

TRAVAIL
ET EMPLOI

Travail et Emploi

152 | octobre-décembre 2017
Varia

Diversité de la main-d'œuvre, productivité et salaires

Le rôle des managers et des propriétaires en France

Workforce Diversity, Productivity and Wages. The Role of Managers and Shareholders in France

Andrea Garnero



Édition électronique

URL : <http://journals.openedition.org/travailemloi/7769>

DOI : 10.4000/travailemloi.7769

ISSN : 1775-416X

Éditeur

DARES - Ministère du Travail

Édition imprimée

Date de publication : 1 octobre 2017

Pagination : 59-87

ISSN : 0224-4365

Référence électronique

Andrea Garnero, « Diversité de la main-d'œuvre, productivité et salaires », *Travail et Emploi* [En ligne], 152 | octobre-décembre 2017, mis en ligne le 11 juillet 2019, consulté le 07 septembre 2019. URL : <http://journals.openedition.org/travailemloi/7769> ; DOI : 10.4000/travailemloi.7769

Diversité de la main-d'œuvre, productivité et salaires

Le rôle des managers et des propriétaires en France*

Andrea Garnero**

Cet article étudie le lien entre la diversité des travailleurs (en termes d'âge et de genre) et la productivité des entreprises d'une part, les salaires d'autre part. L'étude est basée sur les données de l'enquête *Relations professionnelles et négociations d'entreprise* (2011), qui collecte des informations auprès d'un échantillon d'entreprises françaises, données que nous avons appariées aux données financières tirées des bilans des entreprises. Les résultats – qui portent sur les entreprises comptant un seul établissement – suggèrent qu'en France, la diversité d'âge et celle de genre sont négativement corrélées avec la productivité du travail, alors que le lien avec le salaire est ambigu. Par ailleurs, le lien entre diversité de la main-d'œuvre et productivité ou salaires ne varie pas selon les caractéristiques du manager. En revanche, les résultats semblent indiquer que le type de propriétaire de l'entreprise pourrait jouer un rôle plus significatif.

Gérer une main-d'œuvre diversifiée est un défi majeur pour de nombreuses entreprises. Une diversité d'employés peut en effet favoriser les complémentarités, générer des retombées économiques, améliorer la position des entreprises auprès des clients ou l'environnement de travail en général. Cependant, cette diversité peut également accroître les malentendus, les conflits ou des formes de ségrégation, qui ont un effet négatif sur la performance de l'entreprise (JEHN *et al.*, 1999 ; LAZEAR, 1999).

* Cet article a été écrit dans le cadre d'une thèse sous la direction de Philippe Askenazy et François Rycx. L'auteur est extrêmement redevable à ses deux directeurs de thèse ainsi qu'au comité éditorial de cette revue et aux deux rapporteurs anonymes. Cet article a aussi bénéficié des commentaires et suggestions d'Andrew Clark, Kenneth Hounghédji, Stephan Kampelmann, Maria Jepsen, Luca Marcolin, Dominique Meurs, Ilan Tojerow, Marie-Anne Valfort et des participants à des séminaires à Bruxelles et à Paris. Les opinions exprimées dans ce document sont celles de l'auteur et ne peuvent pas être attribuées à l'OCDE ou à ses pays membres. L'auteur est le seul responsable de toutes les éventuelles erreurs restantes.

** OCDE, Université libre de Bruxelles, IZA Institute of Labor Economics ; andrea.garnero@oecd.org.

Au cours de la dernière décennie, la gestion de la diversité (notamment en termes d'âge, de genre ou d'origine) dans les pratiques des ressources humaines et de responsabilité sociale des entreprises est devenue un objectif majeur pour de nombreuses entreprises dans les pays de l'OCDE, en particulier en France. En 2004, un groupe de sociétés françaises a lancé une « Charte de la diversité » afin de réduire les discriminations sur le lieu de travail et afin de mettre en œuvre des politiques de ressources humaines adaptées pour « améliorer l'efficacité et contribuer à un meilleur climat social ». Un nombre croissant d'entreprises emploient un « manager de la diversité » dont la tâche est de valoriser la diversité et de s'assurer qu'elle contribue à atteindre les objectifs de l'entreprise. Cependant, à ce stade, l'effet positif de la diversité sur l'efficacité et le climat social n'est pas attesté, et les politiques susceptibles d'en tirer le meilleur parti restent incertaines.

L'étude de l'effet de la diversité des âges et du genre sur la performance des entreprises est essentielle pour mieux orienter les efforts de lutte contre les discriminations fondées sur ces deux critères. Plusieurs rapports (BOZIO *et al.*, 2014 ; SCIBERRAS, 2015 ; FRANCE STRATÉGIE, 2016) ont récemment mesuré l'ampleur des discriminations en France et de ses coûts pour l'économie. Cependant, comme l'ont conclu les auteurs du rapport de France Stratégie, « même si leur connaissance progresse et si les outils pour les combattre se multiplient, les discriminations restent profondes sur le marché du travail ». Bien que relativement peu étudiée, la discrimination à l'encontre des personnes âgées de 55 ans et plus est considérée dans la plupart des pays comme la forme la plus courante de discrimination lors du recrutement. Selon un récent Eurobaromètre (COMMISSION EUROPÉENNE, 2015), 64 % de la population française (contre 56 % de la population de l'UE) pensent que lorsqu'une entreprise souhaite engager quelqu'un et a le choix entre deux candidats ayant les mêmes compétences et qualifications, un candidat de plus de 55 ans est désavantagé, et 20 % (contre 16 % de la population de l'UE) pensent qu'un candidat de moins de 30 ans est désavantagé. De plus, 33 % des répondants à l'enquête *Eurobaromètre* en France pensent que le genre peut être un facteur de désavantage, pourcentage proche de la moyenne européenne (34 %).

Si promouvoir la diversité et lutter contre les discriminations peut être vu avant tout comme un problème moral, l'étude de l'impact d'une main-d'œuvre diversifiée sur les performances économiques des entreprises et l'identification des meilleures pratiques pour tirer parti de cette diversité constituent un complément essentiel pour une stratégie de lutte contre les discriminations sur le lieu de travail.

Le but de cet article est tout d'abord de fournir une analyse quantitative du lien entre la diversité des âges et des genres au niveau de l'entreprise et la productivité, ainsi que du lien entre cette diversité et les salaires. Le deuxième objectif est de voir comment les pertes ou les bénéfices potentiels en termes de productivité sont partagés entre les travailleurs et les employeurs en France, notamment *via* les salaires et les gains de production. Enfin, le troisième objectif est d'étudier le rôle que les caractéristiques des managers et des structures de propriété peuvent jouer dans l'atténuation ou l'amplification du lien entre la diversité, la productivité du travail et les salaires.

La première section de l'article passe en revue les arguments théoriques et la littérature empirique sur le sujet. La deuxième section décrit le cadre empirique et la troisième section les données utilisées. Le lien entre la diversité de la main-d'œuvre, la productivité, les salaires et les écarts de productivité ainsi que le rôle des managers et des actionnaires sont présentés dans la quatrième section. La dernière section discute les résultats et leurs implications pour les décideurs politiques.

Revue de la littérature

Diversité de la main-d'œuvre et performance de l'entreprise

Différentes forces économiques sous-tendent la relation entre la diversité de la main-d'œuvre et la productivité du travail. Comme le soulignent Alberto ALESINA et Eliana LA FERRARA (2005), ces forces peuvent provenir de préférences individuelles (par exemple lorsque les personnes apprécient, ou non, de travailler dans un environnement international) ; de stratégies individuelles (même pour les individus indifférents à la diversité, il peut être plus efficace, notamment en présence d'imperfections du marché, d'interagir avec les membres de son propre groupe) ou de caractéristiques de la fonction de production (c'est-à-dire la complémentarité des *inputs* individuels).

Les prédictions théoriques concernant la composition optimale de la main-d'œuvre ne sont pas univoques. Edward LAZEAR (1999) suit l'approche de la fonction de production et développe un modèle théorique démontrant que les gains de diversité sont plus importants lorsque trois conditions sont remplies : si les individus ont des compétences et des connaissances complètement disjointes ; si ces compétences sont pertinentes pour les tâches qui doivent être exécutées au sein de l'entreprise ; si les individus sont capables de communiquer et de se comprendre les uns les autres. La littérature sur la démographie organisationnelle souligne l'importance de la similarité sociale pour l'interaction, la communication et la cohésion au sein de la main-d'œuvre (PFEFFER, 1985). La diversité en termes d'âge ou de sexe pourrait donc entraver la satisfaction professionnelle, la communication et la performance de l'entreprise. En revanche, la théorie de la comparaison sociale postule que les individus évaluent et comparent leurs opinions et leurs capacités avec celles d'autres semblables, comme des individus du même âge ou du même sexe (FESTINGER, 1954). Plus précisément, selon cette approche, les individus peuvent s'efforcer de surpasser les membres de leur groupe, auxquels ils se comparent (PELLED *et al.*, 1999), ce qui suscite des rivalités et des conflits susceptibles de compromettre la performance organisationnelle (CHOI, 2007). Mais la diversité sociale peut également être bénéfique : une décision tend à être de meilleure qualité lorsqu'elle résulte d'une confrontation entre des opinions divergentes (GRUND, WESTERGAARD-NIELSEN, 2008), et la rivalité entre travailleurs semblables peut encourager les travailleurs à fournir davantage d'efforts (LAZEAR, ROSEN, 1981).

Dans ce qui suit, nous examinons de plus près une série d'explications des éventuels effets de la diversité des âges et des genres sur la performance¹ des entreprises.

Diversité des âges

Les jeunes travailleurs sont supposés apprendre plus rapidement (SKIRBEKK, 2004) et avoir de meilleures aptitudes cognitives et physiques (HOYER, LINCOURT, 1998) que leurs aînés. L'âge est par ailleurs positivement corrélé à l'expérience professionnelle et à la connaissance des structures intra-entreprises, des marchés et des réseaux pertinents (GRUND, WESTERGAARD-NIELSEN, 2008 ; LEONARD, LEVINE, 2003). Ces deux ensembles de compétences sont potentiellement complémentaires dans de nombreux processus de production, de sorte que la diversité des âges peut générer des gains de productivité pour les entreprises capables de l'exploiter. Cependant, l'effet net sur la productivité est positif seulement si les gains de complémentarité d'âge l'emportent sur les coûts associés à une main-d'œuvre plus diversifiée. E. LAZEAR (1999) ainsi que Karen JEHN et ses co-auteurs (1999) affirment que l'effet net risque d'être négatif pour la diversité démographique, définie comme l'hétérogénéité en termes d'âge, de sexe ou d'origine ethnique. La diversité des âges peut notamment augmenter les coûts de communication (LAZEAR, 1999), réduire les liens sociaux et entraîner une hausse de l'absentéisme et de la rotation des employés (ILMAKUNNAS, ILMAKUNNAS, 2011).

