

## Le travail dissimulé en France

AitBihiOuali, Laila; Bargain, Olivier

Veröffentlichungsversion / Published Version

Zeitschriftenartikel / journal article

### Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:

AitBihiOuali, L., & Bargain, O. (2021). Le travail dissimulé en France. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 526-527. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2021.526d.2053>

### Nutzungsbedingungen:

Dieser Text wird unter einer Deposit-Lizenz (Keine Weiterverbreitung - keine Bearbeitung) zur Verfügung gestellt. Gewährt wird ein nicht exklusives, nicht übertragbares, persönliches und beschränktes Recht auf Nutzung dieses Dokuments. Dieses Dokument ist ausschließlich für den persönlichen, nicht-kommerziellen Gebrauch bestimmt. Auf sämtlichen Kopien dieses Dokuments müssen alle Urheberrechtshinweise und sonstigen Hinweise auf gesetzlichen Schutz beibehalten werden. Sie dürfen dieses Dokument nicht in irgendeiner Weise abändern, noch dürfen Sie dieses Dokument für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, aufführen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Mit der Verwendung dieses Dokuments erkennen Sie die Nutzungsbedingungen an.

### Terms of use:

This document is made available under Deposit Licence (No Redistribution - no modifications). We grant a non-exclusive, non-transferable, individual and limited right to using this document. This document is solely intended for your personal, non-commercial use. All of the copies of this documents must retain all copyright information and other information regarding legal protection. You are not allowed to alter this document in any way, to copy it for public or commercial purposes, to exhibit the document in public, to perform, distribute or otherwise use the document in public.

By using this particular document, you accept the above-stated conditions of use.

# Le Travail Dissimulé en France

## *Undeclared Work – Evidence from France*

Laila AitBihiOuali\* et Olivier Bargain\*\*

---

**Résumé** – Cette étude exploite une enquête originale sur le travail dissimulé en France (Enquête pilote auprès des ménages sur la fraude), afin de quantifier ce phénomène et propose une comparaison internationale avec l’Eurobaromètre. Les caractéristiques sociodémographiques expliquent peu la variance du travail dissimulé tandis que les facteurs subjectifs sont fortement associés au recours au travail dissimulé. Ceci suggère l’influence sous-jacente des motivations intrinsèque, extrinsèque et des effets de pairs. Des résultats semblables à partir de l’Eurobaromètre permettent une validation croisée des deux enquêtes. Nous obtenons aussi des corrélats du travail dissimulé similaires en France et dans des pays où le travail dissimulé est aussi un revenu d’appoint (Danemark, Allemagne). Ces résultats suggèrent que les préférences et comportements individuels sont homogènes au niveau européen.

**Abstract** – *This study quantifies undeclared work patterns in France using a unique pilot survey which collects data on households’ demand and supply of undeclared work (Enquête pilote auprès des ménages sur la fraude). It also proposes an international comparison at the European level using Eurobarometer data. Socio-demographic characteristics fail to explain the variance in undeclared work, while subjective factors are strongly associated with households’ supply and demand for undeclared work. This suggests the underlying influence of intrinsic, extrinsic and peer effects. Similar results from the Eurobarometer allow for a cross-validation of the two surveys. We obtain similar correlates for undeclared work in France and countries where undeclared work is also a supplementary income (Denmark and Germany). This suggests homogeneous patterns across European countries.*

---

Codes JEL / JEL Classification : E26, H26, J46, O17

Mots-clés : travail dissimulé, travail informel, travail déclaré, économie souterraine

Keywords: undeclared work, informal work, declared work, underground economy, shadow economy

\* Southampton University et Imperial College London (laitbihi@imperial.ac.uk) ;\*\* Bordeaux University, Institut Universitaire de France and IZA (olivier.bargain@u-bordeaux.fr)

Nous remercions Nadia Joubert, Christine Rigodanzo, Alain Fournier ainsi que deux rapporteurs anonymes pour leurs commentaires et suggestions.

Reçu en juin 2019, accepté en février 2021.

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n’engagent qu’eux-mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori l’Insee.

Citation: AitBihiOuali, L. & Bargain, O. (2021). Undeclared Work – Evidence from France. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 526-527, 71–92. doi: 10.24187/ecostat.2021.526d.2053.

L'économie informelle se définit comme l'ensemble des biens et services marchands dont la production est volontairement dissimulée aux autorités publiques pour éviter (i) le paiement d'impôts ou de cotisations de sécurité sociale, (ii) les normes du marché du travail et (iii) certaines procédures administratives (Slemrod & Weber, 2012 ; Schneider & Enste, 2013). En particulier, le travail non déclaré ou dissimulé s'inscrit dans ce périmètre en s'affranchissant du système de prélèvements obligatoires et d'assurance sociale. Il contribue ainsi à une réduction des recettes publiques et au déséquilibre des comptes publics (pour la France, voir le rapport Farriol, 2014). Il nuit aux travailleurs concernés qui ne sont pas protégés légalement (Bajada & Schneider, 2009)<sup>1</sup>. Nous proposons ici une analyse du travail dissimulé, en retenant pour celui-ci le champ des activités légales mais non déclarées aux services sociaux, fiscaux et du travail.

Le travail dissimulé est un phénomène dont l'ampleur varie mais qui n'est négligeable dans aucun pays européen (Schneider, 2002)<sup>2</sup> : du côté de l'offre de travail, 4.6 % des individus de la zone euro déclarent avoir eu recours au travail non déclaré au cours de l'année 2013 (Eurobaromètre). Du côté de la demande, 7.3 % des ménages déclarent avoir payé des services à la personne (SAP) non déclarés. Le secteur de l'emploi à domicile, amené à croître du fait d'une société vieillissante, est souvent associé à des taux élevés de non déclaration malgré le développement d'incitations financières (chèque emploi service universel, crédits d'impôts). Il est donc important de comprendre les éléments institutionnels, culturels ou liés aux conditions du marché du travail qui peuvent influencer sur les niveaux de travail dissimulé. Le rôle respectif de ces facteurs peut conditionner fortement les politiques publiques à mettre en place pour lutter contre ce phénomène.

Nous nous appuyons sur l'Enquête pilote auprès des ménages sur la fraude (EPMF dans la suite du texte). Couplée à l'enquête du Crédoc sur les conditions de vie, elle renseigne sur l'offre de travail non déclaré en France et sur le recours aux SAP non déclarés, qui permet une approche de la demande<sup>3</sup>. Le présent article propose d'abord une quantification du travail non déclaré à partir de l'EPMF ; cette quantification s'inscrit dans la littérature récente sur les mesures du travail dissimulé et plus généralement de l'évasion fiscale. Alors qu'une partie de ce champ de recherche vise à déceler les preuves indirectes des activités économiques souterraines (Slemrod & Weber, 2012), nous nous basons directement

ici sur les réponses individuelles concernant les comportements de fraude. Nous soulignons les risques évidents de sous-déclaration de ces comportements et proposons une analyse de sensibilité à partir de plusieurs variables présentes dans l'EPMF et dans un autre échantillon à la structure très comparable, le module France de l'enquête Eurobaromètre.

Nous proposons ensuite une série d'estimations du travail dissimulé sur un ensemble de corrélats potentiels. Nous utilisons les caractéristiques sociodémographiques et économiques fournies dans l'EPMF ainsi que la richesse de cette enquête concernant des aspects subjectifs : valeurs civiques, acceptabilité de la fraude, perception de l'entourage, perception du risque et des sanctions associées au travail dissimulé et à d'autres comportements de fraude. Cette analyse montre que les deux types de variables sont complémentaires. En d'autres termes, les éléments subjectifs (valeurs, perceptions, etc.) ne reflètent pas le comportement de groupes sociodémographiques spécifiques mais capturent un degré supplémentaire d'hétérogénéité subjective qui complète bien la description des individus amenés à travailler de façon non déclarée. En l'absence de variation exogène de ces facteurs, notre analyse ne permet pas d'identifier des causalités. Néanmoins, les corrélations obtenues peuvent être interprétées à l'aune de la littérature et d'intuitions simples sur les mécanismes potentiels de l'offre de travail non déclaré.

Enfin, nous répliquons les estimations statistiques à partir du module France de l'Eurobaromètre. Alors même que cet échantillon est plus petit que l'EPMF, certains des résultats convergent, ce qui fournit une validation croisée implicite des deux bases de données. Nous pouvons alors mener une comparaison européenne avec des estimations sur certains pays proches ou sur l'ensemble de la zone euro plus le Royaume-Uni, la Suède et le Danemark. L'impact des caractéristiques sociodémographiques sur le travail dissimulé est d'une magnitude comparable en France, en Allemagne et certains pays nordiques. Les effets de l'hétérogénéité subjective (*i.e.*, l'acceptabilité de la fraude, la perception du

1. Ce dernier point concerne surtout l'emploi dissimulé intégralement, ce qui définit les pays avec des barrières à l'entrée dans le secteur formel (Perry et al., 2007), et moins le travail d'appoint non déclaré comme en France.

2. Voir le rapport CNIS (Tagnani, 2017) pour une revue très complète du travail non déclaré en France.

3. L'EPMF est issue d'une initiative jointe de la Délégation Nationale à la Lutte contre la Fraude (DNLF) et de la Direction Générale des Entreprises (DGE) que nous remercions pour l'accès aux données. Nous sommes particulièrement reconnaissants envers Nadia Joubert pour son rôle de coordination ainsi qu'envers Christine Rigodanzo et Alain Fourna pour leurs commentaires et suggestions.

risque d'être sanctionné) sur les pratiques de travail dissimulé sont également similaires entre ces pays. L'Allemagne et les pays scandinaves semblent plus proches de la France en termes de travail dissimulé et de fraude fiscale qu'en ce qui concerne la fraude aux prestations sociales (Algan & Cahuc, 2009).

## 1. Le travail dissimulé dans la littérature

De nombreuses études visent à quantifier l'économie souterraine au sens large et le travail informel en particulier. Certaines études mesurent l'écart entre niveau de consommation et niveau de revenu, ce dernier étant supposé sous-estimé du fait des activités non déclarées (Pissarides & Weber, 1989 ; Lyssioutou *et al.*, 2004). D'autres mesurent l'écart entre les revenus déclarés dans les enquêtes ménages (cette fois-ci supposés corrects) et ceux connus à partir des données administratives (Benedek & Lelkes, 2011). Les écarts semblent importants dans les secteurs où les revenus sont difficiles à contrôler (agriculture, travailleurs indépendants). D'autres travaux encore observent comment les déclarations de revenu réagissent à des audits randomisés (Kleven *et al.*, 2011) ou à des changements de législation (Fack & Landais, 2016).

La littérature économique cherche aussi à identifier les déterminants de l'activité souterraine. Des études théoriques, par exemple Cowell (1985), ont caractérisé la fiscalité et les contraintes légales comme des facteurs augmentant le risque d'évasion des revenus *via* le recours au travail non déclaré. De nombreuses études empiriques modélisent explicitement ces comportements à partir de modèles structurels et la prise en compte de la fiscalité ou des charges sur le travail formel (Lacroix & Fortin, 1992 ; Frederiksen *et al.*, 2005 ; Fortin *et al.*, 2004 ; Lemieux *et al.*, 1994). D'autres ont recours à des expériences naturelles en utilisant des variations du niveau de fiscalité, par exemple entre régions (Brühlhart & Parchet, 2014). Dans notre analyse, nous essaierons simplement de prendre en compte une mesure de perception de la pression fiscale.

Le système de contrôle et le risque encouru sont mis en avant dans certains travaux sur les motivations extrinsèques (Andreoni *et al.*, 1998) ainsi que la qualité des institutions (Torgler & Schneider, 2009). C'est bien la perception qui importe : celle de l'intensité effective du contrôle (Trandel & Snow, 1999) ou du degré, souvent surestimé, de sanction (Chetty *et al.*, 2009). Nous utiliserons deux variables sur la perception du risque et des sanctions potentielles. La perception du système fiscal est

également influencée par les pratiques de travail dissimulé de l'entourage de l'individu, avec des effets de pairs potentiellement importants (Feld & Tyran, 2002). Les méthodes expérimentales révèlent l'influence des comportements vertueux autour de soi (Fortin *et al.*, 2007). Les effets de pairs sont également analysés sur la demande de travail non déclaré par les entreprises en France (Joubert, 2003). Bellemare *et al.* (2012) et Galbiati & Zanella (2008) montrent leur impact en matière de fraude sociale par les entreprises. Dans notre étude, nous mettrons à profit une variable sur la perception des comportements de fraude dans l'entourage direct et au-delà.

Plus récemment, la littérature s'intéresse aussi aux motivations intrinsèques, qu'il s'agisse de satisfaction morale (*warm glow*), de morale fiscale ou des valeurs civiques (Luttmer & Singhal, 2014). Les enquêtes telles que l'Eurobaromètre (mais aussi les World et European Values Surveys) ou l'EPMF pour la France permettent d'isoler ces valeurs (avec des variables comme l'acceptabilité de la fraude) ainsi que leur corrélation avec les comportements de travail dissimulé. Des études utilisent en particulier la variation internationale (Williams & Horodnic, 2016), le rôle de la culture d'origine (Halla, 2012 ; Algan & Cahuc, 2009) ou des choix institutionnels, par exemple le fait qu'une base imposable large peut dissuader les comportements opportunistes (voir Kleven, 2014). Les approches expérimentales testent les réactions à des messages alternatifs mettant en valeur la morale, les effets de pairs ou le poids des sanctions (Haynes *et al.*, 2012); elles soulignent la grande hétérogénéité de l'influence des motivations intrinsèques et extrinsèques (Dwenger *et al.*, 2016). Sur la base d'une enquête représentative, nous confirmons l'importance de l'ensemble de ces facteurs qui, conjointement, expliquent une part non négligeable du travail dissimulé.

