

Table des matières

Résumé	iii
Table des matières	iv
Liste des tableaux	v
Liste des figures	vi
Remerciements	vii
Introduction	1
1 Revue de littérature	4
1.1 Écart salarial entre les hommes et les femmes	4
1.2 Aversion envers l'iniquité	10
1.3 Imputations multiples	14
2 Données et méthodologie	20
2.1 Description des données	20
2.2 Imputations multiples	22
2.3 Statistiques descriptives	24
2.4 Modèle	29
3 Résultats	30
3.1 Effets fixes des pays	40
Conclusion	42
A Nombre d'observations par pays et par vague	44
B Codes de variables binaires	45
C Statistiques descriptives par vague	46
D Définition des variables binaires	47
Bibliographie	53

Liste des tableaux

1.1	Décomposition de l'écart salarial entre les hommes et les femmes, 2010 (Blau et Kahn, 2017)	4
2.1	Statistiques descriptives des variables socio-démographiques	24
2.2	Statistiques descriptives des variables liées aux valeurs et aux opinions	25
2.3	Fréquences en pourcentage des personnes au foyer et des femmes	28
2.4	Fréquences en pourcentage des personnes au foyer et des individus en couple	28
3.1	Rappel : Codes des variables	30
3.2	Effets marginaux moyens sur la probabilité d'être en désaccord avec l'affirmation <i>EmploisFemmes</i>	31
3.3	Effets marginaux moyens - Interactions entre les variables <i>Femme</i> et <i>En couple</i>	34
3.4	Effets marginaux moyens - Interactions entre les variables <i>Femme</i> et <i>Chef-Ménage</i>	35
3.5	Effets marginaux moyens - Interactions entre les variables <i>Femme</i> , <i>A un emploi</i> et <i>Accomplissement</i>	36
3.6	Effets marginaux moyens - Interactions entre les variables <i>Femme</i> et <i>A un emploi</i>	38
3.7	Effets marginaux moyens - Interactions avec la variable <i>Vague 6</i>	39
A.1	Nombre d'observations par pays et par vague	44
B.1	Codes pour certaines variables binaires	45
C.1	Statistiques descriptives par vague	46
D.1	Définition des variables binaires	47

Liste des figures

3.1	Indicateur d'égalité de revenu et effets fixes des pays	40
-----	---	----

Remerciements

Je tiens à remercier ma directrice Sabine Kröger pour l'aide qu'elle m'a apportée tout au long de la réalisation de ce mémoire. Ses conseils avisés et tout le temps qu'elle m'a accordé ont été essentiels à la progression de cette recherche. De plus, je remercie le Conseil de recherches en sciences humaines pour le soutien financier. Également, je remercie ma famille qui m'a encouragée tout au long de mes études. Finalement, merci à Olivier Leclair pour son appui, son aide et son écoute précieuse.

Introduction

La littérature scientifique sur l'écart salarial entre les femmes et les hommes est très vaste et diversifiée (Blau et Kahn, 2017). Plusieurs facteurs qui contribuent à expliquer cet écart ont été indentifiés au cours des années, dont les suivants : la participation des femmes sur le marché du travail, les différences entre les hommes et les femmes liées aux occupations et aux industries, la discrimination, les normes et les caractéristiques psychologiques.

L'objectif de ce projet de recherche est d'explorer l'hypothèse que l'aversion envers l'iniquité entre les ménages contribue à expliquer l'écart salarial entre les hommes et les femmes. Dans le modèle traditionnel de séparation des tâches, le rôle de l'homme est de subvenir aux besoins financiers du ménage et celui la femme est de veiller aux tâches domestiques et aux enfants Olivetti et Petrongolo (2016). Les couples partagent le fruit de la production extérieure et intérieure au ménage. Toutefois, lorsque les deux membres du couple ont un emploi, comme c'est le cas dans les familles modernes, le revenu domestique est plus élevé comparativement à celui des ménages avec une structure traditionnelle entraînant ainsi une iniquité entre les ménages avec différents modèles familiaux.

Si les ménages sont averses à l'iniquité, alors ils souhaiteront réduire l'écart de revenu entre les familles de structures différentes. Une possibilité pour réduire cet écart est de proposer les salaires les plus faibles aux femmes. Ces dernières pourraient être portées plus aisément à accepter en raison de l'aversion envers l'iniquité et à condition qu'elles fassent partie d'un ménage avec un partenaire masculin qui travaille aussi. Cette coordination salariale peut minimiser l'iniquité de revenu entre les ménages, si la structure de la majeure partie des ménages de la société est de type traditionnel. Également, ceci pourrait être une explication au fait que les femmes ont une propension à négocier plus faible que les hommes (Bertrand, 2011) et qu'elles peuvent subir des contrecoups si elles initient des négociations (Bowles et collab., 2007).

La volonté de coordination pour exclure les femmes du marché du travail ou pour limiter leur salaire afin de minimiser l'iniquité de revenu entre les ménages est mesurée par l'appui à

une affirmation du *World Values Survey* (World Values Survey Association, 2015) concernant le rôle des femmes sur le marché du travail. Cette affirmation est la suivante : « *Lorsque les emplois sont rares, les hommes devraient avoir la priorité sur les emplois par rapport aux femmes.* ». L'analyse porte sur cette variable, car il n'y a pas de mesure directe disponible de l'aversion envers l'iniquité entre les ménages. L'hypothèse explorée est donc que les ménages plus traditionnels seraient davantage susceptibles de vouloir égaliser les revenus entre les ménages au moyen de la discrimination des femmes sur le marché du travail. Par conséquent, les ménages plus traditionnels seraient moins en désaccord avec l'affirmation étudiée.

Également, d'autres recherches indiquent qu'il y a un lien important entre l'accord avec l'affirmation « *Lorsque les emplois sont rares, les hommes devraient avoir la priorité sur les emplois par rapport aux femmes.* » et l'écart salarial entre les hommes et les femmes (p. ex. Fortin, 2005). En effet, un des résultats de Fortin est que l'appui à l'affirmation est un facteur explicatif important des différences entre les pays concernant la participation des femmes au marché du travail et l'écart salarial.

Les effets de l'aversion envers l'iniquité sur les décisions des individus sont décrits par le modèle d'aversion de Fehr et Schmidt (1999). Également, des études empiriques ont démontré que l'aversion envers l'iniquité influence les négociations entre les individus (p. ex. Bellemare et collab., 2008). Les résultats de Bellemare, Kröger et van Soest indiquent que l'aversion envers l'iniquité à son avantage et à son désavantage est susceptible d'influencer les choix des individus.

Cette aversion envers l'iniquité pourrait également avoir des effets sur les décisions de groupes d'individus, par exemple les ménages. D'ailleurs, quelques études portent sur ce sujet (p. ex. Balafoutas et collab., 2014 et He et Villeval, 2017). Selon les résultats de Balafoutas, Kerschbamer, Kocher et Sutter, les groupes sont plus averses envers l'iniquité à leur désavantage comparativement aux individus. Les résultats de He et Villeval suggèrent que les groupes sont davantage averses envers l'iniquité que les individus. Bien que ces résultats soient fort intéressants, il est incertain qu'ils s'appliquent au contexte d'une prise de décision au sein d'un ménage.

Ce projet de recherche consiste à étudier qui est en désaccord avec l'affirmation « *Lorsque les emplois sont rares, les hommes devraient avoir la priorité sur les emplois par rapport aux femmes.* ». Dans le but d'alléger le texte cette affirmation sera souvent identifiée par le code *EmploisFemmes*. L'objectif est de vérifier si les résultats supportent l'hypothèse que l'aversion envers l'iniquité contribue à expliquer l'écart salarial entre les hommes et les femmes. Selon cette hypothèse, les répondants au sein d'un ménage traditionnel devraient être moins en

désaccord avec l'affirmation étudiée que les sujets étant dans un autre type de ménage. La question ici analysée est le sujet d'un programme de recherche plus vaste dans lequel s'inscrit ce mémoire.

La banque de données utilisée provient de l'enquête de la World Values Survey Association (2015). Il s'agit d'un réseau mondial de chercheurs en sciences sociales qui étudient les changements dans les valeurs et leurs conséquences sur la vie sociale et politique.

Plusieurs résultats de l'analyse supportent l'hypothèse que l'aversion envers l'iniquité entre les ménages contribue à expliquer l'écart salarial entre les hommes et les femmes, notamment les deux suivants. Premièrement, une femme en couple a une probabilité plus faible de 3,0% d'être en désaccord avec l'affirmation *EmploisFemmes*¹ par rapport à une femme célibataire. Ce résultat supporte l'hypothèse analysée, car il s'agit des femmes en couple, et non des femmes célibataires, qui sont susceptibles d'être influencées par l'aversion envers l'iniquité entre les ménages.

Deuxièmement, l'effet marginal d'avoir un emploi sur la probabilité d'être en désaccord avec l'affirmation *EmploisFemmes*¹ est plus élevé chez les femmes qui considèrent qu'il est aussi satisfaisant d'avoir un emploi que d'être femme au foyer que chez celles n'étant pas de cet avis. Ce résultat suggère qu'il y a une différence importante de valeurs et d'opinions entre les femmes en accord avec la position mentionnée selon si elles ont un emploi ou non. Il est possible que celles n'ayant pas d'emploi rémunéré aient choisi une autre occupation dans un souci de coordination afin de minimiser l'iniquité de revenu entre les ménages. De plus, certaines variables étudiées révèlent le rôle de la discrimination dans le fait de ne pas être en désaccord avec l'affirmation *EmploisFemmes*¹.

Ce présent mémoire est divisé comme suit. Premièrement, la revue de littérature est présentée au chapitre 1. Elle porte sur les diverses explications de l'écart salarial, sur l'aversion envers l'iniquité et sur la méthode des imputations multiples comme solution au problème de valeurs manquantes rencontré au début de l'analyse. Deuxièmement, la description des données et la méthodologie utilisée pour cette recherche sont exposées au chapitre 2. Troisièmement, les résultats ainsi que leur interprétation sont présentés au chapitre 3 et sont, finalement, suivis par les conclusions.

1. Voir l'annexe B pour les codes associés aux variables binaires.

Chapitre 1

Revue de littérature

1.1 Écart salarial entre les hommes et les femmes

Blau et Kahn (2017) présentent l'écart salarial entre les hommes et les femmes au États-Unis en 2010 décomposé selon plusieurs variables explicatives. Ces données sont exposées au tableau 1.1 ci-dessous. Bien que cette décomposition est unique à l'écart salarial entre les hommes et les femmes des États-Unis en 2010, les variables présentées peuvent contribuer à expliquer l'écart de salaire pour l'ensemble des pays.

TABLE 1.1 – Décomposition de l'écart salarial entre les hommes et les femmes, 2010 (Blau et Kahn, 2017)

Variable	Proportion expliquée de l'écart salarial (en %)
<i>Spécification complète</i>	
Éducation	-5,9
Expérience	14,1
Régions	0,3
Origine ethnique	4,3
Syndicalisation	-1,3
Industries	17,6
Occupations	32,9
Partie expliquée	62,0
Partie inexpliquée	38,0
Total	100,0

Note : L'échantillon inclut les travailleurs salariés non agricoles à temps plein âgés de 25 à 64 ans ayant au moins vingt-six semaines d'emploi.

D'abord, la participation des femmes sur le marché du travail affecte l'écart salarial entre les femmes et les hommes, car le fait de recevoir un salaire est conditionnel à celui d'avoir un emploi (Blau et Kahn, 2017). D'ailleurs, Olivetti et Petrongolo (2016) montrent que l'augmentation de la participation des femmes est associée à la réduction de l'écart salarial entre les hommes et les femmes. Leur analyse se base sur les données concernant la forte augmentation de la participation des femmes sur le marché du travail dans les pays industrialisés après la Seconde Guerre mondiale. Par ailleurs, l'attachement des femmes au marché du travail influence l'écart salarial entre les genres (Blau et Kahn, 2017). Les effets sur l'écart salarial de l'expérience et de chercher à avoir un horaire flexible sont analysés plus loin dans le texte.

L'éducation est l'une des variables explicatives de l'écart salarial entre les hommes et les femmes présentées au tableau 1.1. Depuis 1970, la proportion d'individus qui ont effectué des études supérieures augmente fortement et ce, dans les pays développés ainsi que dans les pays plus pauvres (Becker et collab., 2010). Une grande partie de cette croissance est due à la hausse de la proportion des femmes réalisant des études supérieures. Dans la plupart des pays, cette proportion a dépassé celle des hommes ayant un diplôme universitaire. Cependant, les femmes continuent d'être sous-représentées dans le domaine des STIM (science, technologie, ingénierie et mathématiques), notamment dans les champs intensifs en mathématiques (Ceci et collab., 2014). Cette différence contribue à expliquer l'écart salarial entre les hommes et les femmes, particulièrement chez les individus ayant effectué des études supérieures. En effet, les domaines principalement occupés par les hommes offrent généralement des salaires plus élevés que les domaines à prédominance féminine (Black et collab., 2008).

Les différences entre les hommes et les femmes liées aux occupations et aux industries peuvent en partie expliquer l'écart salarial entre les genres. Cette variable se retrouve dans le tableau 1.1. Si les femmes sont concentrées dans des occupations et des industries où les salaires sont relativement bas et si les hommes sont regroupés dans des occupations et des industries qui offrent des salaires plus élevés alors l'écart salarial est plus important comparativement au cas où cette division est moins importante. Par exemple, en 1970, aux États-Unis, davantage de femmes que d'hommes occupaient des postes liés au support administratif, aux secteurs des services, à l'enseignement et aux soins infirmiers (Blau et Kahn, 2017). Les hommes étaient plus présents que les femmes dans les métiers à salaires élevés, les postes qualifiés, les emplois de gestion ainsi que dans les professions liées au droit, à la médecine et à l'ingénierie. Depuis 1970, ces différences se sont atténuées et l'écart salarial entre les hommes et les femmes a diminué. Davantage de femmes occupent des emplois liés à la gestion, au droit, à la médecine et à l'ingénierie et elles sont moins concentrées dans des occupations de support administratif et du secteur tertiaire.

En plus d'avoir tendance à travailler dans des occupations différentes, les femmes et les hommes ont tendance à occuper des postes de niveaux hiérarchiques différents pour une même occupation (Blau et Kahn, 2017). Par exemple, selon des données récentes à propos des compagnies du groupe « Fortune 500 », les femmes représentent 14,3% des cadres supérieurs et 3,8% des présidents directeurs généraux. Deux facteurs peuvent expliquer pourquoi la proportion de femmes ayant un poste de niveau hiérarchique élevé est faible comparativement à celle des hommes. Premièrement, la participation des femmes dans le milieu de la gestion est un phénomène relativement récent et évoluer dans la hiérarchie est un processus lent. Deuxièmement, cet écart peut représenter des barrières à l'avancement professionnel des femmes. Plus précisément, ces barrières pourraient être dues à de la discrimination envers les femmes ou à des conflits travail-famille qui limitent le nombre d'heures à consacrer à un emploi ou qui réduisent l'intérêt pour un poste de niveau hiérarchique élevé. Le sujet de la discrimination envers les femmes, notamment envers les mères, est présenté plus loin dans le texte.

Dans plusieurs occupations, les femmes sont pénalisées lorsqu'elles cherchent à avoir des heures de travail flexibles. Goldin (2014) explique que, dans un grand nombre d'occupations, les heures de travail ont une valeur plus élevée à des moments particuliers et lorsque les heures de travail sont davantage continues. Dans ces secteurs, les individus qui travaillent de longues heures obtiennent une augmentation disproportionnée de leur revenu. Également, elle observe que l'écart salarial entre les hommes et les femmes est faible lorsque les individus débutent leurs activités sur le marché du travail et qu'il augmente avec l'âge. Il est à noter que cet effet varie grandement selon l'occupation.

Goldin (2014) a analysé les changements de salaires et d'activité de plusieurs cohortes de finissants de MBA et de doctorat en droit sur plus de dix ans. Au début de la carrière des individus ayant effectué un MBA, les salaires des hommes et des femmes sont presque égaux. Après 16 ans d'activité sur le marché du travail, les femmes ont des salaires plus faibles de 55% par rapport aux hommes. Les résultats sont semblables en ce qui concerne les individus analysés qui sont détenteurs d'un doctorat en droit. L'écart salarial entre les hommes et les femmes est faible et non-significatif après cinq ans de carrière et augmente de façon importante avec les années. De plus, les résultats indiquent une relation entre l'augmentation de l'écart salarial entre les hommes et les femmes et le désir de flexibilité en raison de la naissance d'un enfant.

L'expérience professionnelle est aussi une variable explicative de l'écart salarial entre les hommes et les femmes présentée dans le tableau 1.1. Avec une division traditionnelle des tâches au sein d'une famille, les femmes anticipent une vie professionnelle interrompue et plus courte en raison de leurs responsabilités familiales (Blau et Kahn, 2017). Cette division fait

en sorte que les femmes ont moins d'incitatifs que les hommes à investir dans leur formation professionnelle. L'expérience moins importante des femmes sur le marché du travail ainsi que l'investissement plus faible en capital humain de ces dernières ont pour conséquence de diminuer leurs salaires comparativement aux hommes. De plus, la dépréciation du capital humain pendant un arrêt de travail réduit le salaire des femmes lorsqu'elles retournent sur le marché de l'emploi.