Diversité de genre

Les explications d'une relation potentielle entre la diversité de genre et la performance des entreprises se réfèrent souvent aux concepts d'efficacité et d'identité du groupe. La théorie cognitive sociale examine comment la confiance d'un groupe en son efficacité – c'est-à-dire « la croyance d'un groupe en ses capacités conjointes d'organiser et d'exécuter les actions requises pour produire des niveaux de connaissances donnés » (BANDURA, 1997, p. 477) – influe sur sa performance. Or, la diversité des genres peut favoriser cette confiance (LEE, FARH, 2004) en augmentant l'hétérogénéité des valeurs, des croyances et des attitudes, et donc stimuler la pensée critique. À l'opposé, les économistes George AKERLOF et Rachel KRANTON (2000) introduisent le concept d'identité, qui correspond selon eux au sens de soi d'une personne. Prenant le genre comme illustration de l'identité, les auteurs soulignent que les catégories sociales telles que « hommes » et « femmes » sont associées à des comportements prescrits et à des caractéristiques physiques idéales. En conséquence, les femmes occupant des emplois à prédominance masculine pourraient être victimes d'une forte hostilité et de discriminations de la part de leurs homologues masculins. Ils prédisent que l'augmentation de la diversité des sexes peut avoir une incidence négative sur la performance des entreprises, surtout si les hommes constituent un groupe socialement « dominant ».

1. La performance des entreprises peut être mesurée de diverses façons (productivité du travail, ventes, production à la pièce, etc.), comme l'indique le tableau A1 en annexe.

Études empiriques antérieures

Les évaluations empiriques du lien entre la diversité de la main-d'œuvre et la performance des entreprises sont assez rares et peu concluantes, et leurs résultats doivent souvent être interprétés avec prudence en raison de limites méthodologiques et/ou de données. La revue de littérature disponible peut être divisée en deux volets principaux. Le premier volet se base sur des études de cas et exploite les dossiers du personnel de certaines entreprises (HAMILTON *et al.*, 2004 ; LEONARD, LEVINE, 2006 ; KURTULUS, 2011). Le deuxième volet repose sur des données appariées employeur-employé (BARRINGTON, TROSKE, 2001 ; GRUND, WESTERGAARD-NIELSEN, 2008 ; ILMAKUNNAS, ILMAKUNNAS, 2011 ; NAVON, 2009 ; PARROTTA *et al.*, 2014 ; GARNERO *et al.*, 2014). Dans l'ensemble, les résultats de ces travaux suggèrent que l'impact de la diversité démographique (âge, sexe et origine ethnique) tend à être négatif pour la performance des entreprises². Pierpaolo PARROTTA et ses co-auteurs (2014) le montrent pour le Danemark. Andrea GARNERO et ses co-auteurs (2014) constatent également un effet négatif de l'âge dans les secteurs à haute intensité technologique en Belgique, tandis que l'impact de la mixité est positif dans ces secteurs mais négatif dans les industries plus traditionnelles. Barton HAMILTON et ses co-auteurs (2004), Fidan Ana KURTULUS (2011) ainsi que Jonathan LEONARD et David LEVINE (2003) observent des effets négatifs de la diversité des âges aux États-Unis. La seule exception dans ce second courant de littérature est l'article de Pekka ILMAKUNNAS et Seija ILMAKUNNAS (2011) qui montre un effet positif de la diversité des âges en Finlande.

À notre connaissance, aucune étude sur les liens entre la diversité (en termes d'âge et de genre) et la productivité de la main-d'œuvre n'a été réalisée pour la France. Thomas BREDA (2015) a étudié le rôle de la mixité – plus précisément du degré de féminisation de la main-d'œuvre – dans la performance des entreprises en France, et a observé une corrélation positive mais faible. La corrélation avec la satisfaction au travail, la confiance dans les managers et l'auto-identification avec l'entreprise est positive et plus forte.

Le rôle des managers et des actionnaires

Nous étendons en outre ici l'analyse au rôle des managers et des actionnaires. Les managers assurent le contrôle quotidien de l'entreprise et exercent une forte influence sur les performances et les politiques des entreprises. En ce qui concerne leurs interactions avec leurs employés, s'ils les recrutent, ils peuvent ressentir pour eux des sympathies ou des antipathies. Nous pourrions nous attendre à ce que les managers s'entendent mieux avec les employés qui leur ressemblent davantage. Des études ont notamment montré qu'une plus grande représentation des femmes au niveau de direction avait un effet positif sur les résultats de carrière des travailleuses (BELL

2. Un résumé détaillé des principaux résultats et des méthodes et données utilisées dans ces documents figure en annexe, voir tableau A1.

et al., 2011 ; MATSA, MILLER, 2011). Lorsque les travailleurs et les superviseurs se ressemblent, le mentorat peut être plus efficace (ATHEY et al., 2000) et les managers mieux équipés pour évaluer la productivité de travailleurs (FLABBI et al., 2014)³. À l'opposé, la littérature sur le « syndrome de la reine des abeilles » (*queen bee syndrome*), qui a pris naissance dans les années 1970 (STAINES et al., 1974), insiste sur l'incompatibilité entre des travailleurs semblables⁴. Les femmes occupant des postes de direction, en particulier dans les professions majoritairement masculines, entraveraient intentionnellement les perspectives de carrière d'autres femmes pour éviter la concurrence. Un troisième courant de littérature suggère que les managers peuvent être plus enclins à promouvoir la diversité et à rechercher l'avancement de collègues similaires, mais que leurs employeurs ou leurs actionnaires peuvent alors s'en prendre à eux. David HEKMAN et ses co-auteurs (2014) observent, dans leurs expériences de terrain et de laboratoire, que les chefs de projet blancs qui favorisent la diversité reçoivent de meilleures évaluations de la part de leurs superviseurs que les chefs issus des minorités faisant de même, qui reçoivent des évaluations de performance moins bonnes. Par conséquent, ces managers, pénalisés, pourraient s'abstenir de poursuivre leurs efforts, non parce qu'ils voient dans les travailleurs semblables à eux une menace, comme le suggère le syndrome de la « reine des abeilles », mais pour préserver leurs propres perspectives de carrière. Si tel est le cas, ceux qui nomment et récompensent les managers de l'entreprise – c'est-à-dire les actionnaires – jouent un rôle important dans la définition de l'attitude de l'entreprise vis-à-vis de la diversité.

En effet, contrairement aux managers, les actionnaires ne dirigent généralement pas directement l'entreprise (à l'exception des entreprises familiales), mais ils choisissent les dirigeants et définissent les grandes lignes stratégiques. La littérature économique a étudié les problèmes de principal-agent depuis plusieurs décennies et Pierre-Guillaume MÉON et Ariane SZAFARZ (2011) ont récemment modélisé un processus de décision d'embauche en termes de problème principal-agent, où les actionnaires cherchent seulement des profits et les managers sont des discriminateurs. Ces auteurs constatent qu'un contrat basé sur la performance peut modérer la propension des managers à discriminer mais sans la faire totalement disparaître. Certains actionnaires ne se soucient toutefois pas uniquement des profits, ils peuvent aussi vouloir contribuer à définir la culture et les valeurs de l'entreprise (DEMSETZ, VILLALONGA, 2001 ; MARGARITIS, PSILLAKI, 2010) ou influencer les pratiques en matière de ressources humaines (voir par exemple BRAUN, WARNER, 2002 ; COOKE, SAINI, 2010). Dans ce cas, la diversité peut devenir un de leurs sujets de préoccupation, si elle constitue à leurs yeux une valeur estimable, ou simplement pour afficher une gestion des ressources humaines

3. De leur côté, Olof ASLUND et ses co-auteurs (2014) constatent que l'homophilie est importante dans la décision d'embauche et montrent que les managers qui sont eux-mêmes immigrants en Suède sont plus susceptibles d'embaucher des travailleurs immigrants.

4. Des termes comme *token* ou *cat fight* renvoient au même concept, mais de manière plus large: si les femmes haut placées dans la hiérarchie sont seulement utilisées comme un « symbole », elles sont en compétition puisqu'une seule femme est autorisée à monter dans les rangs supérieurs d'une entreprise particulière.

« politiquement correcte » (COX, BLAKE 1991 ; THOMAS 2004). Carol KULIK (2014) signale ainsi que les actionnaires de certaines entreprises incitent explicitement leurs managers à diversifier la main-d'œuvre.

La littérature empirique explorant le lien spécifique entre le type d'actionnaire et la diversité de la main-d'œuvre est presque inexistante. Hiroshi ONO et Kazuhiko ODAKI (2011) ainsi que George OLCOTT et Nick OLIVER (2014) ont étudié l'effet de la nationalité des propriétaires sur le genre au Japon, une économie traditionnellement dominée par les hommes. Dans ce cas, l'ouverture des entreprises à des actionnaires étrangers porteurs de valeurs différentes y améliore les perspectives des femmes. Des résultats similaires ont été obtenus par Emiko FUKASE (2013) au Vietnam et par Ana DAMMERT et ses co-auteurs (2013) en Chine. Khalid SEKKAT et ses co-auteurs (2015) ont étudié le rôle des facteurs de gouvernance qui favorisent la diversité des genres dans les postes de direction et constaté qu'une entreprise avec un actionnariat majoritairement féminin a une probabilité significativement plus élevée d'avoir une femme chef de la direction. Malgré une littérature assez riche au sujet des entreprises familiales, celle-ci ne comporte pas d'études sur la gestion de la diversité en tant que telle. Les articles les plus proches se concentrent sur l'effet pour les femmes mais seulement les femmes engagées en tant que managers dans leur entreprise familiale.

En conclusion, malgré l'importance croissante de la gestion de la diversité et malgré le rôle que les actionnaires et les managers peuvent jouer dans l'élaboration de ces politiques de diversité, la littérature ne fournit pas de résultat clair.