## 2. Données et quantification du travail dissimulé

Dans cette étude, le travail non déclaré couvre le champ des activités légales mais non déclarées aux services sociaux, fiscaux et du travail. Pour le quantifier et en identifier les corrélats, nous mobilisons l'Enquête pilote auprès des ménages sur la fraude (EPMF) et, de façon complémentaire, l'Eurobaromètre. Nous présentons tout d'abord ces deux enquêtes, puis une première approche descriptive du travail dissimulé.

### 2.1. Les données

L'EPMF, collectée conjointement avec l'enquête Conditions de Vie et Aspirations du Crédoc, a

été réalisée en face-à-face en juin 2015 auprès de 2 004 personnes de 18 ans et plus vivant en France métropolitaine. Elle fournit des informations sur les décisions de travail dissimulé en 2015 au cours du mois précédant l'enquête et sur la période 2012-2015, sur les comportements d'embauche des ménages dans le domaine des services à la personne, et sur les intentions de sous-déclaration des revenus liées au niveau perçu des prélèvements obligatoires. L'EPMF comporte également des questions subjectives sur l'acceptabilité de divers comportements de fraude, la perception du risque et des pénalités, et la perception de la présence de fraudeurs dans l'entourage et le pays.

Le questionnaire amène progressivement les enquêtés aux questions délicates afin de les inciter à révéler les comportements liés au travail dissimulé ou à l'évitement fiscal<sup>4</sup>. Mais le risque de sous-report pour ce type de questions ne peut être négligé. Nous procédons donc à la comparaison de diverses mesures. D'une part, les déclarations de travail dissimulé dans le court terme sont comparées à celles qui concernent la période 2012-2015, les individus étant plus enclins à révéler des comportements de fraude passés que présents. Nous confrontons également les mesures de l'EPMF et celles issues des données de l'Eurobaromètre pour l'année 2013.

L'Eurobaromètre repose sur une structure d'enquête comparable à celle de l'EPMF et aborde graduellement les aspects les plus sensibles afin d'encourager la révélation des comportements de fraude dans un volet consacré au travail dissimulé et le recours aux services à domicile. Les questions sur les perceptions subjectives ou l'acceptabilité de la fraude sont libellées de façon identique ou très similaire à l'EPMF. Notre analyse se concentre sur les pays de la zone euro, le Royaume-Uni, la Suède et le Danemark.

Comme les données du Crédoc, l'EPMF vise à être représentative de la population française. Une comparaison des caractéristiques moyennes des enquêtés avec les données du recensement de la population (en annexe, tableau A-1) montre effectivement une bonne représentativité en termes de structure démographique ainsi que par type d'activité<sup>5</sup>. Concernant l'Eurobaromètre pour la France, la représentativité est un peu moins bonne du fait de la petite taille de l'échantillon. Les p-valeurs des tests d'égalité des moyennes ou proportions entre les deux sources montrent le rejet pour certaines variables démographiques (âge, marié) et types d'activité (retraité, au foyer). Comme l'EPMF correspond

à l'année 2015 et l'Eurobaromètre à 2013, cela peut expliquer une (petite) partie des différences.

Enfin, notons que les informations sur la fréquence du travail dissimulé ou sur les motivations des personnes concernées sont à prendre avec prudence : en effet, d'une part le taux de non-réponse est élevé ; d'autre part, l'interprétation des motifs peut être délicate. Les estimations porteront donc uniquement sur la probabilité d'effectuer du travail dissimulé (variable binaire).

## 2.2. Statistiques descriptives et mesure du travail non déclaré

Parmi les 2004 individus interrogés dans l'EPMF 2015, 3.8 % déclarent avoir travaillé de façon dissimulée le mois précédant l'enquête (tableau 1). Avec un échantillon de 2 004 observations, la proportion de travail dissimulé tient dans un intervalle de confiance à 95 % de 3.0 %-4.6 %, ce qui constitue une marge d'erreur acceptable s'agissant d'un phénomène assez mal évalué. C'est pourquoi il est intéressant de confronter cette mesure à d'autres indicateurs. Tout d'abord, on peut comparer avec les réponses à une autre question de l'EPMF sur le recours au travail non déclaré au cours de la période 2012-2015<sup>6</sup>. Le taux de travail dissimulé est de 8.8 % (dans un intervalle de confiance à 95 % de 7.6 %-10 %) ; la différence est notable mais reflète avant tout la probabilité cumulée sur le plus long terme. Le travail dissimulé est en effet logiquement plus faible sur la fenêtre temporelle du mois précédant l'enquête. Ce problème d'infréquence se pose d'autant plus que le travail dissimulé peut être de nature ponctuelle (revenu d'appoint). La seconde mesure peut aussi bénéficier d'une meilleure révélation des comportements de fraude, car il s'agit de comportements passés, plus faciles à avouer. L'intervalle fourni par les deux statistiques est donc intéressant : la première fournit une vision en coupe de l'emploi dissimulé en France tandis que la seconde, portant sur une période longue, recueille forcément plus d'occasions de fraude et souffre moins de sous-déclaration. Nous utilisons les deux variables dans nos estimations.

4. Comme toute enquête, les données sont anonymes, et les enquêteurs insistent bien sur ce fait lors de la collecte.

5. Les niveaux d'éducation sont à prendre avec prudence car dans l'EPMF, nous avons dû recréer des catégories à partir du nombre d'années d'études. La catégorie la plus fiable est 'bac et diplôme supérieur' et est donc celle que nous reportons et utilisons dans les estimations.

6. Plus précisément, l'enquête demande aux individus s'ils ont plus ou moins travaillé de manière dissimulée en 2015 par rapport à 2012. On infère des réponses à cette question le fait d'avoir au moins travaillé une fois de façon non déclarée sur la période 2012-2015.

Tableau 1 – Quantification du travail dissimulé

	EMPF 2015	Eurobaromètre 2013		Écarts	
	France (1)	France (2)	Europe* (3)	France (1) – France (2)	France (1) – Europe (3)
Offre de travail non déclaré					
Travail non déclaré**	0.038 (0.192)	0.044 (0.205)	0.048 (0.213)	-0.006 0.297	-0.010 0.33
Travail non déclaré en 2012-2015	0.088 (0.283)	-	-	-	-
Demande de travail (services à la personne) non déclaré					
Recours à des SAP	0.118 (0.323)	-	-	-	-
Recours à des SAP non déclarés	0.018 (0.133)	0.023 (0.151)	0.030 (0.180)	-0.005 0.73	-0.012 0.166
Recours à des SAP non déclarés en 2012-2015	0.048 (0.214)	-	-	-	-

\* Zone euro, Grande-Bretagne, Suède et Danemark. \*\* Travail non déclaré le mois passé (EMPF) ou l'année passée (Eurobaromètre).

Note : les écarts-types sont indiqués entre parenthèses, les p-valeurs des tests de différence en italique.

Source : EMPF 2015 et Eurobaromètre 2013.

Avec l'Eurobaromètre, le travail dissimulé est mesuré sur les 12 derniers mois. On s'attend donc à une statistique intermédiaire. C'est en effet le cas : le taux est de 4.4 % (intervalle de confiance de 3.5 %-5.3 %). Il est plus proche de la mesure « instantanée » de l'EMPF (voir aussi le tableau A-1 en annexe pour la comparaison des caractéristiques). Notons que l'Eurobaromètre porte sur l'année 2013, ce qui pourrait limiter quelque peu la comparaison avec les chiffres de l'EMPF pour 2015 ; néanmoins, en l'absence de choix majeurs sur la période, il est raisonnable de penser que ce taux n'a pas beaucoup évolué entre ces deux années. Le test d'égalité avec la proportion moyenne de l'EMPF n'est pas rejeté. On peut noter aussi que la moyenne des pays du groupe de comparaison est très similaire : 4.8 %. La différence avec la France n'est pas statistiquement rejetée ; autrement dit, les comportements de fraude en France ne sont pas significativement différents de la moyenne européenne.

Un dernier ensemble de comparaisons fait appel à des statistiques fournies dans le rapport du CNIS sur le travail dissimulé (Tagnani, 2017) et aux chiffres de l'Insee (Comptes nationaux). Ce rapport propose des comparaisons en termes de manque à gagner pour les finances publiques. Une mesure issue des contrôles aléatoires de l'Acoss chiffre le manque à gagner de cotisations entre 1.5 % et 1.9 %. Les chiffres de l'Insee portent sur la valeur ajoutée (VA) dissimulée, telle qu'identifiée par les contrôles et corrigée par la probabilité de contrôle ; la part de la VA dissimulée assimilable à du travail dissimulé se situe entre 3.2 % et 3.7 % de la masse salariale totale reçue par les ménages. Sur la base d'hypothèses simples concernant les revenus en question, le taux de travail dissimulé dans

l'enquête EMPF (3.8 %) converti en revenu dissimulé représenterait entre 1.4 % et 2.3 % de la masse salariale totale<sup>7</sup>. Il s'agit d'un ordre de grandeur relativement proche des deux autres statistiques, compte tenu des incertitudes importantes qui affectent les différentes estimations. La relative proximité des chiffres conforte l'idée que la mesure instantanée de l'EMPF ne souffre pas d'un phénomène massif de sous-déclaration<sup>8</sup>.

La deuxième moitié du tableau 1 présente un chiffrage de la proportion de ménages ayant recours à des SAP (11.8 %, soit 237 observations) et de ceux faisant appel à des SAP non déclarés (1.8 %) en 2015. Ces chiffres concernent trois catégories principales de services : le ménage, la garde d'enfant et l'aide à domicile. Ils représentent un taux d'embauches non déclarées d'environ 15 %. Du fait de la petite taille de l'échantillon (237 observations), l'intervalle de confiance à 95 % est large (10.6 %-19.8 %) ; il fournit néanmoins un ordre de grandeur

7. La proportion de personnes déclarant avoir effectué des heures non déclarées serait de 3.9 % (source : EMPF), ce qui représente 1.9 millions d'individus une fois ce taux rapporté à l'ensemble des personnes de 18 ans et plus. La proportion de personnes ayant effectué des heures non déclarées s'établit alors à 7.1 % après avoir ramené ces 1.9 millions à l'ensemble de la population en emploi au sens de la comptabilité nationale (27 millions de personnes). On suppose que les personnes n'ayant effectué que des heures non déclarées ont travaillé sur la base d'un temps complet (1 600 heures/an), et que les personnes ayant effectué à la fois des heures déclarées et non déclarées ont travaillé de façon non déclarée l'équivalent d'un quart de temps complet (400 heures/an). Avec ces hypothèses, la masse salariale dissimulée s'élève à 16 Md€ pour les personnes n'effectuant que des heures non déclarées, 3.6 Md€ pour les autres, soit 19.6 Md€ au total, ce qui représente 2.3 % de la masse salariale totale perçue par les ménages telle qu'estimée en comptabilité nationale.

8. En France, la responsabilité légale du travail non déclaré incombe à l'employeur - qui peut être sanctionné - mais pas au salarié. De facto, la perception des individus concernant le risque d'être repéré (et les sanctions) pourrait être faible, mais il est aussi possible que les individus ne soient pas au courant de la loi. Quoiqu'il en soit, l'impact de la perception doit différer entre le travail dissimulé et l'embauche (SAP) dissimulée car il est plus évident pour un ménage qu'il est directement responsable d'une embauche non déclarée.

intéressant pour une statistique rarement disponible. En effet, les SAP non déclarés sont difficilement identifiables par les contrôles de l'Urssaf<sup>9</sup>. Pour les raisons évoquées plus haut, on s'attend à ce que la part du recours à des SAP non déclarés soit plus élevée dans l'Eurobaromètre ; c'est bien le cas (2.3 %), mais la différence avec l'EPMF n'est pas significative. Ce taux est aussi relativement proche de la moyenne du groupe européen de comparaison qui s'élève à 3 % et il n'est pas statistiquement différent du taux français. Pour la France avec l'EPMF, on constate enfin que le taux est plus élevé (4.8 %) sur la période 2012-2015 qu'en « instantané » au cours du mois ayant précédé l'enquête<sup>10</sup>.

Pour affiner la description, nous comparons aussi les caractéristiques sociodémographiques des individus ayant recours ou non au travail dissimulé, en tant qu'offreurs ou demandeurs (tableau 2). On constate des différences relatives à la structure familiale (présence d'enfants, statut marital, âge), l'entourage (plus précisément, si

l'individu connaît au moins une personne ayant déjà eu recours au travail dissimulé), et enfin du nombre d'heures travaillées. Dans la majorité des cas, les personnes qui effectuent du travail dissimulé occupent un emploi (déclaré) à temps complet : 78 % des individus ayant connu un épisode de travail dissimulé travaillent au moins 35 heures par semaine. Le travail non déclaré en France apparaît ainsi en première approche plutôt comme une activité d'appoint<sup>11</sup>.

9. Même si ces derniers ont vocation à couvrir l'ensemble du champ des cotisants, l'inviolabilité du domicile privé est un obstacle à un contrôle Urssaf chez les particuliers employeurs. Notons que la borne haute de l'intervalle obtenu est proche de l'estimation obtenue par la DARES via une approche indirecte de rapprochement de sources en 2011.

10. L'enquête ne fournit cependant pas le nombre de ménages ayant recours aux SAP sur cette période. Ceci implique que l'on ne peut pas vérifier l'existence de différences significatives de niveaux de demande de travail dissimulé entre les échantillons.