Il existe une relation négative bien documentée entre le fait d'avoir des enfants et les salaires des femmes (p. ex. Sigle-Rushton et Waldfogel, 2007). Une partie de cette relation, aussi nommée écart de la maternité, pourrait être expliquée par un problème de sélection. En effet, les femmes dont les offres salariales sont plus faibles ont un coût moins élevé d'avoir des enfants. Par conséquent, elles seraient plus susceptibles d'être mères. L'autre partie de cette relation négative entre le fait d'être mère et le salaire est de nature causale (Blau et Kahn, 2017). Plusieurs facteurs expliqueraient la partie causale de la relation.

Premièrement, les femmes peuvent quitter leur emploi en raison de la naissance d'un enfant dans le but de se retirer du marché du travail ou afin de changer pour un emploi facilitant la conciliation travail-famille¹. Deuxièmement, en raison de cette dernière possibilité, les femmes plus susceptibles d'avoir de jeunes enfants ainsi que leurs employeurs peuvent être incités à investir de façon moins importante pour de la formation spécifique à l'entreprise. Troisièmement, les mères pourraient avoir une productivité moins élevée pour diverses raisons qui ne sont pas intégrées dans les analyses salariales. Finalement, il est possible que les femmes ayant des enfants soient sujettes à la discrimination. Les résultats de l'expérience en laboratoire et de l'étude de terrain de Correll et collab. (2007) confirment que les individus, dont les employeurs, font preuve de discrimination envers les mères.

Lors de l'expérience, les participants lisaient la description d'une compagnie qui cherchait soi-disant à combler un poste. Ensuite, ils devaient évaluer les dossiers de deux candidats semblables, mais dont le statut parental était différent. Les mères étaient considérées comme moins compétentes et moins impliquées par rapport à leur emploi. Également, les participants jugeaient que les mères, comparativement aux autres candidats, méritaient des salaires plus faibles et qu'il était moins pertinent de leur offrir un emploi, une promotion et de la formation. L'étude de terrain de Correll, Benard et Paik consistait à envoyer les C.V. et les lettres de motivation d'une paire de candidats fictifs à des employeurs à la recherche de main d'oeuvre. La qualité des dossiers étaient identiques à l'intérieur d'une paire de candidats et un parent était inclus dans chaque paire. Les résultats indiquent que les mères sont sujettes à de la

1. Cette explication s'applique davantage aux pays où le congé parental n'est pas mandaté.

discrimination de la part des employeurs. En effet, les mères sont rappelées environ deux fois moins souvent que les femmes sans enfant.

La syndicalisation influence également l'écart salarial entre les hommes et les femmes tel qu'indiqué dans le tableau 1.1. En effet, une forte présence de syndicats sur le marché du travail affecte négativement l'écart salarial entre les genres (Blau et Kahn, 2017). Les négociations collectives centralisées ont comme effet d'augmenter les salaires des individus près du bas de la distribution. La distribution est compressée et les écarts salariaux sont alors réduits, dont l'écart entre les hommes et les femmes. D'ailleurs, le résultat principal de Blau et Kahn (2003) est que les différences de compression de la distribution des salaires expliquent en partie les différences concernant l'écart salarial entre les genres à travers les pays. Elles ont trouvé que l'étendue des négociations collectives de chaque pays est corrélée négativement avec l'écart salarial entre les hommes et les femmes. Leur analyse portait sur les données de 22 pays répartis sur l'Amérique du Nord, l'Europe, l'Asie et l'Océanie.

La proportion inexpliquée de l'écart salarial est souvent attribuée, en partie, à la discrimination envers les femmes (Blau et Kahn, 2017). Les résultats de plusieurs recherches suggèrent qu'il y a de la discrimination envers les femmes sur le marché du travail aux États-Unis. Par exemple, Goldin et Rouse (2000) ont analysé les effets de la modification du processus d'audition des grands orchestres symphoniques qui a eu lieu dans les années 1970. Un des changements apportés était de cacher l'identité des candidats, lors de l'audition, à l'aide d'un paravent afin d'éviter la discrimination. Les chercheuses ont trouvé que l'utilisation du paravent augmente de façon importante la probabilité qu'une femme progresse lors des tours préliminaires et qu'elle soit sélectionnée au tour final. Également, l'adoption du processus d'audition aveugle peut vraisemblablement expliquer 25% de l'augmentation de la proportion de femmes dans les orchestres de 1970 à 1996.

De plus, Moss-Racusin et collab. (2012) ont réalisé une expérience de terrain de type double aveugle avec des facultés de biologie, de chimie et de physique de six universités américaines centrées sur la recherche. Les facultés ciblées recevaient des dossiers de candidatures pour un poste de directeur de laboratoire et devaient les évaluer. Le genre de l'étudiant pour chaque dossier de candidature était déterminé de façon aléatoire. Pour des dossiers de même qualité, les candidats masculins étaient plus susceptibles d'être embauchés et étaient jugés plus compétents comparativement aux candidates. De plus, les participants sélectionnaient des salaires initiaux plus élevés pour les candidats masculins et offraient davantage d'encadrement pour leur carrière.

Les différences entre les hommes et les femmes liées aux normes, aux caractéristiques psychologiques et aux compétences non-cognitives peuvent contribuer à expliquer l'écart salarial entre les genres. Les résultats de plusieurs recherches indiquent que la propension moyenne des femmes à négocier est plus faible que celles des hommes (Bertrand, 2011). Par exemple, lors d'une étude sur les négociations dans le cadre d'emplois pour des étudiants gradués, 7% des femmes ont tenté de négocier la compensation monétaire initiale offerte, alors que cette proportion est de 57% pour les hommes (Babcock et collab., 2003).

Le fait que les femmes sont moins susceptibles de négocier pour leur salaire, des augmentations ou des promotions pourrait également expliquer l'écart salarial entre les hommes et les femmes. La différence entre les genres dans la propension à négocier pourrait refléter les rôles stéréotypés des hommes et des femmes. En effet, les traits de personnalité généralement exposés lors de négociations ne correspondent pas au stéréotype du rôle de la femme (Amanatullah, 2008). Les caractéristiques mises de l'avant lorsqu'un individu tente de négocier pour un meilleur salaire, une augmentation ou une promotion sont celles liées à un comportement compétitif masculin (Bowles et collab., 2007). Il est attendu des femmes qu'elles incarnent des qualités telles que l'affabilité, la gentillesse et la sensibilité aux besoins des autres (Prentice et Carranza, 2002).

À partir des résultats de leurs expériences, Bowles et collab. (2007) ont montré que lorsque les femmes dérogent de ce stéréotype, elles peuvent rencontrer de la résistance sociale et subir des contrecoups, car elles sont jugées trop exigeantes et ne sont pas perçues comme gentilles. Lors de la première et de la deuxième expérience de Bowles, Babcock et Lai, les participants devaient évaluer des candidats fictifs en se basant sur leur C.V. et sur la transcription d'un prétendu entretien d'embauche. Cette transcription indiquait le genre du candidat et s'il a cherché à négocier pour une compensation supplémentaire et des avantages sociaux.

Les résultats indiquent que tenter de négocier influence négativement l'employabilité de tous les candidats, mais que cet effet est plus de deux fois plus important pour les femmes que pour les hommes. Le fait qu'un candidat masculin tente de négocier n'a pas d'effet significatif sur la volonté de l'évaluateur à travailler avec ce dernier. Cependant, le fait qu'une candidate cherche à négocier a un effet négatif important sur la volonté du participant à travailler avec cette dernière.

Lors de la troisième expérience, les participants devaient évaluer les candidats fictifs à partir d'une vidéo de la prétendue entrevue, et non d'une transcription de cette dernière. L'objectif de cette substitution était de rendre plus réaliste la tâche des participants et ainsi, améliorer la validité externe des résultats de l'expérience. Des acteurs jouaient le rôle des candidats pour

les vidéos des entrevues. Les résultats indiquent que, lorsque l'évaluateur est un homme, les femmes subissent un coût social significatif si elles tentent de négocier, tandis que les hommes ne sont pas pénalisés. Dans le cas où l'évaluateur est une femme, le coût social est le même pour les candidats féminins et masculins. Les participants considéraient qu'une candidate qui cherche à négocier est tout aussi compétente qu'une autre qui n'initie pas de négociations. Toutefois, ils étaient moins disposés à travailler avec une candidate qui tente de négocier par rapport à une autre qui ne le fait pas, car ils la percevaient comme moins gentille et plus exigeante.

Une dernière explication de l'écart salarial est basée sur la différence entre les hommes et les femmes concernant l'aversion au risque. En effet, les résultats de nombreuses expériences indiquent que les femmes sont davantage averses au risque que les hommes (Croson et Gneezy, 2009). En raison de cette aversion, il est possible que les femmes soient moins susceptibles de rechercher un emploi dont le revenu est variable comparativement aux hommes. Dans la perspective où ces emplois offrent une compensation salariale en raison du risque qu'ils représentent, l'aversion au risque plus élevée des femmes diminuerait leur salaire comparativement à celui des hommes (Bertrand, 2011).

1.2 Aversion envers l'iniquité

Une proportion de l'écart salarial entre les hommes et les femmes demeure inexpliquée et cette recherche contribue à mieux comprendre les facteurs qui l'influencent. L'hypothèse analysée dans ce mémoire est que les préférences sociales, particulièrement l'aversion envers l'iniquité, est un facteur explicatif de l'écart salarial entre les hommes et les femmes, tel qu'exposé dans l'introduction. Les résultats de nombreuses études suggèrent que des considérations de justice et d'altruisme affectent le bien-être et guident par conséquent le comportement des individus (p. ex. Kahneman et collab., 1986, Levine, 1998 et Fehr et Schmidt, 2006). L'aversion à l'iniquité est susceptible d'influencer les comportements des individus.

Afin de pouvoir intégrer cette diversité de comportement dans une structure cohérente, Fehr et Schmidt (1999) ont modélisé les considérations pour la justice comme une aversion envers l'iniquité axée sur soi. Leur modèle permet d'expliquer des comportements aussi bien coopératifs et justes que compétitifs et non-coopératifs en la présence de quelques individus averses à l'iniquité. Également, Fehr et Schmidt démontrent que l'environnement économique établit le type de préférence qui détermine la stratégie dominante à adopter à l'équilibre. Afin de développer leur modèle, les auteurs posent les hypothèses suivantes :

1. En plus des individus purement égoïstes, il y a des individus qui n'aiment pas les résultats inquitables.
2. En général, les individus sont insatisfaits lorsque une situation est inquitale et le sont plus si l'iniquité est à leur désavantage plutôt qu'à leur avantage.

Fehr et Schmidt appliquent leur modèle à plusieurs types de jeux différents tels que le jeu de l'ultimatum, le jeu du dictateur, un jeu de marché ainsi que le jeu du bien public. Pour chaque jeu, les auteurs comparent les prédictions du modèle standard basé sur l'intérêt personnel et celles de leur modèle intégrant l'aversion à l'iniquité aux données obtenues lors d'expériences. Les résultats indiquent que la fonction d'utilité développée par Fehr et Schmidt prédit mieux les comportements des individus que le modèle standard.

Bellemare, Kröger et van Soest (2008), ont estimé les paramètres d'une version nonlinéaire du modèle d'aversion envers l'iniquité de Fehr et Schmidt. Ils ont effectué une expérience auprès de 2 000 ménages représentatifs des Pays-Bas dans laquelle une partie de l'échantillon participait au jeu de l'ultimatum et l'autre partie participait au jeu du dictateur.

L'étude de Bellemare, Kröger et van Soest apporte plusieurs résultats intéressants. Le modèle qui intègre la distribution anticipée des proposeurs des probabilités de rejet et d'acceptation par les répondeurs pour les offres possibles prédit mieux les choix observés des répondeurs qu'un modèle supposant que les proposeurs ont des attentes rationnelles. Les résultats indiquent qu'un nombre élevé de participants rejette les offres inéquitables à leur avantage, c'est-à-dire que le montant alloué au répondeur est plus élevé que celui du proposeur. Ceci suggère qu'il existe une forte aversion envers l'inéquité au désavantage d'autrui. Également, selon les résultats, les individus fortement averses à l'iniquité à leur désavantage sont aussi averses à l'iniquité à leur avantage. Il y a des preuves que la désutilité due à une situation inquitale à son désavantage augmente avec l'écart de paiements et que la désutilité marginale diminue lorsque l'iniquité augmente.

Des effets dus au bassin de sujets pourraient expliquer en grande partie la présence de non-monotonie dans les choix des participants. L'aversion envers l'iniquité, notamment l'iniquité au désavantage d'autrui, augmente avec l'âge et diminue avec le niveau d'éducation. Par conséquent, les sujets plus âgés et avec un niveau d'éducation faible représentent le sous-groupe le plus sensible à l'iniquité au désavantage d'autrui. De plus, les individus dont les revenus sont faibles sont plus averses à l'iniquité que les sujets avec des revenus élevés. Aussi, les résultats suggèrent que les individus actifs sur le marché du travail ont une aversion envers l'iniquité plus élevée que les étudiants. Il y a une corrélation négative entre l'optimisme et

l'aversion à l'iniquité à son désavantage. Ce résultat suggère qu'un individu très optimiste a une désutilité moindre d'avoir un paiement moins élevé relativement aux autres.

1.2.1 Aversion envers l'iniquité entre des groupes

Quelques études ont été réalisées afin d'analyser si l'aversion envers l'iniquité influence les comportements des individus lorsqu'ils font partie d'un groupe (p.e. Balafoutas et collab., 2014 et He et Villeval, 2017). Les résultats varient selon les expériences et il n'y a pas de preuve significative que les groupes ont un niveau d'aversion envers l'iniquité à leur avantage différent de celui des individus.

Balafoutas et collab. (2014) ont mené une expérience dans laquelle les participants effectuaient une tâche de distribution d'allocations dans un contexte individuel et au sein d'une équipe. La tâche consistait à choisir à 10 reprises entre une allocation iniquitable et une allocation symétrique entre un décideur et un joueur passif. Les chercheurs utilisent donc la méthode des stratégies afin de collecter leurs données. Une moitié des allocations iniquitables étaient au désavantage du décideur et l'autre moitié était à l'avantage de ce dernier. Dans le contexte individuel, le décideur correspond à un participant et, lors des décisions prises en groupe, le décideur correspond à une équipe de trois répondants. Les participants sont assignés aléatoirement dans les différents groupes. Le jumelage des individus et des équipes entre décideur et joueur passif est effectué de façon aléatoire et anonyme.

Un des résultats principaux de Balafoutas et collab. est que les équipes sont plus averses envers l'iniquité à leur désavantage comparativement aux individus. En ce qui concerne l'aversion envers l'iniquité à leur avantage, il n'y a pas de différence significative entre les équipes et les individus. Également, plus de 90% des équipes effectuent des choix cohérents avec les préférences pour l'efficacité et ainsi, rejettent les allocations cohérentes avec l'aversion à l'iniquité.

Dans l'expérience de He et Villeval (2017), les sujets participaient au jeu de l'ultimatum et au jeu du dictateur dans un cadre individuel et dans un contexte de décision d'équipe. Chaque jeu était composé de 21 problèmes de décision entre deux allocations et les chercheurs utilisent la méthode des stratégies. Dans l'environnement de décision individuelle, le rôle de chaque participant (proposateur/dictateur ou répondant) est déterminé aléatoirement lorsque les jeux sont terminés. Dans le contexte d'équipe, les groupes sont composés de trois participants et le rôle de chaque équipe est défini de façon aléatoire également. Le processus de jumelage des sujets et des groupes est aléatoire.

Dans le contexte de décision en équipe, les trois sujets soumettent chacun une proposition d'allocation au groupe à chaque tour du jeu jusqu'à ce qu'ils arrivent à une décision unanime. Les chercheurs ont comparé les propositions initiales de chaque joueur à leur décision effectuée individuellement. Les résultats indiquent que les propositions initiales, dans le contexte de groupe, révèlent davantage d'aversion envers l'iniquité que les décisions prises de façon individuelle. Toutefois, le niveau d'aversion envers l'iniquité observé dans les choix individuels est comparable à celui des décisions finales des équipes.

Bien que les résultats de Balafoutas et collab. (2014) et de He et Villeval (2017) soient fort pertinents, les analyses ne reproduisent pas le contexte d'une prise de décision dans un ménage pour plusieurs raisons. Premièrement, au sein d'une famille, l'allocation totale peut être distribuée de façon asymétrique, tandis que lors des expériences présentées, les membres d'une équipe reçoivent des montants identiques. Deuxièmement, les membres d'un ménage se connaissent et sa composition n'est pas issue d'un processus aléatoire.

