln Y_i^d + \ln \sum_{m=s,p,a} k_m y_{i,m})^2 + v_{ij} \quad (3.15)$$

où Y_i^d est le revenu déclaré par le ménage i et $y_{i,m}$ le ratio des revenus d'une source m sur les revenus totaux. Les indices $m = \{s, p, a\}$ correspondent respectivement aux sources du revenu du ménage, c'est-à-dire les revenus salariaux (s), les prestations (p) et les revenus autonomes (a).

Pour s'assurer que le coefficient estimé k_a soit supérieur à 1, nous introduisons un changement de paramètre dans le modèle. Nous supposons que $k_a = (\exp(\gamma) + 1)$. À l'instar de Fortin *et al.* (2010), nous permettons au paramètre γ d'interagir avec une tendance linéaire t prise en niveau et au carré, afin de tenir compte de l'évolution du travail non déclaré dans le temps. Le paramètre γ devient alors une fonction du temps et est donné par l'expression suivante : $\exp(\gamma_1 \times t + \gamma_2 \times t^2) + 1$, où γ_1 et γ_2 sont les deux paramètres à estimer dans le modèle.

Finalement, à l'équation 3.15, un vecteur X_i représentant les caractéristiques sociodémographiques des ménages a été ajouté, ainsi que le ratio des revenus autonomes sur les revenus totaux en niveau, au carré et au cube (soit $\sum_{m=1}^3 \delta(y_{ia})^g$ avec $g = 1, 2, 3$) afin de capter l'effet de l'hétérogénéité des préférences des consommateurs. Le modèle complet à estimer selon cette approche devient alors :

$$w_{ij} = a_j + \alpha_j X_i + \sum_{g=1}^3 \delta_{jg} (y_{ia})^g + \beta_j (\ln Y_i^d + \ln \sum_{m=s,p,a} k_m y_{im}) + \lambda_j (\ln Y_i^d + \ln \sum_{m=s,p,a} k_m y_{im})^2 + v_{ij} \quad (3.16)$$

avec

w_{ij} : la part des dépenses de consommation du bien j effectué par le consommateur,

X_i : le vecteur des caractéristiques socio-economiques et démographiques,

Y_i^d : le revenu déclaré par le ménage,

y_{ia} : la proportion des revenus autonomes dans les revenus totaux du ménage,

v_{ij} : le terme d'erreur.

En résumé, pour déterminer l'ampleur des revenus non déclarés des travailleurs autonomes, nous suivons une méthodologie structurée en deux étapes. Premièrement, nous estimons des modèles de régressions linéaires (équations 3.1 à 3.4) afin de tester la présence des revenus non déclarés dans nos données. Deuxièmement, pour estimer l'ampleur de tels revenus, nous estimons l'équation 3.6 selon l'approche de Pissarides et Weber (1989), en modélisant une fonction de demande en biens alimentaires. Enfin, nous estimons l'équation 3.16 selon l'approche de Lyssiotou *et al.* (2004), qui correspond à un système de demande complet. Les résultats de ces différentes estimations seront discutés dans le prochain chapitre.

CHAPITRE IV

RÉSULTATS

4.1 Résultats des tests empiriques visant à détecter la présence de revenus non déclarés chez les travailleurs autonomes

Dans le Tableau 4.1, nous présentons les résultats d'estimation des équations 3.1 et 3.2 visant respectivement à mesurer l'écart de dépenses et de revenus entre les travailleurs autonomes et les non autonomes, après avoir contrôlé pour les différences relatives aux facteurs socio-économiques et démographiques. Ces équations sont estimées par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO). Chaque régression inclut les variables de contrôles socio-économiques et démographiques suivantes : le nombre de chambres dans la maison, la taille du ménage, l'âge de la personne de référence, le carré de l'âge de la personne de référence, et plusieurs variables dichotomiques qui définissent : le mode d'occupation du logement (si le ménage est propriétaire ou non), le statut matrimonial (marié ou conjoint de fait), le lieu de résidence (si le ménage réside à Montréal ou Québec, ou non), si le ménage a au moins un enfant, un véhicule, un véhicule récréatif, et une autre propriété telle qu'un terrain ou une autre maison. Des effets fixes pour chaque année de référence ont été également ajoutés à chacune des estimations.

Les résultats présentés dans le Tableau 4.1 révèlent une anomalie entre les

dépenses et les revenus déclarés par les travailleurs autonomes. En effet, le paramètre estimé de la variable dichotomique du statut d'emploi est positif pour chacune des mesures de dépenses considérées (i.e les dépenses totales, courantes et alimentaires), mais il est négatif en ce qui a trait aux revenus déclarés. Ces résultats suggèrent donc que les travailleurs autonomes tendent à effectuer en moyenne des dépenses plus élevées que les non autonomes, tandis qu'ils déclarent des revenus inférieurs à ces derniers. Par exemple, en interprétant les paramètres estimés, les travailleurs autonomes sont susceptibles d'effectuer en moyenne 5 % de dépenses supplémentaires en biens courants, alors qu'ils tendent à déclarer 9 % de revenus de moins, toutes choses étant égales par ailleurs. Ainsi, en supposant que les ménages ne diffèrent pas fondamentalement en matière de préférences de consommation, et que les effets des caractéristiques socio-économiques et démographiques sont contrôlés, la sous-déclaration de revenus pourrait constituer une explication plausible à cette anomalie constatée dans les résultats.

TABLEAU 4.1 Écarts de dépenses et de revenus entre les travailleurs autonomes et les non autonomes

	$\ln C_{tot.}$	$\ln C_{cour.}$	$\ln C_{alim.}$	$\ln Y^d$
Statut d'emploi (DSE)	0,034 (0,037)	0,052* (0,030)	0,055 (0,041)	-0,092** (0,0456)
Constante	9,641*** (0,104)	9,553*** (0,095)	8,1083*** (0,134)	9,136*** (0,125)
Observations	3 415	3 415	3 415	3 415
R^2	36,02	31,96	12,97	33,67

Notes : Ce tableau résume les résultats d'estimation des équations 3.1 et 3.2. Chacune des régressions inclut les variables de contrôles socio-économiques et démographiques listées en début de la section 4.1. Calculs réalisés par l'auteur à partir des données de l'EDM (2010-2019). Les écarts-types sont donnés entre parenthèses. p*, p**, p*** indiquent la significativité des coefficients respectivement au seuil 10 %, 5 % et 1 %.