11. Cet aspect est confirmé par le rapport CNIS (Taghani, 2017) qui recoupe plusieurs sources dont l'EPMF et indique que l'emploi dissimulé en France représente dans la majorité des cas une activité à temps partiel qui génère un revenu d'appoint. Il s'agit d'un revenu qui complète des salaires (40 % des cas) ou des revenus d'indépendant (13 %) et, pour le reste, il complète des revenus de remplacement (allocations chômage ou RSA).

Tableau 2 – Caractéristiques des offreurs et des demandeurs

	Demande de travail		Offre de travail	
	Déclaré	Non déclaré	Déclaré	Non déclaré
Caractéristiques sociodémographiques				
Femme	0.53 (0.50)	0.42 (0.50)	0.52 (0.50)	0.42 (0.50)
Âge	49.4 (17.70)	34.7 (13.90)	48.8 (17.82)	50.4 (16.25)
Marié(e) (0/1)	0.54 (0.50)	0.31 (0.47)	0.54 (0.50)	0.42 (0.50)
Nombre de personnes dans le ménage	2.50 (1.39)	2.74 (1.63)	2.51 (1.40)	2.44 (1.38)
Présence d'enfants (0/1)	0.72 (0.45)	0.45 (0.50)	0.71 (0.45)	0.86 (0.35)
Éducation				
Pas de diplôme	0.08 (0.27)	0.06 (0.25)	0.08 (0.27)	0.03 (0.17)
Diplôme inférieur au Bac	0.45 (0.50)	0.49 (0.50)	0.46 (0.50)	0.33 (0.48)
Bac et plus	0.47 (0.50)	0.44 (0.50)	0.47 (0.50)	0.64 (0.49)
Situation d'activité				
Cadre	0.08 (0.27)	0.06 (0.25)	0.08 (0.27)	0.14 (0.35)
Employé	0.14 (0.34)	0.18 (0.39)	0.14 (0.34)	0.22 (0.42)
Ouvrier	0.11 (0.31)	0.18 (0.39)	0.11 (0.31)	0.06 (0.23)
Étudiant	0.05 (0.22)	0.18 (0.39)	0.06 (0.23)	0.00 (0.00)
Retraité	0.29 (0.45)	0.05 (0.22)	0.28 (0.45)	0.36 (0.49)
Demandeur d'emploi	0.09 (0.28)	0.19 (0.40)	0.09 (0.29)	0.00 (0.00)
Travailleur indépendant	0.04 (0.19)	0.06 (0.25)	0.04 (0.19)	0.08 (0.28)
Personne en emploi	0.48 (0.50)	0.53 (0.50)	0.48 (0.50)	0.61 (0.49)
Emploi en CDI (vs. CDD)	0.13 (0.34)	0.22 (0.42)	0.13 (0.33)	0.35 (0.49)
Temps complet (vs. partiel)	0.82 (0.39)	0.78 (0.42)	0.82 (0.39)	0.68 (0.48)
Nombre d'heures travaillées par semaine				
Moins de 20h	0.05 (0.22)	0.10 (0.30)	0.05 (0.23)	0.09 (0.29)
Entre 20h et 35h	0.14 (0.35)	0.12 (0.33)	0.14 (0.35)	0.23 (0.43)
35h	0.36 (0.48)	0.27 (0.45)	0.36 (0.48)	0.27 (0.46)
Entre 35h et 39h	0.15 (0.36)	0.17 (0.38)	0.15 (0.36)	0.18 (0.39)
40h et plus	0.27 (0.44)	0.34 (0.48)	0.27 (0.45)	0.23 (0.43)
Entourage (effets de pairs)				
Connait au moins un travailleur non déclaré (0/1)	0.42 (0.49)	0.77 (0.43)	0.43 (0.49)	0.72 (0.45)

Note : les écarts-types sont indiqués entre parenthèses.  
Source : EPMF 2015.

Un examen des motifs à l'origine du travail dissimulé va dans le même sens. L'EPMF contient une question sur le motif principal et secondaire de non déclaration. Cette question est posée à tous les enquêtés, qu'ils aient déclaré avoir effectué du travail non déclaré ou pas (en 2015, ou au cours des trois années précédant l'enquête). La très grande majorité indiquent la nécessité d'arrondir les fins de mois comme motif principal ; en cumulant avec le motif proche 'être mieux payé', on atteint entre 50 % et 60 % des réponses pour tous les cas. Vient ensuite le manque d'emploi régulier, qui représente de 15 % à 20 % des réponses. Cette vision semble être très largement partagée, comme le montre la surprenante proximité entre les déclarations des fraudeurs et celles des non fraudeurs. On constate juste un peu plus de divergence entre les deux groupes pour les motifs mineurs : ainsi,

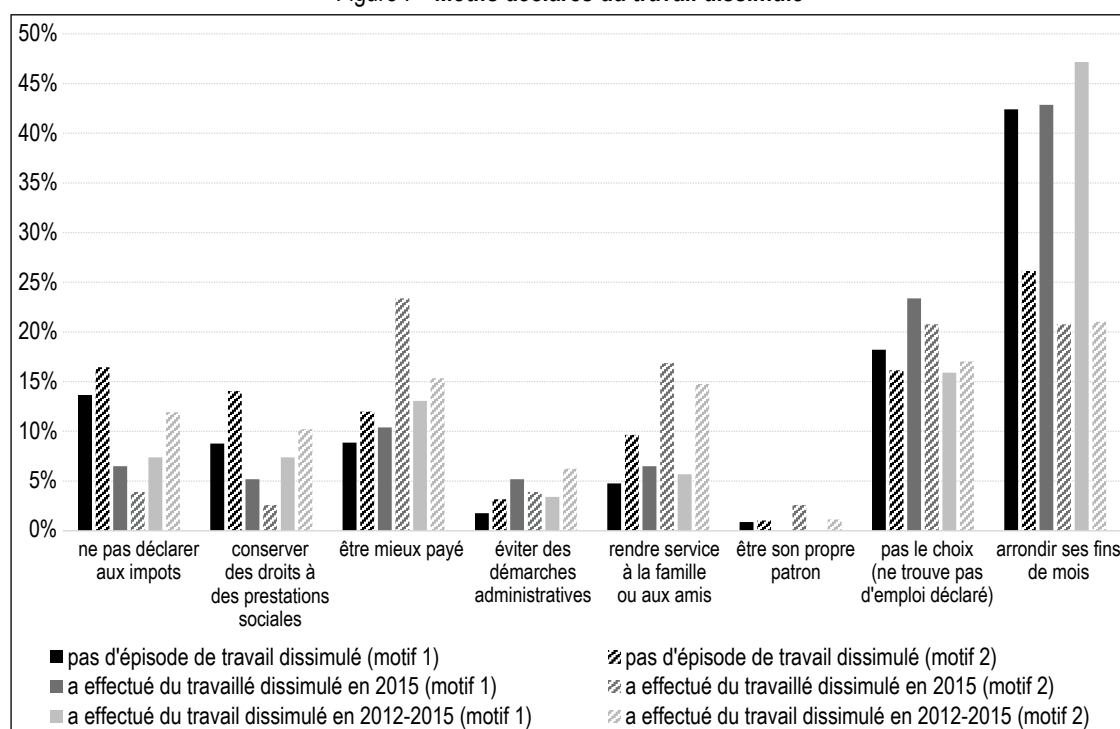
les enquêtés qui n'ont pas effectué de travail non déclaré citent plus souvent le motif d'échapper au fisc tandis que les autres invoquent d'autres motifs financiers (être mieux payé) ou personnels (rendre service à un proche) plutôt que la fraude (figure I).

Remarquons enfin que la distribution de l'acceptabilité du travail dissimulé, que ce soit du côté de la demande ou de l'offre, est comparable entre les échantillons utilisés, aussi bien entre l'EPMF et l'Eurobaromètre pour la France qu'entre la France et l'Europe avec l'Eurobaromètre (tableau 3).

### 2.3. Éléments de comparaison au niveau européen

Les données de l'Eurobaromètre permettent de comparer la France et d'autres pays européens ;

Figure I – Motifs déclarés du travail dissimulé



Note de lecture : parmi les enquêtés ayant effectué du travail dissimulé dans la période 2012-2015, 47 % invoquent 'arrondir ses fins de mois' comme motif principal (1) et 21 % comme motif secondaire (2).  
Source : EPMF 2015.

Tableau 3 – Acceptabilité du travail dissimulé

Acceptabilité...	EMPF 2015	Eurobaromètre 2013		Écarts	
	France (1)	France (2)	Europe* (3)	France (1) – France (2)	France (1) – Europe (3)
... de travailler sans être déclaré	3.02 (2.37)	2.91 (2.27)	3.60 (2.65)	0.11 <i>0.059</i>	-0.58 <i>0</i>
... d'embaucher sans déclarer	3.53 (2.58)	2.00 (1.77)	2.25 (1.93)	1.53 <i>0</i>	1.28 <i>0</i>

\* Zone euro, Grande-Bretagne, Suède et Danemark.

Note : les écarts-types sont indiqués entre parenthèses, les p-valeurs des tests de différence en italique. L'acceptabilité est notée sur une échelle croissante de 1 à 10.

Source : EPMF 2015 et Eurobaromètre 2013.



nous reportons à la fois un point de comparaison moyen (zone euro + Royaume-Uni + Suède + Danemark), les comparateurs naturels que sont le Royaume-Uni et l'Allemagne, et quelques pays de deux groupes typiquement contrastés (pays nordiques et pays du sud de l'Europe). La France apparaît proche de ses voisins européens (figure II). Les statistiques européennes sont cependant surprenantes puisque l'on observe des taux de travail non déclaré relativement élevés dans deux pays scandinaves et plus faibles dans les pays du sud. La part de l'économie souterraine en pourcentage du PIB, indiquée dans le graphique, est plus conforme à l'intuition<sup>12</sup>.

Une explication des différences de taux de travail dissimulé entre pays d'Europe pourrait tenir aux pratiques : par exemple, au Danemark – ou même en Suède et en France – le travail dissimulé concerne principalement des activités complémentaires et non des emplois réguliers ; au contraire, dans les pays de l'est et du sud de l'Europe, il s'agit plus souvent d'emplois intégralement non déclarés, ce qui peut inciter à une sous-déclaration y compris dans l'enquête européenne<sup>13</sup>. Même si la variable de l'Eurobaromètre à ce sujet n'est pas parfaitement renseignée, il en ressort toutefois qu'environ 60 % de l'activité non déclarée correspond à des heures supplémentaires en Europe continentale ou scandinave (61 % et 58 % respectivement),

contre 27 % dans les pays de l'est et du sud de l'Europe. Pour tenir compte de ces éléments, nos estimations sur l'ensemble des voisins européens seront pondérées par divers facteurs  $Z_i$  pour augmenter l'influence de pays proches : on utilisera des poids  $f(Z_i) = Z_{max} - \text{abs}(Z_{France} - Z_i)$  pour chaque pays  $i$ , de sorte à pondérer plus faiblement ceux qui diffèrent de la France. Les facteurs retenus sont le pourcentage d'activité dissimulée correspondant à des heures supplémentaires non déclarées, le PIB par habitant et le taux de chômage.

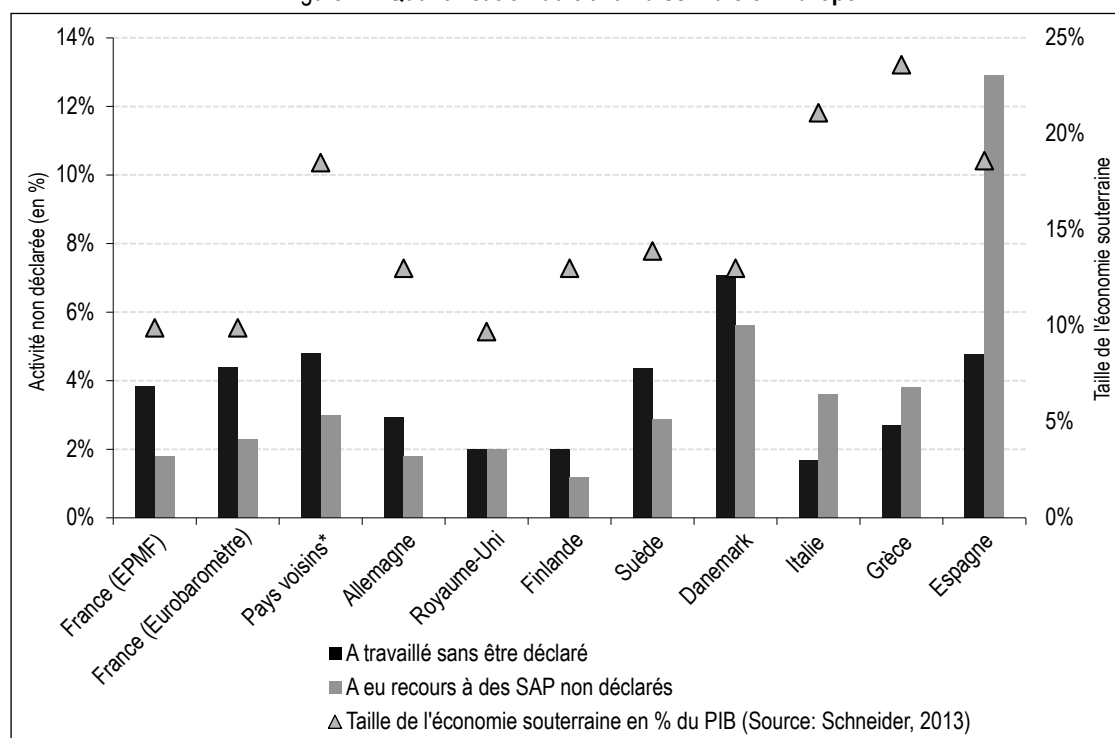
## 2.4. Acceptabilité des comportements de fraude

Les pratiques de travail dissimulé s'inscrivent aussi plus largement dans les perceptions sur l'acceptabilité des comportements de fraude.