Troisièmement, dans le contexte expérimental, les choix des groupes ayant le rôle de décideur influencent une seule autre équipe. La décision d'une famille est susceptible d'avoir des conséquences sur plus d'un autre ménage. Quatrièmement, les membres d'une équipe ne connaissent pas les participants du groupe avec qui ils sont jumelés. Toutefois, il est fort probable qu'une famille connaisse les membres d'un ou plusieurs autres ménages et, aussi, interagisse avec ces derniers. Il est raisonnable de penser que cette situation peut influencer les préférences sociales dont l'aversion envers l'iniquité. Par conséquent, davantage d'études expérimentales pourraient être réalisées afin d'évaluer l'aversion envers l'iniquité entre des groupes d'individus au sein de différents environnements.

L'analyse présentée dans ce mémoire porte sur l'iniquité mesurée par la différence de revenu d'emploi. Toutefois, un écart de revenu n'est pas nécessairement synonyme d'un écart dans le bien-être. Par exemple, si une femme effectue la décision rationnelle de ne pas être sur le marché du travail afin de s'occuper des tâches domestiques et des enfants, cela signifie que le bien-être qu'elle en retire est égale ou supérieur au salaire qu'elle aurait obtenu sur le marché. Dans ce cas, bien qu'il existe un écart de revenu entre cette femme et une qui ait un emploi, il n'y a pas nécessairement une différence dans leur bien-être. Cependant, le revenu est plus facile à inférer que le bien-être et soulève moins de problèmes d'erreurs de mesure. Il s'agit donc d'une mesure plus simple pour comparer des individus ou des ménages. C'est pour cette raison que la recherche présentée dans ce mémoire porte sur l'iniquité de revenu.

1.3 Imputations multiples

L'objectif de cette recherche est d'explorer l'hypothèse que l'aversion envers l'iniquité contribue à expliquer l'écart salarial entre les hommes et les femmes. Pour ce faire, l'analyse consiste à étudier qui est en désaccord avec l'affirmation « Lorsque les emplois sont rares, les hommes devraient avoir la priorité sur les emplois par rapport aux femmes. ». La banque de données utilisée provient de la [World Values Survey Association \(2015\)](#) et inclut la vague 5 (2005-2009) et la vague 6 (2010-2014) du sondage. Elle est composée de 91 902 observations provenant de 31 pays. Aussi, elle comprend 31,73% d'observations incluant une ou plusieurs données manquantes, ce qui consiste en un problème important.

Il existe plusieurs méthodes d'aborder ce problème. L'approche *complete-case* est la méthode traditionnelle, c'est-à-dire supprimer les observations composées d'une valeur manquante ou plus ([Allison, 2001](#)). Toutefois, la méthode adoptée dans cette étude est celle de l'imputation multiple. Pour certains pays, il y a une ou deux variables pour lesquelles toutes les valeurs sont manquantes pour une des deux vagues étudiées. Par exemple, aucune donnée n'est disponible pour les États-Unis à la vague 5 concernant la variable indiquant si les répondants ont des enfants. Supprimer les observations d'un pays pour une vague aurait demandé de retirer le pays de l'échantillon afin d'avoir les données des vagues 5 et 6 pour l'ensemble des pays analysés. Ce problème se pose pour les États-Unis, l'Argentine, la Jordanie, le Pérou et l'Égypte.

Considérant l'objectif de ce projet, il est fort intéressant de conserver l'Égypte et la Jordanie puisque les proportions des répondants en désaccord avec l'affirmation « Lorsque les emplois sont rares, les hommes devraient avoir la priorité sur les emplois par rapport aux femmes. » dans ces pays sont les plus faibles de l'échantillon pour les deux vagues ([World Economic Forum, 2018](#)). Les réponses des participants égyptiens et jordaniens sont donc intéressantes et susceptibles de fournir davantage d'information sur ce qui fait en sorte qu'un individu soit en désaccord avec l'affirmation analysée ou non. Adopter la méthode de l'imputation multiple est davantage appropriée dans le cadre de cette analyse puisque cela permet de conserver les observations de l'Égypte et de la Jordanie, ainsi que celles des trois autres pays mentionnés précédemment. De plus, même dans le cas où aucune donnée n'est disponible pour un pays à une des vagues concernant une variable, le processus d'imputation multiple attribue des valeurs plausibles et représentant l'incertitude due à ces données manquantes.

La méthode de l'imputation multiple a été introduite par [Rubin \(1978\)](#) dans le but d'apporter une nouvelle solution au problème de données manquantes dans les sondages. Contrairement aux autres méthodes, l'imputation multiple remplace chaque donnée manquante par des valeurs vraisemblables et représentant l'incertitude due à ces données manquantes ([Yang](#)

et collab., 2015). Dans le but de simplifier la notation, établissons que $Y = (Y_{obs}, Y_{mis})$ désigne une variable donnée incluant des valeurs manquantes. De plus, Y_{obs} et Y_{mis} correspondent respectivement aux valeurs observées et manquantes. Afin que les imputations multiples effectuées soient adaptées, il est nécessaire de poser quelques hypothèses.

La première étape de l'imputation multiple est de poser une hypothèse concernant le mécanisme lié aux données manquantes. Les données manquantes peuvent correspondre à trois types de mécanismes. Le premier est nommé *missing completely at random* (MCAR). Supposons que la variable Y comprend des données manquantes. Le mécanisme est défini comme MCAR si la probabilité que les données soient manquantes ne dépend pas de la valeur de Y ou de la valeur d'autres variables de la banque de données (Allison, 2001).

Si l'hypothèse MCAR est respectée pour l'ensemble des variables, le groupe d'observations sans données manquantes peut être considéré comme un sous-échantillon aléatoire de la banque de données originale. Il s'agit d'une hypothèse forte, mais elle peut être réaliste dans certains cas dont celui où la recherche génère volontairement des données manquantes. Par exemple, une stratégie intéressante lorsqu'une variable est coûteuse à collecter consiste à la mesurer pour un sous-groupe aléatoire d'un plus grand échantillon. Par ailleurs, l'approche *complete-case* est appropriée seulement lorsque le mécanisme est de type MCAR (Yang et collab., 2015).

Une hypothèse plus faible que le MCAR est le mécanisme *missing at random* (MAR). Cette hypothèse est satisfaite si la probabilité que les données soient manquantes n'est pas reliée à la valeur de Y conditionnellement aux autres variables de l'analyse. Supposons qu'une banque de données est composée de deux variables, X et Y , où l'ensemble des valeurs de X sont observées et certaines valeurs de Y sont manquantes. L'hypothèse MAR est définie par l'expression (Allison, 2001)

$$Pr(Y_{mis}|Y, X) = Pr(Y_{mis}|X).$$

Cette équation signifie que la probabilité qu'une donnée de la variable Y soit manquante conditionnellement à Y et à X est égale à la probabilité qu'une valeur de Y soit manquante conditionnellement à X seulement.

Le dernier type de mécanisme associé aux données manquantes est nommé *missing not at random* (MNAR). Ce mécanisme définit le cas où la probabilité que les données soient manquantes dépend de la valeur des données manquantes (Rässler et collab., 2013). Par exemple, les données manquantes sont de type MNAR si les individus avec des revenus élevés sont moins susceptibles d'indiquer leurs revenus que les répondants ayant des revenus plus faibles, même

si les valeurs observées de toutes les autres variables sont identiques entre ces individus. Il s'agit du seul type de mécanisme lié aux données manquantes qui ne permet pas d'utiliser la méthode de l'imputation multiple. En effet, sous les hypothèses MAR et MCAR, il est possible d'effectuer des imputations multiples afin de résoudre le problème des données manquantes (Yang et collab., 2015).

La deuxième hypothèse à respecter concernant le mécanisme lié aux données manquantes est celle de l'ignorabilité. Un mécanisme est défini comme ignorable si (a) les données sont de type MAR et (b) les paramètres du processus générant les données manquantes ne sont pas liés aux paramètres à estimer lors de l'analyse (Allison, 2001). Allison considère les hypothèses MAR et d'ignorabilité comme des conditions équivalentes dans son ouvrage, car il est difficile d'imaginer une application réelle où la condition (b) n'est pas satisfaite. Même dans les rares cas où la condition (b) ne serait pas respectée, les méthodes d'imputation multiple supposant l'ignorabilité fonctionnent très bien. Dans la situation où le mécanisme associé aux données manquantes n'est pas de type MCAR ou MAR, ce dernier est dit non ignorable.

Finalement, on pose l'hypothèse, qu'avec une banque de données complète, les tests et les intervalles suivent une distribution normale

$$(\hat{Q} - Q) \sim N(0, U)$$

où \hat{Q} est l'estimation de la statistique Q et U est la variance de $(Q - \hat{Q})$.

Il est possible d'effectuer une imputation simple ou des imputations multiples afin d'attribuer une valeur à une donnée manquante. Il y a plusieurs méthodes pour réaliser une imputation simple dont les suivantes : imputation à la moyenne, imputation *hot deck*, l'imputation basée sur une régression et la méthode MCMC (Rässler et collab., 2013). La méthode de l'imputation à la moyenne consiste à remplacer chaque donnée manquante pour une variable par la moyenne des valeurs observées de cette même variable.

La méthode *hot deck* consiste à remplacer une valeur manquante d'une observation par une valeur sélectionnée aléatoirement parmi un « bassin de donneurs » ; la valeur manquante et la valeur imputée provenant de la même variable. Le « bassin de donneurs » est composé d'observations sans données manquantes et ayant des valeurs observées similaires à l'observation à imputer pour les autres variables. L'imputation basée sur une régression attribue une valeur à chaque donnée manquante d'une variable en se basant sur les valeurs prédites d'une régression de cette variable sur les autres variables analysées. La régression peut être de type MCO, probit, logistique, etc.

La méthode MCMC est une approche bayésienne pour les données manquantes (Cameron et Trivedi, 2005). La structure générale consiste en un algorithme itératif intégrant deux étapes : l'imputation et la prédiction. Lors de ces étapes, Y_{obs} est augmenté par une valeur imputée Y_{mis}^{r+1} sélectionnée à partir de la distribution prédictive conditionnelle de Y_{mis} . De plus, une sélection est effectuée à partir de la distribution postérieure de θ . Un tour dans le processus d'itération est noté r et θ représente les paramètres du processus de génération de données. L'échantillonnage séquentiel à partir de ces deux échantillons produit une chaîne de Markov. Les échantillons séquentiels convergent vers une distribution stationnaire et une imputation de Y_{mis} est obtenue lorsque la chaîne est terminée.

Les processus d'imputation simple comportent une limite importante (Rässler et collab., 2013). Les analyses réalisées avec les données imputées sous-estiment presque toujours les écarts-types. Par conséquent, les intervalles de confiance sont trop petits et les hypothèses nulles sont rejetées plus souvent que ce qui serait approprié.

Pour ce projet de recherche, les valeurs manquantes sont remplacées en utilisant un processus d'imputations multiples. La principale raison pour laquelle il est préférable d'effectuer de multiples imputations comparativement à une seule est que la méthode de l'imputation simple ne tient pas compte de façon adéquate de l'incertitude liée aux données manquantes (Cameron et Trivedi, 2005). En effet, les écarts-types sont généralement sous-estimés tel que mentionné précédemment. Des imputations multiples appropriées selon le théorème de Bayes reproduisent l'incertitude de Y_{mis} , conditionnellement à l'incertitude des paramètres du modèle.

La distribution prédictive conditionnelle de $Y_{mis}|Y_{obs}, \theta$ est obtenu en calculant la moyenne des données observées postérieures de θ (Cameron et Trivedi, 2005) :

$$Pr[Y_{mis}|Y_{obs}] = \int Pr[Y_{mis}|Y_{obs}, \theta] Pr[\theta|Y_{obs}] d\theta$$

Lorsque des imputations multiples sont réalisées, les données manquantes Y_{mis} sont remplacées par les valeurs simulées $Y_{mis}^{(1)}, Y_{mis}^{(2)}, Y_{mis}^{(3)}, \dots, Y_{mis}^{(M)}$ et M banques de données complètes sont générées. L'analyse est effectuée sur ces M banques de données et les résultats incluent des variations représentant l'incertitude due aux données manquantes. Le résultat clé motivant les imputations multiples s'appuie sur le théorème de Bayes et consiste en l'équation suivante (Rubin, 1996) :

$$Pr[Q|Y_{obs}] = \int Pr[Q|Y_{mis}, Y_{obs}] Pr[Y_{mis}|Y_{obs}] dY_{mis}$$

où Q est un paramètre arbitraire, par exemple un estimateur d'une régression ou la moyenne d'une variable imputée. Selon cette équation, la valeur espérée postérieure de Q correspond à la valeur espérée des moyennes IM² Q .

De plus, ce résultat implique que l'estimateur final de Q est donné par la loi des espérances itérées,

$$\bar{Q} = E[Q|Y_{obs}] = E[E[Q|Y_{obs}, Y_{mis}]|Y_{obs}].$$

La moyenne postérieure de Q est égale à l'espérance de Q_m provenant des banques de données complètes générées avec l'imputation des valeurs manquantes. Quant à la variance finale du paramètre Q , elle est déterminée par l'équation

$$\bar{U} = V[Q|Y_{obs}] = E[V[Q|Y_{obs}, Y_{mis}]|Y_{obs}] + V[E[Q|Y_{obs}, Y_{mis}]|Y_{obs}].$$

Également, les M estimateurs IM ainsi que la variance qui leur est associée peuvent être combinés selon les règles suivantes présentées par Rubin (1996). Les estimateurs IM de Q et de la variance correspondent respectivement aux moyennes

$$\bar{Q} = \frac{1}{M} \sum_{m=1}^M \hat{Q}_m$$

$$\bar{U} = \frac{1}{M} \sum_{m=1}^M \hat{U}_m$$

où \bar{Q} est l'estimateur de Q , \hat{Q}_m est le paramètre estimé de la banque de données m , \bar{U} est la variance *within-round* et \hat{U}_m est la variance de la banque de données m . La variance *within-round* correspond à la moyenne arithmétique des M variances de \hat{Q}_m provenant des M banques de données. La variance *between-imputation* (B) est définie par l'équation

$$B = \frac{1}{M-1} \sum_{m=1}^M (\hat{Q}_m - \bar{Q})^2.$$

La variance *between-imputation* peut représenter l'erreur d'échantillonnage additionnelle due aux données manquantes, car \hat{Q}_m change en raison des différentes valeurs imputées (Yang et collab., 2015). La variance totale (T) est égale à

$$T = \bar{U} + \left(1 + \frac{1}{M}\right)B$$

2. IM : désigne un élément lié à l'imputation des données manquantes générant M banques de données complètes de façon itérative.

où le terme $(1 + 1/M)B$ corrige la variance pour un nombre fini d'imputations (Gartner et Rässler, 2005).

Les tests et les intervalles de confiance calculés lors d'imputations multiples suivent une distribution T de Student

$$(\bar{Q} - Q)\sqrt{T} \sim t_\nu$$

avec un degré de liberté (Schafer, 1999)

$$\nu = (M - 1) \left[1 + \frac{\bar{U}}{(1 + M^{-1})B} \right]^2.$$

L'efficacité relative de M multiples imputations avec une fraction définie de données manquantes (λ) est mesurée par l'équation suivante (Schafer, 1997)

$$ER = \left(1 + \frac{\lambda}{M} \right)^{-1}.$$

Par exemple, avec 20% d'observations incluant une ou plusieurs données manquantes, l'efficacité relative de 5 imputations est de 96%. Par conséquent, le nombre d'imputations ne doit pas nécessairement être très élevé, tel que souligné par Schafer (1997). La banque de données analysée par Yang et collab. (2015) comprend environ 25% d'observations avec une ou plusieurs valeurs manquantes et ils ont effectué 5 imputations.

La qualité des imputations dépend également des variables intégrées dans le processus. Il est fortement recommandé d'inclure le plus de variables possible (Rässler et collab., 2013) ainsi que les effets d'interaction qui seront étudiés par la suite (Schafer, 1999). Afin de ne pas créer d'incohérences lors de l'imputation, il est essentiel de ne pas établir davantage d'hypothèses que lors de l'analyse. Par exemple, il est déconseillé d'exclure du processus d'imputation des variables qui seront intégrées dans le modèle étudié.

En ce qui concerne ce projet de recherche, j'ai effectué 20 imputations afin de remplacer les valeurs manquantes. L'efficacité relative de ces dernières est de 98,44%. De plus, l'ensemble des variables étudiées sont intégrées dans le processus d'imputation tel que conseillé. Toutefois, il n'a pas été possible d'inclure les interactions analysées dans ce modèle, car les variables dont les interactions sont à l'étude font parties des variables imputées. Davantage d'information concernant la méthodologie utilisée se trouve au chapitre 2.