Nous avons ensuite estimé l'équation 3.3 afin de mesurer l'écart de dépenses entre les deux catégories de ménages, en contrôlant cette fois l'effet du revenu

sur la demande, ainsi que les facteurs socio-économiques et démographiques. Les résultats d'estimation de ce modèle sont présentés dans le Tableau 4.2 ci-dessous. Les coefficients estimés associés à la variable dichotomique du statut d'emploi sont tous positifs et significatifs (au seuil de 1%), confirmant que les dépenses de consommation des travailleurs autonomes sont plus élevées que celles des non autonomes, toutes choses étant égales par ailleurs. En effet, selon les résultats, les différences de consommation mesurées pour les trois mesures de dépenses sont relativement similaires, et s'élèvent autour de 9 %. En outre, comme attendu, la propension marginale à consommer obtenue pour les trois mesures de dépenses est aussi positive et statistiquement significative.

TABLEAU 4.2 Écarts de dépenses entre les travailleurs autonomes et les non autonomes

	$\ln C_{\text{totales}}$	$\ln C_{\text{courantes}}$	$\ln C_{\text{alimentaires}}$
Statut d'emploi (DSE)	0,096*** (0,022)	0,089*** (0,025)	.0864** (0,038)
$\ln Revenu$	0,677*** (0,016)	0,410*** (0,015)	0,347*** (0,021)
Constante	9,136*** (0,125)	6,212*** (0,159)	3,457*** (0,173)
Observations	3 415	3 415	3 415
R^2	73,30	50,33	21,62

Notes : Ce tableau résume les résultats d'estimation de l'équation 3.3. Chacune des régressions inclut les variables de contrôles socio-économiques et démographiques mentionnées ci-dessus. Calculs réalisés par l'auteur à partir des données de l'EDM (2010-2019). Les écarts-types sont donnés entre parenthèses. p*, p**, p*** indiquent la significativité des coefficients respectivement au seuil 10 %, 5 % et 1 %.

Enfin, l'estimation de l'équation 3.6 permet d'examiner l'impact relatif de la part des revenus autonomes dans le revenu total du ménage sur les dépenses. Comme le montre le Tableau 4.3, les ménages ont tendance à accroître significativement leurs dépenses lorsque la part relative des revenus autonomes dans le revenu total devient plus élevée. En effet, selon les résultats obtenus, une augmen-

tation de 1 % de l'ampleur des revenus autonomes dans les revenus totaux devrait traduire par une hausse d'environ 0,13 % des dépenses en biens alimentaires, et de 0,20 % en dépenses totales ou courantes, tout en contrôlant les effets du revenu ainsi que les facteurs socio-économiques et démographiques.¹⁵

TABLEAU 4.3 Estimation de l'impact de la part relative des revenus autonomes dans les revenus totaux sur les dépenses des ménages

	$\ln C_{\text{totales}}$	$\ln C_{\text{courantes}}$	$\ln C_{\text{alimentaires}}$
Part du rev. autonome	0,220*** (0,038)	0,204*** (0,044)	0,136** (0,068)
$\ln \text{Revenu}$	0,677*** (0,016)	0,410*** (0,015)	0,347*** (0,021)
Constante	3,466*** (0,172)	6,220*** (0,159)	4,944*** (0,232)
Observations	3 415	3 415	3 415
R^2	73,43	50,48	21,59

Notes : Ce tableau résume les résultats d'estimation des équations 3.1 et 3.2. Chacune des régressions inclut les variables de contrôles socio-économiques et démographiques mentionnées ci-dessus. Calculs réalisés par l'auteur à partir des données de l'EDM (2010-2019). Les écarts-types sont donnés entre parenthèses. p*, p**, p*** indiquent la significativité des coefficients respectivement au seuil 10 %, 5 % et 1 %.

L'analyse des résultats empiriques obtenus ci-dessus met en évidence une incohérence dans les données déclarées par les travailleurs autonomes. En effet, ces derniers affichent, en moyenne, des niveaux de consommation supérieurs à ceux des travailleurs non autonomes, tout en déclarant des revenus inférieurs, et ce, après avoir contrôlé les différences en matière de caractéristiques socio-économiques et démographiques. Se basant sur ces éléments, nous pouvons dire qu'il y a potentiellement de la sous-déclaration dans les revenus déclarés par les travailleurs autonomes.

15. Nous avons aussi introduit des effets non linéaires de la part des revenus autonomes sur la demande des ménages. Les coefficients trouvés ne sont pas statistiquement significatifs.

4.2 Résultats d'estimation de l'ampleur des revenus non déclarés selon l'approche de Pissarides et Weber (1989)

4.2.1 Résultats principaux

Afin d'estimer l'ampleur des revenus non déclarés selon cette approche, nous procédons à l'estimation de l'équation 3.6, spécifiant une courbe d'Engel log-linéaire dans laquelle la demande de biens alimentaires est modélisée en fonction du revenu déclaré, d'une variable dichotomique représentant le statut d'emploi (égale à 1 si le ménage est considéré comme travailleur autonome, 0 sinon), ainsi que des variables de contrôle socio-économiques et démographiques.

Comme mentionné dans la section méthodologique, le revenu déclaré est sujet à des erreurs de mesure. Pour cela, il est traité comme une variable endogène dans le modèle. Afin de corriger l'endogénéité, nous utilisons des variables instrumentales, et nous estimons ensuite le modèle par la méthode des doubles moindres carrés ordinaires (2SLS). À la suite de plusieurs expérimentations empiriques, nous avons retenu comme instruments les variables suivantes : des variables dichotomiques représentant les niveaux d'éducation atteints par la personne de référence et par son conjoint, ainsi que le sexe de la personne de référence. En effet, pour valider le choix de ces instruments, nous avons réalisé plusieurs tests, lesquels sont généralement utilisés dans la littérature. Premièrement, nous avons utilisé la régression de première étape afin d'évaluer la pertinence, c'est-à-dire la corrélation de nos instruments par rapport à notre variable endogène, ainsi que le test proposé par Stock *et al.* (2002) pour tester une possible présence d'instruments faibles. Deuxièmement, afin de vérifier les conditions d'exogénéité des instruments, nous avons utilisé le test proposé par Hansen. La valeur-p associée à la statistique obtenue de ce test est de 0,2113, ce qui ne permet pas de rejeter l'hypothèse nulle

de validité des instruments, selon les seuils de signification usuels.¹⁶ Enfin, les variables de contrôle socio-économiques et démographiques utilisées sont identiques à celles incluses dans les régressions linéaires précédentes.

Les résultats d'estimation sont présentés dans le Tableau 4.4 ci-dessous. Seuls les paramètres statistiquement significatifs y sont rapportés.¹⁷ Comme le montre le tableau, les deux principaux paramètres d'intérêt — à savoir la propension marginale à consommer (θ) et le coefficient associé à la variable dichotomique du statut d'emploi (δ) — sont tous deux positifs et statistiquement significatifs. Le coefficient θ est estimé à 0,5080, ce qui indique que les ménages augmentent leurs dépenses en biens alimentaires d'environ 0,50 % pour chaque hausse de 1 % du revenu disponible. Le coefficient δ , quant à lui, est évalué à 0,1011. Il reflète l'ampleur de la consommation excédentaire en biens alimentaires observée chez les travailleurs autonomes, toutes choses étant égales par ailleurs. Parmi les variables de contrôle insérées dans le modèle, la taille du ménage a eu un effet positif et statistiquement significatif sur les dépenses alimentaires des ménages.