Cadre empirique

Les résultats empiriques présentés ici sont basés sur l'estimation séparée d'une fonction de valeur ajoutée et d'une équation salariale au niveau de l'entreprise. Ces régressions fournissent des estimations de paramètres pour le lien entre la diversité de la main-d'œuvre (en termes d'âge et de genre) et, respectivement, la productivité du travail moyenne et les salaires. Étant donné que les deux équations sont estimées sur les mêmes échantillons avec des variables de contrôle identiques, les paramètres des produits marginaux et des salaires peuvent être comparés et des conclusions peuvent être tirées sur la façon dont les avantages ou les pertes sont partagés entre les travailleurs et les entreprises. Cette technique a été mise au point par Judith HELLERSTEIN et David NEUMARK (1995) et affinée par J. HELLERSTEIN et ses co-auteurs (1999), J. HELLERSTEIN et D. NEUMARK (2004), Patrick AUBERT et Bruno CRÉPON (2003) et Jan VAN OURS et Lenny STOELDRAIJER (2011).

Les équations estimées de la productivité et des salaires au niveau de l'entreprise sont les suivantes :

$$\log\left(\frac{\text{Valeur Ajoutée}}{L}\right)_j = \alpha + \beta_1 A_j^\sigma + \beta_2 G_j^\sigma + \beta_3 \bar{A}_j + \beta_4 \text{femmes}_j + \lambda X_j + \varepsilon_j \quad (1)$$

$$\log\left(\frac{\text{Salaires}}{L}\right)_j = \alpha + \beta_1^* A_j^\sigma + \beta_2^* G_j^\sigma + \beta_3^* \bar{A}_j + \beta_4^* \text{femmes}_j + \lambda X_j + \varepsilon_j \quad (2)$$

La variable dépendante de l'équation (1) est la valeur ajoutée par travailleur de l'entreprise j , obtenue en divisant la valeur ajoutée totale (aux coûts des facteurs) de l'entreprise j par le nombre total de travailleurs (L). La variable dépendante de l'équation (2) est le salaire brut moyen de l'entreprise j . Il est obtenu en divisant la masse salariale totale de l'entreprise (somme totale des salaires bruts d'un établissement hors cotisations patronales) par le nombre total de travailleurs.

Les indicateurs de diversité de la main-d'œuvre en ce qui concerne l'âge et le sexe (A et G) sont les principales variables d'intérêt⁵. Dans cet article, nous utilisons principalement l'écart-type (une mesure de la dispersion) des caractéristiques de la main-d'œuvre (âge et genre) et l'indice de diversité de genre (les proportions de femmes et d'hommes). Les deux indices sont nuls en l'absence de diversité et maximaux dans

ENCADRÉ

Les mesures de diversité

L'indicateur de diversité principal utilisé dans cet article est l'écart-type (SD_j) qui correspond à la racine carrée de la variance ou, de manière équivalente, à la moyenne quadratique des écarts par rapport à la moyenne. Pour les employés N de la société j , il peut être exprimé comme suit :

$$SD_j = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2}{N}} \quad (E.1)$$

Dans cet article, nous utilisons également un indice alternatif pour la diversité des genres, l'indice de diversité de genre (GDI_j), calculé comme la part des femmes multipliée par la part des hommes dans les firmes j , s_{Wj} et s_{Mj} respectivement (voir HOOGENDOORN *et al.*, 2013). L'indice de diversité de genre peut être écrit comme suit :

$$GDI_j = s_{Wj} s_{Mj} = s_{Wj} (1 - s_{Wj}) \quad (E.2)$$

Le principal problème avec l'écart-type est que son maximum théorique dépend de la moyenne. SD_j n'est pas sans unité et varie donc selon l'unité de mesure de la variable de base.

5. Un modèle théorique justifiant l'inclusion d'indicateurs de diversité en plus des valeurs moyennes dans une équation de productivité au niveau de l'entreprise est proposé par Susanna IRANZO et ses co-auteurs (2008).

Nous avons donc testé la robustesse de l'estimation de référence à l'indicateur alternatif proposé par J. DELHEY et U. KOHLER (2011), le « pourcentage d'écart-type maximum », obtenu en multipliant l'écart-type brut par un facteur de correction, correspondant à l'inverse du maximum théorique :

$$\text{Pourcentage d'écart - type maximum} = \frac{SD_j * 1}{\max(\sigma)} \quad (\text{E.3})$$

où $\max(\sigma) = \sqrt{\frac{(u-\mu)*(\mu-l)*N}{N-1}}$, les paramètres u et l représentent les

limites supérieure et inférieure de la variable et μ est sa moyenne.

Ainsi, le « pourcentage d'écart-type maximum » est par construction entre 0 et 1.

le cas d'une distribution bimodale (50 %-50 %). L'encadré détaille les calculs et les implications des indices de diversité utilisés dans ce document.

Les variables de contrôle comprennent le nombre moyen d'années de scolarité, la part des travailleurs à temps partiel, la proportion de travailleurs ayant un contrat de travail à durée déterminée, la durée du travail, le nombre de cols blancs (employés de bureau, vendeurs, ingénieurs, managers), la taille de l'entreprise (l'effectif salarié) et le logarithme du capital par employé, 10 variables indicatrices d'industrie, 21 indicatrices de région et l'interaction entre les indicatrices d'industrie et de région.

Pour vérifier directement si la différence entre la valeur ajoutée et les coefficients de salaire pour un indicateur de diversité donné est statistiquement significative, nous suivons J. VAN OURS et L. STOELDRAIJER (2011) et estimons un modèle dans lequel la différence entre la valeur ajoutée et le « salaire » de l'entreprise (l'excédent brut d'exploitation, qui est une approximation de son profit) est régressée sur le même ensemble de variables explicatives que dans les équations (1) et (2). Cela produit des coefficients pour les indicateurs de diversité et permet de mesurer directement la taille et la significativité des écarts productivité-salaires.

Les équations (1) et (2), ainsi que l'écart productivité-salaires, sont estimés à l'aide des moindres carrés ordinaires (MCO). Les estimations MCO des modèles de productivité ont été critiquées pour leur « biais d'hétérogénéité » potentiel (AUBERT, CRÉPON, 2003, p. 116). En effet, la performance des entreprises dépend dans une large mesure de caractéristiques spécifiques aux firmes, invariantes dans le temps, qui ne sont pas mesurées par les enquêtes (par exemple un emplacement avantageux ou des actifs spécifiques à l'entreprise comme la propriété d'un brevet). Malheureusement, aucune dimension temporelle n'est disponible dans les données pour estimer les effets fixes ou pour utiliser la méthode des moments généralisée. Par conséquent, afin de corriger l'endogénéité potentielle, nous avons mesuré la composition des effectifs de l'entreprise focale par rapport à celle des autres entreprises du même secteur (Beiting CHENG et ses co-auteurs (2014), Antonio DELLA MALVA et Enrico SANTARELLI (2016) ainsi que Chris FORMAN et ses co-auteurs (2010) suivent une stratégie similaire).

Lorsqu'elle définit sa main-d'œuvre, une entreprise est limitée par sa propre technologie et par le type de travail, qui peuvent nécessiter des travailleurs plus ou moins expérimentés, qualifiés ou non. Par conséquent, le recours à la composition de la main-d'œuvre des autres entreprises du secteur pour instrumenter la composition de l'entreprise focale fournit une première étape satisfaisante, qui peut également être testée statistiquement. Pour nous assurer que les instruments passent également la condition d'exclusion (c'est-à-dire qu'ils ne sont pas corrélés avec le terme d'erreur) nous menons un test de suridentification. À cette fin, les équations ne doivent pas être exactement identifiées et nous avons donc besoin de plus d'instruments que de variables endogènes. Par conséquent, nous ajoutons également en tant qu'instrument l'indice moyen de dissimilarité des entreprises du même secteur, calculé à l'aide des données individuelles de l'enquête *Relations professionnelles et négociations d'entreprise (Reponse)*, recueillies auprès d'un échantillon de travailleurs de chaque établissement (même si ces données sont moins précises, dans la mesure où elles ne couvrent en moyenne que 4,6 travailleurs par établissement).

Données et statistiques descriptives

Nous tirons nos données de plusieurs sources, afin de combiner des informations sur la productivité, les salaires et un large éventail de caractéristiques des entreprises et des travailleurs.

La première source est la vague 2011 de l'enquête *Reponse* sur les relations et les politiques du travail réalisée par le ministère du Travail. L'échantillon est une sélection aléatoire d'établissements de plus de 10 salariés issus des registres exhaustifs de l'Insee, hors agriculture et entreprises publiques, stratifiée par taille d'établissement. *Reponse* est principalement conçue pour fournir des informations cohérentes au ministère du Travail sur les relations de travail, ainsi que sur l'organisation interne et les changements technologiques récents de la production. *Reponse* a été largement utilisée dans des recherches économiques antérieures (voir par exemple CAROLI, VAN REENEN, 2001 ; ASKENAZY *et al.*, 2006 ; BASSANINI *et al.*, 2013). Des questions sur les propriétaires de l'entreprise et les caractéristiques du *top-manager* et de l'établissement ont été posées à un cadre supérieur par établissement lors d'entretiens en face-à-face.

L'ensemble de données *Reponse* a été apparié par la Dares avec les Déclarations de sécurité sociale (DADS), afin d'obtenir des informations précises sur la composition par sexe et par âge de la main-d'œuvre.