Chapitre 2

Données et méthodologie

2.1 Description des données

Les données utilisées pour analyser quels facteurs influencent le fait d'être en désaccord avec l'affirmation *EmploisFemmes*¹ proviennent de l'enquête de la *World Values Survey Association* (2015)². Il s'agit d'un réseau mondial de chercheurs en sciences sociales qui étudient les changements dans les valeurs et leurs conséquences sur la vie sociale et politique. Le *WVS* est composé d'enquêtes menées dans près de 100 pays représentant environ 90% de la population mondiale. Le sondage fonctionne par vague et un questionnaire commun à tous les pays est utilisé pour chacune de ces vagues. L'enquête du *WVS* inclut actuellement des entrevues avec près de 400 000 répondants dans plus de 50 pays. Chaque vague porte sur une grande variété de pays représentatifs de toutes les grandes zones culturelles du monde. L'enquête a débuté en 1981 et les six vagues suivantes ont été effectuées depuis :

- Vague 1 (1981-1984)
- Vague 2 (1990-1994)
- Vague 3 (1995-1998)
- Vague 4 (1999-2004)
- Vague 5 (2005-2009)
- Vague 6 (2010-2014)

2.1.1 Échantillon

L'échantillon pour cette analyse est composé des observations pour la vague 5 et la vague 6 des pays respectant les deux critères suivants : (1) le pays était à l'étude pour la vague 5 et la

1. Voir les tableaux 2.2 et 2.2 aux pages 24 et 25 ou l'annexe B pour les codes associés aux variables binaires.

2. www.worldvaluessurvey.org

vague 6 du *WVS* et (2) l'indicateur d'égalité des revenus entre les genres du *World Economic Forum* est disponible pour les périodes durant lesquelles les sondages se sont déroulés. Le deuxième critère a été établi dans l'optique de la réalisation d'une l'analyse additionnelle.

Cette recherche s'inscrit dans un programme de recherche sur l'hypothèse que l'aversion envers l'iniquité entre les ménages contribue à expliquer l'écart salarial entre les hommes et les femmes. Dans cette perspective, une seconde étude est prévue à la suite de celle présentée dans ce mémoire afin de comprendre davantage le lien entre les variables sur les valeurs et opinions et l'écart salarial entre les hommes et les femmes. L'objectif principal est d'étudier quel est l'effet de la proportion agrégée par pays d'individus en désaccord avec l'affirmation *EmploisFemmes*³ sur l'indicateur d'égalité de revenu calculé par le World Economic Forum (World Economic Forum, 2018).

Les observations du Japon et de la Nouvelle-Zélande ont été supprimées de l'échantillon pour d'autres raisons que le fait de ne pas respecter les deux critères expliqués précédemment. Les données des répondants japonais ont été supprimées, car il y avait des incohérences dans les réponses. Pour de nombreuses variables, il y a une forte proportion d'individus ayant répondu « Ne sais pas » lors de la vague 6, tandis que cette proportion est nulle pour la vague 5. Lors de la vague 2010-2014, la proportion de Japonais ayant répondu « Ne sais pas » aux cinq questions suivantes se situe entre 17,93% et 35,04% : celle demandant si le répondant est croyant, *Accomplissement-FemmeFoyer*³, *DirigeantsPolitiques*³, *UniversitéGarçons*³ et *DirigeantsEntreprises*³. Les observations des participants de la Nouvelle-Zélande ont été supprimées, car les questions *DirigeantsPolitiques*³, *MêmesDroits-Démocratie*³ ainsi que celle demandant s'il peut être justifiable de battre sa femme n'ont pas été posées lors de la vague 5.

L'échantillon de l'analyse inclut 91 902 observations provenant de 31 pays et ayant été collectées lors de deux vagues distinctes : vague 5 (2005-2009) et vague 6 (2010-2014). Au moins un pays de chaque continent habité est compris dans l'échantillon. La proportion de répondants qui ont été sondé à la vague 6 est de 50,82%. Le nombre d'observations par pays et par vague est présenté à l'annexe A. Également, la banque de données originale est composée de 31,73% d'observations incluant une ou plusieurs valeurs manquantes. La banque de données consiste en un jeu de coupes transversales indépendantes empilées, car les répondants ne sont pas les mêmes dans les deux vagues (Wooldridge, 2015).

3. Voir les tableaux 2.1 et 2.2 aux pages 24 et 25 ou l'annexe B pour les codes associés aux variables binaires.

2.1.2 Variables

Les variables sont divisées en deux catégories : celles à caractère socio-démographique et les variables liées aux valeurs ainsi qu'aux opinions. L'ensemble des variables étudiées, à l'exception de l'âge des répondants, sont de nature binaire. La liste des variables analysées ainsi que leur définition basée sur les questions du *WVS* est présentée à l'annexe D. Également, cette annexe inclut la manière dont les variables sont codées. Selon les questions, la réponse « Ne sais pas » est catégorisée de façon différente.

Par exemple, la variable *DirigeantsPolitiques*⁴ est égale à 1 si le répondant est fortement en accord ou en accord avec l'affirmation et prend une valeur de 0 si l'individu est en désaccord, fortement en désaccord ou a répondu « Ne sais pas ». Quant à la variable *UniversitéGarçons*⁴, elle est égale 1 si le participant est fortement en accord, en accord ou a répondu « Ne sais pas » et la valeur est de 0 si le répondant est fortement en désaccord ou en désaccord. La façon de catégoriser la réponse « Ne sais pas » dépend de l'information que je souhaite analyser. D'un côté, je m'intéresse aux individus qui sont en accord avec l'affirmation *DirigeantsPolitiques*⁴. De l'autre côté, je m'intéresse aux participants que ne sont pas en désaccord avec l'affirmation *UniversitéGarçons*⁴.

Également, les observations où les individus ont répondu « Ne sais pas » à la question concernant la classe socio-économique sont considérées comme manquantes, car il n'est pas possible de les inclure dans une classe. Ces observations font donc l'objet des imputations multiples effectuées dans le cadre de l'analyse afin de pouvoir associer les répondants concernés à une classe socio-économique.

La scolarité d'un répondant est définie par le plus haut niveau d'éducation pour lequel il a suivi une formation, complétée ou non. Quatre variables binaires divisent les niveaux de scolarité : éducation primaire ou moins, éducation technique, éducation préuniversitaire et éducation universitaire. Lors de l'analyse, le groupe de référence correspond aux participants ayant une éducation primaire ou moins.

2.2 Imputations multiples

D'abord, je pose les deux hypothèses suivantes concernant le mécanisme lié aux valeurs manquantes de la banque de données : il est de type MAR et il est ignorable. Il est raisonnable de considérer que le mécanisme correspond au type MAR, car la probabilité que les données

4. Voir les tableaux 2.1 et 2.2 aux pages 24 et 25 ou l'annexe B pour les codes associés aux variables binaires.

soient manquantes pour chaque variable n'est pas liée à sa valeur conditionnellement aux autres variables étudiées.

Une des raisons pour laquelle des valeurs sont manquantes est que, pour quelques pays, une question ou plus n'ont pas été intégrées au sondage pour une des deux vagues. Dans cette situation, la probabilité que les données soient manquantes est seulement liée au pays de résidence du répondant et non à la valeur de la variable dont des valeurs sont manquantes.

L'autre raison pour laquelle il y a des données manquantes est que la réponse d'un participant à une question est manquante ou que ce dernier n'a pas répondu. Dans ce cas, je suppose que les données sont absentes de manière aléatoire. La banque de données inclut de nombreuses variables socio-économiques et plusieurs variables à propos des valeurs et des opinions des répondants. Si la probabilité que les données soient manquantes s'avère être non aléatoire, j'assume qu'elle est reliée aux variables présentes dans la banque de données et non à la valeur de la variable en question.

Il est raisonnable de considérer que l'hypothèse d'ignorabilité est respectée. La première condition pour que cette hypothèse soit satisfaite consiste à ce que le mécanisme lié aux données manquantes soit de type MAR. La deuxième condition est que les paramètres de ce mécanisme ne soient pas liés aux paramètres à estimer lors de l'analyse. Selon Allison (2001), une application réelle où cette condition n'est pas respectée est difficile à imaginer et il considère les deux conditions comme équivalentes dans son ouvrage.

Tel que mentionné dans la littérature, lors de la réalisation d'imputations multiples, il est fortement recommandé de prendre en compte toutes les variables et les effets d'interactions qui seront analysés par la suite. Par conséquent, le processus d'imputations comprend l'ensemble des variables présentées dans les tableaux 2.1 et 2.2, une variable binaire indiquant la vague pendant laquelle le répondant a été sondé ainsi qu'une variable binaire indiquant le pays de résidence du répondant. Cependant, il n'a pas été possible d'intégrer les interactions étudiées dans ce modèle, car les variables dont les interactions sont analysées font parties des variables imputées.

Le processus d'imputations multiples effectué génère 20 banques de données où les valeurs manquantes de l'ensemble de variables présentées aux tableaux 2.1 et 2.2 sont imputées. L'efficacité relative de ces 20 imputations est de 98,44% en prenant en compte que la proportion d'observations incluant une ou plusieurs valeurs manquantes est de 31,73%. Considérant que l'efficacité relative est près de 100% et qu'augmenter le nombre d'imputations à 50 accroît

cette efficacité de moins de 1%, 20 imputations est la valeur appropriée. L'efficacité relative de 5 ou 10 imputations aurait été de 94,03% ou de 96,92%, respectivement. Afin de réaliser les imputations multiples, j'ai utilisé les commandes *mi* de STATA (StataCorp, 2015). Par ailleurs, ces commandes permettent de prendre en compte le poids accordé à chaque observation de la banque de données.

2.3 Statistiques descriptives

Les statistiques descriptives avant et après imputations des variables socio-démographiques sont présentées au tableau 2.1 ci-dessous et celle des variables liées aux valeurs et aux opinions sont exposées au tableau 2.2 à la page suivante. Également, les statistiques descriptives après imputations de toutes ces variables sont présentées par vague à l'annexe C.

TABLE 2.1 – Statistiques descriptives des variables socio-démographiques

Variables	Sans imputations			Avec imputations
	N	Valeurs manquantes (%)	Moyenne	Moyenne
Socio-démographiques				
Âge	91 851	0,06	43,06 (16,82)	43,06 (16,82)
Femme	91 844	0,06	0,53 (0,50)	0,53 (0,50)
En couple	91 672	0,25	0,63 (0,48)	0,63 (0,48)
Au moins un enfant	90 122	1,94	0,72 (0,45)	0,72 (0,45)
A un emploi	88 774	3,40	0,53 (0,50)	0,53 (0,50)
Personne au foyer	88 774	3,40	0,14 (0,34)	0,14 (0,35)
Est le chef du ménage (<i>Chef-Ménage</i>) ^a	80 963	11,90	0,48 (0,50)	0,47 (0,50)
N'est pas le chef du ménage et le chef a un emploi (<i>PasChef-ChefEmploi</i>) ^a	78 942	14,10	0,40 (0,49)	0,41 (0,49)
Éducation primaire ou moins	91 131	0,84	0,28 (0,45)	0,28 (0,45)
Éducation technique	91 131	0,84	0,26 (0,44)	0,26 (0,44)
Éducation préuniversitaire	91 131	0,84	0,24 (0,43)	0,24 (0,43)
Éducation universitaire	91 131	0,84	0,22 (0,41)	0,22 (0,41)
Classe moyenne ou supérieure	84 525	8,03	0,57 (0,50)	0,57 (0,50)
Satisfait financièrement	91 525	0,41	0,56 (0,50)	0,56 (0,50)
Heureux	91 705	0,21	0,82 (0,38)	0,82 (0,38)
En santé	91 750	0,17	0,69 (0,46)	0,69 (0,46)
Croyant (religion)	89 325	2,80	0,67 (0,47)	0,67 (0,47)
Nombre d'observations				91 902

Les écarts-types sont présentés entre parenthèses. ^aLes définitions des variables et la façon dont elles sont codées sont présentées à l'annexe D.

TABLE 2.2 – Statistiques descriptives des variables liées aux valeurs et aux opinions

Variables ^a	Sans imputations			Avec imputations
	N	Valeurs manquantes (%)	Moyenne	Moyenne
Valeurs et opinions				
En accord avec l'affirmation « Lorsque les emplois sont rares, les hommes devraient avoir la priorité sur les emplois sur les femmes ». (<i>EmploisFemmes</i>)	91 493	0,45	0,48 (0,50)	0,48 (0,50)
En accord avec l'affirmation « Être une femme au foyer procure tout autant un sentiment d'accomplissement que d'être sur le marché du travail ». (<i>Accomplissement</i>)	91 065	0,91	0,57 (0,49)	0,57 (0,49)
Considère important l'apprentissage de l'indépendance pour les enfants. (<i>Indépendance-Importante</i>)	91 889	0,01	0,52 (0,50)	0,52 (0,50)
En accord avec l'affirmation « Les hommes font de meilleurs dirigeants politiques que les femmes ». (<i>DirigeantsPolitiques</i>)	91 109	0,86	0,43 (0,50)	0,43 (0,50)
En accord avec l'affirmation « Une éducation universitaire est plus importante pour un garçon que pour une fille ». (<i>UniversitéGarçons</i>)	91 320	0,63	0,23(0,42)	0,23 (0,42)
En accord avec l'affirmation « Les hommes font de meilleurs dirigeants d'entreprise que les femmes ». (<i>DirigeantsEntreprises</i>)	91 119	0,85	0,42 (0,49)	0,42 (0,49)
Considère qu'avoir les mêmes droits pour les femmes et les hommes est une caractéristique essentielle d'une démocratie. (<i>MêmesDroits-Démocratie</i>)	90 861	1,13	0,83 (0,37)	0,83 (0,38)
Le divorce est justifiable	89 311	2,82	0,42 (0,49)	0,42 (0,49)
Battre sa femme est justifiable	86 517	5,86	0,27 (0,44)	0,28 (0,45)
Nombre d'observations				91 902

Les écarts-types sont présentés entre parenthèses. ^aLes définitions des variables et la façon dont elles sont codées sont présentées à l'annexe D.

2.3.1 Avant imputations multiples

Les variables *Chef-Ménage*⁵, *PasChef-ChefEmploi*⁵ ainsi que celle au sujet de la classe sociale sont composées, respectivement, à 11,90%, 14,10% et 8,03% de valeurs manquantes. Il s'agit des proportions les plus élevées de données manquantes. En ce qui concernent les autres variables, cette proportion se situe entre 0,01% et 5,85%.

Les répondants sont, en moyenne, âgés de 43 ans. Les plus jeunes participants sont âgés de 15 ans. Il n'est pas possible de connaître l'âge exact de l'individu le plus âgé, car la limite supérieure indiquée dans la banque de données est de 99 ans et plus. L'échantillon est composé à 53% de femmes, à 63% d'individus mariés ou conjoints de fait et 72% des participants ont au moins un enfant.

Les répondants ayant un emploi représentent 53% de l'échantillon. La proportion des individus se disant personne au foyer est de 14% et 48% des participants considèrent qu'ils sont chef de leur ménage. Les individus qui ne sont pas chef de leur ménage et dont le chef a un emploi correspondent à 40% de l'échantillon.

En ce qui concerne le niveau d'éducation, 28% des participants n'ont pas effectué d'études supérieures au niveau primaire. Environ le quart des individus ont réalisé des études techniques et un autre quart des répondants ont un niveau d'éducation préuniversitaire. La proportion d'individus ayant suivi une formation universitaire est de 22%.

Parmi les répondants, 57% considèrent qu'ils font partie de la classe moyenne ou supérieure de leur société et 56% sont satisfaits de leur situation financière. La proportion des participants se disant heureux est de 82% et 69% estiment qu'ils sont en santé. Les individus croyants représentent 67% de l'échantillon.

La proportion de répondants en désaccord avec l'affirmation *EmploisFemmes*⁵ est de 48% et un peu plus de 40% sont en accord avec les affirmations *DirigeantsEntreprises*⁵ et *DirigeantsPolitiques*⁵. Les individus en accord avec l'affirmation *Accomplissement*⁵ représentent 57% de l'échantillon.

La proportion des participants considérant qu'il est important d'enseigner l'indépendance aux enfants est de 52%. Une proportion d'individus égale à 23% pense qu'une formation universitaire est davantage importante pour les garçons que pour les filles. Les répondants qui

5. Voir les tableaux 2.1 et 2.2 aux pages 24 et 25 ou l'annexe B pour les codes associés aux variables binaires.

estime qu'avoir les mêmes droits pour les femmes et les hommes est une caractéristique essentielle d'une démocratie représentent 83% de l'échantillon. Les participants considérant que le divorce peut être justifiable correspondent à 42% de l'échantillon et 27% des individus croient qu'il peut être justifiable de battre sa femme.

Pour ce qui est des écarts-types, ils se situent entre 0,40 et 0,50 pour l'ensemble des variables à l'exception de celles concernant l'âge, les répondants étant une personne au foyer, les individus se disant heureux, ainsi que la variable *MêmesDroits-Démocratie*⁶. L'écart-type de l'âge est de 16,82. Les écarts-types des trois autres variables correspondent respectivement à 0,34, 0,38 et 0,37.