Par ailleurs, les variances résiduelles du revenu, estimées pour chacune des catégories de ménages en utilisant la régression de première étape (voir équation 3.12), sont respectivement de $\sigma_{Y_A}^2 = 0,2972$ pour les travailleurs autonomes et à $\sigma_{Y_{NA}}^2 = 0,2365$ pour les non-autonomes. Comme attendu, la variance du revenu des travailleurs autonomes est plus élevée que celle des non-autonomes, confirmant l'hypothèse que les revenus des travailleurs autonomes sont plus volatiles que ceux

16. Bien que nos tests de validation n'ont révélé aucune anomalie à propos de nos instruments, nous avons soupçonné que le niveau d'éducation pourrait être corrélé avec la demande de consommation du ménage, ce qui potentiellement peut créer un biais dans nos estimations. Nous avons testé cette hypothèse en ré-estimant le modèle sans la présence du niveau d'éducation du conjoint dans la liste de nos instruments. Les résultats trouvés sont très proches de ceux obtenus dans le cas précédent.

17. L'ensemble des paramètres est présenté au niveau de l'Annexe A.

des non autonomes.

En référence aux équations 3.10 et 3.11, l'estimation du degré de sous-déclaration du revenu des ménages requiert l'utilisation des paramètres estimés θ et δ , ainsi que des variances résiduelles du revenu propres à chaque groupe de travailleurs : $\sigma_{Y_A}^2$ pour les ménages autonomes et $\sigma_{Y_{NA}}^2$ pour les ménages non autonomes. En appliquant ces valeurs aux équations susmentionnées, nous obtenons une borne inférieure du degré de sous-déclaration, notée k_1 , égale à 1,21, et une borne supérieure, notée k_2 , égale à 1,28. Ces résultats suggèrent que les revenus déclarés des travailleurs autonomes devraient être multipliés par un facteur variant de 1,21 à 1,28 afin d'obtenir leur revenu réel. En effet, lorsque nous exprimons la taille des revenus non déclarés en termes de proportion aux revenus réels, ces estimations impliquent que les travailleurs autonomes auraient, en moyenne, sous-déclaré entre 17 % et 22 % de leurs revenus.¹⁸

18. La proportion de revenus sous-déclarés par rapport aux revenus réels est calculée à l'aide de l'expression $\frac{k-1}{k}$, où k représente le degré de sous-déclaration du revenu.

TABLEAU 4.4 Estimation de la fonction de demande en biens alimentaires

	Résultats
$\ln Revenu$	0,5080*** (0,0604)
Statut d'emploi (DSE)	0,1011** (0,0390)
Année 2017	-0,0773** (0,0373)
Taille du ménage	0,0596*** (0,0158)
Constante	3,4686*** (0,5688)
Observations	3 414
R^2	19,77
Test J de Hansen (Valeur-p)	0,211
Var. Résid. Autonome ($\sigma_{Y_A}^2$)	0,2972
Var. Résid. non autonome ($\sigma_{Y_{NA}}^2$)	0,2365
Coefficients de sous-déclaration	
$k_1 =$	1,21
$k_2 =$	1,28

Notes : Ce tableau résume les résultats d'estimation de l'équation 3.6. Calculs réalisés par l'auteur à partir des données de l'EDM (2010-2019). Les erreurs standards sont donnés entre parenthèses. p*, p**, p*** indiquent la significativité des coefficients respectivement au seuil 10 %, 5 % et 1 %.

4.2.2 Tests de robustesse

Afin d'assurer la cohérence et la validité de nos résultats, nous avons mené plusieurs tests de robustesse qui se rapportent à des interrogations déjà posées sur l'approche de Pissarides et Weber (1989).

Effets non-linéaires du revenu sur les dépenses de consommation

Nous avons évalué d'abord la sensibilité de nos résultats en examinant les effets potentiels de la non-linéarité du revenu sur le comportement de consommation

des ménages. Cette hypothèse a parfois été avancée dans la littérature, stipulant que la propension marginale à consommer pourrait décroître avec le niveau de revenu. Par exemple, Lyssiotou *et al.* (2004) ont adopté une telle spécification dans le cadre de leur étude menée sur l'estimation de l'économie souterraine au Royaume-Uni. Ainsi, nous avons modifié l'équation 3.6 en y incorporant un terme quadratique du logarithme du revenu déclaré. La nouvelle spécification s'écrit ainsi :

$$\ln C_i = \beta \ln Y_i^d + \phi (\ln Y_i^d)^2 + \gamma DSE + \alpha X_i + \varepsilon_i \quad (4.1)$$

avec $\ln C_i$ qui dénote le logarithme des dépenses de biens alimentaires réalisées par les ménages, $\ln Y_i^d$ le logarithme du revenu déclaré, DSE la variable dichotomique définissant le statut d'emploi du ménage et X_i les variables de contrôles socio-économiques et démographiques. Ainsi, les paramètres β et ϕ capturent respectivement les effets linéaires et non linéaires du revenu des ménages sur les dépenses de consommation, γ mesure l'écart de dépenses entre les ménages, et enfin α capturent les différences en termes de caractéristiques socio-économiques et démographiques.

Les résultats relatifs aux principales variables d'intérêt — à savoir la propension marginale à consommer (β) et le coefficient associé à la variable dichotomique du statut d'emploi (γ) — sont présentés dans le Tableau 4.5. Comme on peut le remarquer, la propension marginale à consommer, qu'elle soit en niveau et au carré, n'est pas statistiquement significative. Cette absence de significativité suggère que l'hypothèse de non-linéarité entre le revenu et les dépenses alimentaires n'est pas corroborée par nos données. En conséquence, nos résultats peuvent être considérés comme robustes à cette forme spécifique de spécification fonctionnelle.

TABLEAU 4.5 Estimation de la fonction de demande non linéaire en biens alimentaires

	2SLS
$\ln Revenu$	0,905 (2,170)
$\ln Revenu^2$	-0,017 (0,084)
Statut d'emploi (DSE)	0,102** (0,042)
Constante	1,227 (12,365)
Test J de Hansen (Value P)	2,091
Observations	3414
R^2	19.54

Notes : Ce tableau résume les résultats d'estimation du modèle de dépenses alimentaires avec la présence d'un terme quadratique pour la variable revenu déclaré. Calculs réalisés par l'auteur à partir des données de l'EDM (2010-2019). Les écarts-types sont donnés entre parenthèses. p*, p**, p*** indiquent la significativité des coefficients respectivement au seuil 10 %, 5 % et 1 %.