Nous avons comparé les données *Reponse* et DADS avec les informations sur la productivité (définie comme valeur ajoutée par travailleur au niveau de l'entreprise) et les charges salariales de la base de données *Point-Risk* contenant les comptes publics que les entreprises doivent fournir aux tribunaux de commerce. Cette base de données n'est pas exhaustive, car les entreprises peuvent choisir de garder secrètes

TABLEAU 1 – Statistiques descriptives

Variable	N	Moyenne	Écart-type	Min	Max
Valeur ajoutée par travailleur (en milliers d'euros)	1 164	96.81	638.8	3	20388
Salaire moyen par travailleur (en milliers d'euros)	1 164	38.55	122.8	8.02	4138
Âge moyen	1 164	40.23	4.27	22.14	51.63
% femmes	1 164	34	25	2	94
Écart-type de l'âge	1 164	11.92	2.42	4.95	23.67
Écart-type du genre	1 164	0.82	0.08	0.71	0.98
Dissimilarité d'âge	1 162	8.91	6.41	0	31.18
Dissimilarité de genre	1 162	0.33	0.36	0	0.87
Nombre d'années d'éducation	1 164	10.91	3.37	0	17
% travailleurs temporaires	1 164	11	69	0	99
% travailleurs temps partiel	1 164	10	23	0	100
Ancienneté au travail (en année)	1 164	12.51	7.04	1	42
% cols blancs (c'est-à-dire employés de bureau, vendeurs, ingénieurs, managers)	1 164	37	37	0	100
Capital (en milliers d'euros)	1 164	190	1 230	95	30 700
Taille de l'entreprise (%)					
<i>Petite (<50 salariés)</i>	409	35.14	-	-	-
<i>Moyenne (51-200 salariés)</i>	315	27.06	-	-	-
<i>Grande (>200 salariés)</i>	440	37.8	-	-	-
Secteur (% du total des entreprises)					
Industrie manufacturière (C)	396	34	-	-	-
Construction (F)	151	13	-	-	-
Commerce de gros et de détail, réparation de véhicules automobiles et motocyclottes (G)	198	17	-	-	-
Transports et entreposage (H)	128	11	-	-	-
Hébergement et restauration (I)	35	3	-	-	-
Information et communication (J)	58	5	-	-	-
Activités financières et d'assurance (K)	12	1	-	-	-
Activités immobilières (L)	12	1	-	-	-
Activités professionnelles, scientifiques et techniques (M)	116	10	-	-	-
Arts, spectacles et activités récréatives et autres activités (P-S)	58	5	-	-	-

Champ : échantillon de 1 164 entreprises mono-établissement couvrant tous les secteurs et régions de France (hors Corse et Dom-Tom) en 2011, construit par l'auteur.

Sources : enquête *Reponse-DADS* et *Point-Risk* ; pour plus de détail voir la section « Données et statistiques descriptives ».

leurs informations et n'encourent pour cela qu'une petite amende. Enfin, étant donné que les informations financières sont enregistrées au niveau de l'entreprise et peuvent donc faire référence à plusieurs établissements, nous ne conservons que les entreprises ayant un seul établissement (avec plus d'un salarié) et qui répondent au questionnaire *Reponse*.

Après avoir fusionné les deux ensembles de données et en enlevant les observations manquantes ou les observations à valeur ajoutée négative, l'échantillon final comprend 1 164 entreprises couvrant tous les secteurs et toutes les régions de France (hors Corse et Dom-Tom) en 2011.

Le tableau 1 présente la moyenne, l'écart-type, le minimum et le maximum des variables sélectionnées. Nous observons qu'en 2011, les entreprises ont une valeur ajoutée moyenne par travailleur de 96 810 euros et que le salaire brut moyen des travailleurs s'élève à 38 550 euros. En ce qui concerne les indicateurs de diversité, nous constatons que l'écart-type intra-entreprise atteint respectivement 11,92 pour l'âge et 0,82 pour le sexe. Les employés de notre échantillon ont en moyenne 10,91 années d'éducation, ils sont âgés en moyenne de 40,23 ans et sont principalement concentrés dans l'industrie manufacturière (34 %), le commerce de gros et de détail, la réparation de véhicules automobiles et motocyclettes (17 %), la construction (13 %), le transport (11 %) et les activités professionnelles, scientifiques et techniques (10 %). 18 % des entreprises sont situées en Île-de-France. En outre, les entreprises emploient en moyenne 34 % de femmes, 37 % de cols blancs, ont des salariés avec 12,51 ans d'ancienneté moyenne dans l'entreprise, comptent 11 % de salariés ayant un contrat de travail à durée déterminée et 10 % à temps partiel. Dans l'échantillon, 35 % des entreprises sont petites (moins de 50 salariés), 27 % sont moyennes (entre 51 et 200 salariés) et 38 % sont grandes (plus de 200 salariés), selon notre typologie.

TABLEAU 2 – Les caractéristiques des *top-managers*

	N	Moyenne	Écart-type
Femme (%)	1 164	27	44
Âge (années)	1 164	45.9	8.99

Champ : échantillon de 1 164 entreprises mono-établissement couvrant tous les secteurs et régions de France (hors Corse et Dom-Tom) en 2011, construit par l'auteur.

Sources : enquête *Reponse-DADS* et *Point-Risk* ; pour plus de détail, voir la section « Données et statistiques descriptives ».

Le tableau 2 décrit la répartition par genre et par âge du *top-manager*. Pour ne cibler que les managers en charge de l'entreprise ou de ses politiques de ressources humaines, nous désignons par *top-manager* la personne répondant au questionnaire qui, avec le représentant de la direction de l'établissement, n'a pas plus d'un niveau hiérarchique au-dessus d'elle, à savoir les présidents, les directeurs généraux ou les responsables des ressources humaines. Dans notre échantillon, 27 % des managers sont des femmes et elles ont en moyenne 45,9 ans.

Le tableau 3 décrit les propriétaires des entreprises de l'échantillon : nous distinguons les entreprises appartenant à un individu ou à une famille, les entreprises cotées en bourse, les sociétés détenues par des étrangers ou les entreprises dont les travailleurs détiennent une partie des actions déclarées dans le volet manager de *Reponse*. Mais la structure de propriété peut être plus complexe : près de 14 % des entreprises appartiennent à un individu ou à une famille et sont également cotées en bourse. Environ 4 % sont détenues par des étrangers et cotées en bourse. Enfin, 18,6 % des entreprises de l'échantillon ne rentrent dans aucune de ces catégories : il s'agit notamment d'entreprises sans actionnaire, ou dont le gouvernement ou les collectivités

TABLEAU 3 – Type de propriété

	N	%
Individu ou famille	513	44.07
Famille et cotée en bourse	161	13.83
Cotée en bourse	88	7.56
Étranger	86	7.39
Cotée et étranger	46	3.95
Travailleurs	27	2.32
Famille et travailleurs	9	0.77
Famille et étranger	7	0.6
Cotée et travailleurs	6	0.52
Famille, cotée et étranger	3	0.26
Famille, cotée et travailleurs	1	0.09
Rien de ce qui précède	217	18.64

Note : « Rien de ce qui précède » comprend 34 entreprises sans actionnaires, 20 entreprises détenues par le gouvernement ou les autorités locales, 41 par des instituts financiers français, 67 par des instituts non financiers français et 34 autres (non spécifiés).

Champ : échantillon de 1 164 entreprises mono-établissement couvrant tous les secteurs et régions de France (hors Corse et Dom-Tom) en 2011, construit par l'auteur.

Sources : enquête *Reponse-DADS* et *Point-Risk* ; pour plus de détail, voir la section « Données et statistiques descriptives ».

locales sont actionnaires (non majoritaires), ce dernier cas représente moins de 5 % des cas. Cela peut aussi correspondre à des entreprises pour lesquelles des institutions non financières sont actionnaires.

Résultats empiriques

Principaux résultats

Nous commençons par estimer les équations (1) et (2) et la différence entre les deux (l'écart productivité-salaires) en utilisant les MCO avec erreurs-types corrigées de l'hétéroscédasticité. Le tableau 4 présente les valeurs estimées des coefficients des modèles (1) et (2), en contrôlant les caractéristiques observables des travailleurs, des entreprises et des effets fixes industrie et région⁶.

Les résultats montrent que la diversité d'âge et celle de genre sont négativement corrélées avec la productivité du travail de l'entreprise. Plus précisément, les résultats de la colonne 4 indiquent que lorsque la diversité d'âge augmente d'un écart-type (2,42 ans), la productivité diminue en moyenne de 9,6 %⁷. Lorsque la diversité de genre augmente d'un écart-type (soit 0,08, ce qui correspond *grosso modo* au cas d'une

6. Les résultats sans contrôle et isolant la diversité des valeurs moyennes peuvent être demandés à l'auteur, de même que le détail de tous les résultats présentés par la suite dans cet article.

7. $-0.04 \times 2.42 = -0.096$ (c'est-à-dire coefficient*écart-type).

TABLEAU 4 – Résultats de base

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Valeur ajoutée/ travailleur	Salaire/ travailleur	Valeur ajoutée- salaire/ travailleur	Valeur ajoutée/ travailleur	Salaire/ travailleur	Valeur ajoutée- salaire/ travailleur
Diversité d'âge (é-t)	-0.03*** (0.01)	-0.03*** (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.04*** (0.01)	-0.03*** (0.01)	-0.01 (0.02)
Diversité de genre (é-t)	-0.02 (0.30)	0.46* (0.24)	-0.48* (0.26)	-0.44 (0.29)	0.17 (0.18)	-0.60** (0.30)
Âge moyen	-0.01** (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.02** (0.01)	-0.00 (0.01)	-0.01 (0.01)
Éducation moyenne	0.01 (0.01)	0.02*** (0.00)	-0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.02*** (0.00)	-0.01 (0.01)
% femmes	-0.24** (0.11)	-0.05 (0.07)	-0.20** (0.10)	-0.28*** (0.10)	-0.10 (0.07)	-0.18* (0.10)
% contrats temporaires	0.00 (0.02)	-0.03 (0.02)	0.03** (0.01)	0.01 (0.02)	-0.02* (0.01)	0.03 (0.02)
% temps partiel	0.04 (0.07)	-0.04 (0.06)	0.08 (0.07)	0.10 (0.09)	0.02 (0.06)	0.08 (0.09)
Entreprises moyennes (réf. petite)	-0.02 (0.03)	-0.04 (0.03)	0.02 (0.04)	-0.02 (0.04)	-0.06** (0.03)	0.04 (0.04)
Grandes entreprises (réf. petite)	-0.02 (0.04)	-0.05 (0.03)	0.03 (0.04)	-0.05 (0.05)	-0.09*** (0.04)	0.04 (0.05)
Ancienneté	-0.01*** (0.00)	-0.00** (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)
Cols blancs	0.14** (0.06)	0.13*** (0.04)	0.00 (0.07)	0.10 (0.08)	0.07 (0.04)	0.04 (0.09)
Capital/travailleur (log)	0.31*** (0.03)	0.18*** (0.03)	0.12*** (0.04)	0.31*** (0.03)	0.19*** (0.03)	0.12*** (0.04)
Secteur	Non	Non	Non	Oui	Oui	Oui
Région	Non	Non	Non	Oui	Oui	Oui
Secteur*Région	Non	Non	Non	Oui	Oui	Oui
Constante	3.53*** (0.49)	2.56*** (0.39)	0.97* (0.53)	3.68*** (0.51)	2.72*** (0.36)	0.97* (0.54)
R2 ajusté	0.33	0.29	0.07	0.46	0.52	0.17
Observations	1 164	1 164	1 164	1 164	1 164	1 164

*** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1. Erreurs-types robustes entre parenthèses. É-t : écart-type.

Champ : échantillon de 1 164 entreprises mono-établissement couvrant tous les secteurs et régions de France (hors Corse et Dom-Tom) en 2011, construit par l'auteur.