2.3.2 Après imputations multiples

À la suite des imputations multiples, le nombre d'observations pour l'ensemble des variables est de 91 902. Il n'y a que de faibles différences entre les statistiques descriptives avant et après les imputations. La proportion des répondants étant chef de leur ménage est de 47% après les imputations multiples, tandis que cette proportion était de 48% auparavant. La proportion des individus qui ne sont pas chef de leur ménage et dont le chef a un emploi a augmenté de 1 point de pourcentage par rapport à la valeur avant les imputations. La proportion des individus qui pensent que battre sa femme peut être justifiable a augmenté de 1 point de pourcentage. Quant aux autres variables, il n'y a pas de différence entre les moyennes avant et après la réalisation des imputations multiples.

L'écart-type de la variable indiquant si l'occupation du répondant consiste à être une personne au foyer a augmenté de 0,01 après l'imputation des valeurs manquantes, passant de 0,34 à 0,35. L'écart-type de la variable *MêmesDroits-Démocratie*⁶ était de 0,37 avant les imputations multiples et il est de 0,38 à la suite de ce processus. L'écart-type de la variable indiquant si le participant considère qu'il peut être justifiable de battre sa femme a également augmenté de 0,01. Il n'y a pas de différence entre les écarts-types avant et après les imputations pour ce qui est des autres variables. À la suite du processus d'imputation, l'âge du plus jeune répondant est estimé à 7 ans. L'âge du participant le plus vieux est évalué à 99 ans après les imputations multiples.

Les fréquences croisées en pourcentage des variables indiquant si l'occupation du répondant consiste à être une personne au foyer et s'il est une femme sont présentées au tableau 2.3 à la page suivante.

6. Voir les tableaux 2.1 et 2.2 aux pages 24 et 25 ou l'annexe B pour les codes associés aux variables binaires.

TABLE 2.3 – Fréquences en pourcentage des personnes au foyer et des femmes

Personne au foyer	Homme	Femme	Total
Non	46% (54%) [99%]	40% (46%) [74%]	86% (100%)
Oui	1% (4%) [1%]	13% (96%) [26%]	14% (100%)
Total	47% [100%]	53% [100%]	100%

Parmi les répondants dont l'occupation est d'être une personne au foyer, 96% sont des femmes. La proportion de femmes dont l'occupation consiste à être une personne au foyer est de 26%. Parmi les hommes, 1% se disent personne au foyer. Les femmes dont l'occupation est d'être une personne au foyer représentent 13% de l'échantillon, tandis que cette proportion est de 1% pour les hommes.

Les fréquences croisées en pourcentage des variables indiquant si l'occupation du répondant consiste à être une personne au foyer et s'il en couple sont exposées au tableau 2.4 ci-dessous.

TABLE 2.4 – Fréquences en pourcentage des personnes au foyer et des individus en couple

Personne au foyer	Célibataire	En couple	Total
Non	34% (40%) [93%]	52% (60%) [82%]	86% (100%)
Oui	3% (18%) [7%]	11% (82%) [18%]	14% (100%)
Total	37% [100%]	63% [100%]	100%

Les individus en couple représentent 82% des répondants dont l'occupation consiste à être une personne au foyer. La proportion de participants en couple dont l'occupation est d'être une personne au foyer est de 18%. Parmi l'ensemble de l'échantillon, 11% des répondants sont en couple et se disent personne au foyer. Les participants célibataires et étant une personne au foyer représentent 3% de l'échantillon.

2.4 Modèle

Le modèle utilisé afin d'évaluer les effets des variables sur la probabilité d'être en désaccord avec l'affirmation « Lorsque les emplois sont rares, les hommes devraient avoir la priorité sur les emplois par rapport aux femmes. » est de type logistique. Les résultats des estimations sont présentés au prochain chapitre. Le modèle évalué est le suivant :

$$Y_{ipv} = \beta_0 + \beta_x X_{ivp} + \beta_z Z_{ivp} + \beta_p Pays + \beta_v Vague6 + \beta_{r1} InteractionsXZ + \beta_{r2} InteractionsVague6 \times X + \beta_{rv} Vague6 \times Pays + \mu_{ipv}$$

Y_{ipv} correspond à la probabilité d'être en désaccord avec l'affirmation *EmploisFemmes*⁷ de l'individu i résidant au pays p et qui a été sondé à la vague v . Les variables socio-démographiques présentées au tableau 2.1 sont représentées par X_{ivp} . L'élément Z_{ivp} correspond aux variables liées aux valeurs et opinions exposées au tableau 2.2. Le modèle prend donc en compte les valeurs de l'ensemble de ces variables pour l'individu i résidant au pays p et qui a été sondé à la vague v . La variable binaire indiquant le pays de résidence du répondant est représentée par *Pays*. La variable *Vague6* est de type binaire et indique si le répondant a été sondé à la vague 6.

Plusieurs interactions sont incluses dans le modèle estimé. L'élément *InteractionsXZ* correspond aux interactions suivantes :

- *Femme* et *En couple* ;
- *Femme* et *Chef-Ménage*⁷ ;
- *Femme*, *A un emploi* et *Accomplissement*⁷ ;
- *Femme* et *A un emploi*.

Les interactions entre la variable *Vague6* et trois des variables socio-démographiques sont représentées par *InteractionsVague6 × X*. Les interactions sont les suivantes :

- *Vague6* et *UniversitéGarçons*⁷ ;
- *Vague6* et *Battre sa femme est justifiable*⁷ ;
- *Vague6* et *Indépendance-Importante*⁷.

Des interactions entre la variable *Vague6* et toutes les variables binaires indiquant le pays de résidence du répondant sont incluses dans le modèle. Elles sont représentées par *Vague6 × Pays*. L'élément μ_{ipv} correspond aux erreurs liées à l'individu i résidant au pays p et qui a été sondé à la vague v .

7. Voir les tableaux 2.1 et 2.2 aux pages 24 et 25 ou l'annexe B pour les codes associés aux variables binaires.

Chapitre 3

Résultats

Ce chapitre rapporte les résultats de l'estimation du modèle présenté à la section 2.4. Pour une meilleure interprétation des effets des différentes variables sur la probabilité d'être en désaccord avec l'affirmation *EmploisFemmes*¹, je rapporte les effets marginaux moyens (EMM). Les valeurs des paramètres estimés (autres que les EMM) sont disponibles sur demande. Un rappel des codes utilisés pour certaines variables binaires est exposé au tableau 3.1 ci-dessous.

TABLE 3.1 – Rappel : Codes des variables

Variable	Code
Est le chef du ménage	<i>Chef-Ménage</i>
N'est pas le chef du ménage et le chef a un emploi	<i>PasChef-ChefEmploi</i>
En accord avec l'affirmation « Lorsque les emplois sont rares, les hommes devraient avoir la priorité sur les emplois sur les femmes ».	<i>EmploisFemmes</i>
En accord avec l'affirmation « Être une femme au foyer procure tout autant un sentiment d'accomplissement que d'être sur le marché du travail ». ^a	<i>Accomplissement</i>
Considère important l'apprentissage de l'indépendance pour les enfants.	<i>Indépendance-Importante</i>
En accord avec l'affirmation « Les hommes font de meilleurs dirigeants politiques que les femmes ».	<i>DirigeantsPolitiques</i>
En accord avec l'affirmation « Une éducation universitaire est plus importante pour un garçon que pour une fille ».	<i>UniversitéGarçons</i>
En accord avec l'affirmation « Les hommes font de meilleurs dirigeants d'entreprise que les femmes ».	<i>DirigeantsEntreprises</i>
Considère qu'avoir les mêmes droits pour les femmes et les hommes est une caractéristique essentielle d'une démocratie.	<i>MêmesDroits-Démocratie</i>

Il s'agit de la formulation exacte utilisée dans la version française du questionnaire du WVS de la vague 4 pour le Canada.

1. Voir le tableau 3.1 à la page 30 ou l'annexe B pour les codes associés aux variables binaires.

Les effets marginaux moyens (EMM) sur la probabilité d’être en désaccord avec l’affirmation « Lorsque les emplois sont rares, les hommes devraient avoir la priorité sur les emplois par rapport aux femmes. » sont présentés au tableau 3.2 ci-dessous².

TABLE 3.2 – Effets marginaux moyens sur la probabilité d’être en désaccord avec l’affirmation *EmploisFemmes*

Variable ^a	<i>Complete-case</i>		Imputations multiples	
Socio-démographiques				
Âge	-0,001***	(0,000)	-0,001***	(0,000)
Femme	0,089***	(0,006)	0,086***	(0,004)
En couple	-0,003	(0,005)	-0,005	(0,004)
Au moins un enfant	-0,018***	(0,006)	-0,016***	(0,005)
A un emploi	0,014**	(0,006)	0,020***	(0,004)
Personne au foyer	-0,008	(0,008)	-0,015**	(0,006)
<i>Chef-Ménage</i>	-0,000	(0,007)	0,006	(0,005)
<i>PasChef-ChefEmploi</i>	0,017***	(0,006)	0,018***	(0,005)
Éducation technique	0,037***	(0,006)	0,038***	(0,005)
Éducation préuniversitaire	0,040***	(0,006)	0,045***	(0,005)
Éducation universitaire	0,103***	(0,007)	0,096***	(0,005)
Classe moyenne ou supérieure	0,014***	(0,004)	0,013***	(0,004)
Satisfait financièrement	0,005	(0,004)	0,002	(0,003)
Heureux	-0,001	(0,006)	0,007	(0,005)
En santé	0,009*	(0,005)	0,008**	(0,004)
Croyant (religion)	-0,026***	(0,005)	-0,019***	(0,004)
Vague 6	0,012**	(0,005)	0,012***	(0,003)
Valeurs et opinions				
<i>Accomplissement</i>	-0,035***	(0,004)	-0,034***	(0,003)
<i>Indépendance-Importante</i>	0,018***	(0,004)	0,019***	(0,003)
<i>DirigeantsPolitiques</i>	-0,110***	(0,004)	-0,110***	(0,004)
<i>UniversitéGarçons</i>	-0,133***	(0,005)	-0,133***	(0,005)
<i>DirigeantsEntreprises</i>	-0,108***	(0,005)	-0,110***	(0,004)
<i>MêmesDroits-Démocratie</i>	0,057***	(0,006)	0,058***	(0,005)
Le divorce est justifiable	0,038***	(0,004)	0,037***	(0,004)
Battre sa femme est justifiable	-0,058***	(0,005)	-0,055***	(0,004)
Nombre d’observations	62 739		91 902	

Les écarts-types sont présentés entre parenthèses. *, **, *** désignent la significativité des effets marginaux à 10%, 5% et 1%, respectivement.

^aLes définitions des variables et la façon dont elles sont codées sont présentées à l’annexe D.

2. Il est à noter que certaines variables, particulièrement celles au sujet des valeurs et des opinions, sont probablement endogènes au modèle. Les EMM de ces variables peuvent être biaisés. Les résultats concernant ces dernières devraient être exprimés en terme de corrélation de ces variables avec la probabilité d’être en désaccord avec l’affirmation *EmploisFemmes*. Toutefois, afin de faciliter la lecture, les résultats seront exprimés en effets des variables sur la probabilité d’être en désaccord avec l’affirmation étudiée.

Les EMM obtenus avec la méthodologie dite *complete-case* sont présentés à des fins de comparaisons. Il y a des différences entre les résultats pour quelques variables, par exemple celle indiquant si le répondant a effectué des études universitaires et celle concernant la religion. Toutefois, aucune de ces différences n'est significative à un seuil de 5%.

La probabilité d'être en désaccord avec l'affirmation *EmploisFemmes*³ diminue lorsque l'âge du répondant augmente. Une femme a une probabilité plus élevée de 8,6% d'être en désaccord avec l'affirmation étudiée par rapport à un homme. Le fait d'avoir un ou plusieurs enfants diminue de 1,6% la probabilité d'être en désaccord avec cette affirmation. Si l'occupation d'un participant consiste à être une personne au foyer, la probabilité baisse de 1,5%. Cet effet marginal est significatif à un seuil de 5%. Si le répondant ou le chef de son ménage a un emploi, la probabilité qu'il soit en désaccord avec l'affirmation *EmploisFemmes*³ augmente d'environ 2%.

Il est davantage probable que les répondants ayant un plus haut niveau de scolarité soient en désaccord avec l'affirmation *EmploisFemmes*³. Avoir une éducation technique augmente de 3,8% la probabilité qu'un individu soit en désaccord avec cette affirmation par rapport à un participant ayant une éducation primaire ou moins. Si un répondant a réalisé des études préuniversitaires, la probabilité qu'il soit en désaccord avec l'affirmation analysée augmente de 4,5% relativement à un individu ayant une scolarité de niveau primaire ou moins. Comparativement à ce même groupe de référence, la probabilité qu'un individu soit en désaccord avec l'affirmation *EmploisFemmes*³ augmente de 9,6% s'il a effectué des études universitaires.

Si un répondant considère qu'il fait partie de la classe moyenne ou supérieure de la société dans laquelle il vit, la probabilité qu'il soit en désaccord avec l'affirmation *EmploisFemmes*³ augmente de 1,3%. Le fait qu'un participant soit en santé hausse de 0,8% la probabilité qu'il soit en désaccord avec cette affirmation. Cet effet marginal moyen est significatif à un seuil de 5%.

Être croyant diminue de 1,9% la probabilité qu'un individu soit en désaccord avec l'affirmation à l'étude par rapport à un répondant qu'il ne l'est pas. Il est possible d'interpréter cette variable comme une proxy de l'attachement aux valeurs traditionnelles. Alors, il est plus probable qu'un répondant ayant moins à coeur les valeurs traditionnelles soit en désaccord avec l'affirmation *EmploisFemmes*³ comparativement à un répondant tenant beaucoup à ces dernières.

3. Voir le tableau 3.1 à la page 30 ou l'annexe B pour les codes associés aux variables binaires.

Le temps a un effet positif sur la probabilité d'être en désaccord avec l'affirmation *EmploisFemmes*⁴. En effet, le fait qu'un répondant ait été sondé lors de la vague 6 du *WVS* augmente de 1,2% la probabilité qu'il soit en désaccord avec l'affirmation étudiée. En moyenne, pour un même pays, la vague 6 du *WVS* a été menée environ 6 ans après la vague 5. Quant aux EMM des variables indiquant si le participant est en couple, s'il est chef de son ménage, s'il est satisfait financièrement ainsi que s'il est heureux ne sont pas significatifs à un seuil de 10%.

Si un répondant estime que d'être femme au foyer est aussi satisfaisant que d'être sur le marché du travail, la probabilité qu'il soit en désaccord avec l'affirmation *EmploisFemmes*⁴ diminue de 3,4%. Le fait de considérer que les hommes font de meilleurs dirigeants en politique ou en entreprise diminue de 11% la probabilité d'être en désaccord cette affirmation. Estimer qu'une éducation universitaire est plus importante pour les garçons que pour les filles diminue de 13,3% la probabilité d'être en désaccord avec l'affirmation étudiée. Il s'agit de l'effet marginal moyen le plus important.

Le fait de considérer qu'il est important d'enseigner l'indépendance aux enfants augmente de 1,9% la probabilité que le répondant soit en désaccord avec l'affirmation *EmploisFemmes*⁴. L'apprentissage de l'indépendance peut être interprété comme une assurance pour le futur de ses enfants. Il est possible que cet enseignement fasse en sorte que ces individus, une fois adultes, recherchent l'indépendance financière. Les femmes dont les parents ont encouragé l'indépendance pourraient être plus susceptibles d'être actives sur le marché du travail, qu'elles soient en couple ou non.

Estimer qu'avoir les mêmes droits pour les femmes et les hommes est une caractéristique essentielle d'une démocratie hausse de 5,8% la probabilité d'être en désaccord avec l'affirmation *EmploisFemmes*⁴. Si un participant pense qu'il peut être justifiable de divorcer, la probabilité qu'il soit en désaccord avec l'affirmation à l'étude augmente de 3,7%. Si un répondant croit qu'il peut être justifiable de battre sa femme, la probabilité qu'il soit en désaccord avec l'affirmation analysée diminue de 5,5%.

Certaines variables incluses dans le modèle ne reflètent pas l'influence que pourrait avoir l'aversion envers l'iniquité sur les décisions des ménages, mais révèlent plutôt le rôle de la discrimination dans le fait de ne pas être en désaccord avec l'affirmation *EmploisFemmes*⁴. Le rôle de la discrimination est principalement traduit par les variables suivantes : être en accord avec l'affirmation *DirigeantsPolitiques*⁴, être en accord avec l'affirmation *DirigeantsEntreprises*⁴ et considérer qu'il peut être justifiable de battre sa femme.

4. Voir le tableau 3.1 à la page 30 ou l'annexe B pour les codes associés aux variables binaires.

Les EMM des effets d'interactions entre les variables *Femme* et *En couple* sont présentés au tableau 3.3 ci-dessous.