Évaluation de la sous-déclaration de revenus à partir d'autres postes de dépenses de consommation

Pissarides et Weber (1989) soulignent que, parmi les différentes catégories de dépenses, les dépenses alimentaires sont celles qui présentent un degré plus élevé de fiabilité, et par conséquent sont susceptibles de fournir une estimation plus précise de l'ampleur des revenus non déclarés. En effet, les autres types de dépenses, telles que l'achat de véhicules, de carburant ou de téléphones, peuvent être imputées aussi bien à des dépenses personnelles que professionnelles, ce qui n'est pas le cas pour les dépenses alimentaires. Cette manipulation possible peut inciter les ménages à sous-estimer ou à sur-estimer ces dépenses selon les avantages recherchés (fiscaux ou financiers). Par conséquent, l'utilisation de ces données peut ainsi introduire un biais, à la hausse comme à la baisse, dans l'estimation des revenus non déclarés, comme le soulignent Hurst *et al.* (2014).

Pour approfondir cette question, nous proposons de comparer les estimations de sous-déclaration obtenues précédemment avec celles issues d'autres catégories de dépenses, telles que les dépenses totales, les dépenses courantes, et celles pour l'achat de vêtements. À cette fin, nous avons ré-estimé l'équation 3.6 en substituant, de manière successive, la variable dépendante « dépenses alimentaires » par chacune des rubriques de dépenses mentionnées. Les résultats de ces estimations sont présentés dans le Tableau 4.8. En analysant les résultats, il ressort que le degré de sous-déclaration obtenu à partir des dépenses alimentaires est substantiellement plus élevé que celui associé aux autres postes de dépenses. Plus précisément, la borne inférieure du degré de sous-déclaration associée aux dépenses alimentaires s'établit à 1,21, alors que la borne supérieure obtenue en considérant les trois autres mesures de dépenses ne dépasse que la valeur de 1,22.¹⁹ Ces résultats suggèrent que les estimations issues des autres types de dépenses tendent, dans une certaine mesure, à sous-évaluer l'ampleur des revenus non déclarés.

19. Par ailleurs, nous avons aussi estimé pour 4 autres rubriques de dépenses (les soins personnels, les boissons alcoolisées et le tabac, puis les dépenses de loisirs), mais les résultats obtenus ne sont pas statistiquement significatifs.

TABLEAU 4.6 Estimations d'autres fonctions de demande autres que les biens alimentaires

	Dép. totales	Dép. courantes	Vêtements
$\ln \text{Revenu}$	0,923*** (0,036)	0,635*** (0,031)	0,910*** (0,097)
Statut d'emploi (DSE)	0,119*** (0,025)	0,110*** (0,028)	0,130*** (0,066)
Constante	1,203*** (0,341)	4,202*** (0,375)	-1,980** (0,911)
Observations	3 414	3 414	3414
R^2	68,20	44,75	20,89
Hansen (Value P)	0,1751	0,0828	0,6876
Paramètres de sous-déclaration			
$k_1 =$	1,11	1,15	1,11
$k_2 =$	1,17	1,22	1,18

Notes : Ce tableau résume les résultats d'estimation du modèle de dépenses basé sur les autres postes de dépenses autres que les biens alimentaires. Calculs de l'auteur à partir des données de l'Enquête sur les dépenses (2010-2019). Les écarts-types sont donnés entre parenthèses. p*, p**, p*** indiquent la significativité des coefficients respectivement au seuil 10 %, 5 % et 1 %.

Robustesse par rapport à des définitions alternatives du ménage autonome

Nous avons également testé la sensibilité de nos résultats par rapport à des définitions alternatives du statut de ménage autonome. Plus précisément, la part minimale du revenu autonome dans le revenu total qui était initialement fixée à 25 % pour être considéré comme ménage autonome, a été successivement relevée à 50 %, puis à 80 %. Dans les deux scénarios, les résultats du coefficient associé à la variable dichotomique représentative du statut d'emploi (δ), qui mesure l'écart de consommation entre travailleurs autonomes et non autonomes, sont statistiquement non significatifs. Cette absence de significativité pourrait s'expliquer en grande partie par la taille réduite des nouveaux échantillons de travailleurs autonomes obtenues. En effet, l'application du seuil de 50 % réduit considérablement

l'échantillon de 223 à 108 ménages, soit une diminution de près de la moitié. Puis, lorsque le seuil est fixé à 80 %, l'échantillon ne comprend plus que 24 ménages, soit à peine 10 % de l'échantillon initial.

Au-delà de ces considérations, nous avons envisagé l'utilisation d'autres critères de définition du statut de ménage autonome, notamment celui reposant sur le statut d'emploi de la personne de référence du ménage. Toutefois, les données disponibles ne permettent pas d'identifier de manière suffisamment détaillée le statut d'emploi de chacun des membres du ménage, rendant impossible la prise en compte de ce critère.

Différence de préférences d'épargne entre les ménages

Il est à préciser que notre analyse ne prend pas en compte la possibilité qu'il y ait une différence d'épargne entre les ménages. Notre modèle, tel que conçu par Pissarides et Weber (1989), repose essentiellement sur l'hypothèse que le rapport revenu-dépenses est identique pour nos deux catégories de ménages. Autrement dit, ils ont les mêmes profils (caractéristiques socio-économiques et démographiques identiques) ainsi que les mêmes préférences incluant celles d'épargne. L'unique facteur qui engendre une différence au niveau des dépenses entre les ménages est l'évasion fiscale. Cependant, il se peut que les préférences d'épargne varient selon les deux catégories de ménages considérées. Une telle divergence entraînerait alors un biais dans nos estimations, susceptible de se manifester aussi bien à la hausse qu'à la baisse. En effet, tel qu'indiqué par Hurst *et al.* (2014), si les ménages autonomes sont moins averses au risque, ils pourraient tenter de maintenir un niveau d'épargne de précaution moins élevé. Alors, une telle différence d'épargne peut nous amener à sur-estimer l'ampleur des revenus non déclarés. Néanmoins, si les revenus des ménages autonomes sont plus incertains que ceux

des autonomes (risque de revenu, contraintes de liquidités), et s'ils font face à des avantages sociaux moins élevés, tels que les soins de santé, les pensions de retraite, ces derniers pourraient tenter d'augmenter leur niveau d'épargne, et dans ce cas, nous pouvons amener à sous-estimer l'ampleur des revenus non déclarés.