Sources : enquête Reponse-DADS et Point-Risk ; pour plus de détail, voir la section « Données et statistiques descriptives ».

entreprise dont la part des femmes double, de 15 % à 30 %), la productivité diminue en moyenne de 3,5 %⁸, mais le coefficient n'est pas statistiquement significatif. En outre, la colonne 5 montre que l'augmentation de la diversité d'âge réduit les salaires moyens de 7,2 %, tandis que la mixité n'a pas d'effet significatif sur les salaires.

Des résultats similaires sont obtenus en utilisant l'indice de diversité de genre, à savoir la part des femmes multipliée par la part des hommes dans les entreprises (HOOGENDOORN *et al.*, 2013), au lieu de l'écart-type. Les estimations utilisant le « pourcentage d'écart-type maximum », un indicateur alternatif développé par J. DELHEY et U. KOHLER (2011) pour corriger la dépendance structurelle de l'écart-type par rapport à la moyenne, donnent des résultats très similaires.

Un âge moyen croissant et une proportion plus élevée de femmes sont également liés à une baisse de la productivité de l'entreprise. Les femmes peuvent être moins payées que les hommes (cependant, le coefficient de la colonne 5 n'est pas statistiquement significatif), mais d'après nos résultats, l'écart de salaires entre hommes et femmes est moins important que ce que l'effet négatif sur la productivité pourrait suggérer. Ceci est cohérent avec les résultats obtenus pour la France par B. CRÉPON et ses co-auteurs (2003) qui constatent que les femmes peu qualifiées sont moins payées que les hommes, mais aussi moins productives (elles sont néanmoins toujours payées plus que leur productivité, probablement du fait du salaire minimum)⁹. Les résultats sur l'écart salarial entre hommes et femmes sont également en accord avec Dominique MEURS et Sophie PONTHEUX (2000), qui utilisent une décomposition d'Oaxaca-Blinder. Après contrôle des variations induites par les différences de volume d'heures travaillées et par les autres caractéristiques observées, elles constatent un écart salarial inexpliqué de 4,2 %, qui augmente à 16 % après correction des différences de niveau d'éducation, d'expérience, de catégorie socio-professionnelle, de durée d'occupation, de type de contrat, de nombre d'enfants et de situation matrimoniale¹⁰.

Il est intéressant de noter que les autres caractéristiques observées des entreprises et des travailleurs ne sont associées à aucun effet significatif sur la productivité et les salaires. La seule exception est le logarithme du capital par travailleur, qui reflète exactement les coefficients d'une fonction de production de Cobb-Douglas (environ 0,33), confortant notre choix de la forme fonctionnelle de la fonction de production.

Comme nous l'avons vu, les estimateurs MCO sont susceptibles de souffrir d'hétérogénéité potentielle et de biais d'endogénéité. Le tableau 5 montre les résultats utilisant comme instrument la composition de la main-d'œuvre des autres entreprises du secteur, ainsi que toutes les autres variables exogènes (donc également les effets fixes sectoriels). Les estimations par variables instrumentales ne varient pas si nous

8. $-0.44 \times 0.08 = -0.035$.

9. De plus, B. CRÉPON et ses co-auteurs (2003) constatent que les emplois de femmes qualifiées sont légèrement plus productifs que ceux occupés par des hommes.

10. Nos estimations ponctuelles se situent entre les écarts salariaux inexpliqués et partiellement expliqués, ce qui contribue à confirmer la plausibilité de nos estimations.

TABLEAU 5 – Résultats IV

	(1)	(2)	(3)
	Valeur ajoutée/ travailleur	Salaire/travailleur	Valeur ajoutée-salaire/ travailleur
Diversité d'âge (é-t)	-0.04 ^{***} (0.01)	-0.04 ^{***} (0.01)	-0.00 (0.01)
Diversité de genre (é-t)	-0.52 ^{**} (0.24)	0.38 ^{**} (0.16)	-0.90 ^{***} (0.25)
Âge moyen	-0.02 ^{***} (0.01)	-0.01 ^{**} (0.01)	-0.01 (0.01)
Éducation moyenne	-0.18 [*] (0.09)	0.01 (0.06)	-0.19 ^{**} (0.09)
% femmes	0.01 ^{**} (0.00)	0.01 ^{***} (0.00)	-0.01 (0.00)
% temporaires	0.01 (0.02)	-0.03 ^{**} (0.01)	0.03 [*] (0.02)
% temps partiel	0.09 [*] (0.05)	0.02 (0.04)	0.07 (0.06)
Entreprises moyennes (réf. petite)	-0.02 (0.03)	-0.07 ^{***} (0.02)	0.04 (0.03)
Grandes entreprises (réf. petite)	-0.06 (0.04)	-0.10 ^{***} (0.03)	0.05 (0.04)
Ancienneté	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)
Cols blancs	0.09 ^{**} (0.04)	0.06 ^{**} (0.03)	0.03 (0.04)
Capital/travailleur (log)	0.32 ^{***} (0.02)	0.19 ^{***} (0.01)	0.12 ^{***} (0.02)
Secteur	Oui	Oui	Oui
Région	Oui	Oui	Oui
Secteur*Région	Oui	Oui	Oui
Constante	4.02 ^{***} (0.54)	2.99 ^{***} (0.37)	1.03 [*] (0.56)
R2 ajusté	0.46	0.52	0.17
Observations	1 164	1 164	1 164
Sous-identification (p-value)	0.0000	0.0000	0.0000
Identification faible (F stat)	72.025	72.025	72.025
Suridentification (p-value)	0.9687	0.1083	0.3359
Endogénéité (p-value)	0.0076	0.0003	0.0128
F-test (résultats de la première étape)			
Diversité d'âge (é-t)		381.39	
Diversité de genre (é-t)		336.87	
Âge moyen		140.59	
% femmes		305.21	

*** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1. Les erreurs-types robustes sont indiquées entre parenthèses. Instruments : moyenne et écart-type de l'âge et du genre dans les autres entreprises du même secteur et âge et genre. É-t : écart-type.

Champ : échantillon de 1 164 entreprises mono-établissement couvrant tous les secteurs et régions de France (hors Corse et Dom-Tom) en 2011, construit par l'auteur.

Sources : enquête Reponse-DADS et Point-Risk ; pour plus de détail, voir la section « Données et statistiques descriptives ».

utilisons seulement le nombre minimal d'instruments. Mais, comme discuté, dans ce cas, nous ne serions pas en mesure d'exécuter un test de suridentification.

Afin d'évaluer la solidité de cette approche, nous avons effectué une série de tests statistiques. Les résultats de la première étape sont très significatifs, bien au-delà de la règle empirique de 10 pour les statistiques du test F présentées au bas du tableau 5. Le test de faible identification, dont l'hypothèse nulle est que l'équation est sous-identifiée, confirme également que l'équation est identifiée. Le troisième test concerne la validité d'autres instruments et utilise le test de HANSEN de suridentification des restrictions (1982). Sous l'hypothèse nulle, les instruments sont valides, c'est-à-dire non corrélés avec le terme d'erreur. Avec une valeur p bien supérieure à 10 %, nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse nulle que les instruments sont valides. Un test final (HAUSMAN, 1978) vérifie si la composition de la main-d'œuvre est effectivement endogène, de sorte qu'une approche par variables instrumentales est justifiée. Sous l'hypothèse nulle, les variables explicatives peuvent être considérées comme exogènes, mais l'hypothèse nulle est rejetée.

Les résultats IV du tableau 5 confirment le signe et la taille des coefficients MCO. Lorsque la diversité d'âge augmente d'un écart-type (2,42 ans), la productivité diminue en moyenne de 9,6 %¹¹. Lorsque la diversité de genre augmente d'un écart type (voir ci-dessus), la productivité diminue en moyenne de 4,1 %¹². On obtient des résultats légèrement différents pour l'équation du salaire moyen : les résultats IV montrent un effet négatif de la diversité des âges sur les salaires de même ampleur que l'effet sur la productivité mais sans effet sur l'écart valeur ajoutée-salaire. Plus étonnamment, la diversité de genre a un effet positif sur les salaires, mais ce dernier est peu élevé : quand la diversité de genre augmente d'un écart-type (0,08, par exemple lorsque la part des femmes passe de 15 à 30 %), les salaires augmentent de 3 %.

Les résultats pour la France semblent donc cohérents avec les prédictions théoriques de E. LAZEAR (1999), K.A. JEHN et ses co-auteurs (1999) ou J. PFEFFER (1985). Ceux-ci suggèrent que la hausse des coûts de communication, la baisse de cohésion et l'accroissement des conflits liés à une diversité croissante d'âge et de genre sont plus forts que ses gains potentiels, liés à un ensemble plus diversifié de compétences et d'informations. Cependant, tels que discutés dans l'introduction, ces résultats diffèrent selon le type de managers ou de propriétaires de l'entreprise.

Le rôle des managers et des actionnaires

Nous nous concentrons ici sur l'âge et le genre des managers pour voir si, et comment, ils font une différence sur le lien entre la diversité (des âges et de genre) et la productivité et sur le lien entre la diversité et les salaires. Pour tester formellement les différences entre les entreprises dirigées par des femmes ou par des travailleurs de

11. $-0.04 \times 2.42 = -0.096$

12. $-0.52 \times 0.08 = -0.041$

différents âges, nous ajoutons à notre spécification un contrôle pour le genre ou l'âge du *top-manager* et l'interaction avec la moyenne et l'écart-type de l'âge et du genre¹³. Pour faciliter l'interprétation, les variables d'intérêt (diversité d'âge et de genre, âge moyen et proportion de femmes) ont été standardisées.