TABLE 3.3 – Effets marginaux moyens - Interactions entre les variables *Femme* et *En couple*

Variable	<i>Complete-case</i>		Imputations multiples	
Différence entre une femme célibataire et un homme célibataire	0,124***	(0,007)	0,120***	(0,006)
Différence entre une femme en couple et un homme en couple	0,074***	(0,006)	0,065***	(0,005)
Différence entre un homme en couple et un homme célibataire	0,022***	(0,007)	0,023***	(0,005)
Différence entre une femme en couple et une femme célibataire	-0,028***	(0,006)	-0,031***	(0,005)

Les écarts-types sont présentés entre parenthèses. *, **, *** désignent la significativité des effets marginaux à 10%, 5% et 1%, respectivement.

Les différences entre les EMM obtenus avec la méthodologie *complete-case* et ceux observés à la suite des imputations multiples ne sont pas significatives à un seuil de 5%. Le fait que le répondant soit une femme augmente toujours la probabilité qu'il soit en désaccord avec l'affirmation *EmploisFemmes*⁵. La différence de probabilité est plus élevée entre une femme et un homme célibataires par rapport à celle entre une femme et un homme en couple.

L'effet d'être en couple est positif ou négatif selon le genre du répondant. Un homme en couple a une probabilité plus élevée de 2,3% d'être en désaccord avec l'affirmation étudiée comparativement à un homme célibataire. Une femme en couple a une probabilité plus faible de 3,1% d'être en désaccord avec cette affirmation par rapport à une femme célibataire. Ce résultat supporte l'hypothèse que l'aversion envers l'iniquité entre les ménages contribue à expliquer l'écart salarial entre les hommes et les femmes. Il s'agit des femmes en couple, et non des femmes célibataires, qui sont susceptibles d'être influencées par cette aversion et donc, d'être moins en désaccord avec l'affirmation *EmploisFemmes*⁵.

Les EMM des effets d'interactions entre les variables *Femme* et *Chef-Ménage*⁵ sont présentés au tableau 3.4 à la page suivante.

5. Voir le tableau 3.1 à la page 30 ou l'annexe B pour les codes associés aux variables binaires.

TABLE 3.4 – Effets marginaux moyens - Interactions entre les variables *Femme* et *Chef-Ménage*

Variable	<i>Complete-case</i>		Imputations multiples	
Différence entre une femme qui n'est pas chef du ménage et un homme qui n'est pas chef du ménage	0,082***	(0,006)	0,076***	(0,005)
Différence entre une femme chef du ménage et un homme chef du ménage	0,104***	(0,006)	0,096***	(0,005)
Différence entre un homme chef du ménage et un homme qui n'est pas chef du ménage	-0,009	(0,008)	-0,001	(0,006)
Différence entre une femme chef du ménage et une femme qui n'est pas chef du ménage	0,008	(0,008)	0,012*	(0,007)

Les écarts-types sont présentés entre parenthèses. *, **, *** désignent la significativité des effets marginaux à 10%, 5% et 1%, respectivement.

Aucune différence n'est significative à un seuil de 5% entre les EMM obtenus avec la méthodologie *complete-case* et ceux observés à la suite des imputations multiples. Une femme qui n'est pas chef de son ménage a une probabilité plus élevée de 7,6% d'être en désaccord avec l'affirmation *EmploisFemmes*⁶ comparativement à un homme qui n'est pas chef de son ménage. La probabilité qu'un répondant soit en désaccord avec cette affirmation, alors qu'il est chef de son ménage, est plus élevée de 9,6% s'il s'agit d'une femme. Il n'y a pas d'effet marginal significatif d'être chef de son ménage chez les hommes. Une femme qui est chef de son ménage a une probabilité plus élevée de 1,2% d'être en désaccord avec l'affirmation *EmploisFemmes*⁶. Cet effet marginal est significatif à un seuil de 10%.

Les EMM des effets d'interactions entre les variables *Femme*, *A un emploi* et *Accomplissement*⁶ sont exposés au tableau 3.5 à la page suivante.

Aucune différence entre les EMM obtenus avec la méthodologie *complete-case* et ceux observés à la suite des imputations multiples n'est significative à un seuil de 5%.

6. Voir le tableau 3.1 à la page 30 ou l'annexe B pour les codes associés aux variables binaires.

TABLE 3.5 – Effets marginaux moyens - Interactions entre les variables *Femme*, *A un emploi* et *Accomplissement*

Variables	<i>Complete-case</i>	Imputations multiples
Différence entre une femme non employée et en accord et un homme non employé et en accord	0,069*** (0,009)	0,056*** (0,007)
Différence entre une femme employée et en accord et un homme employé et en accord	0,106*** (0,007)	0,103*** (0,006)
Différence entre une femme employée et pas en accord et une femme non employée et pas en accord	0,018** (0,009)	0,019*** (0,007)
Différence entre une femme employée et en accord et une femme non employée et en accord	0,043*** (0,009)	0,048*** (0,007)
Différence entre une femme non employée et en accord et une femme non employée et pas en accord	-0,050*** (0,008)	-0,050*** (0,006)
Différence entre une femme employée et en accord et une femme employée et pas en accord	-0,024*** (0,008)	-0,021*** (0,007)

Les écarts-types sont présentés entre parenthèses. *, **, *** désignent la significativité des effets marginaux à 10%, 5% et 1%, respectivement.

Parmi les répondants en accord avec l'affirmation *Accomplissement*⁷, l'effet marginal d'être une femme sur la probabilité d'être en désaccord avec l'affirmation *EmploisFemmes*⁷ est plus faible si les individus analysés n'ont pas d'emploi. Chez les participants qui n'ont pas d'emploi, la probabilité d'être en désaccord avec l'affirmation *EmploisFemmes*⁷ augmente de 5,6% si le participant est une femme. Tandis que chez les répondants qui ont un emploi, cette probabilité augmente de 10,3% si le participant est une femme.

L'effet marginal d'avoir un emploi sur la probabilité d'être en désaccord avec l'affirmation *EmploisFemmes*⁷, chez les femmes qui ne sont pas en accord avec l'affirmation *Accomplissement*⁷, est presque équivalent à celui pour l'ensemble de l'échantillon analysé. Les valeurs de ces deux EMM correspondent respectivement à 1,9% et 2,0%. L'effet marginal d'avoir un emploi, chez les femmes considérant qu'il est aussi satisfaisant d'être sur le marché du travail que d'être femme au foyer, est plus élevé⁸ que les deux EMM précédemment mentionnés. Chez ces femmes, le fait d'avoir un emploi augmente de 4,8% la probabilité d'être en désaccord avec l'affirmation *EmploisFemmes*⁷.

Il est probable que les femmes qui ont un emploi se sentent davantage concernées par l'affirmation *EmploisFemmes*⁷ que les femmes n'ayant pas d'emploi. Le fait qu'une femme employée soit en accord avec cette affirmation signifie qu'elle accepterait de céder son poste à un homme

7. Voir le tableau 3.1 à la page 30 ou l'annexe B pour les codes associés aux variables binaires.

8. L'effet marginal d'avoir un emploi chez les femmes en accord avec *Accomplissement* est significativement différent, à un seuil près de 5%, de l'effet marginal chez les femmes pas en accord avec cette affirmation.

dans un contexte de pénurie d'emplois. D'ailleurs, il semble y avoir une différence importante de valeurs et d'opinions entre les femmes en accord avec l'affirmation *Accomplissement*⁹ selon si elles ont un emploi ou non.

Le fait qu'une femme avec un emploi considère qu'être femme au foyer procure autant un sentiment d'accomplissement que d'être sur le marché du travail n'implique pas qu'elle est indifférente à léguer son poste à un homme. Par conséquent, une femme employée n'estimerait pas que les hommes devraient avoir priorité sur les emplois par rapport aux femmes dans un contexte de pénurie d'emplois. De plus, il est possible qu'elle pense que les deux occupations soient aussi satisfaisantes pour les femmes et pour les hommes.

Quant aux femmes en accord avec l'affirmation *Accomplissement*⁹ qui n'ont pas d'emploi, il est possible qu'elles aient choisi une autre occupation dans un souci de coordination afin de minimiser l'iniquité de revenu entre les ménages. Tel que mentionné dans l'introduction, le fait de ne pas être en désaccord avec l'affirmation *EmploisFemmes*⁹ peut être interprété comme une mesure de la volonté de coordination pour exclure les femmes du marché du travail ou pour limiter leur salaire afin de minimiser l'iniquité de revenu entre les ménages. Cette volonté de coordination pourrait expliquer, en partie, pourquoi l'effet marginal d'être une femme est plus faible chez les individus non employés et en accord avec *Accomplissement*⁹. Cela pourrait, également, contribuer à expliquer la différence entre les EMM d'avoir un emploi selon si les répondantes sont en accord ou non cette affirmation.

L'effet marginal d'estimer qu'il est aussi satisfaisant d'être sur le marché du travail que d'être femme au foyer est plus important chez les femmes qui n'ont pas d'emploi. Chez les femmes qui n'ont pas d'emploi, le fait que la répondante soit en accord avec l'affirmation *Accomplissement*⁹ diminue de 5,0% la probabilité qu'elle soit en désaccord avec l'affirmation *EmploisFemmes*⁹. Le fait qu'une femme employée considère qu'il est aussi satisfaisant d'être femme au foyer que d'être sur le marché du travail de 2,1% la probabilité qu'elle soit en désaccord avec l'affirmation analysée.

Tel que mentionné précédemment, il est possible que les femmes qui n'ont pas d'emploi et qui sont en accord avec l'affirmation *Accomplissement*⁹ aient choisi une autre occupation par souci de coordination dans le but de minimiser l'écart de revenu entre les ménages. Comme cette volonté de coordination est mesurée par la variable *EmploisFemmes*⁹, les femmes de ce groupe ont une probabilité plus faible d'être en désaccord avec cette affirmation comparativement aux femmes qui n'ont pas d'emploi et qui ne sont pas en accord avec l'affirmation *Accomplisse-*

9. Voir le tableau 3.1 à la page 30 ou l'annexe B pour les codes associés aux variables binaires.

ment¹⁰. De plus, il est possible que les femmes ce dernier groupe n'aient pas effectué le choix de ne pas avoir d'emploi et qu'elles préféreraient en occuper un. Cette situation pourrait expliquer, en partie, l'effet marginal de 5,0% d'être en accord avec l'affirmation *Accomplissement*¹⁰ chez les femmes qui n'ont pas d'emploi.

L'effet marginal d'être en accord avec l'affirmation *Accomplissement*¹⁰ est plus faible chez les femmes qui ont un emploi. Une explication possible de cet effet est que les femmes employées ont déjà une probabilité élevée d'être en désaccord avec l'affirmation *EmploisFemmes*¹⁰ en raison de leur occupation. L'interaction suivante confirme que l'effet marginal d'avoir un emploi est plus important chez les femmes que chez les hommes et que pour l'ensemble de l'échantillon¹¹.

Les EMM des effets d'interactions entre les variables *Femme* et *A un emploi* sont exposés au tableau 3.6 ci-dessous.

TABLE 3.6 – Effets marginaux moyens - Interactions entre les variables *Femme* et *A un emploi*

Variable	<i>Complete-case</i>		Imputations multiples	
Différence entre une femme qui n'a pas d'emploi et un homme qui n'a pas d'emploi	0,080***	(0,007)	0,069***	(0,006)
Différence entre une femme qui a un emploi et un homme qui a un emploi	0,102***	(0,006)	0,100***	(0,005)
Différence entre un homme qui a un emploi et un homme qui n'a pas emploi	0,008	(0,006)	0,003	(0,005)
Différence entre une femme qui a un emploi et une femme qui n'a pas d'emploi	0,032***	(0,007)	0,035***	(0,006)

Les écarts-types sont présentés entre parenthèses. *, **, *** désignent la significativité des effets marginaux à 10%, 5% et 1%, respectivement.

Aucune différence entre les EMM obtenus avec la méthodologie *complete-case* et ceux résultant du processus d'imputations multiples n'est significative à un seuil de 5%. L'effet marginal d'être une femme sur la probabilité d'être en désaccord avec l'affirmation *EmploisFemmes*¹⁰ est plus important de 3,1 points de pourcentage chez les répondants qui ont un emploi. Chez ce groupe, une femme a une probabilité plus élevée de 10,0% d'être en désaccord avec l'affirmation analysée par rapport à un homme.

10. Voir le tableau 3.1 à la page 30 ou l'annexe B pour les codes associés aux variables binaires.

11. La différence n'est pas significative à un seuil de 5%.

Si le répondant est un homme, il n'y a pas d'effet significatif d'avoir un emploi sur la probabilité d'être en désaccord avec l'affirmation *EmploisFemmes*¹². Dans le cas où le participant est une femme, la probabilité qu'elle soit en désaccord avec l'affirmation étudiée augmente de 3,5% si elle a un emploi. Cet effet marginal est supérieur à celui pour l'ensemble de l'échantillon, qui est de 2,0%. Toutefois, cette différence n'est pas significative à un seuil de 5%.

Les EMM des effets d'interactions entre la variable *Vague 6* et trois variables concernant les valeurs et les opinions sont présentés au tableau 3.7 ci-dessous.

TABLE 3.7 – Effets marginaux moyens - Interactions avec la variable *Vague 6*

Variable	Imputations multiples	
Différence entre être en accord avec <i>UniversitéGarçons</i> ^a à la vague 6 et à la vague 5	0,013**	(0,006)
Différence entre considérer qu'il peut être justifiable de battre sa femme à la vague 6 et à la vague 5	0,002	(0,006)
Différence entre être en accord avec <i>Indépendance-Importante</i> ^a à la vague 6 et à la vague 5	0,015***	(0,004)

Les écarts-types sont présentés entre parenthèses. *, **, *** désignent la significativité des effets marginaux à 10%, 5% et 1%, respectivement.

^aVoir le tableau 3.1 à la page 30 ou l'annexe B pour les codes associés aux variables binaires

Être en accord avec l'affirmation *UniversitéGarçons*¹² à la vague 6 par rapport à partager cette opinion à la vague 5 augmente de 1,3% la probabilité d'être en désaccord avec l'affirmation *EmploisFemmes*¹². Un répondant qui dit considérer important l'apprentissage de l'indépendance pour les enfants à la vague 6 a une probabilité plus élevée de 1,5% d'être en désaccord avec l'affirmation étudiée comparativement à un individu ayant la même opinion à la vague 5. Ces deux EMM sont plus élevés que l'effet marginal de la variable *Vague 6* indiqué au tableau 3.2, soit 1,2%. Toutefois, cette différence n'est pas significative à un seuil de 5%.

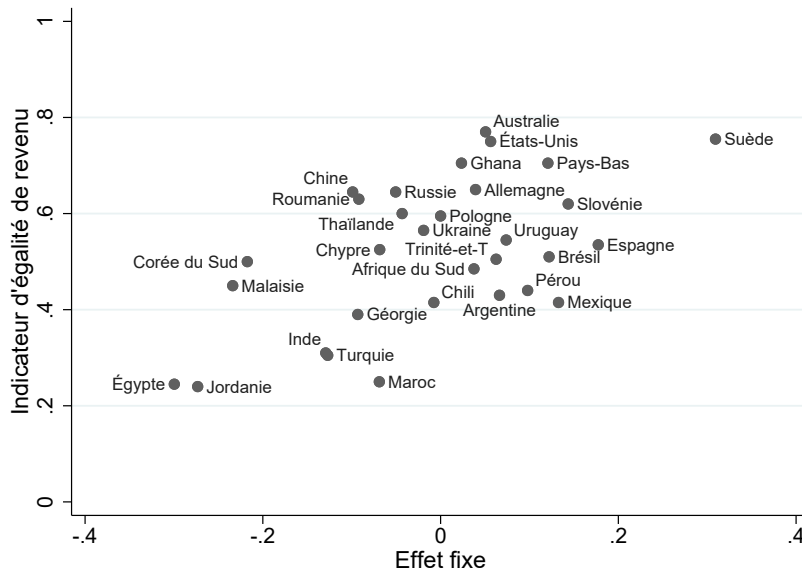
L'effet marginal d'estimer qu'il peut être justifiable de battre sa femme sur la probabilité d'être en désaccord avec l'affirmation *EmploisFemmes*¹² ne change pas de façon significative avec le temps. Quant aux EMM des interactions avec les variables *UniversitéGarçons*¹² et *Indépendance-Importante*¹², ils sont respectivement significatifs au seuil de 5% et de 10%.

12. Voir le tableau 3.1 à la page 30 ou l'annexe B pour les codes associés aux variables binaires.

3.1 Effets fixes des pays

Les effets fixes de l'ensemble des pays de l'échantillon sont présentés à la figure 3.1 ci-dessous. L'effet fixe de la Pologne est égal à zéro, car il s'agit du pays de référence. Le graphique affiche également la moyenne des deux valeurs collectées de l'indicateur d'égalité de revenu du *World Economic Forum* (*WEF*) pour chaque pays (*World Economic Forum*, 2018). Deux valeurs de l'indicateur ont été collectées pour les 31 pays afin d'avoir une valeur pour chaque vague du sondage du *WVS*. Le *WEF* publie de façon annuelle le *Global Gender Gap Report* depuis 2006. Dans ces rapports, le *WEF* quantifie l'ampleur des disparités entre les hommes et les femmes par de nombreux indicateurs et observe leur progrès à travers le temps. L'indicateur de l'égalité de revenu prend des valeurs de 0 à 1. Un indicateur égal à 0 signifie l'inégalité absolue entre les femmes et les hommes et un indicateur égal à 1 implique l'égalité parfaite entre les genres.

