



HAL
open science

L'évasion fiscale est-elle un trait de personnalité? Une évaluation empirique des déterminants psychologiques de la “ morale fiscale ”.

Nicolas Jacquemet, Stephane Luchini, Antoine Malézieux, Jason Shogren

► To cite this version:

Nicolas Jacquemet, Stephane Luchini, Antoine Malézieux, Jason Shogren. L'évasion fiscale est-elle un trait de personnalité? Une évaluation empirique des déterminants psychologiques de la “ morale fiscale ”. *Revue Economique*, 2016, 68 (5), pp.809-828. 10.3917/reco.pr3.0091 . halshs-01476519

HAL Id: halshs-01476519

<https://shs.hal.science/halshs-01476519v1>

Submitted on 10 Oct 2017

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

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

See discussions, stats, and author profiles for this publication at: <https://www.researchgate.net/publication/282284252>

L'évasion fiscale est-elle un trait de personnalité ? Une évaluation empirique des déterminants psychologiques de la...

Article in *Revue économique* · July 2016

CITATIONS

0

READS

290

4 authors, including:



[Nicolas Jacquemet](#)

Ecole d'économie de Paris

62 PUBLICATIONS 246 CITATIONS

[SEE PROFILE](#)



[Antoine Malézieux](#)

University of Lorraine

2 PUBLICATIONS 0 CITATIONS

[SEE PROFILE](#)



[Jason F. Shogren](#)

University of Wyoming

460 PUBLICATIONS 12,424 CITATIONS

[SEE PROFILE](#)

Some of the authors of this publication are also working on these related projects:



Biodiversity conservation [View project](#)



Science popularization [View project](#)

L'évasion fiscale est-elle un trait de personnalité ? Une évaluation empirique des déterminants psychologiques de la « morale fiscale »

Nicolas Jacquemet*
Stéphane Luchini**
Antoine Malézieux***
Jason F. Shogren ****

Résumé. Malgré un intérêt croissant pour les déterminants non-matérielles des comportements fiscaux (*tax morale*), la littérature récente apporte peu d'éléments empiriques sur le lien entre les caractéristiques de personnalité reliées à la moralité et la propension à l'évasion fiscale. Or de telles mesures sont nécessaires pour comprendre les canaux de transmission des dispositifs de lutte contre l'évasion fiscale. Pour pallier cette lacune, le présent article rend compte d'une expérience en laboratoire permettant d'observer à la fois les comportements de déclaration de revenu des participants et des mesures psychologiques issues de la littérature en psychométrie : soumission à la norme, empathie affective et cognitive, et propension à ressentir la honte et la culpabilité. Ces mesures sont combinées à l'aide d'une analyse en composantes principales afin d'en extraire les facteurs indépendants. Nos résultats montrent que la décision de frauder comme son intensité sont fortement liées à l'empathie affective, l'empathie cognitive et la dimension publique de la moralité (mesurée par la soumission à la norme et la propension à la honte). La propension à ressentir la culpabilité, en revanche, est sans effet significatif. Surtout, le pouvoir explicatif global de ces mesures de moralité individuelles est relativement faible. Ce résultat va à l'encontre de l'hypothèse d'une moralité fiscale intrinsèque, et met l'accent sur l'importance du contexte institutionnel pour comprendre les comportements d'évasion.

Classification *JEL* : C9 ; H26.

* Université Paris 1 Panthéon-Sorbonne et Ecole d'économie de Paris. Centre d'Économie de la Sorbonne, Bureau 420, 106 Bd. de l'hôpital, 75013 Paris, France. Nicolas.Jacquemet@univ-paris1.fr.

** Aix-Marseille Université (Aix-Marseille School of Economics), CNRS et EHESS. stephane.luchini@univ-amu.fr

*** Université de Lorraine (BETA) 13, place Carnot, 54035 Nancy, France. antoine.malezieux@univ-lorraine.fr

**** University of Wyoming (Department of Economics and Finance), Laramie, WY 82071-3985, États-Unis. JRamses@uwoyo.edu

Nous remercions Cécile Bazart, Todd Cherry, Taya Cohen, Elisa Darriet, Drazen Prelec, Damien Vandendriessche, Marie-Claire Villeval, et Franck Zenasni pour leurs commentaires et les discussions fructueuses dont nous avons bénéficié dans l'élaboration de ce travail. Nous remercions également Kene Boon My pour son assistance dans la mise en œuvre de cette expérience. Nicolas Jacquemet tient à remercier *l'Institut Universitaire de France*. Les auteurs tiennent à remercier tout particulièrement le Conseil Régional de Lorraine pour son concours financier.

INTRODUCTION

Contrairement à une croyance tenace, l'immense majorité des contribuables s'acquittent de leur impôt (Torgler [2002]). Ce fait ne contraste pas seulement avec l'opinion commune, mais constitue également un défi pour l'analyse économique. La vision traditionnelle est en effet fondée sur le modèle d'espérance d'utilité, qui relie les décisions de fraude à un arbitrage coût / bénéfice prenant en compte l'attitude individuelle à l'égard du risque (Allingham et Sandmo [1972]). Mais en France, comme dans tous les pays développés, les taux effectifs de contrôle ainsi que le montant des amendes infligées sont tels que seuls des niveaux totalement déraisonnables d'aversion au risque permettraient de rendre compte d'une telle soumission fiscale¹. Le système fiscal existant met ainsi en place des incitations monétaires qui devraient conduire à une évasion fiscale de grande ampleur. L'universalité et la persistance de ce *tax evasion puzzle* ont conduit les travaux de recherche à explorer les déterminants non monétaires de l'évasion fiscale.

Les premières études théoriques consacrées à cette question introduisent ainsi l'honnêteté individuelle (Gordon [1989]), un sentiment de culpabilité et de honte (Erard et Feinstein [1994] ; Andreoni, Erard et Feinstein [1998]), ou encore un coût psychique de l'évasion (Thomas [2015]) afin de rendre compte des niveaux de soumission fiscale effectivement observés. Ces travaux théoriques ont en commun d'introduire un facteur psychologique individuel, qui correspond à une dimension non-monnaire dans la décision d'évasion. La littérature récente regroupe l'ensemble de tels déterminants des comportements fiscaux sous le terme de « morale fiscale » (*tax morale*), qui recouvre l'ensemble des motivations intrinsèques, tels que la moralité ou la volonté de contribuer au financement des biens collectifs, et des motivations sociales, tels que les effets de pairs ou les normes culturelles, qui limitent les décisions fiscales en comparaison de ce que prédit le modèle d'espérance d'utilité (Luttmer et Singhal [2014]).

La mise en relation des attitudes fiscales avec des mesures déclaratives individuelles a fait l'objet d'une vaste littérature empirique au cours des dix dernières années (voir, par exemple, Scholz et Lubell [1998] ; Alm et Torgler [2006], Torgler et Schneider [2007], [2009] ; Lagos-Penas et Lagos-Penas [2010]). Ces études, fondées sur des données d'enquête telles que le *World Value Survey*, confirment l'importance de tels facteurs. Elles se concentrent néanmoins sur des variables attitudinales (par exemple : degré de confiance vis-à-vis des autres, propension à se comporter de manière généreuse, sensibilité à l'équité et à l'égalité) dont la corrélation avec les comportements en matière fiscale peut paraître assez largement tautologique : si l'imposition des revenus est par exemple perçue comme un mécanisme de redistribution, il paraît naturel que le sentiment d'équité contribue à rendre compte des comportements d'évasion. Cette corrélation laisse ainsi ouverte la question de savoir comment ce comportement est relié à la moralité et à la personnalité individuelles. Une bonne compréhension des comportements d'évasion fiscale, et des règles institutionnelles susceptibles de les limiter, nécessite pourtant d'identifier les canaux par lesquels cette morale fiscale agit. Si elle est effectivement produite par des traits de personnalité individuels et idiosyncratiques, il est en effet nécessaire de

¹ Les estimations qui font foi évaluent à 30 le degré d'aversion au risque nécessaire pour rendre compte du niveau de soumission fiscale observé aux Etats-Unis. Ce même niveau d'aversion au risque est généralement estimé égal à 1 ou 2. Voir Torgler, Schneider et Schaltegger [2010] pour une revue de littérature à ce sujet.

comprendre quels sont ces traits et comment ils se combinent pour produire les comportements en matière fiscale. Si, au contraire, la morale et la personnalité individuelles ne sont que peu corrélées avec ces comportements, alors c'est du côté de l'environnement institutionnel et des règles de collecte de l'impôt que l'attention doit être portée.

La littérature existante apporte peu d'éléments permettant de répondre à cette question. A notre connaissance, l'étude de Calvet et Alm [2014] est la seule à s'efforcer de corrélérer empiriquement les comportements d'évasion fiscale (qui peuvent différer des attitudes fiscales déclaratives) et une mesure de personnalité reliée aux comportements moraux. L'étude se concentre sur l'effet du niveau d'empathie et de sympathie et, contrairement à ce que suggère l'interprétation en termes de morale fiscale, ne trouve que peu de lien avec les comportements d'évasion. Ces traits de personnalités ne restent cependant que deux exemples dans un ensemble plus large de caractéristiques de personnalité traditionnellement reliées à la morale fiscale.