Comme dans l'article de Hurst *et al.* (2014), afin de tester la robustesse de nos estimations tenant compte que les préférences d'épargne peuvent être différentes entre les ménages, nous avons voulu ré-estimer le modèle afin de mesurer l'ampleur de sous-déclaration selon les différentes tranches d'âge d'une part ²⁰, et selon le niveau de revenu du ménage d'autre part. Toutefois, l'échantillon disponible pour les travailleurs autonomes est relativement petit, de telle sorte que nous n'avons pas pu désagréger l'ampleur de la sous-déclaration selon les sous-catégories indiquées ci-dessus. Ainsi, nous pensons que cet aspect pourrait être bien analysé dans un travail de recherche ultérieure.

4.3 Résultats de l'ampleur des revenus non déclarés selon l'approche de Lyssiotou *et al.* (2004)

Afin de permettre une comparaison avec les résultats obtenus par Fortin *et al.* (2010), nous estimons à présent l'ampleur des revenus non déclarés en suivant l'approche proposée par Lyssiotou *et al.* (2004). Plus précisément, l'équation 3.15 est spécifiée pour six catégories de dépenses en biens non durables : les biens alimentaires, les boissons alcoolisées et le tabac, les soins personnels, le transport, les vêtements, ainsi que les loisirs. Le système d'équations est estimé par la méthode des moments généralisés (GMM), en raison de la nature endogène du revenu déclaré et de la présence de paramètres non linéaires.

20. Pour analyser cet aspect, Hurst *et al.* (2014) évoque l'idée selon laquelle les facteurs, tels que le revenu espéré élevé, les contraintes de liquidités, l'incertitude lié au revenu du travail, sont plus importants chez les jeunes que les adultes.

À la suite de plusieurs expérimentations et de tests visant à détecter la présence d'instruments faibles, nous avons retenu les variables instrumentales suivantes afin de corriger le problème d'endogénéité : des variables dichotomiques pour chaque niveau d'éducation de la personne de référence et de son conjoint, le sexe de la personne de référence, le nombre de personnes occupant un emploi à temps plein au sein du ménage, le prix de vente estimé du logement habité par le ménage, ainsi qu'une interaction entre la variable dichotomique représentant le statut d'emploi et l'ensemble des variables socio-économiques et démographiques. La validité de ces instruments a été vérifiée à l'aide du test de Hansen. La statistique J calculée à cet effet correspond à 95,60 pour une valeur-p associée de 0,144, ce qui suggère que nos instruments sont valides aux différents seuils de significativité généralement retenus.

Les résultats d'estimation du modèle sont présentés dans le le Tableau 4.7. Nous y rapportons uniquement les propensions marginales à consommer (β), ainsi que les paramètres associés à la part du revenu autonome dans le revenu total, introduits dans le modèle sous forme polynomiale (en niveau, au carré et au cube) afin de capter d'éventuels effets d'hétérogénéité dans les préférences de consommation entre les ménages.²¹

Comme l'indiquent les résultats du tableau, le coefficient de sous-déclaration associé à la tendance linéaire (γ_1) et à la tendance quadratique (γ_2) sont statistiquement significatifs au seuil de 5 %, avec des valeurs respectives de 1,319 et -0,139. Ensuite, en ce qui concerne les paramètres associés au revenu (propension marginale à consommer), seuls ceux relatifs aux dépenses de transport et aux dépenses de loisirs sont trouvés statistiquement significatifs. Cela suggère que les ménages tendent à augmenter leurs dépenses de transport et à diminuer leurs dé-

21. Nous présentons l'ensemble des paramètres estimés du modèle dans l'Annexe B.

penses en loisirs lorsque leurs revenus augmentent, toutes choses étant égales par ailleurs.

TABLEAU 4.7 Estimation du système de demande complet

Variables	Aliment.	Vêtements	Soins Personnels	Transport	Alcool et tabac	Loisirs
$\ln Revenu$	0,072 (0,560)	-0,036 (0,257)	-0,004 (0,100)	0,156** (0,797)	0,061 (0,210)	-0,129*** (0,463)
$\ln Revenu^2$	-0,039 (0,027)	0,019 (0,012)	0,001 (0,004)	-0,076** (0,039)	-0,002 (0,010)	0,067*** (0,023)
y_a	0,131 (0,534)	0,220 (0,231)	-0,143* (0,823)	-1,496** (0,628)	0,217 (0,183)	0,710** (0,363)
y_a^2	1,184 (1,977)	-1,084 (0,785)	0,523* (0,284)	5,252** (2,185)	0,568 (0,628)	-2,670** (1,344)
y_a^3	-1,622 (1,666)	0,993 (0,608)	-0,441* (0,227)	-4,007** (1,722)	-0,165 (0,494)	1,948** (1,087)
Constante	-0,157 (0,280)	0,223* (0,131)	0,554 (0,510)	-0,684* (0,403)	-0,215 (0,105)	0,697** (0,233)
Effet marginal total						
$\ln Revenu$	0,785	-0,397	-0,049	1,692	0,047	-1,394
y_a	-0,018	0,005	-0,003	-0,011	-0,004	-0,001
Paramètres de sous-déclaration						
$\gamma_1 =$	1,319***					
$\gamma_2 =$	-0,139 **					
Statistique J de Hansen (Valeur P) =				0,145		

Notes : Ce tableau résume les résultats d'estimation de l'équation 3.16. Calculs de l'auteur à partir des données de l'Enquête sur les dépenses (2010-2019). Les écarts-types sont donnés entre parenthèses. p*, p**, p*** indiquent la significativité des coefficients respectivement au seuil 10 %, 5 % et 1 %. Le revenu moyen des ménages ainsi que la part moyenne relative des revenus autonomes dans les revenus totaux sont les deux indicateurs utilisés pour calculer les effets marginaux totaux.

y_a désigne la part des revenus autonomes dans le revenu total du ménage.

Afin d'estimer le degré de sous-déclaration des revenus des ménages, les valeurs estimées des paramètres γ_1 et γ_2 sont substituées dans l'expression suivante : $k_t = \exp(\gamma_1 \times t + \gamma_2 \times t^2) + 1$. Nous présentons les résultats obtenus selon chaque année de référence dans le tableau suivant :

TABLEAU 4.8 Estimation du degré de sous-déclaration de revenus des ménages

Année	γ_1	t	$\gamma_1 \times t$	γ_2	t^2	$\gamma_2 \times t^2$	k_t
2010	1.32	1	1.32	-0.14	1	-0.14	4.25
2011	1.32	2	2.64	-0.14	4	-0.56	9.00
2012	1.32	3	3.96	-0.14	9	-1.26	15.88
2013	1.32	4	5.28	-0.14	16	-2.24	21.91
2014	1.32	5	6.6	-0.14	25	-3.5	23.20
2015	1.32	6	7.92	-0.14	36	-5.04	18.81
2016	1.32	7	9.24	-0.14	49	-6.86	11.80
2017	1.32	8	10.56	-0.14	64	-8.96	5.95
2019	1.32	10	13.2	-0.14	100	-14	1.45

Notes : Ce tableau illustre le taux de sous-déclaration des revenus par les ménages indépendants pour chaque année considérée. Nous utilisons les paramètres estimés γ_1 et γ_2 obtenus via l'estimation de l'équation 3.16. k_t dénote le coefficient de déclaration de revenus obtenu pour chacune des années.