12. Dans la Figure II, les données sur la taille de l'économie souterraine, exprimée en pourcentage du PIB, sont issues de Schneider (2013). L'économie souterraine est mesurée par une estimation par MIMIC (Multiple Indicators and Multiple Courses), présentée plus en détail dans Schneider (2011). Le travail dissimulé ne représente qu'une part de l'économie souterraine qui inclut aussi le chiffre d'affaire non déclaré et le produit des activités criminelles et des délits économiques. Concernant les SAP non déclarés, on observe dans la Figure II des taux similaires pour la France et les pays proches. Des différences notables existent entre pays – le taux très élevé en Espagne est cohérent avec l'ampleur de l'économie informelle dans ce pays.

13. Le rapport « Undeclared Work in the European Union » (Eurobaromètre, 2014) reporte entre 60 et 100 heures/an de travail non déclaré en Europe du nord et continentale, contre 330-350 heures en Europe du sud.

Figure II – Quantification du travail dissimulé en Europe



\* Zone euro, Royaume-Uni, Suède et Danemark.

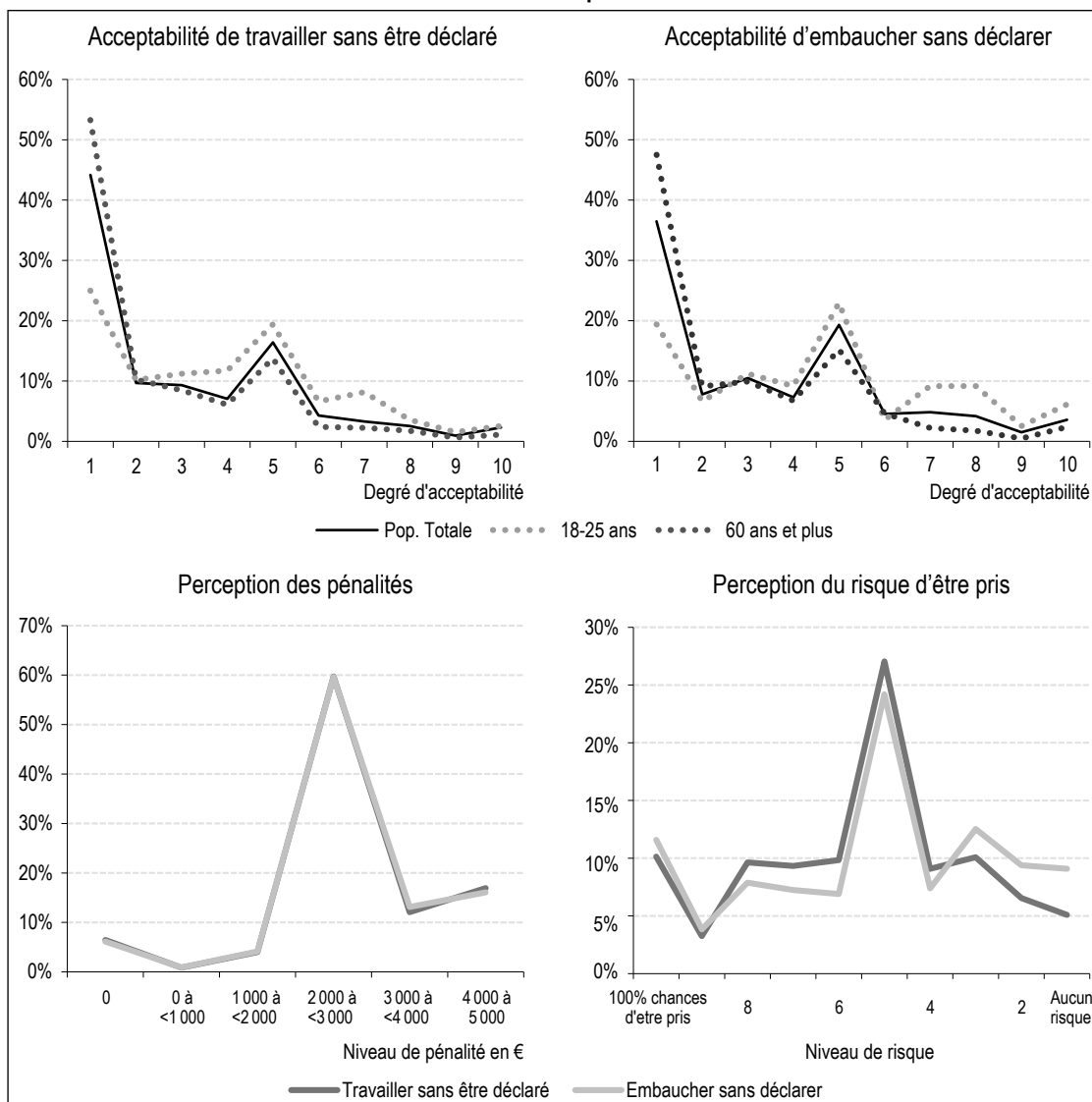
Source : EPMF 2015 pour la France, Eurobaromètre 2013 pour la France et les autres pays.

Le tableau 3 reporte la réponse moyenne à une question sur l'acceptabilité du travail dissimulé (« occuper un emploi sans le déclarer aux impôts ou aux organismes publics ») et du recours à des SAP non déclarés. Les réponses sont données sur une échelle allant de 1 (« totalement inacceptable ») à 10 (« totalement acceptable ») dans l'EPMF et l'Eurobaromètre. Pour la France, la moyenne est d'environ 3 dans les deux enquêtes, légèrement plus faible que la moyenne européenne. Nous utiliserons essentiellement cette variable comme variable explicative (valeur civique) dans l'estimation du travail dissimulé, aux côtés d'autre variables sur l'acceptabilité des comportements de fraude relatifs au fait de « ne pas déclarer tous ses revenus aux institutions » (fraude fiscale) ou de « percevoir des aides sociales sans en avoir le droit » (fraude sociale). Une majorité des enquêtés considère

inacceptable chacun des comportements frauduleux (réponse 1 sur l'échelle de 1 à 10, figure III) et la distribution des réponses concernant l'acceptabilité de différents comportements de fraude apparaît très similaire dans l'EPMF et dans l'Eurobaromètre (voir annexe, figure A-1). La seule exception concerne l'embauche pour des SAP : les distributions sont un peu moins comparables du fait des faibles proportions de personnes ayant recours aux SAP.

Pour les autres pays, la majorité des enquêtés considère aussi que les divers comportements de fraude sont totalement inacceptables, mais le profil de l'acceptabilité apparaît variable selon le type de fraude (voir annexe, figure A-2). Pour la fraude sociale et l'embauche non déclarée pour des SAP, on retrouve une distribution intuitive où s'opposent les pays nordiques « vertueux » et

Figure III – Distributions de l'acceptabilité du travail non déclaré et de la perception des pénalités et des risques



Sources : EPMF 2015 pour la France, Eurobaromètre 2013 pour la France et les autres pays.

les pays du Sud (cf. Algan & Cahuc, 2009). Les différences nord-sud sont moins systématiques et vont jusqu'à s'inverser lorsqu'il s'agit du travail dissimulé et de la non déclaration de tous ses revenus, reflétant les différences de nature même des emplois non déclarés entre les pays comparés (emploi informel dans le sud, appoint ailleurs). La France et l'Allemagne se trouvent dans une position intermédiaire pour tous les types de fraude. Une analyse statistique plus approfondie est proposée dans l'Annexe en ligne (lien à la fin de l'article).

### 3. Analyse du travail dissimulé en France

Notre analyse repose sur des estimations économétriques des caractéristiques des offreurs de travail non déclaré. Ces estimations permettent d'étudier la corrélation entre le travail non déclaré et divers facteurs pertinents mis en évidence dans la littérature. Notons que, dans un cadre non expérimental, il n'est pas possible d'extraire de causalité.

Nous utilisons un modèle probit suivant la spécification ci-dessous pour des variables dépendantes binaires  $Y_i$  (par exemple l'indicatrice de travail dissimulé en 2015) :

$$P(y_i = 1 | X_i, Z_i) = \Phi(\alpha + D_i\beta + S_i\gamma)$$

Plusieurs ensembles de variables explicatives sont mobilisés : le vecteur  $D_i$  inclut des caractéristiques sociodémographiques (âge, statut marital et familial, éducation) et économiques (situation d'activité, revenu) et le vecteur  $S_i$  des caractéristiques individuelles subjectives (perception de l'entourage, perception du risque et des sanctions, valeurs civiques, perception

de la pression fiscale). Pour déceler de trop fortes corrélations entre les régresseurs, nous introduisons les variables de façon incrémentale (*stepwise*). Cette approche nous permet de jauger de la multicolinéarité qui peut affecter nos estimations<sup>14</sup>. Des variables omises peuvent influencer à la fois la propension à travailler de façon dissimulée et les variables explicatives (par exemple, le secteur d'activité). Nous parlerons donc plutôt de corrélats ou de déterminants potentiels du travail dissimulé. Nous pouvons cependant esquisser le profil des ménages ayant recours au travail non déclaré et étudier le rôle de l'hétérogénéité concernant des facteurs subjectifs susceptibles d'influencer les pratiques (morale, perception des risques et sanctions, entourage).

#### 3.1. L'influence des variables sociodémographiques et économiques sur l'offre

Nos estimations portent sur deux variables dépendantes, le travail non déclaré en 2015 et le travail non déclaré sur les trois années précédant l'enquête. Nous introduisons progressivement les variables explicatives suivantes : variables démographiques (modèle 1), âge (modèle 2), éducation (modèle 3), niveau de revenu (modèle 4) et situation d'activité (modèle 5). Les résultats sont présentés dans le tableau 4. Nous y reportons les effets marginaux d'estimations par probit, ainsi que les  $R^2$  de modèles à probabilité linéaire ; ceux-ci restent faibles quelle que soit la spécification. Les variables

14. En complément, une analyse par facteur d'inflation de la variance (non reportée) pour l'ensemble des estimations qui suivent n'a pas détecté de colinéarité problématique entre les régresseurs.

Tableau 4 – Estimations de l'offre de travail dissimulé : variables sociodémographiques et économiques (modèles Probit)

	2015					2012-2015				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Situation familiale (réf. : célibataire femme)										
Célibataire homme	0.0209*	0.0133	0.0106	0.0110	0.0106	0.0558***	0.0411**	0.0385**	0.0389**	0.0371**
	(0.0120)	(0.0119)	(0.0119)	(0.0117)	(0.0122)	(0.0179)	(0.0177)	(0.0178)	(0.0176)	(0.0181)
Mère isolée	-0.00888	-0.0157	-0.0178	-0.0197	-0.0186	0.0107	-0.00744	-0.00929	-0.0167	-0.0155
	(0.0204)	(0.0206)	(0.0205)	(0.0202)	(0.0198)	(0.0320)	(0.0315)	(0.0314)	(0.0314)	(0.0307)
Père isolé	0.00327	-8.29e-05	-0.00458	0.000137	-0.000794	0.0334	0.0175	0.0149	0.0255	0.0187
	(0.0277)	(0.0283)	(0.0277)	(0.0273)	(0.0281)	(0.0458)	(0.0450)	(0.0448)	(0.0450)	(0.0460)
Femme mariée sans enfant	-0.0412**	-0.0309	-0.0312	-0.0270	-0.0273	-0.0549**	-0.0320	-0.0321	-0.0211	-0.0201
	(0.0203)	(0.0208)	(0.0208)	(0.0208)	(0.0205)	(0.0257)	(0.0262)	(0.0261)	(0.0263)	(0.0261)
Femme mariée avec enfant(s)	-0.0425*	-0.0451**	-0.0462**	-0.0436*	-0.0415*	-0.0690**	-0.0775**	-0.0777**	-0.0706**	-0.0671**
	(0.0222)	(0.0223)	(0.0222)	(0.0225)	(0.0225)	(0.0345)	(0.0337)	(0.0337)	(0.0344)	(0.0342)
Homme marié sans enfant	-0.00939	-0.00679	-0.00951	-0.00671	-0.00814	-0.0157	-0.0144	-0.0163	-0.00602	-0.0130
	(0.0204)	(0.0205)	(0.0201)	(0.0204)	(0.0209)	(0.0335)	(0.0325)	(0.0323)	(0.0332)	(0.0334)
Homme marié avec enfant(s)	-0.0638***	-0.0450**	-0.0472**	-0.0421*	-0.0412*	-0.0588**	-0.0148	-0.0188	-0.00431	-0.00675
	(0.0225)	(0.0228)	(0.0230)	(0.0227)	(0.0231)	(0.0230)	(0.0238)	(0.0238)	(0.0243)	(0.0245)

→

Tableau 4 – (suite)