L'objectif de cet article est de proposer une perspective plus large, en mesurant le lien entre les comportements d'évasion fiscale et un éventail de mesures de personnalité issues de la littérature en psychométrie. Nous nous appuyons pour ce faire sur une expérience en laboratoire, qui permet d'observer les comportements d'évasion fiscale dans un environnement contrôlé dans lequel les décisions ont des conséquences financières. A la décision de déclaration de revenu s'ajoutent des questionnaires psychologiques : le *Concern for Appropriateness Scale* (Lennox et Wolfe, [1984]), une mesure de soumission à la norme, le *Questionnaire for Cognitive and Affective Empathy* (Reniers, Corcoran, Drake, Shryane et Voellm [2011]), une mesure de l'empathie, et le *Guilt And Shame Proneness* (Cohen, Wolf, Panter et Insko [2011]) qui mesure la honte et la culpabilité. En ce sens, cet article s'inscrit dans une littérature récente en microéconomie appliquée qui vise à documenter plus finement les déterminants psychologiques, cognitifs et non-cognitifs, des décisions économiques dans le cadre, par exemple, de dilemme sociaux (Swope, Cadigan, Schmitt et Shupp [2008] ; Edele, Dziobek et Keller [2013]), ou de l'investissement en éducation (Bowles, Gintis et Osborne [2001] ; Carneiro, Hansen et Heckman [2003]).

Trois résultats émergent de cette étude. D'abord, nous observons un taux de fraude important, avec un taux de déclaration moyen égal à 49%². Il existe ensuite des variables de personnalité reliées à la moralité, groupées en composantes via une analyse en composantes principales, qui influencent positivement (empathie affective et cognitive) et négativement (dimension publique de la moralité) la soumission fiscale. Cependant, enfin, ces facteurs n'expliquent que très modestement la variance des décisions observées. Ce résultat conduit à nuancer considérablement l'hypothèse que la morale soit reliée à des caractéristiques intrinsèques des individus. Ces mesures portent néanmoins sur certains traits de personnalité, et il reste possible que d'autres traits non mesurés ici soient plus puissants pour expliquer la morale fiscale. Nous discutons de ces enjeux en conclusion.

² Ce niveau élevé de soumission fiscale, alors même que les participants ne font face à aucun contrôle, est cohérent avec la littérature existante sur les comportements de moralité. Il fait notamment écho aux travaux de Mazar, Amir et Ariely [2008], Ariely [2012] qui montrent que la volonté de préserver l'image de soi pousse les individus à restreindre l'ampleur des comportements qui sont jugés immoraux. Par ailleurs, Alm, McClelland et Schulze [1992] observent par exemple un taux de déclaration de l'ordre de 20% dans une expérience d'évasion fiscale sans contrôle, et où les fonds sont directement redistribués aux participants selon une règle qui réplique un jeu de contribution volontaire à un bien public.

DESCRIPTION DE L'EXPERIENCE

L'environnement expérimental, dans le laboratoire, permet une observation directe des comportements d'évasion. Cette expérience s'appuie sur une réplication de la tâche décisionnelle utilisée traditionnellement dans cette littérature (Fortin, Lacroix et Villeval [2007], Alm, Cherry, Jones et McKee [2010, 2012]) : chaque participant de l'expérience doit librement déclarer le montant de son revenu, qui est taxé selon un taux connu à l'avance. Le montant des taxes ainsi calculées est soustrait du revenu avant versement à chaque participant de ses gains pour l'expérience. Le niveau de déclaration choisi constitue le comportement cible sur lequel porte l'analyse. Notre expérience introduit deux types de modification par rapport à ce jeu simple.

D'abord, s'il existe un assez grand consensus dans la littérature sur la tâche décisionnelle permettant de mesurer les comportements d'évasion fiscale, le contexte dans lequel ces décisions sont prises est, lui, beaucoup plus variable selon les travaux. Deux critères ont présidé au choix du protocole retenu ici. D'une part, l'objectif de l'expérience est de comprendre la contribution des facteurs psychologiques au « *tax evasion puzzle* ». Cet objectif requiert d'observer un niveau moyen de fraude suffisamment élevé pour que la variabilité des facteurs psychologiques puisse révéler des variations de déclaration³. Si le recours à une expérience en laboratoire présente d'autre part de nombreux avantages en termes de fiabilité empirique, sa principale limite tient à la crédibilité des mesures ainsi obtenues quant à la compréhension des comportements d'évasion effective, à l'extérieur du laboratoire. L'expérience est conçue de manière à limiter de tels problèmes de validé externe, pour peu que ces choix ne compromettent pas la qualité des mesures obtenues⁴. La seconde modification correspond à une batterie de variables de contrôle supplémentaires, fournissant des mesures psychométriques individuelles, qui sont ajoutées à la fin de l'expérience.

Protocole expérimental

D'après les comportements d'évasion observés dans les différentes expériences en laboratoire existantes (voir, par exemple, Torgler [2002], pour une revue de littérature complète), 5 dimensions semblent particulièrement importantes.

L'origine du revenu qui est déclaré dans le cadre du jeu d'évasion fiscale est l'une des dimensions les plus sensibles. Cet effet est largement documenté en économie expérimentale, qui montre une grande variabilité des comportements selon que la dotation initiale résulte de la rémunération d'une tâche préliminaire ou constitue une allocation « tombée du ciel » versée sans contrepartie aux participants de l'expérience⁵. En matière d'évasion fiscale, l'effet de ce choix sur les comportements

³ Imaginons que l'expérience soit conçue de telle manière que tous les individus, aussi divers soient leurs profils psychologiques, décident de déclarer l'intégralité de leur revenu. Une telle absence de variabilité dans les comportements d'intérêt rendrait à l'évidence impossible toute analyse empirique des déterminants psychologiques des choix d'évasion.

⁴ Voir par exemple Torgler [2002], p.674-677, pour une discussion du degré de parallélisme entre les comportements observés en laboratoire et les comportements réels d'évasion fiscale.

⁵ Voir, par exemple, Cherry, Frykblom et Shogren [2002] pour une application au jeu du dictateur ; Kroll, Cherry et Shogren [2007] pour une application au jeu du bien public, ou encore Jacquemet, Joule, Luchini et Shogren [2009] pour une application aux enchères au second prix.

d'évasion est empiriquement très ambigu⁶. Compte tenu de cette absence de consensus, nous privilégions l'option qui nous paraît la plus conforme aux comportements d'évasion fiscale à l'extérieur du laboratoire en considérant un revenu formé par la rémunération d'une tâche préliminaire. Cette tâche est choisie de manière à rester aussi neutre que possible sur l'exercice de déclaration qui lui fait suite, tout en générant une hétérogénéité de revenu qui reflète des différences individuelles clairement identifiées. Nous utilisons une tâche à effort réel inspirée de Alm, Cherry, Jones et McKee [2012], dans laquelle l'objectif est de trier 9 chiffres par ordre croissant. Les gains sont fonction de la rapidité avec laquelle cette tâche est exécutée à l'intérieur d'une grille dans laquelle les chiffres sont présentés dans un ordre aléatoire. Cette tâche est répétée 5 fois, et la rémunération de chaque participant est proportionnelle à sa rapidité dans l'exécution de l'ensemble des 5 tâches.

A l'issue de cet exercice, les participants entrent dans la phase de déclaration. Il leur est demandé de choisir le montant de revenu qu'ils souhaitent déclarer à l'aide d'un curseur dont la valeur maximale correspond au montant de revenu gagné lors de l'étape précédente. Le taux d'imposition est fixe, commun à tous les participants, et cette tâche de déclaration n'est pas répétée. Le choix du taux est un autre paramètre sensible sur lequel la littérature est là encore divergente (Andreoni, Erard et Feinstein [1998] ; Blackwell [2002]), bien que l'essentiel des résultats tende à confirmer une évasion croissante du taux d'imposition⁷. En France, le barème d'imposition 2015 sur les revenus de 2014 comporte cinq tranches associées à des taux d'imposition croissants : 0%, 14%, 30%, 41% et 45%⁸. Afin de s'en tenir à un paramétrage à la fois réaliste et laissant place à une certaine hétérogénéité des décisions d'évasion, nous optons pour un taux d'imposition de 35%, annoncé aux participants avant que l'exercice de déclaration ne commence. Ces montants déclarés déterminent le montant taxé, et effectivement prélevé des revenus de l'expérience de chaque participant. Il est important de souligner que nous avons choisi de ne pas mettre en place de système de contrôle aléatoire sanctionnant l'évasion fiscale. Ce choix paraît naturel s'agissant de l'étude des déterminants de la morale fiscale, qui s'exprime de manière d'autant plus épurée qu'aucun mécanisme institutionnel ne contraint la déclaration.

Dans de nombreuses expériences consacrées à cette question, les montants monétaires prélevés des gains de l'expérience bénéficient directement à l'expérimentaliste – au sens où ils ne font que diminuer le coût total de l'expérience. Ce choix conduit à faire intervenir l'attitude des participants vis-à-vis du financement de la recherche en cours dans les comportements de déclaration. Il paraît en outre peu conforme au fonctionnement du système de taxation, destiné à financer l'investissement public. Les travaux qui s'efforcent de prendre en compte cette dimension recourent à deux types d'utilisation des fonds collectés. Certains travaux les allouent à l'abondement d'un fond commun (selon le principe du jeu classique de contribution volontaire à un bien public, Isaac et Walker [1988]) offrant un retour sur investissement direct aux participants (Alm, McClelland et Schulze [1992], par exemple). Dans ce cadre, il paraît difficile de savoir si les participants considèrent ce fond commun comme un bien public authentique, ou comme une réduction implicite

⁶ Voir, entre autres, Boylan et Sprinkle [2001]; Kirchler, Muehlbacher, Hoelzl et Webley [2009]; Muehlbacher et Kirchler [2009]; Boylan [2010]; Buhren et Kundt [2013], pour des comparaisons expérimentales suivant lesquelles l'un ou l'autre choix conduit, suivant les études, à plus ou moins d'évasion fiscale.