Les valeurs de k_t , présentées dans la dernière colonne, désignent le facteur correctif par lequel la part des revenus autonomes dans le revenu total – précisément dans le PIB – doit être multipliée pour obtenir la part des revenus réels des travailleurs autonomes dans l'économie. Par exemple, en 2010, cette part devrait être multipliée par un facteur de 4,25 et par un facteur de 1,45 en 2019. Cependant, l'examen des résultats pour la période allant de 2011 à 2016 révèle des valeurs particulièrement élevées, variant entre 9 et 23,20. Cela impliquerait, par exemple, que la part des revenus autonomes dans le PIB aurait dû être multipliée, en 2014, par un facteur de 23,20, pour refléter leur niveau réel, ce qui semble peu vraisemblable. Par conséquent, il n'est pas possible de tirer de conclusions économiquement valides à partir de ces estimations.

Il convient néanmoins de souligner que les coefficients de sous-déclaration γ_1 et γ_2 estimés dans ce travail sont proches de ceux obtenus par Fortin *et al.* (2010), qui ont appliqué la même approche à partir des données issues de l'EDM sur la

période 1997-2002. Ils ont obtenu respectivement $\gamma_1 = 1,118$ et $\gamma_2 = 0,113$. Sur la base de leurs estimations, ils concluent que la part des revenus non déclarés dans le PIB aurait fluctué entre 4,7 % en 1997 et 5,6 % en 2002, sans pour autant fournir de détails sur les valeurs de k_t utilisées pour parvenir à ces résultats.²²

22. Selon nos calculs, étant donné les valeurs de γ_1 et γ_2 , leurs estimations de k_t devraient être comprises entre 3,92 et 21,38, ce qui est incohérent avec la part des revenus non déclarés dans le PIB comprise entre 4,7 % en 1997 et 5,6 % en 2002 indiquée dans leur étude.

CONCLUSION

L'ampleur des revenus non déclarés dans l'économie, par définition, est un phénomène difficile à mesurer, principalement en raison de l'absence de données fiables documentant ces activités. Les individus concernés s'efforcent généralement d'échapper entièrement au contrôle des autorités publiques, rendant difficile la collecte de données à leur sujet. Ce mémoire a pour objectif d'estimer l'ampleur des revenus non déclarés par les travailleurs autonomes au Québec sur la période de 2010 à 2019. À cette fin, nous avons considéré une approche microéconomique fondée sur les dépenses de consommation des ménages, introduite dans la littérature par Pissarides et Weber (1989) sous la forme d'un modèle à équation unique, puis transformée par Lyssiotou *et al.* (2004) en un système de demande complet. Cette méthode repose sur deux hypothèses fondamentales. D'une part, tous les ménages ont déclaré l'entièreté de leurs dépenses. D'autre part, seuls les ménages non autonomes ont entièrement déclaré leurs revenus.

Dans cette étude, nous avons utilisé les données issues de l'Enquête sur les dépenses des ménages recueillies par Statistique Canada. Nous avons considéré un ménage comme « autonome » lorsque la part de revenus provenant du travail autonome représente au moins 25 % de son revenu total. L'analyse des statistiques descriptives révèle des incohérences dans les données fournies par les travailleurs autonomes. Plus précisément, ces derniers présentent des niveaux de dépenses de consommation significativement plus élevés que les non autonomes, tout en déclarant des revenus inférieurs. En supposant que les préférences de consommation des ménages sont homogènes et les caractéristiques socio-économiques et démographiques sont comparables – comme le confirment les statistiques en Section

2 –, la sous-déclaration de revenus apparaît comme une explication plausible de cette discordance.

En s'appuyant sur le modèle proposé par Pissarides et Weber (1989), lequel repose sur l'estimation d'une courbe d'Engel log-linéaire appliquée aux dépenses alimentaires, nous avons estimé un facteur de sous-déclaration compris entre 1,21 et 1,28, indiquant la valeur par laquelle les revenus déclarés par les travailleurs autonomes doivent être multipliés pour obtenir leurs revenus réels. Cette estimation suggère que, sur l'ensemble de la période étudiée, les travailleurs autonomes au Québec sous-déclameraient en moyenne entre 17 % à 22 % de leurs revenus réels. Afin d'assurer la cohérence et la validité de nos résultats, nous avons procédé à plusieurs tests de robustesse, portant notamment sur les effets potentiels de la non-linéarité entre le revenu et les dépenses de biens alimentaires, la prise en compte seulement des dépenses alimentaires pour mesurer la sous-déclaration, et la définition attribuée à un ménage autonome. Aucun de ces tests n'a mis en évidence de résultats susceptibles de remettre en question les conclusions de notre estimation principale.

Par ailleurs, nous avons tenté d'estimer l'ampleur des revenus non déclarés en suivant la méthodologie du système de demande complet proposée par Lyssiotou *et al.* (2004). Mais, les résultats d'estimation obtenus sont anormalement élevés, atteignant des niveaux peu vraisemblables. Par conséquent, il n'est pas possible de tirer de conclusions économiquement valides à partir de ces estimations.

Les résultats présentés dans ce mémoire doivent être considérés avec prudence. En particulier, ils se rapportent à une forme spécifique d'évasion fiscale, à savoir celle liée aux revenus non déclarés des travailleurs autonomes. D'autres formes d'évasion fiscale, telles que celles associées aux entreprises, au non paiement de la taxe sur la consommation ou encore à l'utilisation abusive des crédits

d'impôts, ne sont pas prises en compte dans le cadre de cette estimation. Dès lors, les résultats obtenus doivent être pensés comme une borne inférieure de l'ampleur réelle de l'évasion fiscale dans l'économie. Une évaluation plus exhaustive nécessiterait la réalisation d'études complémentaires intégrant l'ensemble des dimensions de l'évasion fiscale.