	2015					2012-2015				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Nombre d'enfants à charge	-0.00370 (0.00671)	0.00402 (0.00607)	0.00379 (0.00617)	0.00300 (0.00633)	0.00323 (0.00627)	-0.0255** (0.0126)	-0.00853 (0.0114)	-0.00916 (0.0114)	-0.0112 (0.0119)	-0.0106 (0.0116)
Nb. personnes dans le foyer	0.00947*** (0.00340)	-0.000191 (0.00419)	-0.000178 (0.00420)	0.00181 (0.00442)	0.00138 (0.00442)	0.0204*** (0.00542)	0.000647 (0.00636)	0.000888 (0.00638)	0.00629 (0.00656)	0.00667 (0.00654)
Âge (réf. : < 25 ans)										
25-40 ans		-0.0154 (0.0142)	-0.0184 (0.0142)	-0.0151 (0.0144)	-0.0169 (0.0149)		-0.0265 (0.0211)	-0.0300 (0.0210)	-0.0271 (0.0210)	-0.0379 (0.0232)
40-60 ans		-0.0398*** (0.0143)	-0.0435*** (0.0146)	-0.0405*** (0.0148)	-0.0438*** (0.0153)		-0.0747*** (0.0212)	-0.0796*** (0.0215)	-0.0731*** (0.0217)	-0.0841*** (0.0236)
60-70 ans		-0.0734*** (0.0213)	-0.0764*** (0.0214)	-0.0735*** (0.0214)	-0.0826*** (0.0181)		-0.149*** (0.0284)	-0.154*** (0.0285)	-0.149*** (0.0283)	-0.157*** (0.0298)
> 70 ans		-0.108*** (0.0297)	-0.112*** (0.0286)	-0.107*** (0.0286)	-0.117*** (0.0308)		-0.172*** (0.0299)	-0.177*** (0.0300)	-0.174*** (0.0302)	-0.183*** (0.0372)
Éducation (réf. : Bac et études supérieures)										
Aucun diplôme			0.0117 (0.0165)	0.00836 (0.0176)	0.00454 (0.0179)			0.00471 (0.0247)	-0.00507 (0.0260)	-0.00940 (0.0262)
Diplôme inférieur au Bac			-0.00365 (0.0115)	-0.00404 (0.0113)	-0.00824 (0.0113)			-0.0153 (0.0166)	-0.0124 (0.0166)	-0.0165 (0.0170)
Revenu (réf. : < 900 € / mois)										
900-1 499 €				-0.0273* (0.0150)	-0.0281* (0.0151)				-0.00524 (0.0222)	-0.00833 (0.0222)
1 500-2 299 €				-0.0225 (0.0146)	-0.0216 (0.0148)				-0.0209 (0.0225)	-0.0237 (0.0227)
2 300-3 099 €				-0.0308* (0.0159)	-0.0302* (0.0159)				-0.0626** (0.0246)	-0.0656*** (0.0248)
3 100-3 999 €				-0.0334* (0.0196)	-0.0321 (0.0196)				-0.0522* (0.0292)	-0.0564* (0.0295)
4 000 € et plus				-0.0233 (0.0197)	-0.0198 (0.0197)				-0.0241 (0.0290)	-0.0265 (0.0298)
Indépendant (Oui=1)					0.0533 (0.0414)					0.0438 (0.0420)
Situation d'activité (réf. : employé)										
Cadre et profession intellectuelle supérieure					-0.0143 (0.0181)					-0.00397 (0.0275)
Profession intermédiaire					-0.0207 (0.0138)					-0.0128 (0.0224)
Ouvrier					0.00350 (0.0166)					0.0146 (0.0232)
Retraité					-0.00936 (0.0134)					-0.0194 (0.0201)
Demandeur d'emploi					0.00541 (0.0191)					-0.00251 (0.0267)
R2 d'un modèle à probabilité linéaire	0.021	0.037	0.040	0.043	0.049	0.040	0.073	0.075	0.080	0.083
Nombre d'observations	2 004									

Note : écarts-types entre parenthèses. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.  
Source : EPMF 2015.

sociodémographiques et économiques seules expliquent finalement assez peu la variance du travail dissimulé, au minimum 2 % avec le modèle 1 en « instantané » et au plus 8 % avec le modèle 5 pour la période 2012-2015. Ce meilleur pouvoir explicatif peut être relié à deux raisons : d'une part, on révèle plus facilement

une « faute » passée (la variable pour 2012-2015 étant moins sujette au sous-report) ; d'autre part, la variable sur 2012-2015 informe mieux sur les pratiques régulières de travail dissimulé, qui seraient davantage liées aux caractéristiques sociodémographiques des individus.

La définition de groupes de statut familial précis que nous avons adoptée visait à délimiter plus finement le type de personnes susceptibles de travailler de façon dissimulée. Pour autant, on n'observe pas de profil démographique fort, excepté la variable « femme mariée avec enfant(s) », qui ressort négativement et de façon statistiquement significative dans la plupart des modèles. Ce groupe serait moins concerné par le travail dissimulé, ce qui s'explique intuitivement par une participation moins forte au marché du travail en général. La magnitude dudit coefficient réduit dans la spécification qui contrôle également pour les effets liés aux situations d'activité. On voit également apparaître une propension au travail dissimulé chez les hommes seuls mais moins forte chez les plus de 40 ans : ces résultats sont insensibles au fait d'ajouter ou non les situations d'activité, ou d'inclure le coefficient associé à la retraite. La suite des estimations ne révèle aucun effet significatif de l'éducation (niveau Bac et supérieur).

L'introduction des niveaux de revenu mensuel du ménage ne fournit pas une information très nette du fait que la variance du revenu est elle-même expliquée à près de 40 % par les variables démographiques et l'éducation<sup>15</sup>. Les niveaux de revenus intermédiaires apparaissent cependant moins concernés par le travail dissimulé. Les variables liées aux situations d'activité ne semblent pas avoir d'influence significative. Les résultats indiquent que les salaires influencent la propension au travail dissimulé plus significativement que les situations d'activité. Le coefficient négatif et significatif associé uniquement à la tranche de revenus 2 300-3 999 € implique que les individus n'ont pas forcément recours au travail dissimulé en fonction de leur niveau de revenus. La magnitude et la significativité des coefficients indiquent que les individus aux revenus inférieurs à 2 300 € par mois semblent plus susceptibles d'avoir recours au travail dissimulé, qui constitue d'ailleurs majoritairement une activité d'appoint (cf. tableau 2).

### 3.2. L'influence de facteurs subjectifs

Nous nous concentrons maintenant sur les facteurs subjectifs – perception de l'entourage, des risques et sanctions, et acceptabilité – en contrôlant toujours les caractéristiques sociodémographiques et économiques discutées ci-dessus.

Nous définissons les variables subjectives de façon à faciliter l'interprétation de leur corrélation avec le travail dissimulé : un coefficient positif traduit un impact potentiel positif sur

l'activité non déclarée. L'acceptabilité est déjà définie ainsi dans l'enquête puisqu'elle est mesurée à partir d'une échelle croissante (de 1 à 10). La variable de perception de l'entourage indique la proportion de personnes travaillant de manière non déclarée en France et dans l'entourage de la personne perçue par l'enquêté. La variable de risque est établie sur une échelle de 1 (100 % de chances d'être pris) à 10 (0 %), et la variable concernant le montant de la sanction est calculée comme la différence entre 5 000 € et le montant de pénalité auquel la personne considère qu'elle s'exposerait si elle travaillait pour un salaire non déclaré de 1 000 €. Nous mobilisons aussi une indicatrice sur la perception d'un niveau de prélèvements trop élevé. Les résultats sont présentés dans le tableau 5, à nouveau pour le travail dissimulé le mois précédent en 2015 et pour la période 2012-15.

Une première question est de savoir si ces facteurs subjectifs capturent des profils socio-démographiques particuliers (par exemple, si l'effet du risque perçu disparaît en incluant l'âge)<sup>16</sup>. Le coefficient sur les différents facteurs subjectifs est significatif et d'un signe qu'on peut interpréter intuitivement : le travail dissimulé est corrélé positivement et significativement avec (a) la perception du degré de diffusion du travail non déclaré dans l'entourage, (b) le degré d'acceptabilité d'un tel comportement, (c) la faiblesse du risque perçu, (d) la faiblesse de la sanction perçue, et (e) la perception que les prélèvements obligatoires sont trop élevés (significatif uniquement pour la mesure 2012-15)<sup>17</sup>.

15. L'intitulé de la question relative aux revenus est le suivant : « Au total, à combien s'élève par mois l'ensemble des revenus de votre foyer, c'est-à-dire, les salaires, retraites, chômage, revenus d'indépendants, revenus du conjoint, prestations familiales, autres revenus ...? ». Nous postulons ici que, compte tenu de la tendance générale au sous-report, les réponses à cette question n'incluent pas d'éventuels revenus non déclarés.

16. L'Annexe en ligne C1 présente une étape intermédiaire : l'estimation des facteurs subjectifs sur les variables sociodémographiques et économiques. Il en ressort que ces variables expliquent assez peu l'hétérogénéité subjective. Néanmoins, les jeunes et les très faibles revenus perçoivent un niveau plus élevé d'activité dissimulée dans leur entourage, peut-être parce que leur situation sur le marché du travail les met davantage en contact avec de telles situations. La perception du risque augmente avec la fragilité économique et l'âge, tandis que le poids des sanctions est perçu de façon accrue chez les plus jeunes et les faibles revenus. L'acceptabilité de la fraude en général (fiscale, sociale et sur le marché du travail) diminue avec l'âge et semble plus grande chez les indépendants que pour n'importe quel groupe sociodémographique.

17. Nous soulignons ici à nouveau que nos interprétations ne sont pas causales. Il y a potentiellement des variables omises, des causalités inverses et des erreurs de mesure conduisant à des biais. Par exemple sur la perception de l'entourage, les erreurs peuvent venir d'une sous-déclaration qui affecte à la fois l'activité dissimulée de la personne et de son entourage. Une causalité inverse est simplement le fait de déclarer un entourage fraudeur pour justifier son propre comportement de fraude. Les variables omises correspondent à des circonstances inobservables communes à une personne et à son entourage (par exemple partager un sentiment de défiance vis-à-vis de l'État). Le coefficient sur la variable de perception de l'entourage surestime ainsi les effets de pairs implicites, ce qui limite l'interprétation et nous amène à parler seulement de corrélats ou déterminants potentiels du travail dissimulé mais en aucun cas d'un coefficient indiquant et quantifiant une relation causale.

Tableau 5 – Corrélats de l'offre de travail dissimulé : facteurs subjectifs (estimation par probit)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
2015											
Perception du % de travail dissimulé											
en France	0.0499**		0.000098								0.00195
	(0.0243)		(0.0257)								(0.0256)
dans l'entourage		0.141***	0.141***								0.107***
		(0.0241)	(0.0262)								(0.0250)
Acceptabilité (1-10)				0.00845***		0.00791***		0.00836***	0.00782***	0.00600***	
				(0.00154)		(0.00152)		(0.00153)	(0.00152)	(0.00146)	
Perception de faiblesse du risque (1 – probabilité d'être pris)					0.00578***	0.00451***	0.00576***		0.00450***	0.00335**	
					(0.00167)	(0.00164)	(0.00166)		(0.00163)	(0.00159)	
Perception de faiblesse de la pénalité (5K euro – pénalité)						0.00954**	0.00947**	0.00894**	0.00890**	0.00755**	
						(0.00397)	(0.00392)	(0.00387)	(0.00383)	(0.00361)	
Pense que les prélèvements obligatoires sont trop élevés											0.00948
											(0.0104)
R2 d'un modèle à probabilité linéaire	0.051	0.074	0.074	0.065	0.055	0.052	0.069	0.057	0.068	0.071	0.089
Nombre d'observations	2 004										
2012-2015											
Perception du % de travail dissimulé											
en France	0.0932***		0.0177								0.0219
	(0.0348)		(0.0363)								(0.0350)
dans l'entourage		0.248***	0.241***								0.166***
		(0.0379)	(0.0402)								(0.0380)
Acceptabilité (1-10)				0.0176***		0.0168***		0.0175***	0.0167***	0.0142***	
				(0.00219)		(0.00220)		(0.00220)	(0.00221)	(0.00216)	
Perception de faiblesse du risque (1 – probabilité d'être pris)					0.0108***	0.00877***	0.0107***		0.00870***	0.00701***	
					(0.00248)	(0.00248)	(0.00248)		(0.00248)	(0.00244)	
Perception de faiblesse de la pénalité (5K euro – pénalité)						0.00883*	0.00852	0.00823	0.00787	0.00799	
						(0.00533)	(0.00519)	(0.00506)	(0.00494)	(0.00488)	
Pense que les prélèvements obligatoires sont trop élevés											0.0337**
											(0.0147)
R2 d'un modèle à probabilité linéaire	0.086	0.108	0.108	0.115	0.091	0.084	0.121	0.092	0.116	0.122	0.138
Nombre d'observations	2 004										

Note : estimations par probit avec contrôles pour sociodémographie, éducation, revenus et occupations. Écarts-types entre parenthèses.  
\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.  
Source : EPMF 2015.

Des estimations supplémentaires (non reportées) qui ne contrôlent que le statut marital et familial donnent des résultats similaires (les coefficients sont simplement plus faibles, entre la moitié et les deux-tiers, ainsi que les R<sup>2</sup>). Ceci permet de répondre par la négative à la question ci-dessus : la faible association entre variables sociodémographiques et corrélats subjectifs (voir Annexe en ligne) fait que le rôle explicatif de ces derniers change très peu lorsque les premières sont ajoutées au modèle<sup>18</sup>. En d'autres termes, l'hétérogénéité subjective concernant l'entourage (potentiellement effet d'une norme locale), l'acceptabilité (traduisant potentiellement le rôle de la 'morale fiscale' et des valeurs civiques) et la perception du risque ou des sanctions vient s'ajouter.