⁷ C'est le cas en particulier de l'étude de Friedland, Maital et Rutenberg [1978] et de Alm, Jackson et McKee [1992]. Fortin, Lacroix et Villeval [2007] observent une tendance similaire, pour peu que le taux de taxe reste inférieur à 40%.

⁸ Loi de finances n° 2014-1654 du 29 décembre 2014.

du taux de taxe effectif global dans l'expérience. Une seconde solution (introduite, par exemple, par Mittone [2006]) consiste à utiliser les fonds pour financer un bien public réel. C'est la solution que nous adoptons ici, en transmettant les fonds collectés lors de l'exercice de simulation fiscale au World Wide Fund for Nature (WWF). A cette fin, les missions de soutien aux actions de protection de l'environnement et des espèces menacées du WWF sont décrites aux participants au début de l'exercice de déclaration. Afin d'assurer la crédibilité des dons réalisés dans l'expérience, les sommes versées au WWF sont attestées par des certificats émis par cet organisme et envoyés directement par nos soins sous forme de courrier électronique à chacun des participants.

L'ensemble de ces éléments constituent les deux premières étapes de l'expérience, au cours desquelles les participants se livrent à une activité rémunérée, puis choisissent sans risque de contrôle le montant de taxation appliqué à ce revenu afin de financer des actions de protection de l'environnement. Un dernier aspect important du protocole concerne les termes utilisés pour décrire ces décisions aux participants. La tradition de neutralité des instructions en économie expérimentale tient pour beaucoup à la volonté d'éliminer de l'expérience l'ensemble des considérations non-monétaires induites par le contexte afin de se concentrer sur les déterminants monétaires du comportement. L'objectif de la présente expérience est au contraire d'évaluer les déterminants psychologiques de tels comportements, ce qui plaide en faveur d'une contextualisation de l'expérience permettant d'identifier clairement le parallèle avec les comportements à l'égard de la fiscalité⁹. La littérature est une fois encore divergente sur les conséquences d'un tel choix sur les comportements observés – la contextualisation est neutre sur les comportements dans l'expérience de Alm, McClelland et Schulze [1992], alors qu'elle tend à limiter l'évasion dans celle de King et Sheffrin [2002]. A notre connaissance, une telle contextualisation conduit néanmoins à une évasion qui reste toujours substantielle (voir également Wahl, Muehlbacher et Kirchler [2010]) et rend donc possible l'étude de ses déterminants.

Questionnaires psychométriques de mesure de la personnalité

La principale contribution de cette expérience est d'incorporer les résultats de la littérature en psychométrie afin de mesurer l'attitude individuelle des participants à l'égard de la moralité. Sur la base des travaux en économie consacrés à la « morale fiscale » et à ses déterminants psychologiques, les dimensions retenues dans cette étude sont : la propension à se soumettre à une norme, l'empathie et enfin la propension à ressentir honte et culpabilité. Pour chacune de ces dimensions, nous recourons à un questionnaire validé dans la littérature en psychométrie et qui consiste à recueillir sur des échelles de Likert (réponses ordinales graduées par ordre croissant d'intensité selon un label fourni) la réaction des sujets vis-vis d'une série d'énoncés¹⁰.

La soumission à la norme est mesurée par le *Concern for Appropriateness Scale* (CAS, Lennox et Wolfe [1984]). Les répondants doivent exprimer leur degré

⁹ Concrètement, l'expérience est explicitement présentée aux participants comme constituant une simulation fiscale, et les termes de revenu, de déclaration de revenu et de taxe collectée sont utilisés pour en décrire le déroulement.

¹⁰ L'un des critères de fiabilité le plus largement utilisé dans cette littérature est l'alpha de Cronbach, qui mesure le degré de cohérence des réponses fournies à partir de la variance des réponses individuelles rapportées à la variance totale (Cronbach [1951]). Il est par définition compris entre 0 et 1, et croissant de la cohérence interne d'un questionnaire. Un alpha supérieur à 0.7 est généralement considéré comme satisfaisant.

d'accord, selon 6 niveaux possibles d'intensité, avec 20 énoncés décrivant des comportements sociaux¹¹. Le degré de soumission à la norme est d'autant plus fort que le score à ce questionnaire est élevé. Ce questionnaire est connu pour être corrélé positivement avec, par exemple, la religiosité, et les comportements à risque tels que la consommation d'alcool ou de marijuana (Wolfe, Lennox et Cutler [1985]), le conformisme comportemental (Johnson [1984]) et la propension à se sentir embarrassé (Sabini, Siepmann, Stein et Meyerowitz [2000]). Zizzo et Fleming [2011] montrent également une corrélation positive entre les donations dans un jeu du dictateur et le degré de soumission à la norme (mesuré ici par le test de désirabilité sociale de Stober [2001]). En matière d'évasion fiscale, on peut s'attendre à ce que la norme de citoyenneté qui consiste à déclarer fidèlement son revenu soit suivie plus scrupuleusement par les individus dont le score est élevé.

Le sentiment d'empathie et ses deux composantes, l'empathie affective et l'empathie cognitive, sont mesurés grâce au *Questionnaire of Cognitive and Affective Empathy* (QCAE, Reniers, Corcoran, Drake, Shryane et Voellm [2011]) qui comportent 31 mises en situation¹² vis-à-vis desquelles les répondant doivent exprimer leur degré d'accord selon 4 niveaux possibles. Le score global est croissant du degré d'empathie de l'individu. La littérature en psychologie a montré une relation positive entre les scores individuels obtenus à ce test et les tendances pro-sociales telles que mesurées par le Prosocial Tendencies Measures (Lockwood, Seara-Cardoso et Viding [2014]) ainsi que la sensibilité à la justice (Yoder et Decety [2014]). La fiscalité fait écho à chacun de ces deux aspects, ce qui peut laisser attendre une relation négative entre empathie et évasion fiscale.

Les sentiments de culpabilité et de honte, enfin, sont mesurés via le *Guilt and Shame Proneness scale* (GASP, Cohen, Wolf, Panter et Insko [2011]), à travers 16 scénarios dans lesquels le sujet doit décrire la probabilité de ressentir l'un de ces deux sentiments (selon 7 niveaux gradués de « très improbable » à « très probable »)¹³. Cohen, Wolf, Panter et Insko [2011] distinguent ces deux sentiments selon le contexte dans lequel ils surviennent : tandis que la culpabilité fait référence à un sentiment qui survient dans un contexte privé, la honte, quant à elle, désigne une réaction à un événement qui se déroule dans un contexte public. Pour chacun de ces deux sentiments, le score est croissant de la propension individuelle à les ressentir. Le contexte de l'expérience considéré ici induit un comportement de nature strictement privée – puisque les décisions individuelles d'évasion ne sont en aucune manière rendues publiques. D'après les travaux existants, les personnes obtenant des scores élevés sur cette échelle de culpabilité se montrent moins susceptibles de se conduire de manière non éthique, d'avoir des comportements délinquants ou de s'engager dans des comportements contreproductifs vis-à-vis de leur entreprise (Cohen [2010]) ;

¹¹ Par exemple, « *J'ai tendance à montrer à des personnes différentes des facettes différentes de moi-même* » ou encore « *Si j'ai la moindre incertitude sur comment agir en société, j'observe le comportement des autres pour avoir des repères* ». L'alpha de Cronbach du CAS est compris entre 0.77 et 0.90 suivant les études.

¹² Telles que « *En cas de désaccord, j'essaie d'adopter le point de vue de chacun avant de prendre une décision* » ou « *Je peux facilement dire si quelqu'un d'autre est intéressé ou ennuyé par ce que je raconte* ». L'alpha de Cronbach du QCAE est compris entre 0.65 et 0.85 par sous-échelles.

¹³ Ce questionnaire mesure la sensibilité à ressentir ces deux sentiments à travers des scénarios de transgression, tels que « *Votre maison est en désordre et de manière inattendue, des invités frappent à votre porte et s'invitent chez vous. Quelle est la probabilité que vous évitiez ces invités jusqu'à ce qu'ils partent?* » ou « *Vous êtes informé de manière privée que vous êtes le seul de votre classe à ne pas rejoindre le club des meilleurs étudiants de l'école car vous avez manqué trop de jours volontairement. Quelle est la probabilité que cela vous amène à devenir plus responsable par rapport à votre présence à l'école ?* ». Les alphas de Cronbach sont d'un minimum de 0.60 par sous échelle.

Cohen, Wolf, Panter et Insko [2011], Cohen, Panter et Turan [2012] ; Cohen, Panter, Turan, Morse et Kim [2013]). Bracht et Regner [2013] montrent également une corrélation positive avec le degré de générosité des décisions dans un jeu de la confiance, tout comme Cohen, Wolf, Panter et Insko [2011] trouvent une corrélation positive avec différents questionnaires liés à la moralité et/ou aux comportements pro sociaux (Davis [1980], Tooke et Ickes [1988], Aquino et Reed [2002], Francis [2007]). Cohen, Wolf, Panter et Insko [2011] constatent aussi une corrélation négative avec les questionnaires liés à l'immoralité et/ou aux comportements anti sociaux (Buss et Perry [1992], Lewicki, Saunders et Barry [2007]). L'échelle de honte du GASP a quant à elle des liens contrastés. La première sous échelle (Negative Self-Evaluations) est corrélée de manière entièrement semblable à la partie culpabilité. Cependant, la seconde sous échelle (Shame-Withdrawal Responses) montre des corrélations presque exclusivement de sens contraire aux autres sous échelles (i.e., positivement avec les comportements non éthiques, la délinquance d'une manière générale, etc.). Pour chacun des trois questionnaires, l'approche psychométrique est fondée sur des regroupements thématiques qui constituent des sous-échelles destinées à appréhender les traits de personnalité considérés suivant différentes dimensions. Les sous-échelles et leur interprétation sont présentées dans le Tableau 1¹⁴.