FIGURE 3.1 – Indicateur d'égalité de revenu et effets fixes des pays



L'objectif de mettre ces deux variables en corrélation était d'évaluer s'il existe un lien entre le fait d'être en désaccord avec l'affirmation *EmploisFemmes*¹³ et l'indicateur d'égalité de revenu. Selon l'hypothèse explorée dans cette recherche, si les répondants d'un pays donné ont une probabilité élevée d'être en désaccord, alors l'écart salarial entre les hommes et les femmes

13. Voir le tableau 3.1 à la page 30 ou l'annexe B pour les codes associés aux variables binaires.

dans ce pays devrait être faible. Un effet fixe élevé devrait donc être associé avec une moyenne des valeurs de l'indicateur d'égalité de revenu élevée.

En effet, le graphique montre un lien positif entre les moyennes des valeurs de l'indicateur d'égalité de revenu et les effets fixes des pays. La corrélation entre les deux variables est de 0,56, ce qui suggère un lien entre le désaccord avec l'affirmation *EmploisFemmes*¹⁴ et l'indicateur d'égalité de revenu. Une analyse ultérieure pourrait étudier comment les positions au sujet des valeurs et opinions contribuent à expliquer les différences entre les pays concernant l'indicateur d'égalité de revenu.

L'effet fixe de résider dans un certain pays sur la probabilité d'être en désaccord avec l'affirmation *EmploisFemmes*¹⁴ le plus important correspond à celui de la Suède. Les répondants suédois ont une probabilité plus élevée de 30,9% d'être en désaccord avec cette affirmation que les participants polonais. La moyenne des valeurs de l'indicateur d'égalité de revenu de la Suède est la deuxième plus élevée. Sa valeur est égale 0,76, tandis que celle de l'Australie est de 0,77.

L'Égypte et la Jordanie ont les effets fixes ainsi que les moyennes des valeurs de l'indicateur d'égalité de revenu les plus faibles parmi les 31 pays étudiés. Les répondants égyptiens ont une probabilité plus faible de 30,0% d'être en désaccord avec l'affirmation *EmploisFemmes*¹⁴ comparativement aux participants polonais. Quant aux répondants jordaniens, ils ont une probabilité plus faible de 27,3% d'être en désaccord avec l'affirmation analysée par rapport aux participants polonais. Les moyennes des valeurs de l'indicateur d'égalité de revenu de l'Égypte et de la Jordanie sont respectivement égales à 0,25 et 0,24.

14. Voir le tableau 3.1 à la page 30 ou l'annexe B pour les codes associés aux variables binaires.

Conclusion

La principale contribution de cette recherche est d'explorer une nouvelle explication potentielle de l'écart salarial entre les hommes et les femmes, c'est-à-dire que l'aversion envers l'iniquité entre les ménages contribue à expliquer cet écart. Cette nouvelle approche contribue à faire la lumière sur la partie inexpliquée de l'écart salarial. Si les décisions des individus sont influencées par cette aversion, alors il y aurait une coordination de la société pour exclure les femmes du marché du travail ou pour limiter leur salaire afin de minimiser l'iniquité de revenu entre les ménages. Cette volonté de coordination est mesurée par l'appui à l'affirmation « Lorsque les emplois sont rares, les hommes devraient avoir la priorité sur les emplois par rapport aux femmes. » (World Values Survey Association, 2015). La recherche consiste à analyser quel est l'effet de différentes variables sur la probabilité d'être en désaccord avec cette affirmation. L'influence de variables socio-démographiques, de variables liées à des valeurs et opinions, du pays où le répondant réside et de la vague durant laquelle le répondant a été sondé est étudiée.

La banque de données utilisée pour cette analyse provient de la World Values Survey Association (2015) et est composée de 91 902 observations provenant de 31 pays. Au moins un pays de chaque continent habité est compris dans l'échantillon. Les répondants ont été sondés lors de deux vagues distinctes : vague 5 (2005-2009) et vague 6 (2010-2014). La proportion d'individus qui ont été sondés à la vague 6 est de 50,82%. La banque de données incluait plusieurs valeurs manquantes. La solution adoptée a été de remplacer ces valeurs à l'aide de 20 imputations multiples. L'efficacité relative de ces imputations est de 98,44% considérant que 31,73% des observations de la banque de données comprend une ou plusieurs valeurs manquantes.

Plusieurs résultats supportent l'hypothèse que l'aversion envers l'iniquité entre les ménages contribue à expliquer l'écart salarial entre les hommes et les femmes. Une femme en couple a une probabilité plus faible de 3,0% d'être en désaccord avec l'affirmation *EmploisFemmes*¹⁵ par rapport à une femme célibataire. Ce résultat supporte l'hypothèse analysée, car il s'agit des femmes en couple, et non des femmes célibataires, qui sont susceptibles d'être influencées

15. Voir l'annexe B pour les codes associés aux variables binaires.

par l'aversion envers l'iniquité entre les ménages. L'effet marginal d'avoir un emploi est plus élevé chez les femmes qui considèrent qu'il est aussi satisfaisant d'être sur le marché du travail que d'être femme au foyer que chez celles ne partageant pas cette opinion. Ce résultat suggère qu'il y a une différence importante de valeurs et d'opinions entre les femmes en accord avec la position mentionnée selon si elles ont un emploi ou non. Il est possible que celles n'ayant pas d'emploi rémunéré aient choisi une autre occupation dans un souci de coordination afin de minimiser l'iniquité de revenu entre les ménages. Il s'agit des résultats les plus importants de cette recherche.

Également, quelques variables étudiées ne reflètent pas l'aversion envers l'iniquité, mais révèlent le rôle de la discrimination dans le fait de ne pas être en désaccord avec l'affirmation « Lorsque les emplois sont rares, les hommes devraient avoir la priorité sur les emplois par rapport aux femmes. » :

- le répondant est en accord avec l'affirmation « Les hommes font de meilleurs dirigeants politiques que les femmes » ;
- le répondant est en accord avec l'affirmation « Les hommes font de meilleurs dirigeants d'entreprise que les femmes » ;
- le répondant estime qu'il peut être justifiable de battre sa femme.

Afin d'approfondir la recherche au sujet du lien entre l'aversion envers l'iniquité et l'écart salarial entre les hommes et les femmes, il serait pertinent d'effectuer davantage d'analyses. Par exemple, il serait intéressant d'analyser si les positions au sujet des valeurs et opinions contribuent à expliquer les différences entre les pays concernant l'indicateur d'égalité de revenu et si oui, de quelle façon. Il est prévu d'étudier cette question ultérieurement. Également, davantage d'études expérimentales pourraient être effectuées sur le rôle de l'aversion envers l'iniquité dans un environnement de groupes semblables à des ménages. Quelques chercheurs ont analysé les effets de l'aversion envers l'iniquité dans un contexte d'équipes (p. ex. Balafoutas et collab., 2014 et He et Villeval, 2017), mais il est incertain que les résultats s'appliquent au contexte d'une prise de décision au sein d'un ménage.

Annexe A

Nombre d'observations par pays et par vague

TABLE A.1 – Nombre d'observations par pays et par vague

Pays	Vague 5	Vague 6	Total
1. Afrique du Sud	2 988	3 531	6 519
2. Allemagne	2 064	2 046	4 110
3. Argentine	1 002	1 030	2 032
4. Australie	1 421	1 477	2 898
5. Brésil	1 500	1 486	2 986
6. Chili	1 000	1 00	2 000
7. Chine	1 991	2 300	4 291
8. Chypre	1 050	1 000	2 050
9. Corée du Sud	1 200	1 200	2 400
10. Égypte	3 051	1 523	4 574
11. Espagne	1 200	1 189	2 389
12. États-Unis	1 249	2 232	3 481
13. Georgie	1 500	1 202	2 702
14. Ghana	1 534	1 552	3 086
15. Inde	2 001	1 581	3 582
16. Jordanie	1 200	1 200	2 400
17. Malaisie	1 201	1 300	2 501
18. Maroc	1 200	1 200	2 400
19. Mexique	1 560	2 000	3 560
20. Pays-Bas	1 050	1 902	1 952
21. Pérou	1 500	1 210	2 710
22. Pologne	1 000	966	1 966
23. Roumanie	1 776	1 503	3 279
24. Russie	2 033	2 500	4 533
25. Slovénie	1 037	1 069	2 106
26. Suède	1 003	1 206	2 209
27. Thaïlande	1 534	1 200	2 734
28. Trinité et Tobago	1 002	999	2 001
29. Turquie	1 346	1 605	2 951
30. Ukraine	1 000	1 500	2 500
31. Uruguay	1 000	1 000	2 000
Total	45 193	46 709	91 902

Annexe B

Codes de variables binaires

TABLE B.1 – Codes pour certaines variables binaires

Question du <i>WVS</i>	Code
Êtes-vous le chef salarié de votre ménage ?	Chef-Ménage
Est-ce que le chef salarié de votre ménage a un emploi ? (Question demandée si le participant a répondu « Non » à la question précédente.)	PasChef-ChefEmploi
Est-ce que vous êtes en accord, en désaccord ou neutre avec l'affirmation suivante : Lorsque les emplois sont rares, les hommes devraient avoir la priorité sur les emplois sur les femmes.	EmploisFemmes
À quel degré êtes-vous en accord ou en désaccord avec l'affirmation suivante : Être une femme au foyer procure tout autant un sentiment d'accomplissement que d'être sur le marché du travail. ^a	Accomplissement
Parmi une liste de qualités, pour lesquelles considérez-vous qu'il soit particulièrement important d'en encourager l'apprentissage à la maison pour les enfants ? (Réponses concernant l'indépendance)	Indépendance-Importante
À quel degré êtes-vous en accord ou en désaccord avec l'affirmation suivante : Dans l'ensemble, les hommes font de meilleurs dirigeants politiques que les femmes.	DirigeantsPolitiques
À quel degré êtes-vous en accord ou en désaccord avec l'affirmation suivante : Une éducation universitaire est plus importante pour un garçon que pour une fille.	UniversitéGarçons
À quel degré êtes-vous en accord ou en désaccord avec l'affirmation suivante : Dans l'ensemble, les hommes font de meilleurs dirigeants d'entreprise que les femmes.	DirigeantsEntreprises
À quel degré pensez-vous qu'avoir les mêmes droits pour les femmes et les hommes est une caractéristique essentielle d'une démocratie ?	MêmesDroits-Démocratie

Il s'agit de la formulation exacte utilisée dans la version française du questionnaire du *WVS* de la vague 4 pour le Canada.

Annexe C

Statistiques descriptives par vague

TABLE C.1 – Statistiques descriptives par vague

Variable	Vague 5 Moyenne	Vague 6 Moyenne
Socio-démographiques		
Âge	42,45 (16,61)	43,65 (17,00)
Femme	0,53 (0,50)	0,53 (0,50)
En couple	0,64 (0,48)	0,62 (0,49)
Au moins un enfant	0,72 (0,45)	0,71 (0,45)
A un emploi	0,52 (0,50)	0,54 (0,50)
Personne au foyer	0,15 (0,35)	0,13 (0,34)
<i>Chef-Ménage</i>	0,47 (0,50)	0,47 (0,50)
<i>PasChef-ChefEmploi</i>	0,42 (0,49)	0,39 (0,49)
Éducation primaire ou moins	0,32 (0,47)	0,24 (0,43)
Éducation technique	0,26 (0,44)	0,26 (0,44)
Éducation préuniversitaire	0,22 (0,41)	0,26 (0,44)
Éducation universitaire	0,20 (0,40)	0,24 (0,43)
Classe moyenne ou supérieure	0,56 (0,50)	0,58 (0,49)
Satisfait financièrement	0,54 (0,50)	0,58 (0,49)
Heureux	0,82 (0,38)	0,83 (0,38)
En santé	0,68 (0,47)	0,70 (0,46)
Croyant (religion)	0,70 (0,46)	0,64 (0,48)
Valeurs et opinions		
<i>EmploisFemmes</i>	0,46 (0,50)	0,50 (0,50)
<i>Accomplissement</i>	0,58 (0,49)	0,57 (0,49)
<i>Indépendance-Importante</i>	0,50 (0,50)	0,53 (0,50)
<i>DirigeantsPolitique</i>	0,46 (0,50)	0,41 (0,49)
<i>UniversitéGarçons</i>	0,24 (0,43)	0,23 (0,42)
<i>DirigeantsEntreprises</i>	0,44 (0,50)	0,40 (0,49)
<i>MêmesDroits-Démocratie</i>	0,84 (0,36)	0,82 (0,39)
<i>Divorcer est justifiable</i>	0,39 (0,49)	0,44 (0,50)
<i>Battre sa femme est justifiable</i>	0,28 (0,45)	0,28 (0,45)

Les écarts-types sont présentés entre parenthèses.

Annexe D

Définition des variables binaires

TABLE D.1 – Définition des variables binaires

Questions du <i>WVS</i>	Genre du répondant.
Réponses possibles	Femme (1) et Homme (2).
Réponses manquantes	Pas de réponse (3) et Réponse manquante/inconnue (4).
Appellation de la variable binaire	Femme
Définition de la variable binaire	Femme = 1 si (1) et Femme = 0 si (2).
Valeurs imputées	(3) et (4)
Questions du <i>WVS</i>	Statut civil du répondant.
Réponses possibles	Marié (1), Conjoint de fait (2), Divorcé (3), Séparé (4), Veuf (5), Célibataire/Jamais marié (6) et Ne sais pas (7).
Réponses manquantes	Pas de réponse (8) et Réponse manquante/inconnue (9).
Appellation de la variable binaire	En couple
Définition de la variable binaire	En couple = 1 si (1) ou (2) et En couple = 0 si (3), (4), (5), (6) ou (7).
Valeurs imputées	(8) et (9)
Questions du <i>WVS</i>	Combien d'enfants avez-vous?
Réponses possibles	0, 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8 et plus et Ne sais pas (9).
Réponses manquantes	Pas de réponse (10), Réponse manquante/inconnue (11) et Pas demandée dans le sondage (12).
Appellation de la variable binaire	Au moins un enfant
Définition de la variable binaire	Au moins un enfant = 1 de 1 à 8 et plus et Au moins un enfant = 0 si 0 ou (9).
Valeurs imputées	(12), (13) et (14)

Questions du <i>WVS</i>	Quelle est votre occupation principale ?
Réponses possibles	Employé à temps plein (1), Employé à temps partiel (2), Travailleur autonome (3), Retraité (4), Femme/homme au foyer (5), Étudiant (6), Autres(sans emploi) (7) et Ne sais pas (8).
Réponses manquantes	Pas applicable (9), Pas de réponse (10), Réponse manquante/inconnue (11) et Pas demandée dans le sondage (12).
Appellation des variables binaires	A un emploi et Personne au foyer
Définition de la variable <i>A un emploi</i>	A un emploi = 1 si (1), (2) ou (3) et A un emploi = 0 si (4), (5), (6), (7) ou (8).
Définition de la variable <i>Personne au foyer</i>	Personne au foyer = 1 si (5) et Personne au foyer = 0 sinon.
Valeurs imputées	(9), (10), (11) et (12)
Questions du <i>WVS</i>	Êtes-vous le chef salarié de votre ménage ?
Réponses possibles	Oui (1), Non (2) et Ne sais pas (3).
Réponses manquantes	Pas applicable (4), Pas de réponse (5), Réponse manquante/inconnue (6) et Pas demandée dans le sondage (7).
Appellation de la variable binaire	Chef-Ménage
Définition de la variable binaire	Chef-Ménage = 1 si (1) et Chef-Ménage = 0 si (2) ou (3)
Valeurs imputées	(4), (5), (6) et (7)
Questions du <i>WVS</i>	Est-ce que le chef salarié de votre ménage a un emploi ? (Question demandée si le participant a répondu « Non » à la question précédente.)
Réponses possibles	Oui (1), Non (2) et Ne sais pas (3).
Réponses manquantes	Pas applicable (4), Pas de réponse (5), Réponse manquante/inconnue (6) et Pas demandée dans le sondage (7).
Appellation de la variable binaire	PasChef-ChefEmploi
Définition de la variable binaire	PasChef-ChefEmploi = 1 si (1) et PasChef-ChefEmploi = 0 si (2), (3) ou si Chef-Ménage = 1.
Valeurs imputées	(4), (5), (6) et (7)