Une seconde question porte sur la façon dont ces facteurs agissent : sont-ils indépendants les uns des autres, ou au contraire fortement corrélés, et se substituent-ils les uns aux autres dans l'explication du travail dissimulé ? Y répondre permettrait d'affiner l'interprétation de leur influence propre (par exemple, l'acceptabilité peut renvoyer à une dimension morale, mais aussi dépendre de la norme perçue *via* l'entourage). L'approche incrémentale que nous présentons permet d'apporter quelques éléments. Les facteurs subjectifs semblent jouer des rôles différenciés : leurs coefficients restent en effet assez stables que l'on introduise ces variables

18. Dans la spécification la plus complète (modèle 11), le R<sup>2</sup> ajusté augmente peu lorsque tous les contrôles sont inclus.

progressivement ou une à la fois ou qu'on les combine de différentes façons (par exemple l'acceptabilité et le risque dans le modèle 7 comparé aux modèles 4 et 5). Le modèle 11 montre que leurs coefficients ne diminuent que d'un quart à un tiers lorsque toutes les variables sont prises en compte simultanément, par rapport aux modèles où chaque variable est introduite isolément. Des estimations alternatives (non reportées) indiquent que la contribution de chacune de ces variables (entourage, risque, sanction, acceptabilité) au  $R^2$  est assez similaire (environ 0.03 chacune) lorsque les modèles n'incluent aucune variable de contrôle.

Nous utilisons également une autre approche, avec des interactions de certains de ces facteurs pour déterminer s'ils agissent de façon complémentaire. Le tableau C2-1 de l'Annexe en ligne présente les coefficients sur les termes d'interaction entre effet de l'entourage et acceptabilité, entre acceptabilité et risque et entre risque et effet de l'entourage. Les coefficients obtenus sont tous positifs et significatifs, suggérant une complémentarité entre ces facteurs.

En résumé, les facteurs subjectifs semblent avoir le rôle explicatif principal et sont assez complémentaires entre eux. Le modèle empirique complet explique à peu près 9 % de la variance totale du travail dissimulé pour le mois précédant l'enquête en 2015 ; les résultats sont qualitativement similaires sur la période étendue 2012-2015, mais les effets sont plus forts au total car le contenu informationnel est certainement plus élevé (le  $R^2$  est alors d'environ 0.14)<sup>19</sup>.

Finalement, on peut se demander si les facteurs subjectifs reflètent des composantes générales des comportements de fraude – *i.e.* des composantes communes au travail dissimulé, à la fraude fiscale, à la fraude sociale – ou bien sont des corrélats spécifiques au travail dissimulé. Pour répondre à cette interrogation, nous présentons dans l'Annexe en ligne (tableau C2-2) une analyse détaillée de la demande de SAP non déclarés et de la fraude fiscale, afin d'explorer dans quelle mesure les comportements de fraude sont déterminés par les perceptions générales des individus vis-à-vis de la fraude. Les résultats montrent que des effets croisés existent. Par exemple, l'acceptabilité de la fraude fiscale explique aussi bien le travail dissimulé que l'acceptabilité de ce dernier. De façon symétrique, l'acceptabilité du travail dissimulé explique autant la fraude fiscale que son acceptabilité. Ces résultats sont cohérents avec ceux de Dwenger *et al.* (2016) qui montrent que l'aspect intrinsèque du respect des règles se retrouve de

manière transversale : nos résultats indiquent que les individus rejetant toute forme de fraude (fiscale, sociale, etc.) sont également moins susceptibles de participer au travail dissimulé, tant comme offreurs que comme demandeurs. Les estimations suggèrent aussi une certaine complémentarité entre l'acceptabilité du travail non déclaré et la fraude fiscale – ces deux corrélats agissent de façon cumulative et indiquent que les différentes dimensions composant la morale fiscale sont complémentaires pour un même individu. De même pour la fraude fiscale : l'acceptabilité du travail dissimulé se cumule à celle de l'évitement fiscal<sup>20</sup>. De manière générale, les résultats présentés dans le tableau 5 indiquent que considérer le travail dissimulé totalement acceptable (réponse 10 sur l'échelle de 1 à 10) plutôt que totalement inacceptable (réponse 1) augmente d'environ 0.3 point de pourcentage (8 %) la probabilité de recours au travail dissimulé en 2015 (pour un recours moyen de 3.8 %). Cette différence substantielle implique que la perception des valeurs (morale) est à l'origine de différences substantielles dans les comportements des individus, qui se traduit par une association positive entre le niveau d'acceptabilité du travail dissimulé et la propension à effectuer du travail dissimulé.

#### 4. Comparaisons au niveau européen

Cette dernière section propose une comparaison de l'influence des caractéristiques sociodémographiques et des perceptions individuelles du travail dissimulé entre la France et quelques pays proches, ainsi que le groupe composé de la zone euro, la Grande-Bretagne, la Suède et le Danemark. Nous utilisons pour ce faire les variables strictement communes à l'EPMF et à l'Eurobaromètre en termes de définition, et donc des spécifications un peu différentes de celles présentées jusqu'à présent. Les résultats sont présentés dans le tableau 6.

Au préalable nous vérifions la validité croisée des deux sources. Sur l'EPMF avec les variables redéfinies en concordance avec l'Eurobaromètre, les résultats confirment que la propension au travail dissimulé est plus faible pour les femmes mariées avec enfant et les plus de

19. La différence la plus importante semble être l'effet jusqu'à deux fois plus élevé pour l'acceptabilité et le risque. Les effets relatifs aux sanctions tendent à disparaître. Une interprétation possible est le fait que la morale et l'aversion au risque sont des facteurs plus ancrés et persistants que la perception concernant l'entourage ou les sanctions.

20. Ceci n'est pas vrai pour les SAP non déclarés : l'acceptabilité des différents types de fraude sont substituables dans ce cas. Concernant la perception des sanctions, celle concernant le travail dissimulé et celle concernant la fraude fiscale tendent à se cumuler.

25 ans, et plus forte chez les indépendants. On constate à nouveau le rôle du risque perçu, de l'acceptabilité de la fraude et de la perception

de l'entourage. Les résultats sur l'Eurobaromètre France vont dans une certaine mesure dans le même sens, aussi bien pour l'effet de

Tableau 6 – Estimation des déterminants du travail dissimulé

	France					Voisins européens		
	EPMF	Euro-baromètre	EPMF+Euro-baromètre	Allemagne	Royaume-Uni	Danemark	(a)	(b)
Femme	-0.0290** (0.0139)	-0.000222 (0.0134)	-0.00771 (0.00792)	0.0147* (0.00868)	-0.0202** (0.00784)	-0.0410*** (0.0151)	-0.0154*** (0.00301)	-0.0154*** (0.00301)
Marié(e)	-0.0525*** (0.0160)	-0.00458 (0.0116)	-0.0246*** (0.00858)	-0.00368 (0.0105)	-0.0214** (0.00910)	0.0324* (0.0196)	-0.0101*** (0.00323)	-0.00805** (0.00323)
Présence d'enfant(s)	-0.0396** (0.0172)	0.0210 (0.0268)	0.000653 (0.0118)	0.0111 (0.0158)	-0.000203 (0.0153)	0.0509 (0.0370)	-0.00405 (0.00505)	-0.00654 (0.00504)
Nb. personnes dans le foyer	0.00440 (0.00783)	-0.00629 (0.00786)	0.00199 (0.00481)	-0.00940** (0.00460)	0.00432 (0.00502)	-0.0290** (0.0124)	-0.00237 (0.00179)	-0.00150 (0.00179)
Âge (réf. : < 25 ans)								
25-40 ans	-0.0634* (0.0368)	-0.0633* (0.0362)	-0.0436* (0.0225)	-0.0449* (0.0238)	-0.00916 (0.0237)	-0.150** (0.0609)	-0.0232*** (0.00774)	-0.0226*** (0.00772)
40-60 ans	-0.111*** (0.0354)	-0.0743** (0.0340)	-0.0647*** (0.0212)	-0.0462** (0.0220)	-0.00911 (0.0230)	-0.143** (0.0570)	-0.0429*** (0.00719)	-0.0438*** (0.00719)
60-70 ans	-0.162*** (0.0355)	-0.0648 (0.0440)	-0.0739*** (0.0233)	-0.0807*** (0.0237)	-0.0259 (0.0240)	-0.155** (0.0618)	-0.0496*** (0.00815)	-0.0521*** (0.00819)
Plus de 70 ans	-0.173*** (0.0367)	-0.0838* (0.0428)	-0.0871*** (0.0233)	-0.0705*** (0.0250)	-0.0256 (0.0247)	-0.182*** (0.0631)	-0.0505*** (0.00824)	-0.0550*** (0.00828)
Bac et plus	-0.0107 (0.0222)	0.00135 (0.0141)	-0.00607 (0.0124)	-0.131 (0.114)	-0.00138 (0.0302)	-0.0154 (0.0361)	-0.00949* (0.00498)	-0.0130** (0.00512)
Indépendant	0.0335 (0.0364)	0.0489 (0.0537)	0.0345 (0.0263)	0.0121 (0.0197)	0.000510 (0.0266)	0.144*** (0.0489)	0.0174** (0.00692)	0.0187*** (0.00692)
Situation d'activité (réf. : employé)								
Cadre	0.00603 (0.0263)	0.00654 (0.0342)	-0.00242 (0.0159)	0.00549 (0.0297)	-0.0186 (0.0193)	-0.0441 (0.0410)	-0.00510 (0.00804)	-0.00860 (0.00815)
Profession intermédiaire	-0.00908 (0.0209)	-0.0492*** (0.0145)	-0.0307*** (0.00968)	-0.00528 (0.0134)	-0.0201 (0.0125)	-0.0258 (0.0246)	-0.0194*** (0.00554)	-0.0206*** (0.00562)
Ouvrier	0.0260 (0.0274)	-0.0190 (0.0223)	-0.00178 (0.0153)	0.0167 (0.0186)	0.00521 (0.0181)	0.0697* (0.0359)	0.0112* (0.00597)	0.0108* (0.00594)
Retraité	0.0145 (0.0178)	-0.0107 (0.0295)	0.00216 (0.0130)	0.0180 (0.0155)	0.00805 (0.0154)	0.00939 (0.0280)	-0.00991** (0.00478)	-0.00854* (0.00481)
Demandeur d'emploi	0.0220 (0.0289)	-0.00579 (0.0297)	0.00797 (0.0175)	0.0227 (0.0230)	0.0136 (0.0248)	0.00580 (0.0400)	0.0366*** (0.00724)	0.0367*** (0.00728)
Faiblesse du risque perçu	0.0147*** (0.00564)	0.00293 (0.00885)	0.00908*** (0.00350)	0.00720 (0.00625)	-0.00443 (0.00510)	0.0182 (0.0118)	0.00939*** (0.00184)	0.00946*** (0.00189)
Acceptabilité du travail dissimulé	0.0157*** (0.00373)	0.0135*** (0.00501)	0.00808*** (0.00234)	0.00712*** (0.00250)	0.00750* (0.00393)	0.0178*** (0.00434)	0.00659*** (0.000788)	0.00559*** (0.000802)
Acceptabilité de la fraude fiscale	0.00644 (0.00424)	0.0116* (0.00664)	0.00742** (0.00290)	0.00491 (0.00387)	0.00108 (0.00493)	0.00396 (0.00692)	0.0111*** (0.00123)	0.0121*** (0.00125)
Travail dissimulé dans l'entourage	0.0587*** (0.0125)	0.0486*** (0.0132)	0.0363*** (0.00706)	0.0598*** (0.0131)	0.112*** (0.0258)	0.0584*** (0.0150)	0.0761*** (0.00348)	0.0762*** (0.00354)
Indicatrice 'EPMF'			-0.00617 (0.00786)					
Effet fixe pays	-	-	-	-	-	-	OUI	OUI
Nombre d'observations	2 004	1 027	3 031	1 499	1 006	1 016	20 180	20 180
R2	0.126	0.116	0.082	0.093	0.136	0.072	0.099	0.105

(a) Zone euro, Grande Bretagne, Suède et Danemark

(b) Pays pondérés par une fonction de Z avec  $f(Z) = Z_{max} - \text{abs}(Z_{France} - Z)$ , où  $i$  est le pourcentage d'activité non déclarée due à des heures supplémentaires dans chaque pays

Note : estimation par probit de la variable binaire travail non déclaré. Écarts-types entre parenthèses. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1. Pour l'EPMF, on utilise le travail dissimulé sur la période 2012-2015 et pour l'Eurobaromètre, sur l'année 2013.

Source : EPMF 2015 et Eurobaromètre 2013.



l'âge, des valeurs civiques et de la perception de l'entourage. Les estimations sont moins précises du fait de la petite taille de l'échantillon. Pour augmenter la taille de l'échantillon et la puissance statistique du modèle, nous avons empilé les observations des deux bases (tout en introduisant une indicatrice 'EPMF' afin de prendre en compte les différences moyennes, notamment l'effet temporel, car les deux sources ne portent pas sur la même année). Les deux bases ne s'opposent pas : au contraire, les effets importants demeurent (âge, acceptabilité de la fraude fiscale et du travail dissimulé, faiblesse du risque, entourage fraudeur). Certains coefficients deviennent significatifs, comme la contribution attendue des indépendants au travail non déclaré.