Toutes les sessions de l'expérience se sont déroulées dans le laboratoire de l'Université de Strasbourg (LEES) entre octobre 2014 et mars 2015¹⁵. L'analyse empirique porte sur trois sessions expérimentales, comportant entre 19 et 22 participants chacune¹⁶. Au total, les sessions regroupent 63 personnes, dont 25 femmes et 38 hommes. 59 d'entre eux sont des étudiants, parmi lesquels 15 étudient l'économie ou un domaine proche, et sont donc susceptibles d'avoir des connaissances en théorie des jeux. L'âge moyen des participants est de 23 ans. Chaque session dure environ une heure et offre un gain moyen de 20 euros (parmi lesquels 17 euros en moyenne sont remis aux participants, et 3 euros au WWF).

¹⁴ La traduction française du CAS a été effectuée par Myszkowski, Storme, Zenasni et Lubart [2014]. La traduction du QCAE et du GASP ont été réalisées par nos soins.

¹⁵ Le processus de recrutement des sujets utilise ORSEE (Greiner [2015]). L'expérience est informatisée, à l'aide d'un programme réalisé sur la plateforme internet EconPlay (www.econplay.fr).

¹⁶ Ces sessions correspondent à la condition de contrôle d'une série d'expériences plus larges, dont les résultats sont présentés dans Jacquemet, Luchini, Malézieux et Shogren [2015].

Tableau 1 : Description des sous-échelles composant les questionnaires

| Echelle | Sous échelle | Mesure | Description | Nb items |
|--|--|---|---|----------|
| Concern for Appropriateness Scale (CAS) | Cross-Situational Variability of Behavior (CSV) | Variabilité comportementale | Variabilité comportementale issue de l'adaptation continue de ses actions de manière à éviter la désapprobation | 7 |
| | Attention to Social Comparison Information (ATSCI) | Tendance à la comparaison de comportement | De nombreux items d'ATSCI ont une connotation défensive et de comparaison de comportement | 13 |
| Questionnaire for Cognitive and Affective Empathy (QCAE) | Perspective Taking (PT) | La prise de perspective de quelqu'un d'autre de manière intuitive | Se mettre intuitivement à la place de quelqu'un d'autre afin de voir les choses de sa perspective | 10 |
| | Online Simulation (OS) | La prise de perspective de quelqu'un d'autre de manière couteuse | Une tentative volontaire de se mettre à la place de quelqu'un en imaginant ce que cette personne ressent. OS est susceptible d'être utilisé pour rendre compte des intentions futures | 9 |
| | Emotion Contagion (EC) | Contagion émotionnelle | Le fait d'imiter de manière automatique les sentiments des autres | 4 |
| | Peripheral Responsivity (PERIR) | Transmission de l'humeur dans un contexte social distant | La réponse affective quand on est témoin de l'humeur de quelqu'un dans un contexte social distant | 4 |
| | Proximal Responsivity (PROXR) | Transmission de l'humeur dans un contexte social proche | La réponse affective quand on est témoin de l'humeur de quelqu'un dans un contexte social proche | 4 |
| Guilt And Shame Proneness (GASP) | Guilt - Negative Behaviour-Evaluations (NBE) | Culpabilité | Les items de Guilt-NBE décrivent le fait de se sentir mal quand on agit d'une mauvaise manière | 4 |
| | Guilt - Repair responses (GR) | Correction des transgressions | Les items de Guilt-repair décrivent des tendances à agir (i.e., des comportements ou des intentions de comportements) visant à corriger ou compenser des transgressions | 4 |
| | Shame - Negative Self-Evaluations (NSE) | Honte | Les items Shame-NSE décrivent un sentiment négatif à propos de soi | 4 |
| | Shame - Withdrawal Responses (SW) | Volonté de se cacher | Les items Shame-withdraw décrivent les tendances à agir visant à se cacher ou à se retirer des autres | 4 |

Tableau 2 : Poids des composantes principales

| | | Comp1 | Comp2 | Comp3 | Comp4 | Part Inexpliquée |
|------|-------|--------|--------|--------|--------|---------------------|
| CAS | CSV | | 0.5803 | | | .3657 |
| | ATSCI | | 0.4314 | | | .4772 |
| QCAE | PT | | | | 0.7920 | .2093 |
| | OS | 0.4019 | | | 0.3273 | .4492 |
| | EC | | | 0.5578 | | .3544 |
| | PROXR | | | 0.5667 | | .1914 |
| | PERIR | | | 0.5720 | | .4180 |
| GASP | NBE | 0.5701 | | | | .2792 |
| | GR | 0.5198 | | | | .3805 |
| | NSE | 0.4034 | 0.3960 | | | .2817 |
| | SW | | 0.5286 | | | .4284 |

Note. Le tableau présente les vecteurs propres de chacune des 4 composantes retenues, après rotation varimax. Pour plus de lisibilité, seules les corrélations supérieures à .30 sont présentées.

RESULTATS

En raison des sous-échelles qui documentent différents traits des caractéristiques psychologiques d'intérêt, les réponses aux questionnaires fournissent 13 variables de personnalité. Afin de réduire la dimension de ces mesures, nous regroupons les variables de personnalité à l'aide d'une analyse en composantes principales (ACP)¹⁷. L'ACP conduit à identifier 4 composantes principales qui rendent compte de la variabilité des questions d'origine¹⁸. Afin de simplifier la matrice des vecteurs propres de ces 4 composantes principales, nous appliquons une rotation orthogonale (varimax) qui préserve l'indépendance des composantes ainsi pivotées (voir en annexes B et C l'ensemble des composantes principales triées par leur valeur propre ainsi que la matrice des vecteurs propres avant rotation)¹⁹.

Le Tableau 2 présente les vecteurs propres après rotation orthogonale des quatre composantes retenues. Ces composantes constituent autant de facteurs latents qui résument de manière synthétique l'information disponible dans l'ensemble des questionnaires. Leur contenu peut être interprété à partir de leur degré de corrélation avec les questionnaires psychologiques qu'ils recouvrent.

¹⁷ Les scores bruts normalisés sont présentés en annexe A. L'ACP est conduite sur les variables centrées réduites pour faciliter l'interprétation.

¹⁸ Pour sélectionner les composantes, nous retenons celles pour lesquelles la valeur propre est supérieure à 1 – la valeur propre fournie par l'ACP étant d'autant plus élevée que la composante explique une part importante de la variance observée en réponse à l'ensemble des 13 sous-échelles. Ce critère correspond au seuil traditionnellement retenu en analyse des données (Hair Jr, Wolfinbarger, Money, Samouel et Page [2015]).

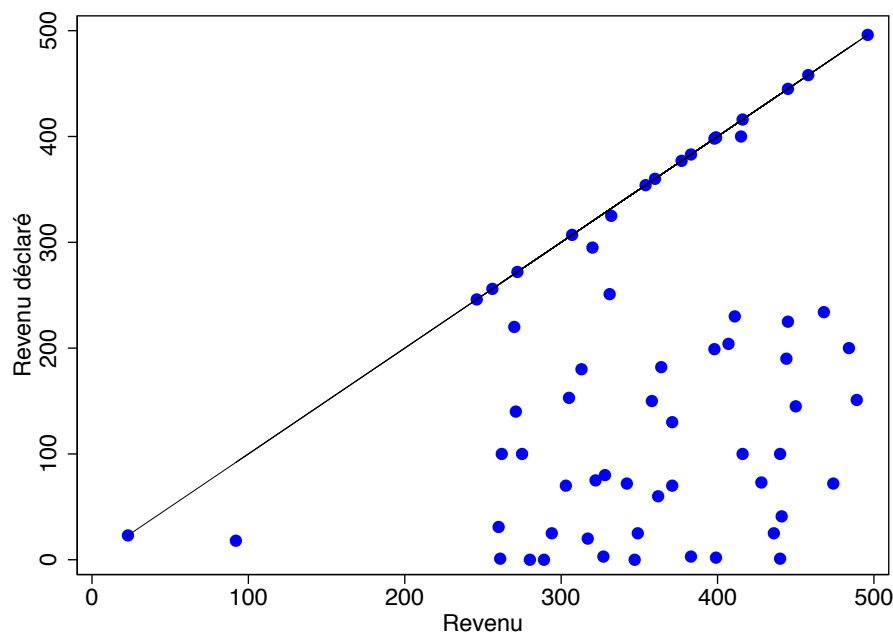
¹⁹ La rotation de l'ACP consiste à modifier l'espace de projection de manière à simplifier la structure des poids, en produisant une structure telle que le poids de chaque variable soit aussi différent que possible entre les composantes. La rotation orthogonale est une alternative aux rotations obliques (e.g. promax). Ces dernières autorisent la corrélation entre les composantes pivotées. Dans notre cas, la préservation de l'orthogonalité est une propriété désirable car elle permet de mettre en évidence des traits de personnalité qui peuvent être interprétés indépendamment les uns des autres. La rotation oblique promax ne change cependant que très peu les résultats (les résultats détaillés sont présentés en annexe D).