Les résultats du tableau 6 ne montrent aucune différence significative dans le lien diversité-productivité-salaires en fonction du sexe et de l'âge des managers. Notamment, les managers femmes (colonnes 1 à 3) ne sont pas associées à une augmentation de la productivité ou des salaires des autres femmes. Ce résultat pourrait être en accord avec celui de Luca FLABBI et ses co-auteurs (2014), qui trouvent que la présence de femmes cadres augmente la variance des salaires féminins au sein des entreprises, en raison d'un effet positif sur les salaires en haut de la distribution et d'un effet négatif sur les salaires en bas. Marianne BERTRAND et ses co-auteurs (2014) n'observent quant à elles aucun effet significatif des quotas dans les conseils d'administrations sur les résultats du marché du travail des femmes en Norvège. Cela peut aussi être le résultat de la pénalisation de femmes ayant promu la diversité, comme dans l'étude de D. HEKMAN et ses co-auteurs (2014), qui constatent que les caractéristiques des managers ne jouent donc aucun rôle puisque la promotion de la diversité n'est pas récompensée.

La présence d'une femme au poste de direction ne s'accompagne pas en elle-même d'un effet sur la productivité du travail (la valeur ajoutée de l'entreprise par travailleur). Ceci n'est pas en contradiction avec la littérature, qui n'est, à ce sujet, pas consensuelle¹⁴, et va dans le même sens qu'une étude antérieure pour la France (BREDA, 2015) n'ayant pas observé d'effet négatif des femmes managers sur la performance des entreprises en France. Une variation de l'âge (colonnes 4 à 6) des managers ne modifie pas non plus l'effet estimé sur la productivité et les salaires¹⁵. Avoir un manager plus âgé (et donc probablement plus expérimenté) ne va pas de pair avec une amélioration de la productivité ni avec des salaires plus élevés d'une main-d'œuvre diversifiée¹⁶.

En conclusion, d'après ces résultats, le lien entre la diversité (des âges et des genres) et la productivité, de même que le lien entre la diversité et les salaires, ne varie pas en fonction du genre ou de l'âge du manager. Les caractéristiques des managers ne semblent donc pas jouer un rôle important dans la gestion de la diversité. Ces résultats peuvent être influencés par la petite taille de l'échantillon, susceptible d'empêcher

13. Les caractéristiques de la main-d'œuvre en interaction avec les caractéristiques du manager ajoutent une autre source d'endogénéité. Les actionnaires ne choisissent pas les managers au hasard. Par exemple, les entreprises performantes en termes de diversité pourraient choisir plus volontiers une femme ou un manager dont le niveau d'éducation est plus élevé. La correction de cette autre source d'endogénéité nécessiterait un autre ensemble d'instruments, qui n'est pas disponible dans les données utilisées. Les résultats suivants présenteront donc seulement des corrélations ne devant pas être interprétées comme des effets causaux directs.

14. Justin WOLFERS (2006), Stefania ALBANESI et Claudia OLIVETTI (2008), Renée ADAMS et Daniel FERREIRA (2009) et M. BERTRAND et ses co-auteurs (2014) observent un effet négatif, alors que Nina SMITH et ses co-auteurs (2006), L. FLABBI et ses co-auteurs (2014) ainsi que Christian DEZSO et David ROSS (2012) constatent un effet positif.

15. Trois observations ne sont plus disponibles lorsqu'on s'intéresse à l'âge des managers, puisque cette information manque dans les données de base.

16. Les résultats ne changent pas non plus si, au lieu du nombre d'années du gestionnaire, nous utilisons une variable indicatrice supérieure ou inférieure à la moyenne d'âge pour tenir compte des possibles non-linéarités.

TABLEAU 6 – Résultats par caractéristiques du *top-manager*

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Top-manager : femme</i>			<i>Top-manager : âge</i>		
	Valeur ajoutée/ travailleur	Salaire/ travailleur	Valeur ajoutée- salaire/ travailleur	Valeur ajoutée/ travailleur	Salaire/ travailleur	Valeur ajoutée- salaire/ travailleur
Diversité d'âge (é-t)	-0.08** (0.03)	-0.07** (0.03)	-0.01 (0.04)	-0.10** (0.04)	-0.11*** (0.04)	0.01 (0.06)
Diversité de genre (é-t)	-0.02 (0.03)	0.02 (0.02)	-0.04 (0.03)	-0.05* (0.03)	0.01 (0.02)	-0.06** (0.03)
Âge moyen	-0.07* (0.04)	-0.01 (0.03)	-0.06 (0.04)	-0.11** (0.04)	-0.05 (0.04)	-0.06 (0.05)
% femmes	-0.05** (0.03)	-0.02 (0.02)	-0.03 (0.02)	-0.09*** (0.03)	-0.03 (0.02)	-0.07** (0.03)
Caractéristique du <i>top-manager</i>	0.26 (0.33)	-0.03 (0.20)	0.30 (0.35)	0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
Diversité d'âge (é-t)*caractéristique <i>top-manager</i>	-0.03 (0.03)	0.01 (0.02)	-0.04 (0.03)	0.00 (0.00)	0.00** (0.00)	-0.00 (0.00)
Diversité de genre (é-t)*caractéristique <i>top-manager</i>	-0.06 (0.05)	-0.01 (0.03)	-0.05 (0.04)	0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
Âge moyen* caractéristique <i>top-manager</i>	-0.02 (0.05)	-0.01 (0.04)	-0.01 (0.05)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)
% femmes* caractéristique <i>top-manager</i>	-0.06 (0.07)	-0.00 (0.04)	-0.06 (0.06)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
Contrôles par caractéristiques de firmes et de travailleurs	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Secteur	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Région	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Secteur*Région	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Constante	2.11*** (0.27)	2.36*** (0.18)	-0.25 (0.29)	2.00*** (0.28)	2.38*** (0.20)	-0.38 (0.30)
R2 ajusté	0.47	0.53	0.20	0.47	0.53	0.18
Observations	1 164	1 164	1 164	1 161	1 161	1 161

*** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1. Les erreurs-types robustes sont indiquées entre parenthèses. Les variables de diversité (diversité d'âge et de genre, âge moyen et % de femmes) ont été standardisées. Les caractéristiques des travailleurs et des entreprises sont les suivantes : % de travail temporaire, % de temps partiel, taille de l'entreprise (moyenne et grande), ancienneté, de % cols blancs, capital/travailleur. É-t : écart-type.

Champ : échantillon de 1 164 entreprises mono-établissement couvrant tous les secteurs et régions de France (hors Corse et Dom-Tom) en 2011, construit par l'auteur.

Sources : enquête *Reponse-DADS* et *Point-Risk* ; pour plus de détail, voir la section « Données et statistiques descriptives ».

la détection d'effets significatifs. Cela peut également refléter le fait que les caractéristiques des différents managers ne varient pas en fonction de l'existence dans les entreprises de politiques de ressources humaines plus inclusives ou visant à promouvoir la diversité, mais sont assez standardisées. Ou encore, l'accent sur la diversité étant relativement nouveau, il est possible que les effets des caractéristiques des managers mettent du temps à se manifester et ne soient donc pas encore détectables. Rappelons à ce titre que notre échantillon ne comporte que des entreprises avec un seul établissement, qui pourraient éventuellement être moins susceptibles que les entreprises pluri-établissements de mener des politiques ambitieuses en matière de diversité. Enfin, ces résultats peuvent indiquer qu'en France, les managers « pro-diversité » se retiennent de promouvoir et de valoriser la diversité, non pas parce qu'ils perçoivent les travailleurs similaires comme une menace, mais parce que malgré le caractère « politiquement correct » de cette attitude, s'abstenir est plus opportun pour leur propre carrière. Si cela s'avère correct, le lien diversité-productivité dépendrait davantage des caractéristiques de ceux qui sélectionnent et récompensent les managers que des managers eux-mêmes.

Comme indiqué dans la section 2, les propriétaires peuvent être intéressés par la maximisation des bénéfices, comme le postulent la plupart des modèles de principal-agent, mais également jouer un rôle important dans la définition de la culture et des valeurs de leurs entreprises. Dans ce qui suit, nous estimons le lien entre la diversité et la productivité et les salaires en fonction des types de propriété, en faisant interagir les caractéristiques de la main-d'œuvre avec ces différents types : entreprises familiales (c'est-à-dire ici appartenant à un particulier ou à une famille), entreprises cotées en bourse, entreprises détenues par des étrangers ou entreprises dans lesquelles les travailleurs détiennent une partie des actions. Ces types de structures ne sont pas totalement indépendants l'un de l'autre. Ainsi, une part importante des entreprises appartient à une famille tout en étant cotée en bourse. Dans notre analyse économétrique, nous nous sommes concentrés sur les catégories principales et sans doute les plus intéressantes : les entreprises familiales, les sociétés cotées en bourse, les sociétés détenues par des étrangers et les entreprises avec des travailleurs actionnaires¹⁷.

Les résultats des colonnes 1 à 3 du tableau 7 montrent que dans les entreprises familiales, la diversité des âges et celle des genres ne sont pas significativement corrélées avec la productivité, les salaires et l'écart productivité-salaires, en comparaison avec les autres entreprises. Aucune différence significative n'apparaît pour l'âge moyen ou pour la part des femmes. Nous savons d'Andrea BASSANINI et ses co-auteurs (2013) que les entreprises familiales offrent une plus grande sécurité d'emploi – du fait d'une probabilité de licenciement plus faible – mais aussi des salaires plus bas. Mais d'un point de vue de la gestion de la diversité, les entreprises familiales semblent peu différer des entreprises non familiales.