Cette validation de l'Eurobaromètre pour la France nous permet de l'utiliser avec un peu plus d'assurance pour mener une comparaison européenne. Avec cette source, les résultats pour la France sont étonnamment proches de ceux des pays voisins, en particulier de l'Allemagne et du Danemark : nous observons le même signe et une forte significativité des coefficients liés à l'âge, l'acceptabilité du travail dissimulé, l'entourage et pour certaines situations d'activité telles qu'un emploi dans une profession intermédiaire. Dans certains cas, les valeurs des coefficients sont elles-mêmes comparables (acceptabilité, entourage)<sup>21</sup>. Également surprenant, les estimations sur le groupe européen de comparaison donnent des effets encore plus similaires à ceux obtenus pour la France<sup>22</sup> pour l'âge, la situation matrimoniale, le statut de travailleur indépendant et pour tous les facteurs subjectifs. Ces résultats suggèrent donc que les éléments corrélés au travail dissimulé sont proches dans les pays où la nature de cette activité est similaire (travail d'appoint), mais également avec des facteurs subjectifs qui reflètent dans une certaine mesure des régularités en termes de morale fiscale, de valeurs civiques, de risque et d'effets de pairs. L'effet pays résiduel (effet fixe), destiné à capturer des aspects institutionnels ou culturels spécifiques non pris en compte dans le reste du modèle, est plutôt marginal : il explique 13 % du R<sup>2</sup>, contre 20 % pour les variables sociodémographiques et 67 % pour les variables subjectives. Enfin, afin d'améliorer cette estimation, nous pondérons les pays par une mesure de la proximité à la France en termes de nature du travail dissimulé. Comme indiqué plus haut, on utilise des poids  $f(Z_i) = Z_{i,max} - \text{abs}(Z_{France} - Z_i)$  avec  $Z_i$  le pourcentage d'activité non déclarée dû à des heures supplémentaires dans le pays  $i$ . On donne ainsi plus d'importance à des pays proches comme les pays du nord de

l'Europe, dans lesquels le travail dissimulé est plus souvent associé à un revenu d'appoint. La dernière colonne du tableau montre que cette correction affecte peu les conclusions précédentes (ceci est vrai également lorsque nous utilisons d'autres critères pour  $Z$ , comme le PIB par habitant ou le taux de chômage).

\* \*  
\*

Cet article a proposé une analyse du travail dissimulé en France à partir de l'enquête EPMF collectée en 2015. Nous avons également mobilisé l'Eurobaromètre pour une validation croisée des résultats et une comparaison européenne. Les enseignements principaux portent sur le rôle des variables sociodémographiques et économiques d'une part, et sur celui de facteurs subjectifs (acceptabilité de la fraude, perception du risque, du niveau de sanction, fréquence de travail non déclaré dans l'entourage) d'autre part. La première conclusion est que ces deux ensembles se complètent, expliquant de 9 % à 14 % de la variance du travail dissimulé. Deuxièmement, les caractéristiques sociodémographiques et les perceptions peuvent être corrélées mais ne se réduisent pas les unes aux autres. Troisièmement, les facteurs subjectifs apparaissent complémentaires entre eux. Par exemple, l'acceptabilité ne capture que marginalement la perception du travail illégal dans l'entourage et semblerait donc plutôt représenter seulement des valeurs morales ou civiques. Enfin, on note le caractère transversal des motivations intrinsèques : tolérer la fraude fiscale influence aussi bien le recours au travail dissimulé que le fait de tolérer ce dernier. Pourtant, dans une certaine mesure, ces effets se cumulent : la probabilité de travail dissimulé sera ainsi plus grande chez ceux qui tolèrent différents types de fraude que chez ceux qui ne trouvent acceptable que le travail dissimulé.

La réplication de nos estimations avec l'Eurobaromètre, de structure comparable à l'EPMF, débouche dans une certaine mesure sur les mêmes conclusions ; le cumul des deux échantillons, qui permet d'obtenir des résultats plus précis, conduit aussi à des résultats très proches sur les corrélats du travail dissimulé dans des

21. La valeur des coefficients des variables de perception du risque et des sanctions est plus difficile à comparer car elle est elle-même relative au système légal et fiscal du pays en question. Ces coefficients reflètent en effet la perception arbitraire de l'individu mais également la réalité des institutions locales.

22. Les estimations comportent des effets fixes pays. Une estimation alternative avec des effets fixes régionaux (Europe continentale, du sud, de l'est) donne des résultats similaires.

pays voisins. Ces comparaisons européennes confirment l'importance des composantes subjectives, qui semblent jouer un rôle semblable dans les pratiques de travail dissimulé – et ce malgré sa nature plus ou moins ponctuelle ou répandue selon les pays. Les caractéristiques sociodémographiques n'influencent pas de façon homogène l'emploi dissimulé en Europe : seul l'effet de l'âge et de certaines catégories professionnelles (indépendants) sont réguliers. L'influence d'autres facteurs observables (revenu, diplôme), sans doute plus liée aux spécificités des marchés locaux du travail, est moins homogène. Les résultats des estimations pour la France sont proches de ceux obtenus pour des pays où le travail dissimulé correspond à un revenu d'appoint, notamment l'Allemagne et le Danemark. La littérature a souligné, sur la question des prestations sociales, la difficulté potentielle d'importer les politiques de ces pays (par exemple la « flexicurité ») du fait d'un trop grand écart de valeurs civiques (Algan & Cahuc, 2009). Ici, sur le travail dissimulé ou l'acceptabilité de la fraude fiscale, la France ne semble pas si différente des pays scandinaves.

Plusieurs problèmes de fond subsistent néanmoins pour alimenter une réflexion dans la perspective des politiques publiques. Premièrement, l'EMPF ne permet pas d'évaluer dans quelle mesure le travail dissimulé, même ponctuel, est choisi ou subi par les ménages du fait d'une contrainte financière importante ou d'un faible accès à des emplois à temps complet suffisamment rémunérateurs. Deuxièmement, notre analyse ne prétend

pas être causale. Certaines corrélations peuvent refléter une causalité inverse et des erreurs de mesure – par exemple si la réponse sur l'acceptabilité d'un comportement de fraude reflète un degré de justification de ses propres actions. Les coefficients du modèle statistique peuvent également être biaisés du fait de variables omises qui affectent à la fois ces facteurs et la probabilité d'effectuer du travail non déclaré. C'est typiquement le cas des variables subjectives sur le risque et les sanctions : les individus hautement averses au risque auront tendance à surestimer la probabilité d'être repéré et, en même temps, risquent moins de recourir à du travail non déclaré. Ainsi, même si nos conclusions recourent les résultats de la littérature expérimentale et proposent un profil des fraudeurs potentiels en France, il est difficile d'en tirer des recommandations précises en termes de lutte contre le travail non déclaré. Pour identifier les leviers d'action les plus efficaces, il faudrait pouvoir comparer le rôle des motivations intrinsèques (valeurs morales et civiques) et extrinsèques (risque, sanctions) sur les comportements, avec par exemple des tirages aléatoires de salariés soumis à des messages insistant sur l'une ou l'autre dimension. Ces expérimentations permettraient de mieux calibrer la communication officielle d'administrations comme l'ACOSS, la MSA ou la DGFIP, par exemple par des emails personnalisés ou des encarts sur la page personnelle des contribuables sur le site de ces administrations, en vue de réduire les comportements de fraude. □

**Lien vers l'Annexe en ligne :**

[https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/5430842/ES-526-527\\_AitBihiOuali-Bargain\\_Annexe\\_en\\_ligne.pdf](https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/5430842/ES-526-527_AitBihiOuali-Bargain_Annexe_en_ligne.pdf)

---

## BIBLIOGRAPHIE

**Algan, Y. & Cahuc, P. (2006).** Civic Attitudes and the Design of Labor Market Institutions (IZA): Which Countries can Implement the Danish Flexicurity Model? *IZA Discussion Papers* N° 1928. <https://ssrn.com/abstract=878337>.

**Andreoni, J., Erard, B. & Feinstein, J. (1998).** Tax compliance. *Journal of Economic Literature*, 36(2), 818–860. <https://www.jstor.org/stable/pdf/2565123.pdf>

**Bajada, C. & Schneider, F. (2009).** Unemployment and the Shadow Economy in the OECD. *Revue économique*, 60(5), 1033–1067. <https://doi.org/10.3917/reco.605.1033>

**Bellemare, C., Fortin, B., Joubert, N. & Marchand, S. (2012).** Effets de pairs et fraude sociale : une analyse économétrique sur données françaises. *Cahier Scientifique CIRANO* N° 33. [https://www.researchgate.net/profile/Bernard-Fortin-2/publication/268005940\\_Effets\\_de\\_pairs\\_et\\_fraude\\_sociale\\_une\\_analyse\\_econometrique\\_sur\\_donnees\\_francaises/links/546cd09a0cf2193b94c57778/Effets-de-pairs-et-fraude-sociale-une-analyse-econometrique-sur-donnees-francaises.pdf](https://www.researchgate.net/profile/Bernard-Fortin-2/publication/268005940_Effets_de_pairs_et_fraude_sociale_une_analyse_econometrique_sur_donnees_francaises/links/546cd09a0cf2193b94c57778/Effets-de-pairs-et-fraude-sociale-une-analyse-econometrique-sur-donnees-francaises.pdf)

- Benedek, D. & Lelkes, O. (2011).** The distributional implications of income under-reporting in Hungary. *Fiscal Studies*, 32(4), 539–560. <https://doi.org/10.1111/j.1475-5890.2011.00150.x>
- Brühlhart, M. & Parchet, R. (2014).** Alleged tax competition: The mysterious death of bequest taxes in Switzerland. *Journal of Public Economics*, 111, 63–78. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2013.12.009>
- Chetty, R., Looney, A. & Kroft, K. (2009).** Saliency and taxation: Theory and evidence. *American Economic Review*, 99(4), 1145–1177. <https://doi.org/10.1257/aer.99.4.1145>
- Tagnani, S. (2017).** La mesure du travail dissimulé et ses impacts pour les finances publiques. Rapport du groupe de travail du Conseil National de l'Information Statistique. <http://www.epsilon.insee.fr/jspui/bitstream/1/82616/1/Chronique-13.pdf>
- Cowell, F. A. (1985).** Tax evasion with labour income. *Journal of Public Economics*, 26(1), 19–34. [https://doi.org/10.1016/0047-2727\(85\)90036-2](https://doi.org/10.1016/0047-2727(85)90036-2)
- Dwenger, N., Kleven, H., Rasul, I. & Rincke, J. (2016).** Extrinsic and intrinsic motivations for tax compliance: Evidence from a field experiment in Germany. *American Economic Journal: Economic Policy*, 8(3), 203–232. [https://doi.org/10.1016/0047-2727\(85\)90036-2](https://doi.org/10.1016/0047-2727(85)90036-2)
- Fack, G. & Landais, C. (2016).** The effect of tax enforcement on tax elasticities: Evidence from charitable contributions in France. *Journal of Public Economics*, 133, 23–40. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2015.10.004>
- Farriol, B. (2014).** Conséquences économiques, financières et sociales de l'économie non déclarée, Les avis du Conseil économique, social et environnemental. *Journal officiel de la République française*, mandature 2010-2015, séance du 24 juin 2014. [https://www.lecese.fr/sites/default/files/pdf/Avis/2014/2014\\_15\\_consequences\\_economie\\_non\\_declaree.pdf](https://www.lecese.fr/sites/default/files/pdf/Avis/2014/2014_15_consequences_economie_non_declaree.pdf)
- Feld, L. P. & Tyran, J. R. (2002).** Tax evasion and voting: An experimental analysis. *Kyklos*, 55(2), 197–221. <https://doi.org/10.1111/1467-6435.00183>
- Fortin, B., Joubert, N. & Lacroix, G. (2004).** Offre de travail au noir en présence de la fiscalité et des contrôles fiscaux. *Économie & prévision*, 164-165, 145–163. <https://doi.org/10.3917/ecop.164.0145>
- Fortin, B., Lacroix, G. & Villeval, M. C. (2007).** Tax evasion and social interactions. *Journal of Public Economics*, 91(11-12), 2089–2112. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2007.03.005>
- Frederiksen, A., Graversen, E. K. & Smith, N. (2005).** Tax evasion and work in the underground sector. *Labour Economics*, 12(5), 613–628. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2004.02.011>
- Galbiati, R. & Zanella, G. (2008).** The social multiplier of tax evasion: Evidence from Italian audit data. Department of Economics of the University of Siena, Working Paper N° 539. <https://ideas.repec.org/p/usi/wpaper/539.html>
- Halla, M. (2012).** Tax morale and compliance behavior: First evidence on a causal link. *The BE Journal of Economic Analysis & Policy*, 12(1), article 13. <https://doi.org/10.1515/1935-1682.3165>
- Haynes, L., Goldacre, B. & Torgerson, D. (2012).** Test, learn, adapt: Developing public policy with randomised controlled trials. UK Cabinet Office, Behavioural Insights Team. [https://researchonline.lshtm.ac.uk/id/eprint/201256/1/TLA-1906126%20\(2\).pdf](https://researchonline.lshtm.ac.uk/id/eprint/201256/1/TLA-1906126%20(2).pdf)
- Joubert, N. (2003).** Offre individuelle de travail au noir : approche micro-économétrique. Thèse de doctorat, Université Lyon 2. [https://www.economie.gouv.fr/files/files/DNLFC/campagne2012-2013/Doctorat\\_Joubert.pdf](https://www.economie.gouv.fr/files/files/DNLFC/campagne2012-2013/Doctorat_Joubert.pdf)
- Kleven, H. J. (2014).** How can Scandinavians tax so much? *Journal of Economic Perspectives*, 28(4), 77–98. <https://doi.org/10.1257/jep.28.4.77>
- Kleven, H. J., Knudsen, M. B., Kreiner, C. T., Pedersen, S. & Saez, E. (2011).** Unwilling or unable to cheat? Evidence from a tax audit experiment in Denmark. *Econometrica*, 79(3), 651–692. <https://doi.org/10.3386/w15769>
- Lacroix, G. & Fortin, B. (1992).** Utility-based estimation of labour supply functions in the regular and irregular sectors. *The Economic Journal*, 102(415), 1407–1422. <https://doi.org/10.2307/2234797>
- Lemieux, T., Fortin, B. & Frechette, P. (1994).** The effect of taxes on labor supply in the underground economy. *The American Economic Review*, 84(1), 231–254. <https://www.jstor.org/stable/2117980>
- Luttmer, E. F. & Singhal, M. (2014).** Tax morale. *Journal of Economic Perspectives*, 28(4), 149–168. <https://doi.org/10.1257/jep.28.4.149>
- Lyssiotou, P., Pashardes, P. & Stengos, T. (2004).** Estimates of the black economy based on consumer demand approaches. *The Economic Journal*, 114(497), 622–640. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2004.00234.x>
- Perry, G. E., Arias, O., Fajnzylber, P., Maloney, W. F., Mason, A. & Saavedra-Chanduvi, J. (2007).** *Informality: Exit and exclusion*. The World Bank Publications.
- Pissarides, C. A. & Weber, G. (1989).** An expenditure-based estimate of Britain's black economy. *Journal of Public Economics*, 39(1), 17–32. [https://doi.org/10.1016/0047-2727\(89\)90052-2](https://doi.org/10.1016/0047-2727(89)90052-2)

**Schneider, F. (2002).** Size and measurement of the informal economy in 110 countries. *Workshop of Australian National Tax Centre*, ANU, Canberra, Vol. 17.