La première composante est ainsi principalement liée (avec une corrélation supérieure à 0.3) aux sous échelles NBE, GR et NSE du questionnaire GASP, ainsi qu'à la sous échelle OS du questionnaire QCAE. Les échelles NBE et GR correspondent à la partie culpabilité du GASP, et la première représente plus précisément la propension à ressentir la culpabilité tandis que la seconde mesure la volonté de réparer les transgressions. La sous-échelle NSE représente quant à elle la propension à ressentir la honte ; et la sous-échelle OS mesure la prise de perspective de quelqu'un d'autre de manière volontaire. Cette première composante peut donc être comprise comme une variable de personnalité qui associe les propensions à ressentir la honte, la culpabilité et l'empathie cognitive. C'est une composante qui n'est pas sans rappeler la définition de la culpabilité proposée dans la littérature économique (Charness et Durlauf [2006]): les sujets ressentent de la culpabilité s'ils déçoivent les attentes d'une autre personne. La honte et la culpabilité mesurées dans le GASP correspondent en effet à une émotion négative ressentie dans un contexte social ou privé. La première composante de l'ACP nous indique ainsi que pour ressentir de la culpabilité et/ou de la honte (mesurée par NBE et NSE), il faut pouvoir comprendre quelles sont les attentes de la personne lésée (mesuré par OS). La sous-échelle GR nous informe sur les actions suite à cette émotion négative, c'est à dire la volonté de réparer les transgressions à l'origine de cette émotion.

La deuxième composante est principalement corrélée avec les questionnaires de mesure de la soumission à la norme (CAS) et de propension à ressentir la culpabilité et la honte (GASP). Plus précisément, si cette composante est liée positivement aux deux sous échelles du CAS (CSV et ATSCI) elle n'est reliée qu'à la partie honte du GASP (NSE et SW). Il paraît logique que la soumission à la norme soit liée à la propension à ressentir la honte, une émotion négative ressentie en public. La norme est en effet une règle implicite provenant d'un groupe social – susceptible de prescrire « une marge de comportements » à adopter (Drozda-Senkowska [2004], p. 40). Cette norme dépend elle-même du contexte social, et est renforcée par la présence d'observateurs. Cette composante pourrait ainsi capturer la dimension publique de la moralité, par laquelle propension à ressentir la honte et soumission à la norme vont de pair. Une explication complémentaire pourrait être qu'un facteur commun explique l'association dans cette composante. En effet, on constate que le CAS est corrélé négativement avec l'estime de soi à plusieurs reprises dans la littérature. En utilisant l'échelle de Rosenberg [1965] pour mesurer l'estime de soi Bachner-Melman, Bacon-Shnoor, Zohar, Elizur et Ebstein [2009] et Myzskowski, Storme, Zenasni et Lubart [2014] trouvent une corrélation négative et significative entre CAS et estime de soi. Il en va de même pour Miller, Omens et Delvadia [1991] qui utilisent l'échelle de Helmreich et Stapp [1974] pour mesurer l'estime de soi. Cohen, Wolf, Panter et Insko [2011] montrent d'autre part que la sous échelle SW est également corrélée négativement à l'estime de soi telle que mesurée par Rosenberg [1965]. Ainsi, le facteur commun à ces deux échelles pourrait être l'estime de soi, de sorte que les individus ayant une estime d'eux-mêmes plus faible auraient une plus grande propension à l'évasion fiscale. Les deux dernières composantes sont liées uniquement au questionnaire portant sur l'empathie (QCAE). La troisième composante est liée aux sous-échelles EC, PROXR et PERIR, qui correspondent à la partie empathie affective du QCAE. Cette composante est donc une mesure directe de l'empathie affective, qui correspond à la capacité à être sensible et à ressentir par procuration les sentiments des autres. La quatrième et dernière composante recouvre quant à elle les sous échelles PT et OS, qui constituent la partie empathie cognitive du QCAE. L'empathie cognitive est la capacité à se représenter un modèle actif des états émotionnels d'autrui, c'est à dire

à reconnaître et à attribuer des émotions aux autres. Ces résultats proviennent d'une analyse ACP dans laquelle la rotation varimax préserve l'orthogonalité des composantes principales. Ils confirment donc les conclusions de Reniers, Corcoran, Drake, Shryane et Voellm [2011] selon lesquelles l'empathie cognitive et l'empathie affective peuvent être envisagées de manière distincte et indépendante, comme deux traits de personnalité dissociables l'un de l'autre.

Figure 1 : Niveaux de revenu déclarés et perçus dans l'expérience



COMPORTEMENT DE FRAUDE FISCALE ET SCORES PSYCHOLOGIQUES

La Figure 1 présente les niveaux de revenu déclarés en fonction du revenu perçu dans l'expérience. Dans l'ensemble, la fraude fiscale est à la fois intense (le taux de déclaration moyen est de 49%) et répandue (seuls un quart des participants, soit 16 personnes, déclarent l'intégralité de leur revenu), ce qui rend possible une analyse empirique de ses déterminants. Les décisions de fraude sont également très hétérogènes entre les participants. Si environ 5% des participants (trois personnes) déclarent un revenu nul, 25% d'entre eux déclarent moins de 17% de leur revenu et 50% moins de 42%. Il est intéressant de noter que la corrélation entre le niveau de revenu et le taux de déclaration est très faible, égale à -0.023 , et non significative ($p=.8546$). Il ne semble pas que la décision de fraude soit reliée à un effet de richesse ou de mérite (tel que mesuré par la performance à la tâche, qui détermine le revenu).

Compte tenu de la structure observée de l'évasion fiscale, nous explorons le lien avec les mesures de personnalité fournies par l'ACP en distinguant la décision de se livrer à la fraude (la marge extensive de la soumission fiscale) et l'intensité de la fraude lorsqu'elle a lieu (la marge intensive). Pour ce faire, nous estimons

successivement deux modèles paramétriques : un modèle Probit sur la décision de fraude, puis un modèle de régression beta sur le taux de déclaration,²⁰ mesuré comme le ratio entre le revenu déclaré et le revenu perçu parmi les individus qui décident de ne déclarer ni un revenu nul ni l'intégralité de leur revenu. Dans les deux cas, ces comportements individuels d'évasion sont expliqués par les scores individuels dans chacune des quatre composantes fournies par l'ACP. Notre objectif est d'évaluer la part de la variabilité des comportements de fraude observés dont les variables de personnalité permettent de rendre compte. Cet objectif descriptif nous conduit à ne pas introduire de variables de contrôle additionnelles dans l'analyse paramétrique. Les résultats d'estimation sont présentés dans le Tableau 3.

Tableau 3 : Taux de déclaration et scores de personnalité

| | Décision de fraude : modèle Probit | | | Intensité de la fraude : modèle linéaire | | |
|------------------------|------------------------------------|------------|---------|--|------------|---------|
| | Coef. | Ecart-type | p-value | Coef. | Ecart-type | p-value |
| Composante 1 | .033 | .143 | 0.813 | -.206 | .138 | 0.138 |
| Composante 2 | -.353 | .160 | 0.027 | .020 | .137 | 0.879 |
| Composante 3 | .189 | .167 | 0.258 | .262 | .157 | 0.094 |
| Composante 4 | .555 | .213 | 0.009 | -.035 | .162 | 0.826 |
| Constante | -.825 | .204 | 0.000 | -.663 | .177 | 0.000 |
| Paramètre de précision | - | - | - | .773 | .191 | 0.000 |

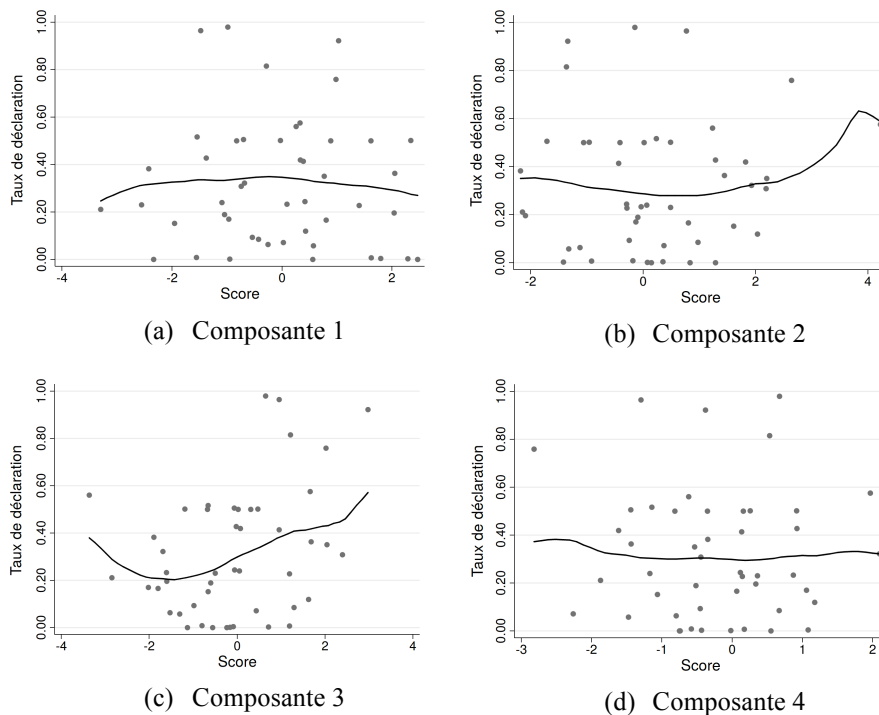
Note. Partie gauche : modèle Probit. La variable expliquée est égale à 1 si le revenu déclaré est égal au revenu perçu, à 0 sinon. Log-vraisemblance : -28.17 , test de nullité jointe de l'ensemble des paramètres : $LR=15.05$ et $p=.0046$. Partie droite : régression beta. La variable expliquée est le taux de déclaration (revenu déclaré rapporté au revenu perçu) des sujets n'ayant pas déclaré tout leur revenu. Test de nullité jointe de l'ensemble des paramètres $LR \chi^2_4 = 4.61$ et $Prob > \chi^2 = 0.3302$. Dans les deux cas, les variables explicatives correspondent pour chaque individu à chacune des 4 composantes principales retenues, calculées sur la base de la rotation varimax.