APPENDICE A

TABLEAU A.1 Estimation de la fonction de demande en biens alimentaires

	Valeurs estimées	Erreur Standard
$\ln Revenu$	.5080***	(0,0604)
Statut d'emploi (DSE)	0,1011**	(0,0390)
2011	-0,0157	(0,0302)
2012	-0,0163	(0,0363)
2013	-0,0355	(0,0376)
2014	-0,0544	(0,0399)
2015	-0,0499	(0,0356)
2016	0,0206	(0,0371)
2017	-0,0773**	(0,0373)
2019	0,0122	(0,0370)
Statut matrimonial	0,0177	(0,0214)
Occupation	0,0113	(0,0392)
Avoir un enfant	0,0383	(0,0378)
Véhicule	-0,0480	0,0567
Nombre de chambres	0,0058	(0,0130)
Taille du ménage	0,0596***	(0,0158)
Ville	0,0173	(0,0245)
Âge	-0,0090	(0,0063)
(Âge) ² /100	0,0101	(0,0066)
Autre propriété	-0,0196	(0,0401)
Véhicule récréatif	0,0309	(0,0220)
Constante	40,5699***	0,3443
N	3414	

Notes :

APPENDICE B

TABLEAU B.1: Estimation du système de demande complet

Variables	Biens	Vêtements	Soins	Transport	Alcool	Loisirs
	Alimentaires		Personnels		et tabac	
Constante	- 0,1568 (0,2795)	0,2232* (0,1311)	0,0554 (0,0510)	-0,6836* (0,4030)	-0,0215 (0,1054)	0,6967** (0,2327)
$\ln Revenu$	0,0728 (0,0560)	-0,0368 (0,0257)	-0,0043 (0,0100)	0,1562** (0,0797)	0,0061 (0,0210)	-0,1291*** (0,0463)
$\ln Revenu^2$	-0,0039 (0,0027)	0,0019 (0,0012)	0,0001 (0,0004)	-0,0076** (0,0039)	-0,0002 (0,0010)	0,0067*** (0,0023)
y_a	0,0131 (0,5341)	0,2201 (0,2314)	-0,1436* (0,0823)	-1,4961** (0,6278)	0,0217 (0,1826)	0,7099** (0,3632)
y_a^2	1,1838 (1,9773)	-1,0839 (0,7851)	0,5225* (0,2835)	5,2521** (2,1864)	0,0568 (0,6280)	-2,6704** (1,3438)
y_a^3	-1,6218 (1,6660)	0,9931 (0,6083)	-0,4410* (0,2267)	-4,0072** (1,7216)	-0,1655 (0,4938)	1,9477** (1,0872)
2011	0,0024 (0,0060)	-0,0069* (0,0039)	0,0019 (0,0017)	-0,0071 (0,0107)	0,0025 (0,0030)	-0,0086 (0,0053)
2012	0,0045	-0,0059	-0,0027*	-0,0171	-0,0011	-0,0109

Suite du tableau

Variables	Biens Alimentaires	Vêtements	Soins Personnels	Transport	Alcool et tabac	Loisirs
2013	(0,0074) -0,0062	(0,0042) -0,0097**	(0,0016) -0,0026	(0,0135) -0,0002	(0,0032) -0,0018	(0,0078) -0, 0057
2014	(0,0078) 0,0090	(0,0039) -0,0071	(0,0018) -0,0033**	(0,0139) 0,0122	(0,0033) -0,0024	(0,0082) -0,0243
2015	(0,0095) 0,0075	(0,0052) -0,0103	(0,0018) -0,0020	(0,0159) -0,0223	(0,0036) -0,0040	(0,0103) -0,02448
2016	(0,0090) 0,0053	(0,0049) -0,0129***	(0,0018) -0,0001	(0,0144) -0,0310**	(0,0033) -0,0003	(0,0096) -0,0056
2017	(0,0073) -0,01574**	(0,0039) -0,0083*	(0,0017) -0,0034	(0,0128) -0,0292**	(0,0031) 0,0027	(0,0083) -0,0053
2019	(0,0072) 0,0040	(0,0048) -0,0137***	(0,0016) -0,0035	(0,0132) -0,0355***	(0,0037) -0,0004	(0,0082) -0,0165
Statut matrimonial	(0,0058) -0,0028	(0,0032) 0,0099***	(0,0014) 0,0004	(0,0102) -0,0135	(0,0027) -0,0085	(0,0050) 0,0057
Mode d'occupation	(0,0041) -0,0006	(0,0021) -0,0076**	(0,0008) -0,0019	(0,0073) -0,0019	(0,0019) -0,0011	(0,00327) 0,0003
Avoir un enfant	(0,0064) 0,0118	(0,0033) -0,0055	(0,0014) 0,0002	(0,0101) 0,0019	(0,0028) -0,0093***	(0,0046) -0,0010
Véhicule	(0,0067) -0,0435***	(0,0043) -0,0102*	(0,0014) -0,0032	(0,0128) 0,1268***	(0,0026) -0,0037	(0,0052) -0,0129
Nombre de chambres	(0,0067) -0,0006	(0,0052) -0,0055***	(0,0027) 0,0001	(0,0088) -0,0023	(0,0056) 0,0009	(0,0057) 0,0003
Taille du ménage	(0,0120) -0,0020	(0,0012) 0,0096***	(0,0005) 0,0003	(0,0041) -0,0015	0,0010 -0,0017*	(0,0018) -0,0020

Suite du tableau

Variables	Biens Alimentaires	Vêtements	Soins Personnels	Transport	Alcool et tabac	Loisirs
Ville	(0,0028) -0,0053 (0,0048)	(0,0019) 0,0006 (0,0025)	(0,0006) 0,0002 (0,0011)	(0,0056) -0,0057 (0,0080)	(0,0009) -0,0029 (0,0021)	(0,0021) -0,0065 (0,0039)
Age	0,0016 (0,0013)	0,0003 (0,0006)	-0,0003 (0,0002)	.0,0006 (0,0024)	0,0007 (0,0006)	-0,0010 (0,0010)
(Âge) ² /100	-0,0008 (0,0014)	-0,0004 (0,0007)	0,0003 (0,0003)	-0,0001 (0,0026)	-0,0003 (0,0006)	0,0009 (0,0011)
Autre propriété	-0,0099 (0,0078)	-0,0004 (0,0039)	0,0005 (0,0014)	-0,0223 (0,0127)	-0,0018 (0,0037)	- 0,005 (0,0060)
Sous-déclaration :	Paramètres		Écart-type			
$\gamma_1 =$	1,3187***		0,4955			
$\gamma_2 =$	-0,1394**		0,0647			
Sargan statistic	95,6					

BIBLIOGRAPHIE

- Allingham, M. G. et Sandmo, A. (1972). Income tax evasion : A theoretical analysis. *Taxation : critical perspectives on the world economy*, 3(1), 323–338.
- Alm, J., Bloomquist, K. M. et McKee, M. (2017). When you know your neighbour pays taxes : Information, peer effects and tax compliance. *Fiscal Studies*, 38(4), 587–613.
- Alm, J., McClelland, G. H. et Schulze, W. D. (1992). Why do people pay taxes ? *Journal of public Economics*, 48(1), 21–38.
- Alm, J. et Torgler, B. (2006). Culture differences and tax morale in the united states and in europe. *Journal of economic psychology*, 27(2), 224–246.
- Alstadsæter, A., Johannesen, N. et Zucman, G. (2019). Tax evasion and inequality. *American Economic Review*, 109(6), 2073–2103.
- Artavanis, N., Morse, A. et Tsoutsoura, M. (2016). Measuring income tax evasion using bank credit : Evidence from greece. *The Quarterly Journal of Economics*, 131(2), 739–798.
- Besley, T., Jensen, A. et Persson, T. (2023). Norms, enforcement, and tax evasion. *Review of Economics and Statistics*, 105(4), 998–1007.
- Cagan, P. (1958). The demand for currency relative to the total money supply. *Journal of political economy*, 66(4), 303–328.