<https://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.534.406&rep=rep1&type=pdf>

**Schneider, F. (2011).** *Handbook on the Shadow Economy*. Cheltenham (UK): Edward Elgar Publishing Company.

**Schneider, F. & Enste, D. H. (2013).** *The shadow economy: An international survey*. Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/cbo9781139542289>

**Slemrod, J. & 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(1), 25–53.

<https://doi.org/10.1007/s10797-011-9181-0>

**Torgler, B. & Schneider, F. (2009).** The impact of tax morale and institutional quality on the shadow economy. *Journal of Economic Psychology*, 30(2), 228–245. <https://doi.org/10.1016/j.joep.2008.08.004>

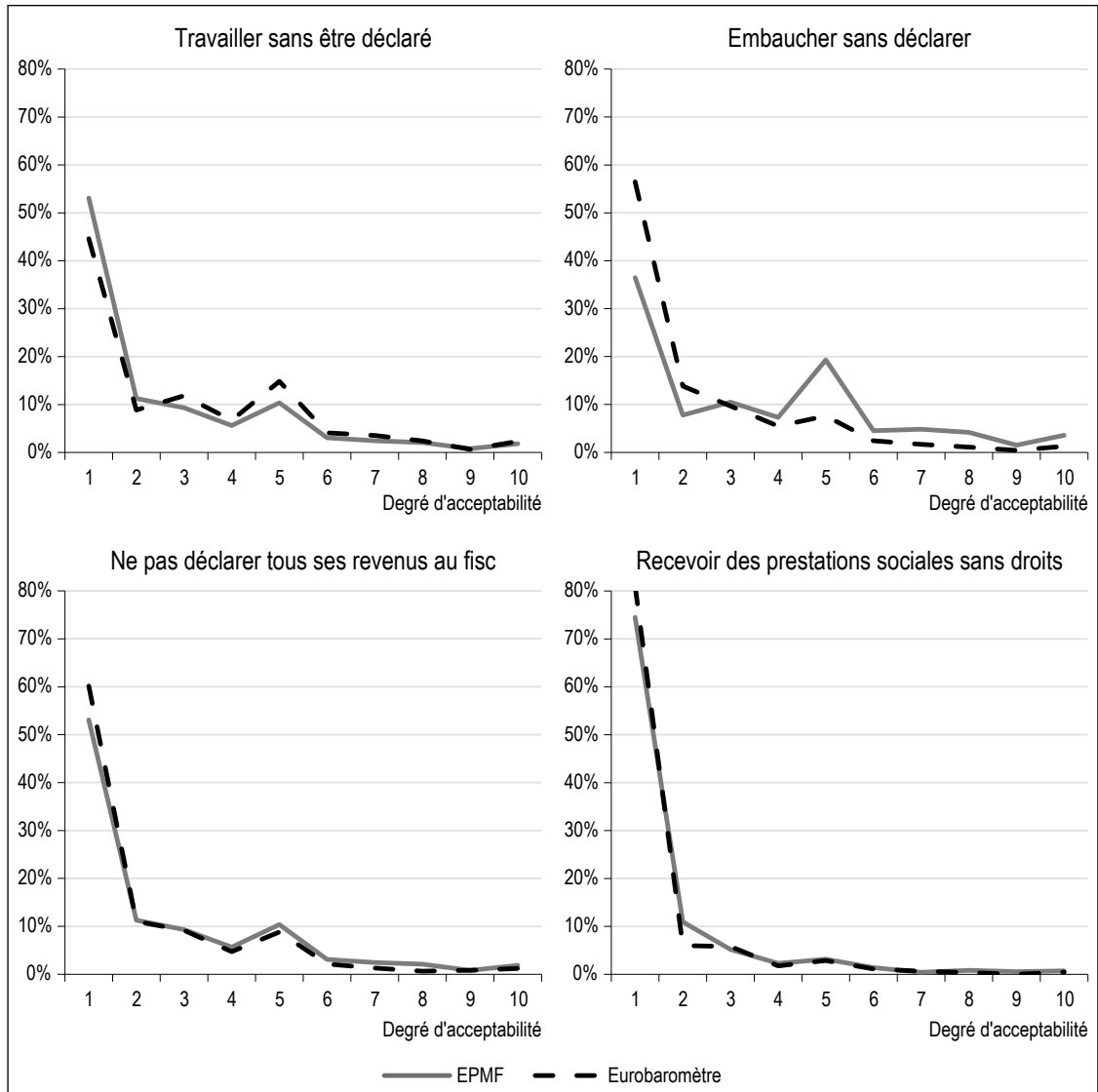
**Trandel, G. & Snow, A. (1999).** Progressive income taxation and the underground economy. *Economics Letters*, 62(2), 217–222. [https://doi.org/10.1016/s0165-1765\(98\)00232-8](https://doi.org/10.1016/s0165-1765(98)00232-8)

**Williams, C. C. & Horodnic, I. A. (2016).** Tackling the undeclared economy in the European Union: an evaluation of the tax morale approach. *Industrial Relations Journal*, 47(4), 322–340.

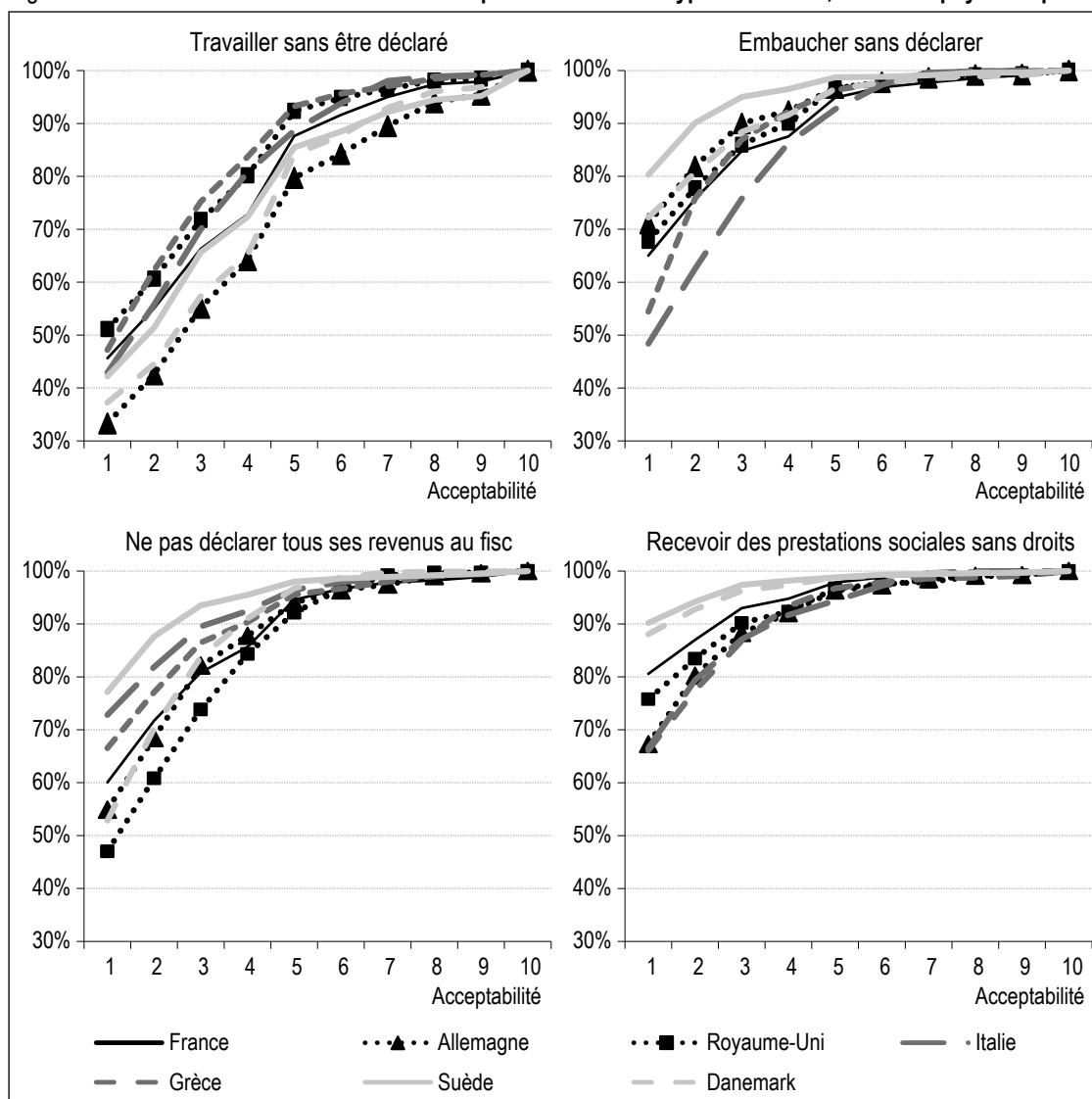
<https://doi.org/10.1111/irj.12142>

---

Figure A-I – Distribution de l'acceptabilité de comportements de fraude en France, EPMF et Eurobaromètre



Note de lecture : une majorité des individus considère inacceptable chacun des comportements frauduleux (réponse 1 sur l'échelle de 1 à 10).  
Sources : EPMF 2015, Eurobaromètre 2013.

Figure A-II – Distributions cumulées<sup>(a)</sup> de l'acceptabilité de divers types de fraude, France et pays européens

<sup>(a)</sup> cette présentation permet de distinguer les différences entre pays, ce qui ne serait pas possible sur les distributions du fait des pics de réponses 'totalement inacceptable' (valeur 1 de l'échelle d'acceptabilité de 1 à 10).  
Source : Eurobaromètre 2013.

Tableau A-1 – Comparaison des sources

	EPMF (2015)		Eurobaromètre (2013)		Écarts		Recensement France 2015 (Insee)
	France	France	France	Europe*	France (EPMF) - France (Eurobaro.)	France (EPMF) - Europe (Eurobaro.)	
Caractéristiques sociodémographiques							
Femme	0.52 (0.50)	0.54 (0.50)	0.54 (0.50)		-0.02 <i>0.29</i>	-0.02 <i>0.09</i>	0.52
Âge	48.8 (17.79)	50.2 (18.97)	49.2 (18.33)		-1.4 <i>0.05</i>	-0.4 <i>0.34</i>	49.3
Marié	0.47 (0.50)	0.42 (0.49)	0.51 (0.50)		0.05 <i>0.008</i>	-0.04 <i>0</i>	0.46
Nombre de personnes dans le ménage	2.51 (1.40)	2.55 (1.45)	2.57 (1.39)		-0.04 <i>0.46</i>	-0.06 <i>0.07</i>	2.22
Bac et diplôme supérieur	0.47 (0.5)	0.47 (0.5)	0.46 (0.5)		0 <i>1</i>	0.01 <i>0.39</i>	0.45
Travailleur indépendant	0.04 (0.19)	0.04 (0.19)	0.07 (0.26)		0 <i>1</i>	-0.03 <i>0</i>	0.04
Situation d'activité							
Ouvrier	0.14 (0.12)	0.1 (0.30)	0.11 (0.31)		0.04 <i>0.001</i>	0.03 <i>0</i>	0.13
Retraité	0.28 (0.45)	0.36 (0.48)	0.30 (0.46)		-0.08 <i>0</i>	-0.02 <i>0.058</i>	0.28
Cadre	0.09 (0.28)	0.14 (0.34)	0.11 (0.31)		-0.05 <i>0</i>	-0.02 <i>0.003</i>	0.09
Profession intermédiaire	0.16 (0.37)	0.03 (0.17)	0.05 (0.23)		-0.03 <i>0</i>	0.11 <i>0</i>	0.14
Employé	0.16 (0.37)	0.19 (0.39)	0.20 (0.40)		-0.03 <i>0.04</i>	-0.04 <i>0</i>	0.17
Au foyer, sans emploi, autre inactif	0.16 (0.37)	0.19 (0.39)	0.23 (0.42)		-0.03 <i>0.04</i>	-0.06 <i>0</i>	0.08
Nombre d'observations	2 004	1 027	20 180				

\* Zone euro, Grande-Bretagne, Suède et Danemark.

Note : les écarts-types sont indiqués entre parenthèses, les p-valeurs des tests de différence en italique.

Sources : EPMF 2015 et Eurobaromètre 2013