La première composante, qui représente la culpabilité et le sentiment de honte, est la seule à ne rendre compte ni de la décision de frauder, ni de son intensité. Les deux dernières composantes, qui capturent la propension individuelle à ressentir de l'empathie, respectivement affective (composante 3) et cognitive (composante 4), font chacune varier positivement les niveaux de déclaration dans une dimension différente. L'empathie cognitive affecte plus spécifiquement la décision de se livrer à la fraude, tandis que l'empathie affective explique son intensité parmi les individus qui décident de s'y livrer. Globalement, ces résultats indiquent que plus une personne se montre capable de se projeter dans la position des autres et de se représenter leurs sentiments, plus ses réticences à frauder sont fortes. Ce comportement est cohérent avec l'effet observé dans la littérature de ces traits de personnalité, positivement corrélés avec à la fois la pro-socialité (Lockwood, Seara-Cardoso et Viding [2014]) et la sensibilité à la justice (Yoder et Decety [2014]). L'effet de la deuxième composante, qui mesure la dimension publique de la moralité, est très contrasté. Si elle ne semble pas faire varier l'intensité de la fraude, elle influence négativement la décision de frauder. Cette composante est constituée du CAS, qui correspond au score de soumission à la norme,

²⁰ Nous optons pour une régression inconditionnelle plutôt qu'un modèle de sélection pour deux raisons. D'une part, c'est bien l'effet des composantes sur le sous-échantillon des individus dont la déclaration est à l'intérieur du support que nous cherchons à identifier. D'autre part, le choix de restrictions d'exclusions nous paraît extrêmement délicat dans une application comme celle-ci. En leur absence, l'identification du modèle est fragile et repose uniquement sur la non-linéarité induite par la forme fonctionnelle choisie. Ces difficultés d'identification sont confirmées par la mise en œuvre d'un modèle de sélection, qui conduit néanmoins à des résultats très proches de ceux qui sont présentés ici. Les résultats sont disponibles sur demande auprès des auteurs.

et de la partie Shame du GASP. Une décomposition de cet effet (voir Annexe E) montre que cette relation négative spécifique à la décision de se livrer à la fraude est entièrement due au score observé sur l'échelle Shame, et plus spécifiquement à la variable Shame-Withdrawal Responses (SW). Ce résultat fait écho à la littérature en psychologie décrite plus haut, qui montre que la sous échelle SW est liée de manière négative aux comportements éthiques. Un individu qui a un score élevé sur cette sous échelle montre qu'il se comporte de manière socialement inappropriée, notamment après avoir commis une transgression (Cohen, Wolf, Panter et Insko [2011]). Il est donc peu étonnant que SW soit lié de façon positive au fait d'être un évadé fiscal.

Figure 2 : Estimation par lissage polynomial de la relation entre le taux de déclaration et les scores sur les 4 composantes après rotation varimax.



A ces effets contrastés des variables elles-mêmes, s'ajoute un pouvoir explicatif assez faible. Les composantes dans leur ensemble ne rendent compte que de moins de 15% de la variabilité observée des décisions de fraude²¹. Afin de décomposer le pouvoir explicatif des facteurs, la Figure 2 présente les nuages de points des taux de déclaration en regard des scores observés à chacune des composantes. Ces nuages de points sont accompagnés de l'ajustement non paramétrique fourni par une estimation *spline*. Ces projections confirment que la faiblesse du pouvoir explicatif des facteurs psychologiques n'est pas due aux hypothèses paramétriques des modèles présentés ci-dessus. A l'exception notable de la troisième composante, les ajustements sont fortement décorrélés des variations du taux de déclaration dans l'espace de chacun des scores.

²¹ Telle que mesuré par le pseudo R^2 , égal à 0.1441, d'un modèle Tobit sur l'ensemble des données poolées, qui prend en compte la censure inférieure (à 0) et supérieure (à 1) du taux de déclaration.

CONCLUSION

Cet article s'efforce de mesurer la contribution des traits de personnalité individuels, liés à la moralité, aux décisions prises dans le cadre d'une simulation fiscale. Une analyse en composantes principales réalisée sur trois questionnaires issus de la littérature en psychométrie, conduit à dégager quatre composantes sous-jacentes aux réponses observées dans les questionnaires de personnalité : une composante liée à la culpabilité, une autre à l'aspect public de la moralité, et enfin deux composantes reliées à l'empathie, affective et cognitive. Les corrélations avec les comportements d'évasion fiscale observés dans l'expérience conduisent à des résultats mitigés. La propension à ressentir l'empathie affective et cognitive augmente la soumission fiscale, ce qui souligne la dimension sociale des comportements de moralité fiscale : l'aptitude psychologique à envisager l'effet de ses propres actions sur la situation et les sentiments des autres joue un rôle important dans ce type de décision. Cette corrélation indique que le degré d'empathie des contribuables vis-à-vis des institutions fiscales constitue un levier d'action sur l'efficacité du système de prélèvement. Elle étaye en particulier les mesures qui consistent à communiquer sur le changement de situation des bénéficiaires des aides et infrastructures financés par l'impôt. Ce type de mesure peut par exemple passer par une remise en cause ciblée du principe de non-affectation de l'impôt, qui consisterait à cibler explicitement les dépenses financées par l'impôt afin de pouvoir en communiquer l'usage aux contribuables (comme suggérée par exemple dans OCDE, [2013], p. 8). Cette pratique a également cours en matière de collecte de dons, de nombreux organismes décidant de fournir la traduction en termes d'actions concrètes de l'éventail des montants de don qui peuvent être consentis. Les autres variables de moralité ont quant à elles un effet contrasté : le sentiment de culpabilité est sans effet sur ces décisions tandis que la propension à la soumission à la norme tend à stimuler l'évasion, en raison de sa composante liée à la sous échelle Shame-Withdrawal Responses (voir pages 8 et 14).

Surtout, bien que ces traits de personnalité aient un effet significatif sur les décisions d'évasion observées, leur pouvoir explicatif reste faible. Environ 85% des décisions d'évasion observée échappent ainsi aux mesures de personnalité utilisées ici, malgré le recours à un éventail large de questionnaires psychologiques en comparaison de la littérature existante. Ces résultats montrent que l'évaluation de la morale fiscale nécessite une batterie de mesures encore plus vaste et diversifiée en termes de ressorts psychologiques que celle mise en place dans cette étude. L'exploration des mesures psychométriques adéquates dans ce domaine reste une voie encore assez largement ouverte pour des travaux à venir. La faiblesse du pouvoir explicatif des mesures psychologiques utilisées dans cette étude relativise fortement l'interprétation en termes de simple morale fiscale définie comme une caractéristique intrinsèque induite par l'attitude morale et sociale des individus. L'ampleur de la variabilité qui échappe aux variables psychométriques, si elle était confirmée par des études ultérieures élargissant encore le champ des dimensions de personnalité prises en compte, plaide au contraire en faveur de l'hypothèse que les comportements d'évasion fiscale ressortissent dans une large mesure à des décisions spécifiques au contexte, plutôt qu'induites de manière déterministe par des caractéristiques intrinsèques aux individus. C'est sur cette dimension que les politiques fiscales peuvent affecter les comportements, à condition d'identifier les institutions et règles de collecte de l'impôt qui stimulent les comportements conformes à la morale fiscale. Cette question est au cœur des interrogations qui guident nos travaux à venir.