Questions du <i>WVS</i>	Quel est le plus haut niveau d'éducation que vous avez atteint ?
Réponses possibles	Ne sais pas (1), Pas applicable ; Pas d'éducation formelle (2), Études primaires complétées inadéquatement (3), Études primaires complétées (4), Études secondaires non complétées : type technique/professionnel (5), Études secondaires complétées : type technique /professionnel (6), Études secondaires non complétées : type préuniversitaire (7), Études secondaires complétées : type préuniversitaire (8), Études universitaires, sans diplôme/Études supérieures (9) et Études universitaires avec diplôme/Études supérieures (10).
Réponses manquantes	Pas de réponse (11) et Réponse manquante/inconnue (12).
Appellation des variables binaires	Formation primaire ou moins, Formation technique, Formation préuniversitaire et Formation universitaire
Définition de la variable <i>Formation primaire ou moins</i>	Formation primaire ou moins = 1 si (1), (2), (3) ou (4) et Formation primaire ou moins = 0 sinon.
Définition de la variable <i>Formation technique</i>	Formation technique = 1 si (5) ou (6) et Formation technique = 0 sinon.
Définition de la variable <i>Formation préuniversitaire</i>	Formation préuniversitaire = 1 si (7) ou (8) et Formation préuniversitaire = 0 sinon.
Définition de la variable <i>Formation universitaire</i>	Formation universitaire = 1 si (9) ou (10) et Formation universitaire = 0 sinon.
Valeurs imputées	(11) et (12)
Questions du <i>WVS</i>	Selon vous, à quelle classe appartenez-vous parmi les suivantes :
Réponses possibles	Classe supérieure (1), Classe moyenne supérieure (2), Classe moyenne inférieure (3), Classe ouvrière (4) et Classe inférieure (5).
Réponses manquantes	Ne sais pas (6), Pas applicable (7), Pas de réponse (8), Réponse manquante/inconnue (9) et Pas demandée dans le sondage (10).
Appellation de la variable binaire	Classe moyenne ou supérieure
Définition de la variable binaire	Classe moyenne ou supérieure = 1 si (1), (2) ou (3) et Classe moyenne ou supérieure = 0 si (4) ou (5).
Valeurs imputées	(6), (7), (8), (9) et (10)
Questions du <i>WVS</i>	À quel degré êtes-vous satisfait de la situation financière de votre ménage ?
Réponses possibles	Complètement mécontent (1), 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9, Complètement satisfait (10) et Ne sais pas (11).
Réponses manquantes	Pas de réponse (12) et Réponse manquante/inconnue (13).
Appellation de la variable binaire	Satisfait financièrement
Définition de la variable binaire	Satisfait financièrement = 1 de 6 à 10 et Satisfait financièrement = 0 de 1 à 5 et si (11).
Valeurs imputées	(12) et (13)

Question du <i>WVS</i>	Considérant tous les aspects de la vie, diriez-vous que vous êtes :
Réponses possibles	Très heureux (1), Plutôt heureux (2), Pas très heureux (3), Pas du tout heureux (4) et Ne sais pas (5).
Réponses manquantes	Pas de réponse (6) et Réponse manquante/inconnue (7).
Appellation de la variable binaire	Heureux
Définition de la variable binaire	Heureux = 1 si (1) ou (2) et Heureux = 0 si (3), (4) ou (5).
Valeurs imputées	(6) et (7)
Questions du <i>WVS</i>	Dans l'ensemble, comment décririez-vous votre état de santé ces jours-ci ?
Réponses possibles	Très bon (1), Bon (2), Passable (3), Mauvais (4), Très mauvais (5) et Ne sais pas (6).
Réponses manquantes	Pas de réponse (7) et Réponse manquante/inconnue (8).
Appellation de la variable binaire	En santé
Définition de la variable binaire	En santé = 1 si (1) ou (2) et En santé = 0 si (3), (4), (5) ou (6).
Valeurs imputées	(7) et (8)
Questions du <i>WVS</i>	Indépendamment du fait que vous assistez à des services religieux ou non, direz-vous que vous êtes :
Réponses possibles	Une personne croyante (1), Pas une personne croyante (2), Un athéiste convaincu (3) et Ne sais pas (4).
Réponses manquantes	Pas de réponse (5), Réponse manquante/inconnue (6) et Pas demandée dans le sondage (7).
Appellation de la variable binaire	Croyant
Définition de la variable binaire	Croyant = 1 si (1) et Croyant = 0 si (2), (3) et (4).
Valeurs imputées	(5), (6) et (7)
Questions du <i>WVS</i>	Est-ce que vous êtes en accord, en désaccord ou neutre avec l'affirmation suivante : Lorsque les emplois sont rares, les hommes devraient avoir la priorité sur les emplois sur les femmes.
Réponses possibles	En accord (1), Neutre (2), En désaccord (3) et Ne sais pas (4).
Réponses manquantes	Pas de réponse (5) et Réponse manquante/inconnue (6).
Appellation de la variable binaire	EmploisFemmes
Définition de la variable binaire	EmploisFemmes = 1 si (3) et EmploisFemmes = 0 si (1), (2) ou (4).
Valeurs imputées	(5) et (6)

Questions du <i>WVS</i>	À quel degré êtes-vous en accord ou en désaccord avec l'affirmation suivante : Être une femme au foyer procure tout autant un sentiment d'accomplissement que d'être sur le marché du travail. ^a
Réponses possibles	Fortement en accord (1), En accord (2), En désaccord (3), Fortement en désaccord (4) et Ne sais pas (5).
Réponses manquantes	Pas de réponse (6) et Réponse manquante/inconnue (7).
Appellation de la variable binaire	Accomplissement
Définition de la variable binaire	Accomplissement = 1 si (1) ou (2) et Accomplissement = 0 si (3), (4) et (5).
Valeurs imputées	(6) et (7)
Questions du <i>WVS</i>	Parmi une liste de qualités, pour lesquelles considérez-vous qu'il soit particulièrement important d'en encourager l'apprentissage à la maison pour les enfants ?
Réponses possibles	L'indépendance est importante (1) et L'indépendance n'est pas mentionnée comme importante (2).
Réponses manquantes	Réponse manquante/inconnue (3).
Appellation de la variable binaire	Indépendance-Importante
Définition de la variable binaire	Indépendance-Importante = 1 si (1) et Indépendance-Importante = 0 si (2).
Valeurs imputées	(3)
Questions du <i>WVS</i>	À quel degré êtes-vous en accord ou en désaccord avec l'affirmation suivante : Dans l'ensemble, les hommes font de meilleurs dirigeants politiques que les femmes.
Réponses possibles	Fortement en accord (1), En accord (2), En désaccord (3), Fortement en désaccord (4) et Ne sais pas (5).
Réponses manquantes	Pas de réponse (6) et Réponse manquante/inconnue (7).
Appellation de la variable binaire	DirigeantsPolitiques
Définition de la variable binaire	DirigeantsPolitiques = 1 si (1) ou (2) et DirigeantsPolitiques = 0 si (3), (4) et (5).
Valeurs imputées	(6) et (7)
Questions du <i>WVS</i>	À quel degré êtes-vous en accord ou en désaccord avec l'affirmation suivante : Une éducation universitaire est plus importante pour un garçon que pour une fille.
Réponses possibles	Fortement en accord (1), En accord (2), En désaccord (3), Fortement en désaccord (4) et Ne sais pas (5).
Réponses manquantes	Pas de réponse (6) et Réponse manquante/inconnue (7).
Appellation de la variable binaire	UniversitéGarçons
Définition de la variable binaire	UniversitéGarçons = 1 si (1), (2) ou (5) et UniversitéGarçons = 0 si (3) ou (4).
Valeurs imputées	(6) et (7)

Il s'agit de la formulation exacte utilisée dans la version française du questionnaire du *WVS* de la vague 4 pour le Canada.

Questions du <i>WVS</i>	À quel degré êtes-vous en accord ou en désaccord avec l'affirmation suivante : Dans l'ensemble, les hommes font de meilleurs dirigeants d'entreprise que les femmes.
Réponses possibles	Fortement en accord (1), En accord (2), En désaccord (3), Fortement en désaccord (4) et Ne sais pas (5).
Réponses manquantes	Pas de réponse (6) et Réponse manquante/inconnue (7).
Appellation de la variable binaire	DirigeantsEntreprises
Définition de la variable binaire	DirigeantsEntreprises = 1 si (1), (2) ou (5) et DirigeantsEntreprises = 0 si (3) ou (4).
Valeurs imputées	(6) et (7)
Questions du <i>WVS</i>	À quel degré pensez-vous qu'avoir les mêmes droits pour les femmes et les hommes est une caractéristique essentielle d'une démocratie ?
Réponses possibles	Pas une caractéristique essentielle à la démocratie (1), 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9, Une caractéristique essentielle à la démocratie (10) et Ne sais pas (11).
Réponses manquantes	Pas de réponse (12) et Réponse manquante/inconnue (13).
Appellation de la variable binaire	Démocratie
Définition de la variable binaire	MêmesDroits-Démocratie = 1 de 6 à 10 et MêmesDroits-Démocratie = 0 de 1 à 5 et si (11).
Valeurs imputées	(12) et (13)
Questions du <i>WVS</i>	À quel degré pensez-vous que le divorce peut être justifiable ?
Réponses possibles	Jamais justifiable (1), 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9, Toujours justifiable (10) et Ne sais pas (11).
Réponses manquantes	Pas de réponse (12), Réponse manquante/inconnue (13) et Pas demandée dans le sondage (14).
Appellation de la variable binaire	Le divorce est justifiable
Définition de la variable binaire	Le divorce justifiable = 1 de 6 à 10 et Le divorce est justifiable = 0 de 1 à 5 et si (11).
Valeurs imputées	(12), (13) et (14)
Questions du <i>WVS</i>	À quel degré pensez-vous qu'il peut être justifiable de battre sa femme ?
Réponses possibles	Jamais justifiable (1), 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9, Toujours justifiable (10) et Ne sais pas (11).
Réponses manquantes	Pas de réponse (12), Réponse manquante/inconnue (13) et Pas demandée dans le sondage (14).
Appellation de la variable binaire	Battre sa femme est justifiable
Définition de la variable binaire	Battre sa femme est justifiable = 1 de 2 à 10 et si (11) et Battre sa femme est justifiable = 0 si 1.
Valeurs imputées	(12), (13) et (14)

Bibliographie

- Allison, P. D. 2001, *Missing data*, Quantitative Applications in the Social Sciences, Sage Publications.
- Amanatullah, E. T. 2008, «Negotiating gender stereotypes : Other-advocacy reduces social constraints on women in negotiations», *Academy of Management Proceedings*, vol. 2008, n° 1, p. pp. 1–6.
- Babcock, L., S. Laschever, M. Gelfand et D. Small. 2003, «Nice girls don't ask», *Harvard Business Review*, vol. 81, n° 10, p. pp. 14–16.
- Balafoutas, L., R. Kerschbamer, M. Kocher et M. Sutter. 2014, «Revealed distributional preferences : Individuals vs. teams», *Journal of Economic Behavior and Organization*, vol. 108, p. pp. 319–330.
- Becker, G. S., W. H. J. Hubbard et K. M. Murphy. 2010, «Explaining the worldwide boom in higher education of women», *Journal of Human Capital*, vol. 4, n° 3, p. pp. 203–241.
- Bellemare, C., S. Kröger et A. van Soest. 2008, «Measuring inequity aversion in a heterogeneous population using experimental decisions and subjective probabilities», *Econometrica*, vol. 76, n° 4, p. pp. 815–839.
- Bertrand, M. 2011, *Handbook of Labor Economics*, vol. 4B, chap. New Perspectives on Gender, Elsevier, North-Holland, Amsterdam and Boston, p. pp. 1543–1590.
- Black, D. A., A. M. Haviland, S. G. Sanders et L. J. Taylor. 2008, «Gender wage disparities among the highly educated», *The Journal of Human Resources*, vol. 43, n° 3, p. pp. 630–659.
- Blau, F. D. et L. M. Kahn. 2003, «Understanding international differences in the gender pay gap», *Journal of Labor Economics*, vol. 21, n° 1, p. pp. 106–144.
- Blau, F. D. et L. M. Kahn. 2017, «The gender wage gap : Extent, trends, and explanations», *Journal of Economic Literature*, vol. 55, n° 3, p. pp. 789–865.
- Bowles, H. R., L. Babcock et L. Lai. 2007, «Social incentives for gender differences in the propensity to initiate negotiations : Sometimes it does hurt to ask», *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, vol. 103, n° 1, p. pp. 84–103.
- Cameron, A. C. et P. K. Trivedi. 2005, *Microeconometrics : methods and applications*, Cambridge University Press.

- Ceci, S. J., D. K. Ginther, S. Kahn et W. M. Williams. 2014, «Women in academic science : A changing landscape», *Psychological Science*, vol. 15, n° 3, p. pp. 75–141.
- Correll, S. J., S. Benard et I. Paik. 2007, «Getting a job : Is there a motherhood penalty?», *American Journal of Sociology*, vol. 112, n° 5, p. pp. 1297–1338.
- Croson, R. et U. Gneezy. 2009, «Gender differences in preferences», *Journal of Economic Literature*, vol. 47, n° 2, p. pp. 448–474.
- Fehr, E. et K. M. Schmidt. 1999, «A theory of fairness, competition, and cooperation», *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 114, n° 3, p. pp. 817–868.
- Fehr, E. et K. M. Schmidt. 2006, *Handbook of the Economics of Giving, Altruism and Reciprocity*, *Handbooks in economics*, vol. 1, chap. Chapter 8 The Economics of Fairness, Reciprocity and Altruism – Experimental Evidence and New Theories, Amsterdam ; London : Elsevier, 2006., p. pp. 615–691.
- Fortin, N. M. 2005, «Gender role attitudes and the labour-market outcomes of women across oecd countries», *Oxford Review of Economic Policy*, vol. 21, n° 3, p. pp. 416–438.
- Gartner, H. et S. Rässler. 2005, «Analyzing the changing gender wage gap based on multiply imputed right censored wages», *IDEAS Working Paper Series from RePEc*, vol. 2005, n° 5.
- Goldin, C. 2014, «A grand gender convergence : Its last chapter», *American Economic Review*, vol. 104, n° 4, p. pp. 1091–1119.
- Goldin, C. et C. Rouse. 2000, «The impact of "blind" auditions on female musicians», *The American Economic Review*, vol. 90, n° 4, p. pp. 715–741.
- He, H. et M. C. Villeval. 2017, «Are group members less inequality averse than individual decision makers?», *Journal of Economic Behavior and Organization*, vol. 138, p. pp. 111–124.
- Kahneman, D., J. L. Knetsch et R. Thaler. 1986, «Fairness as a constraint on profit seeking : Entitlements in the market», *The American Economic Review*, vol. 76, n° 4, p. pp. 728–741.
- Levine, D. K. 1998, «Modeling altruism and spitefulness in experiments», *Review Of Economic Dynamics*, vol. 1, n° 3, p. pp. 593–622.
- Moss-Racusin, C. A., J. F. Dovidio, V. L. Brescoll, M. J. Graham et J. Handelsman. 2012, «Science faculty's subtle gender biases favor male students», *Proceedings of the National Academy of Sciences*, vol. 109, n° 41, p. pp. 16 474–16 479.
- Olivetti, C. et B. Petrongolo. 2016, «The evolution of gender gaps in industrialized countries», *Annual Review of Economics*, vol. 8, p. pp. 405–434.

- Prentice, D. A. et E. Carranza. 2002, «What women and men should be, shouldn't be, are allowed to be, and don't have to be : The contents of prescriptive gender stereotypes», *Psychology of Women Quarterly*, vol. 26, n° 4, p. pp. 269–281.
- Rubin, D. B. 1978, «Multiple imputation in sample surveys - a phenomenological bayesian approach to nonresponse», *Proceedings of the Survey Research Methods Sections of the American Statistica*, p. pp. 20–40.
- Rubin, D. B. 1996, «Multiple imputation after 18+ years», *Journal of the American Statistical Association*, vol. 91, n° 434, p. pp. 473–489.
- Rässler, S., D. B. Rubin et E. R. Zell. 2013, «Imputation», *Wiley Interdisciplinary Reviews : Computational Statistics*, vol. 5, n° 1, p. pp. 20–29.
- Schafer, J. L. 1997, *Analysis of Incomplete Multivariate Data*, London : Chapman & Hall.
- Schafer, J. L. 1999, «Multiple imputation : a primer», *Statistical Methods in Medical Research*, vol. 8, n° 1, p. pp. 3–15.
- Sigle-Rushton, W. et J. Waldfogel. 2007, «Motherhood and women's earnings in anglo-american, continental european, and nordic countries», *Feminist Economics*, vol. 13, n° 2, p. pp. 55–91.
- StataCorp. 2015, *STATA Multiple-Imputation Reference Manual : Release 14*, College Station, Texas.
- Wooldridge, J. M. 2015, *Introduction à l'économétrie : Une approche moderne*, 5^e éd., Ouvertures Économique, De Boeck.
- World Economic Forum. 2018, «World economic forum : Reports», URL <https://www.weforum.org/reports>.
- World Values Survey Association. 2015, «World value survey 1981-2014 longitudinal aggregate», URL www.worldvaluessurvey.org.
- Yang, J., S. Managi et M. Sato. 2015, «The effect of institutional quality on national wealth : an examination using multiple imputation method», *Environmental Economics and Policy Studies*, vol. 17, n° 3, p. pp. 431–453.