- Cialdini, R. B. et Trost, M. R. (1998). Social influence : Social norms, conformity and compliance. *The handbook of social psychology*. Boston : Oxford University Press.
- Clotfelter, C. T. (1983). Tax evasion and tax rates : An analysis of individual returns. *The review of economics and statistics*, 363–373.
- Cowell, F. A. et Gordon, J. P. (1988). Unwillingness to pay : Tax evasion and public good provision. *Journal of Public Economics*, 36(3), 305–321.
- Crane, S. E. et Nourzad, F. (1986). Inflation and tax evasion : An empirical analysis. *The Review of Economics and Statistics*, 217–223.
- Engström, P. et Hagen, J. (2017). Income underreporting among the self-employed : a permanent income approach. *European Economic Review*, 92, 92–109.
- Engström, P. et Holmlund, B. (2009). Tax evasion and self-employment in a high-tax country : evidence from sweden. *Applied Economics*, 41(19), 2419–2430.
- Feige, E. L. (1979). How big is the irregular economy ? *Challenge*, 22(5), 5–13.
- Feld, L. P. et Frey, B. S. (2002). Trust breeds trust : How taxpayers are treated. *Economics of governance*, 3, 87–99.
- Feldman, N. E. et Slemrod, J. (2007). Estimating tax noncompliance with evidence from unaudited tax returns. *The Economic Journal*, 117(518), 327–352.
- Fortin, B. (1996). *L'Economie Souterraine au Quebec : mythes et realites*. Presses Université Laval.
- Fortin, B., Lacroix, G. et Pinard, D. (2010). Evaluation of the underground economy in quebec : a microeconomic approach. *International Economic Journal*, 24(4), 463–479.

- Gervais, G. (1994). *The size of the underground economy in Canada*. Studies in national accounting no. 2, Statistics Canada. Ottawa : Statistics Canada, 1994.
- Gutmann, P. M. (1977). The subterranean economy. *Financial Analysts Journal*, 33(6), 26–27.
- Hurst, E., Li, G. et Pugsley, B. (2014). Are household surveys like tax forms ? evidence from income underreporting of the self-employed. *Review of economics and statistics*, 96(1), 19–33.
- Jöreskog, K. G. et Goldberger, A. S. (1975). Estimation of a model with multiple indicators and multiple causes of a single latent variable. *Journal of the American statistical Association*, 70(351a), 631–639.
- Kleven, H. J., Knudsen, M. B., Kreiner, C. T., Pedersen, S. et Saez, E. (2011). Unwilling or unable to cheat ? evidence from a tax audit experiment in denmark. *Econometrica*, 79(3), 651–692.
- Luttmer, E. F. et Singhal, M. (2014). Tax morale. *Journal of economic perspectives*, 28(4), 149–168.
- Lyssiotou, P., Pashardes, P. et Stengos, T. (2004). Estimates of the black economy based on consumer demand approaches. *The Economic Journal*, 114(497), 622–640.
- Martinez-Lopez, D. (2013). The underreporting of income by self-employed workers in spain. *SERIEs*, 4, 353–371.
- Mirus, R. et Smith, R. S. (1981). Canada’s irregular economy. *Canadian Public Policy/Analyse de Politiques*, 444–453.
- Mirus, R., Smith, R. S. et Karoleff, V. (1994). Canada’s underground economy

- revisited : update and critique. *Canadian Public Policy/Analyse de Politiques*, 235–252.
- Morissette, C. (2014). *The underground economy in Canada, 1992 to 2011*. Income and expenditure accounts technical series 1707-1739 No. 73, Statistics Canada. Ottawa - Ontario : Statistics Canada [January 2014]..
- Pissarides, C. A. et Weber, G. (1989). An expenditure-based estimate of Britain's black economy. *Journal of public economics*, 39(1), 17–32.
- Pommerehne, W. W. et Weck-Hannemann, H. (1996). Tax rates, tax administration and income tax evasion in Switzerland. *Public choice*, 88(1), 161–170.
- Robinson, P. et Pinkse, C. (1995). Pooling nonparametric estimates of regression functions with similar shape.
- Saez, E. et Zucman, G. (2019). Progressive wealth taxation. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2019(2), 437–533.
- Schneider, F. (2005). The size of shadow economies in 145 countries from 1999 to 2003. *The Brown Journal of World Affairs*, 11(2), 113–129.
- Schneider, F. et Enste, D. H. (2000). Shadow economies : Size, causes, and consequences. *Journal of economic literature*, 38(1), 77–114.
- Scholz, J. T. et Pinney, N. (1995). Duty, fear, and tax compliance : The heuristic basis of citizenship behavior. *American Journal of Political Science*, 490–512.
- Schuetze, H. J. (2002). Profiles of tax non-compliance among the self-employed in Canada : 1969 to 1992. *Canadian Public Policy/Analyse de Politiques*, 219–238.
- Slemrod, J. (2019). Tax compliance and enforcement. *Journal of Economic Literature*, 57(4), 904–954.

- Slemrod, J. et Weber, C. (2012). Evidence of the invisible : toward a credibility revolution in the empirical analysis of tax evasion and the informal economy. *International Tax and Public Finance*, 19, 25–53.
- Spicer, M. W. et Becker, L. A. (1980). Fiscal inequity and tax evasion : An experimental approach. *National tax journal*, 33(2), 171–175.
- Stock, J. H., Wright, J. H. et Yogo, M. (2002). A survey of weak instruments and weak identification in generalized method of moments. *Journal of business & economic statistics*, 20(4), 518–529.
- Tanzi, V. (1980). The underground economy in the united states : Estimates and implications. *PSL Quarterly Review*, 33(135).
- Tedds, L. M. (2005). Revisiting the latent variable/mimic model approach to measuring the size of the canadian underground economy. *SIZE, CAUSES AND CONSEQUENCES OF THE UNDERGROUND ECONOMY*, Chris Bajada and Friedrich Schneider, eds., Ashgate Publishing, UK.
- Yitzhaki, S. (1974). A note on income tax evasion : A theoretical analysis. *Journal of public economics*, 3, 201–202.
- Zellner, A. (1970). Estimation of regression relationships containing unobservable independent variables. *International Economic Review*, 441–454.