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

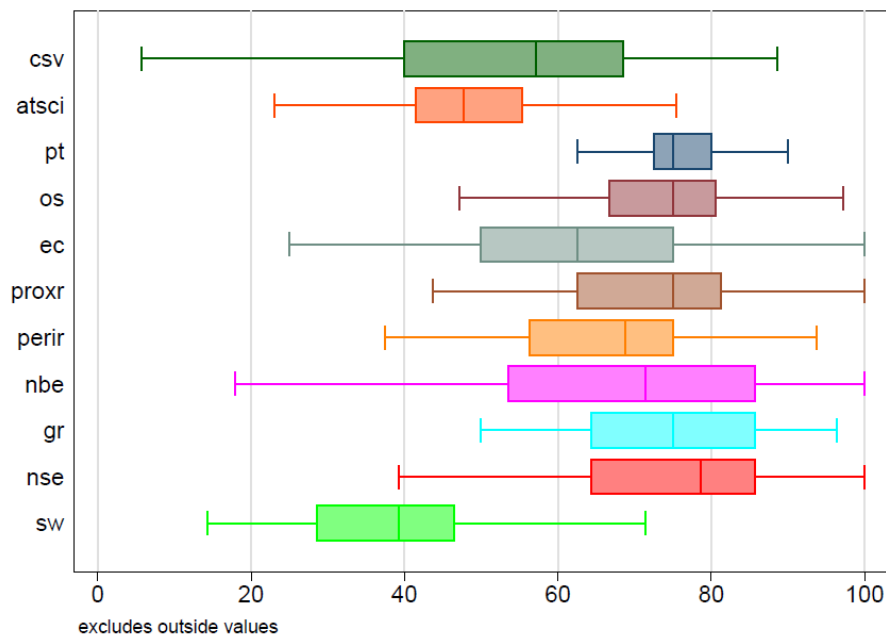
- ALLINGHAM M. G. et SANDMO A. [1972], "Income tax evasion: a theoretical analysis", *Journal of Public Economics*, 1, p. 323-338.
- ALM J. et TORGLER B. [2006], "Culture differences and tax morale in the United States and in Europe", *Journal of Economic Psychology*, 27 (2), p. 224-246.
- ALM J., CHERRY T. L., JONES M. et MCKEE M. [2012], "Social programs as positive inducements for tax participation", *Journal of Economic Behavior & Organization*, 84 (1), p. 85-96.
- ALM J., CHERRY T. L., JONES M. et MCKEE M. [2010], "Taxpayer information assistance services and tax compliance behavior", *Journal of Economic Psychology*, 31 (4), p. 577-586.
- ALM J., JACKSON B. R. et MCKEE M. [1992], "Estimating the determinants of taxpayer compliance with experimental data", *National Tax Journal*, 45 (1), p. 107-114.
- ALM J., MCCLELLAND G. H. et SCHULZE W. D. [1992], "Why do people pay taxes?", *Journal of Public Economics*, 48 (1), p. 21-38.
- ANDREONI J., ERARD B. et FEINSTEIN J. [1998], "Tax compliance", *Journal of Economic Literature*, 36 (2), p. 818-860.
- AQUINO K. et REED II A. [2002], "The self-importance of moral identity", *Journal of Personality and Social Psychology*, 83 (6), p. 1423-1440.
- ARIELY D. [2012], *The (honest) truth about dishonesty*, HarperCollins.
- BACHNER-MELMAN R., BACON-SHNOOR N., ZOHAR A. H., ELIZUR Y. et EBSTEIN R. P. [2009], "The psychometric properties of the revised self-monitoring scale (RSMS) and the concern for appropriateness scale (CAS) in Hebrew", *European Journal of Psychological Assessment*, 25 (1), p. 8-15.
- BLACKWELL C. [2002], "A meta-analysis of tax compliance experiments", *Annual Meeting of Public Choice Society and Economic Science Association, San Diego*.
- BOWLES S., GINTIS H. et OSBORNE M. [2001], "The determinants of earnings: A behavioral approach", *Journal of Economic Literature*, 39 (4), p. 1137-1176.
- BOYLAN S. J. [2010], "Prior audits and taxpayer compliance: Experimental evidence on the effect of earned versus endowed income", *Journal of the American Taxation Association*, 32 (2), p. 73-88.
- BOYLAN S. J. et SPRINKLE G. B. [2001], "Experimental evidence on the relation between tax rates and compliance: The effect of earned vs. endowed income", *Journal of the American Taxation Association*, 23 (1), p. 75-90.
- BRACHT J. et REGNER T. [2013], "Moral emotions and partnership", *Journal of Economic Psychology*, 39, p. 313-326.
- BÜHREN C. et KUNDT T. C. [2013], "Worker or Shirker-Who Evades More Taxes? A Real Effort Experiment", *Joint Discussion Paper Series in Economics*, No. 26-2013.
- BUSS A. H. et PERRY M. [1992], "The Aggression Questionnaire", *Journal of Personality and Social Psychology*, 63 (3), p. 452-459.
- CALVET R. C. et ALM J. [2014], "Empathy, sympathy, and tax compliance", *Journal of Economic Psychology*, 40, p. 62-82.
- CARNEIRO P., HANSEN K. T. et HECKMAN J. J. [2003], "Estimating Distributions of Treatment Effects with an Application to the Returns to Schooling and Measurement of the Effects of Uncertainty on College", *National Bureau of Economic Research*.
- CHARNESS G. et DUFWENBERG M. [2006], "Promises and Partnership", *Econometrica*, 74 (6), 1579-1601.
- CHERRY T. L., FRYKBLUM P. et SHOGREN J. F. [2002], "Hardnose the dictator", *American Economic Review*, 92 (4), p. 1218-1221.
- COHEN T. R. [2010], "Moral emotions and unethical bargaining: The differential effects of empathy and perspective taking in deterring deceitful negotiation", *Journal of Business Ethics*, 94 (4), p. 569-579.
- COHEN T. R., PANTER A. T. et TURAN N. [2012], "Guilt proneness and moral character", *Current Directions in Psychological Science*, 21 (5), p. 355-359.
- COHEN T. R., PANTER A. T., TURAN N., MORSE L. et KIM Y. [2013], "Agreement and similarity in self-other perceptions of moral character", *Journal of Research in Personality*, 47 (6), p. 816-830.
- COHEN T. R., WOLF S. T., PANTER A. T. et INSKO C. A. [2011], "Introducing the GASP scale: a new measure of guilt and shame proneness", *Journal of Personality and Social Psychology*, 100 (5), p. 947-966.
- CRONBACH L. [1951], "Coefficient alpha and the internal structure of tests", *Psychometrika*, 16 (3), p. 297-334.
- DAVIS M. H. [1980], *A multidimensional approach to individual differences in empathy*, American Psychological Association.
- DROZDA-SENKOWSKA E. [1999], *Psychologie sociale expérimentale*, Paris, Armand Colin.
- EDELE A., DZIOBEK I. et KELLER M. [2013], "Explaining altruistic sharing in the dictator game: The

- role of affective empathy, cognitive empathy, and justice sensitivity”, *Learning and individual differences*, 24, p. 96-102.
- ERARD B. et FEINSTEIN J. S. [1994], “Honesty and evasion in the tax compliance game”, *The RAND Journal of Economics*, 25 (1), p. 1-19.
- FORTIN B., LACROIX G. et VILLEVAL M. C. [2007], “Tax evasion and social interactions”, *Journal of Public Economics*, 91 (11), p. 2089-2112.
- FRANCIS L. J. [2007], “Introducing the New Indices of Religious Orientation (NIRO): Conceptualization and measurement”, *Mental Health, Religion & Culture*, 10 (1), p. 585-602.
- FRIEDLAND N., MAITAL S. et RUTENBERG A. [1978], “A simulation study of income tax evasion”, *Journal of Public Economics*, 10 (1), p. 107-116.
- GORDON J. P. F. [1989], “Individual morality and reputation costs as deterrents to tax evasion”, *European Economic Review*, 33 (4), p. 797-805.
- GREINER B. [2015], “Subject pool recruitment procedures: organizing experiments with ORSEE”, *Journal of the Economic Science Association*, 1 (1), p. 1-12.
- HAIR Jr J. F., WOLFINBARGER M., MONEY A. H., SAMOUEL P. et PAGE M. J. [2015], *Essentials of business research methods*, New York, Routledge.
- HELMREICH R. et STAPP J. [1974], “Short forms of the Texas Social Behavior Inventory (TSBI), an objective measure of self-esteem”, *Bulletin of the Psychonomic Society*, 4 (5), p. 473-475.
- ISAAC M. R. et WALKER J. M. [1988], “Communication and free-riding behavior: The voluntary contribution mechanism”, *Economic inquiry*, 26 (4), p. 585-608.
- JACQUEMET N., JOULE R.-V., LUCHINI S. et SHOGREN J. F. [2009], “Earned Wealth, Engaged Bidders? Evidence from a second price auction”, *Economics Letters*, 105 (1), p. 36-68.
- JACQUEMET N., LUCHINI S., MALEZIEUX A. et SHOGREN J. F. [2015], “Tax evasion under Oath”, Mimeo.
- JOHNSON M. A. [1989], “Concern for appropriateness scale and behavioral conformity”, *Journal of Personality Assessment*, 53 (3), p. 567-574.
- KING S. et SHEFFRIN S. M. [2002], “Tax evasion and equity theory: An investigative approach”, *International Tax and Public Finance*, 9 (4), p. 505-521.
- KIRCHLER E., MUEHLBACHER S., HOELZL E. et WEBLEY P. [2009], “Effort and aspirations in tax evasion: Experimental evidence”, *Applied Psychology*, 58 (3), p. 488-507.
- KROLL S., CHERRY T. L. et SHOGREN J. F. [2007], “The impact of endowment heterogeneity and origin on contributions in best-shot public good games”, *Experimental Economics*, 10 (4), p. 411-428.
- LAGO-PENAS I. et LAGO-PENAS S. [2010], “The determinants of tax morale in comparative perspective: Evidence from European countries”, *European Journal of Political Economy*, 26 (4), p. 441-453.
- LENNOX R. D. et WOLFE R. N. [1984], “Revision of the self-monitoring scale”, *Journal of Personality and Social Psychology*, 46 (6), p. 1349-1364.
- LEWICKI R. J., SAUNDERS D. M. et BARRY B. [2007], *Negotiation: Readings, exercises, and cases* (5th ed.). Boston, McGraw Hill/Irwin.
- LOCKWOOD P. L., SEARA-CARDOSO A. et VIDING E. [2014], “Emotion regulation moderates the association between empathy and prosocial behavior”, *PLoS one*, 9 (5), Article e96555.
- LUTTMER E. F. et SINGHAL M. [2014], “Tax morale”, *Journal of Economic Perspectives*, 28 (4), p. 149-168.
- MAZAR N., AMIR O. et ARIELY, D. [2008], “The dishonesty of honest people: A theory of self-concept maintenance”, *Journal of Marketing Research*, 45 (6), p. 633-644.
- MILLER M. L., OMENS R. S. et DELVADIA R. [1991], “Dimensions of social competence: Personality and coping style correlates”, *Personality and Individual Differences*, 12 (9), p. 955-964.
- MITTONE L. [2006], “Dynamic behaviour in tax evasion: An experimental approach”, *The Journal of Socio-Economics*, 35 (5), p. 813-835.
- MUEHLBACHER S. et KIRCHLER E. [2009], “Origin of endowments in public good games: The impact of effort on contributions”, *Journal of Neuroscience, Psychology, and Economics*, 2 (1), p. 59-67.
- MYSZKOWSKI N., STORME M., ZENASNI F. et LUBART, T. [2014], “Appraising the duality of self-monitoring: Psychometric qualities of the Revised Self-Monitoring Scale and the Concern for Appropriateness Scale in French”, *Canadian Journal of Behavioural Science/Revue canadienne des sciences du comportement*, 46 (3), p. 387-396.
- OCDE. [2013], “What drives tax morale?”, *OECD Tax and Development Programme*, Paris, OECD. http://www.oecd.org/ctp/tax-global/TaxMorale_march13.pdf
- RENIERS R. L., CORCORAN R., DRAKE R., SHRYANE N. M. et VÖELLM B. A. [2011], “The QCAE: A questionnaire of cognitive and affective empathy”, *Journal of Personality Assessment*, 93 (1), p. 84-95.
- ROSENBERG M. [1965], *Society and adolescent child*. Princeton, Princeton University Press.
- SABINI J., SIEPMANN M., STEIN J. et MEYEROWITZ M. [2000], “Who is embarrassed by what?”, *Cognition & Emotion*, 14 (2), p. 213-240.
- SCHOLZ J. T. et LUBELL M. [1998], “Trust and taxpaying: Testing the heuristic approach to collective