La colonne 5 suggère que la mixité est négativement corrélée avec les salaires dans les entreprises publiques cotées : une augmentation de la diversité de genre d'un

17. Les résultats pour les entreprises familiales cotées en bourse sont présentés en annexe.

TABLEAU 7 – Résultats par caractéristiques de la propriété

	Famille			Cotée en bourse			Étranger			Travailleurs actionnaires		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	Valeur ajoutée/ travailleur	Salaires/ travailleur	Valeur ajoutée- salaire/ travailleur	Valeur ajoutée/ travailleur	Salaires/ travailleur	Valeur ajoutée- salaire/ travailleur	Valeur ajoutée/ travailleur	Salaires/ travailleur	Valeur ajoutée- salaire/ travailleur	Valeur ajoutée/ travailleur	Salaires/ travailleur	Valeur ajoutée- salaire/ travailleur
Diversité d'âge (é-t)	-0.15** (0.06)	-0.07* (0.04)	-0.08 (0.07)	-0.09*** (0.03)	-0.08*** (0.03)	-0.01 (0.04)	-0.10*** (0.03)	-0.06** (0.02)	-0.05 (0.04)	-0.09*** (0.03)	-0.06*** (0.02)	-0.03 (0.04)
Diversité de genre (é-t)	-0.09** (0.04)	0.01 (0.03)	-0.10** (0.04)	-0.02 (0.02)	0.03* (0.02)	-0.05** (0.02)	-0.03 (0.02)	0.02 (0.02)	-0.05* (0.03)	-0.03 (0.02)	0.02 (0.02)	-0.05* (0.03)
Âge moyen	-0.10** (0.05)	-0.01 (0.04)	-0.09 (0.06)	-0.08** (0.03)	-0.03 (0.02)	-0.05 (0.04)	-0.08** (0.03)	-0.01 (0.02)	-0.07* (0.04)	-0.06** (0.03)	-0.01 (0.02)	-0.05 (0.04)
Éducation moyenne	-0.08* (0.04)	-0.02 (0.02)	-0.06 (0.04)	-0.07** (0.03)	-0.02 (0.02)	-0.05* (0.02)	-0.07*** (0.03)	-0.03 (0.02)	-0.04* (0.02)	-0.06** (0.03)	-0.02 (0.02)	-0.04* (0.02)
Type de propriété	0.04 (0.05)	0.00 (0.03)	0.04 (0.06)	-0.09 (0.06)	-0.00 (0.03)	-0.09 (0.06)	0.02 (0.07)	0.10* (0.06)	-0.08 (0.08)	-0.02 (0.06)	0.05 (0.04)	-0.07 (0.06)
Diversité d'âge (é-t)*type de propriété	0.07 (0.07)	0.00 (0.05)	0.07 (0.08)	-0.11 (0.10)	0.06 (0.05)	-0.17 (0.11)	0.12 (0.10)	-0.05 (0.08)	0.17 (0.10)	-0.18* (0.10)	-0.04 (0.06)	-0.15 (0.09)
Diversité de genre (é-t)*type de propriété	0.07 (0.05)	-0.00 (0.03)	0.07 (0.05)	-0.02 (0.05)	-0.07** (0.03)	0.05 (0.05)	-0.07 (0.08)	-0.02 (0.06)	-0.05 (0.08)	-0.08 (0.08)	-0.09* (0.05)	0.01 (0.07)
Âge moyen*type de propriété	0.04 (0.06)	-0.00 (0.04)	0.04 (0.06)	0.04 (0.07)	0.11** (0.04)	-0.07 (0.07)	0.13 (0.10)	-0.03 (0.08)	0.16* (0.10)	-0.14 (0.11)	-0.05 (0.08)	-0.08 (0.09)
% femmes* type de propriété	0.02 (0.05)	-0.01 (0.03)	0.03 (0.05)	0.01 (0.07)	-0.01 (0.04)	0.03 (0.06)	-0.02 (0.08)	0.03 (0.04)	-0.05 (0.08)	-0.12* (0.07)	0.01 (0.05)	-0.13* (0.08)
Contrôles par caractéristiques de firmes et de travailleurs	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Secteur	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Région	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Secteur* Région	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Constante	2.06*** (0.28)	2.38*** (0.19)	-0.32 (0.31)	2.07*** (0.27)	2.37*** (0.18)	-0.30 (0.29)	2.10*** (0.27)	2.36*** (0.17)	-0.26 (0.28)	2.11*** (0.27)	2.38*** (0.18)	-0.28 (0.29)
R2 ajusté	0.47	0.52	0.18	0.48	0.53	0.19	0.46	0.53	0.17	0.46	0.52	0.17
Observations	1 164	1 164	1 164	1 164	1 164	1 164	1 164	1 164	1 164	1 164	1 164	1 164

*** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1. Les erreurs-types robustes sont indiquées entre parenthèses. Les variables de diversité (diversité d'âge et de genre, âge moyen et % de femmes) ont été standardisées. Les caractéristiques des travailleurs et des entreprises sont les suivantes : % de travail temporaire, % de temps partiel, taille de l'entreprise (moyenne et grande), ancienneté, % de cols blancs, capital/travailleur. É-t : écart-type.

Champ : échantillon de 1 164 entreprises mono-établissement couvrant tous les secteurs et régions de France (hors Corse et Dom-Tom) en 2011, construit par l'auteur.

Sources : enquête *Reponse-DADS* et *Point-Risk* ; pour plus de détail, voir la section « Données et statistiques descriptives ».

écart-type (0,08, soit de 15 à 30 %) par rapport à la moyenne est liée à une diminution de la moyenne de la masse salariale de 4 %. La masse salariale moyenne semble également augmenter avec l'âge moyen de la main-d'œuvre dans les sociétés cotées en bourse : elle augmente de 8 % lorsque l'âge moyen augmente d'un écart-type, soit 4,27 ans. Les entreprises familiales cotées en bourse ont un profil similaire aux sociétés cotées en bourse.

Contrairement aux résultats observés au Japon (MUM, JUNG, 2013 ; OLCOTT, OLIVER, 2014), nous ne constatons pas d'effet significatif du fait que la propriété de l'entreprise soit étrangère sur le lien diversité-productivité-salaires (colonnes 7 à 9). Le lien entre la diversité et la productivité dans les entreprises détenues par des entités étrangères n'est pas différent de celui des entreprises appartenant à des ressortissants français. La France est (très) différente du Japon où, jusqu'à récemment, les femmes étaient traditionnellement reléguées au foyer et considérées avant tout comme des mères. Une entreprise étrangère s'implantant dans ce pays était probablement porteuse de valeurs différentes. En France, au contraire, le taux d'activité des femmes est supérieur de 6 points à la moyenne de l'OCDE et de 3 points à la moyenne du G7 : les entreprises étrangères n'apportent donc probablement pas de différences considérables dans la gestion des ressources humaines, du moins en ce qui concerne le lien entre diversité de la main-d'œuvre, productivité et salaires. Ceci pourrait également être dû à une définition relativement vague de la « propriété étrangère ». Par exemple, lorsque les actionnaires sont des fonds d'investissement passif étrangers, il est peu probable qu'ils modifient la culture et les valeurs de l'entreprise.

Enfin, selon les estimations des colonnes 10 à 12, la diversité des âges tendrait à diminuer davantage la productivité des entreprises dont les travailleurs sont actionnaires¹⁸. Lorsque la diversité des âges par rapport à la moyenne augmente de 1 %, la productivité diminue de 27 %. La diversité ne semble avoir d'effet négatif sur les salaires que dans ces entreprises : une augmentation d'un écart-type de la diversité des âges diminue les salaires de 9 %. Ces résultats doivent être interprétés avec prudence : ces entreprises correspondent à une faible proportion de notre échantillon (3,69 % du total), la probabilité que quelques entreprises « particulières » conduisent les résultats est donc élevée.



Cet article étudie le lien entre la diversité de la main-d'œuvre en termes d'âge et de genre et la productivité, le lien entre cette diversité et les salaires et le lien entre cette diversité et l'écart productivité-salaires pour un échantillon d'entreprises françaises. Il contribue à la littérature en se fondant sur des données représentatives au niveau de l'établissement et en examinant le rôle des caractéristiques des dirigeants et des actionnaires.

18. Nous ne savons pas quelle part des actions est détenue par les travailleurs, mais seulement s'il y a des travailleurs parmi les actionnaires.

Les résultats obtenus suggèrent qu'en moyenne, la diversité démographique (d'âge et de sexe) est négativement corrélée à la productivité du travail. La diversité d'âge est également négativement liée aux salaires, mais pas à l'écart productivité-salaires. Nos résultats pour la France sont donc cohérents avec ceux obtenus en Belgique, au Danemark ou aux États-Unis. Ils sont aussi en accord avec les prédictions théoriques de E. LAZEAR (1999) ainsi que de K. A. JEHN et ses co-auteurs (1999). En effet, ces auteurs soulignent que la diversité profite à la productivité si les gains d'une main-d'œuvre plus diversifiée en termes de compétences et d'informations complémentaires compensent les coûts supplémentaires liés à la communication et aux conflits. Cependant, il est peu probable que cette condition soit satisfaite pour la diversité démographique (d'âge et de sexe par exemple). Les résultats pour la diversité de genre et d'âge sont également en accord avec les conclusions de la littérature organisationnelle (voir par exemple PFEFFER, 1985), qui souligne l'importance de la similarité sociale pour stimuler l'interaction, la communication et la cohésion de la main-d'œuvre.

Dans une stratégie globale de lutte contre les discriminations, les mesures visant à améliorer l'effet de la diversité d'âge sur les résultats économiques méritent une attention particulière. Nos estimations mettent en évidence l'ampleur des effets associés à la diversité en termes d'âge, mais aussi de genre. Elles n'appellent pas à une réduction de la diversité de la main-d'œuvre, mais soulignent plutôt la nécessité de politiques de gestion de la diversité efficaces pour tirer le meilleur parti d'une main-d'œuvre diversifiée.

L'apport de cet article est également d'examiner le rôle des managers et des actionnaires. Les managers sont en première ligne dans les entreprises. Nous ne trouvons aucune preuve des arguments théoriques selon lesquels ces managers peuvent préférer des employés semblables à eux et donc les favoriser ou, au contraire, souffrir du syndrome de « reine des abeilles » et favoriser les employés les plus différents d'eux. Le sexe, l'âge et le niveau d'éducation du manager ne semblent pas affecter le lien entre la diversité et la productivité ou les salaires.

Finalement, la structure de propriété, susceptible de déterminer la culture et les valeurs propres à l'entreprise, pourrait s'avérer importante pour une gestion efficace de la diversité en milieu de travail. Jusqu'à présent, la plus grande attention a été accordée aux managers et aux pratiques en matière de ressources humaines. Il pourrait être urgent de mener davantage d'efforts auprès des actionnaires, en particulier lorsque la diversité présente un lien négatif avec la productivité et avec les salaires.

BIBLIOGRAPHIE

ADAMS R., FERREIRA D. (2009), "Women in the Boardroom and their Impact on Governance and Performance", *Journal of Financial Economics*, vol. 94, pp. 291-309.

AKERLOF G. A., KRANTON R. E. (2000), "Economics and Identity", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 115, n° 3, pp. 715-53.