- action”, *American Journal of Political Science*, 42 (2), p. 398-417.
- STOBER J. [2001], “The social desirability scale-17 (SDS17): convergent validity, discriminant validity, and relationship with age”, *European Journal of Psychological Assessment*, 17 (3), p. 222-232.
- SWOPE K. J., CADIGAN J., SCHMITT P. M. et SHUPP R. [2008], “Personality preferences in laboratory economics experiments”, *The Journal of Socio-Economics*, 37 (3), p. 998-1009.
- THOMAS K. D. [2015], “The Psychic Cost of Tax Evasion”, *Boston College Law Review*, 56, p. 617-670.
- TOOKE W. S. et ICKES W. [1988], “A measure of adherence to conventional morality”, *Journal of Social and Clinical Psychology*, 6 (3-4), p. 310-334.
- TORGLER B. [2002], “Speaking to theorists and searching for facts: Tax morale and tax compliance in experiments”, *Journal of Economic Surveys*, 16 (5), p. 657-683.
- TORGLER B. et SCHNEIDER F. [2007], “What shapes attitudes toward paying taxes? Evidence from multicultural European countries”, *Social Science Quarterly*, 88 (2), p. 443-470.
- TORGLER B. et SCHNEIDER F. [2009], “The Impact of Tax Morale and Institutional Quality on The Shadow Economy”, *Journal of Economic Psychology*, 30 (2), p. 228-245.
- TORGLER B., SCHNEIDER F. et SCHALTEGGER C. A. [2010], “Local autonomy, tax morale, and the shadow economy”, *Public Choice*, 144 (1), p. 293-321.
- WAHL I., MUEHLBACHER S. et KIRCHLER E. [2010], “The impact of voting on tax payments”, *Kyklos*, 63 (1), p. 144-158.
- WOLFE R. N., LENNOX R. D. et CUTLER B. L. [1986], “Getting along and getting ahead: Empirical support for a theory of protective and acquisitive self-presentation”, *Journal of Personality and Social Psychology*, 50 (2), p. 356-361.
- YODER K. J. et DECETY J. [2014], “Spatiotemporal neural dynamics of moral judgment: a high-density ERP study”, *Neuropsychologia*, 60, p. 39-45.
- ZIZZO D. J. et FLEMING P. [2011], “Can experimental measures of sensitivity to social pressure predict public good contribution?”, *Economics Letters*, 111 (3), p. 239-242.

ANNEXES

Annexe A : Scores de personnalités bruts (les sous échelles ont été normalisées sur 100 afin de faciliter les comparaisons).



Annexe B : Composantes principales issues de l'ACP

| | Valeur Propre | Difference | Proportion | Cumulative |
|--------|---------------|------------|------------|------------|
| Comp1 | 2.9567 | 1.05301 | 0.2688 | 0.2688 |
| Comp2 | 1.9037 | 0.65222 | 0.1731 | 0.4419 |
| Comp3 | 1.2515 | 0.19838 | 0.1138 | 0.5556 |
| Comp4 | 1.0531 | 0.20547 | 0.0957 | 0.6514 |
| Comp5 | 0.8476 | 0.10082 | 0.0771 | 0.7284 |
| Comp6 | 0.7468 | 0.06790 | 0.0679 | 0.7963 |
| Comp7 | 0.6828 | 0.12756 | 0.0621 | 0.8584 |
| Comp8 | 0.5553 | 0.15938 | 0.0505 | 0.9089 |
| Comp9 | 0.3959 | 0.03506 | 0.0360 | 0.9449 |
| Comp10 | 0.3608 | 0.11503 | 0.0328 | 0.9777 |
| Comp11 | 0.2458 | . | 0.0223 | 1.0000 |

Annexe C : Vecteurs propres des quatre composantes principales sélectionnées (seules les corrélations supérieures à .30 sont présentées pour plus de lisibilité).

| | Comp1 | Comp2 | Comp3 | Comp4 | Part Inexpliquée |
|-------|--------|---------|---------|---------|------------------|
| CSV | | 0.4975 | | | .3657 |
| ATSCI | | 0.4448 | | | .4772 |
| PT | | | 0.7556 | | .2093 |
| OS | 0.3231 | | | | .4492 |
| EC | 0.3559 | | | -0.4672 | .3544 |
| PROXR | 0.4651 | | | -0.3562 | .1914 |
| PERIR | | | 0.3740 | -0.4745 | .418 |
| NBE | 0.3799 | -0.3360 | | | .2792 |
| GR | | -0.3722 | -0.4172 | | .3805 |
| NSE | 0.4421 | | | 0.3331 | .2817 |
| SW | | 0.4254 | | | .4284 |

Annexe D : Rotation oblique (promax) qui autorise les corrélations (seules les corrélations supérieures à .30 sont présentées pour plus de lisibilité).

| | Comp1 | Comp2 | Comp3 | Comp4 | Part Inexpliquée |
|-------|--------|--------|--------|--------|------------------|
| CSV | | 0.5851 | | | .3657 |
| ATSCI | | 0.4252 | | | .4772 |
| PT | | | | 0.7925 | .2093 |
| OS | 0.3967 | | | 0.3241 | .4492 |
| EC | | | 0.5567 | | .3544 |
| PROXR | | | 0.5679 | | .1914 |
| PERIR | | | 0.5749 | | .418 |
| NBE | 0.5689 | | | | .2792 |
| GR | 0.5236 | | | | .3805 |
| NSE | 0.4054 | 0.3983 | | | .2817 |
| SW | | 0.5285 | | | .4284 |

Annexe E : Prise en compte du module Shame-Withdrawal du GASP.

Décision de fraude : Modèle Probit sur la décision de frauder

| Variable | Coef. | Ecart-type | p-value |
|------------------|-------|------------|---------|
| Score comp. 1 | -.031 | .146 | 0.831 |
| Score comp. 2 | .127 | .166 | 0.443 |
| Score comp. 3 | -.199 | .157 | 0.204 |
| Score comp. 4 | -.533 | .181 | 0.003 |
| Shame-Withdrawal | .137 | .079 | 0.083 |
| Constante | -.471 | .770 | 0.541 |

Intensité de la fraude : modèle univarié

| | Coef. | Ecart-type | p-value |
|------------------|-------|------------|---------|
| Shame-Withdrawal | .150 | .069 | 0.029 |
| Constante | -.722 | .634 | 0.255 |

Annexe F : Matrice de corrélation entre les sous échelles

| | CSV | ATSCI | PT | OS | EC | PROXR | PERIR | NBE | GR | NSE | SW |
|-------|--------|--------|--------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|-------|-------|
| CSV | 1.000 | | | | | | | | | | |
| ATSCI | 0.327 | 1.000 | | | | | | | | | |
| PT | 0.046 | -0.141 | 1.000 | | | | | | | | |
| OS | -0.027 | 0.006 | 0.189 | 1.000 | | | | | | | |
| EC | 0.175 | 0.215 | -0.105 | 0.137 | 1.000 | | | | | | |
| PROXR | -0.010 | 0.156 | 0.025 | 0.411 | 0.580 | 1.000 | | | | | |
| PERIR | 0.015 | 0.080 | 0.158 | 0.152 | 0.166 | 0.385 | 1.000 | | | | |
| NBE | -0.101 | -0.095 | 0.075 | 0.428 | 0.232 | 0.493 | 0.085 | 1.000 | | | |
| GR | -0.166 | -0.046 | -0.140 | 0.193 | 0.005 | 0.237 | 0.047 | 0.369 | 1.000 | | |
| NSE | 0.289 | 0.293 | 0.032 | 0.302 | 0.341 | 0.387 | 0.177 | 0.478 | 0.244 | 1.000 | |
| SW | 0.372 | 0.333 | -0.112 | 0.088 | 0.149 | 0.182 | 0.159 | 0.095 | -0.166 | 0.387 | 1.000 |