- ALBANESI S., OLIVETTI C. (2008), “Home Production, Market Production and the Gender Wage Gap: Incentives and Expectations”, *Review of Economic Dynamics*, vol. 12, n° 1, pp. 80-107.
- ALESINA A., LA FERRARA E. (2005), “Ethnic Diversity and Economic Performance”, *Journal of Economic Literature*, vol. 43, n° 3, pp. 762-800.
- ASKENAZY P., THESMAR D., THOENIG M. (2006), “Time Based Competition and Innovation”, *Economic Journal*, vol. 116, n° 508, pp. 128-154.
- ASLUND O., HENSVIK L., NORDSTRÖM SKANS O. (2009), “Seeking Similarity: How Immigrants and Natives Manage in the Labor Market”, *Journal of Labor Economics*, vol. 32, n° 3, pp. 405-441.
- ATHEY S., AVERY C., ZEMSKY O. (2000), “Mentoring and Diversity”, *American Economic Review*, vol. 90, n° 4, pp. 765-786.
- AUBERT P., CRÉPON B. (2003), « La productivité des salariés : une tentative d'estimation », *Économie et statistique*, n° 368, pp. 95-119.
- BANDURA, A. (1997), *Self-efficacy: The Exercise of Control*, New York, Freeman.
- BARRINGTON L., TROSKE K. R. (2001), “Workforce Diversity and Productivity: An Analysis of Employer-Employee Match Data”, *Economics Program WP 01-02. The Conference Board of Canada*.
- BASSANINI A., BREDI T., CAROLI E., REBÉRIOUX A. (2013), “Working in Family Firms: Paid Less But More Secure? Evidence from French Matched Employer-Employee Data”, *Industrial & Labor Relations Review*, vol. 66, n° 2, pp. 433-466.
- BELL M. P., OZBILGIN M. F., BEAUREGARD T. A., SURGEVIL O. (2011), “Diversity, Voice and Silence in 21st Century Organizations: Strategies for Inclusion of Sexual Minorities”, *Human Resource Management*, vol. 50, n° 1, pp. 131-146.
- BERTRAND M., BLACK S., JENSEN S., LLERAS-MUNEY A. (2014), “Breaking the Glass Ceiling? The Effect of Board Quotas on Female Labor Market Outcomes in Norway”, IZA DP 8266.
- BOZIO A., DORMONT B., GARCIA-PENALOSA C. (2014), « Réduire les inégalités de salaires entre femmes et hommes », *Les notes du Conseil d'analyse économique*.
- BRAUN W., WARNER M. (2002), “Strategic Human Resource Management in Western Multinationals in China: the Differentiation of Practices Across Different Ownership Forms”, *Personnel Review*, vol. 31, n° 5, pp. 553-579.
- BREDI T. (2015), *Féminisation et performances économiques et sociales des entreprises*, Paris, Institut des politiques publiques.
- CAROLI E., VAN REENEN J. (2001), “Skill Biased Organizational Change? Evidence from a panel of British and French Establishments”, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 116, n° 4, pp. 1449-1492.
- CHENG B., IOANNOU I., SERAFEIM G. (2014), “Corporate Social Responsibility and Access to Finance”, *Strategic Management Journal*, vol. 35, n° 1, pp. 1-23.
- CHOI J. N. (2007), “Group Composition and Employee Creative Behaviour in a Korean Electronics Company: Distinct Effects of Relational Demography and Group Diversity”, *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, vol. 80, n° 2, pp. 213-234.

- COMMISSION EUROPÉENNE (2015), *Discrimination dans l'Union européenne en 2015*, Eurobaromètre 437.
- COOKE F., SAINI D. (2010), "(How) Does the HR Strategy Support an Innovation-Oriented Business Strategy? An Investigation of Institutional Context and Organizational Practices in Indian Firm", *Human Resource Management*, vol. 49, n° 3, pp. 377-400.
- COX T., BLAKE S. (1991), "Managing Cultural Diversity: Implications for Organizational Competitiveness", *Academy of Management*, vol. 5, n° 3, pp. 45-56.
- CRÉPON B., DENIAU N., PÉREZ-DUARTE S. (2003), "Wages, Productivity and Worker Characteristics: A French Perspective", Crest WP 2003-04.
- DAMMERT A., MARCHAND B., WAN C. (2013), "Gender Wage-Productivity Differentials and Global Integration in China", IZA DP 7159.
- DELHEY J., KOHLER U. (2011), "Is Happiness Inequality Immune to Income Inequality? New Evidence Using Instrument-Effect Corrected Standard Deviations", *Social Science Research*, vol. 40, pp. 742-756.
- DELLA MALVA A, SANTARELLI E. (2016), "Intellectual property rights, distance to the frontier and R&D", *Eurasian Business Review*, vol. 6, n° 1, pp. 1-24.
- DEMSETZ H., VILLALONGA B. (2001), "Ownership Structure and Corporate Performance", *Journal of Corporate Finance*, vol. 7, n° 3, pp. 209-233.
- DEZSO C. L., ROSS D. (2012), "Does Female Representation in Top Management Improve Firm Performance? A Panel Data Investigation", *Strategic Management Journal*, vol. 33, pp. 1072-1089.
- FESTINGER L. (1954), "A Theory of Social Comparison Processes", *Human Relations*, vol. 7, n° 2, pp. 117-140.
- FLABBI L., MACIS M., MORO A., SCHIVARDI F. (2014), "Do Female Executives Make a Difference? The Impact of Female Leadership on Firm Performance and Gender Gaps", IZA DP 8602.
- FORMAN C., GOLDFARB A., GREENSTEIN S. (2010), "The Internet and Local Wages: Convergence or Divergence?", NBER WP 14750.
- FRANCE STRATÉGIE (2016), *Le Coût économique des discriminations*.
- FUKASE E. (2013), "Foreign Wage Premium, Gender and Education: Insights from Vietnam Household Surveys", World Bank Policy Research WP 6421.
- GARNERO A., KAMPELMANN S., RYCX F. (2014), "The Heterogeneous Effects of Workforce Diversity on Productivity, Wages, and Profits", *Industrial Relations*, vol. 53, n° 3, pp. 430-477.
- GRUND C., WESTERGAARD-NIELSEN N. (2008), "Age Structure of the Workforce and Firm Performance", *International Journal of Manpower*, vol. 29, n° 5, pp. 410-422.
- HAMILTON B. H., NICKERSON J. A., OWAN H. (2004), "Diversity and Productivity in Production Teams", WP Olin Business School.
- HANSEN L. P. (1982), "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators", *Econometrica*, vol. 50, n° 4, pp. 1029-1054.
- HAUSMAN J. A. (1978), "Specification Tests in Econometrics", *Econometrica*, vol. 46, pp. 1251-1271.

- HEKMAN D. R., YANG W., FOO M. D. (2014), "Does Valuing Diversity Result in Worse Performance Ratings for Minority and Female Leaders?", Best Paper Proceedings of the 2014 Academy of Management Meeting.
- HELLERSTEIN J. K., NEUMARK D. (1995), "Are Earnings Profiles Steeper than Productivity Profiles? Evidence from Israeli Firm Data", *Journal of Human Resources*, vol. 30, n° 1, pp. 89-112.
- HELLERSTEIN J. K., NEUMARK D. (2004), "Production Function and Wage Equation Estimation with Heterogeneous Labor: Evidence from a New Matched Employer-employee Data Set", NBER WP 10365.
- HELLERSTEIN J. K., NEUMARK D., TROSKE K. R. (1999), "Wages, Productivity, and Worker Characteristics: Evidence from Plant-level Production Functions and Wage Equations", *Journal of Labor Economics*, vol. 17, n° 3, pp. 409-446.
- HOOGENDOORN S., OOSTERBEEK H., VAN PRAAG M. (2013), "The Impact of Gender Diversity on the Performance of Business Teams: Evidence from a Field Experiment", *Management Science*, vol. 59, n° 7, pp. 1514-1528.
- HOYER, W., LINCOURT A. (1998), "Ageing and the Development of Learning" in Stadler M. A., Frensch P. A. (eds), *Handbook of Implicit Learning*, California, Sage Publications, pp. 445-470.
- ILMAKUNNAS P., ILMAKUNNAS S. (2011), "Diversity at the Workplace: Whom Does it Benefit?", *De Economist*, vol. 159, n° 2, pp. 223-255.
- IRANZO, S., SCHIVARDI F., TOSETTI E., (2008), "Skill Dispersion and Firm Productivity: An Analysis with Employer-employee Matched Data", *Journal of Labor Economics*, vol. 26, n° 2, pp. 247-285.
- JEHN K. A., NORTHCRAFT G. B., NEALE M. A. (1999), "Why Differences Make a Difference: A Field Study of Diversity, Conflict and Performance in Workgroups", *Administrative Science Quarterly*, vol. 44, n° 4, pp. 741-763.
- KULIK C. (2014), "Working Below and Above the Line: the Research-Practice Gap in Diversity Management", *Human Resource Management Journal*, vol. 24, pp. 129-144.
- KURTULUS F. A. (2011), "What Types of Diversity Benefit Workers? Empirical Evidence on the Effects of Co-Worker Dissimilarity on the Performance of Employees", *Industrial Relations*, vol. 50, n° 4, pp. 678-712.
- LAZEAR E. (1999), "Globalisation and the Market for Team-Mates", *Economic Journal*, vol. 109, n° 454, C15-40.
- LAZEAR E., ROSEN S. (1981), "Rank-order Tournaments as Optimum Labor Contracts", *Journal of Political Economy*, vol. 89, n° 5, pp. 841-864.
- LEE C., FARH J.-L. (2004), "Joint Effects of Group Efficacy and Gender Diversity on Group Cohesion and Performance", *Applied Psychology*, vol. 53, n° 1, pp. 136-154.
- LEONARD J., LEVINE D. (2006), "The Effect of Diversity on Turnover: A Very Large Case Study", *Industrial & Labor Relations Review*, vol. 39, n° 4, pp. 457-572.
- LEONARD J., LEVINE D. (2003), "Diversity, Discrimination, and Performance", Institute for Research on Labor and Employment, Working Paper Series, UC Berkeley.

- MARGARITIS D., PSILLAKI M. (2010), "Capital Structure, Equity Ownership and Firm Performance", *Journal of Banking & Finance*, vol. 34, n° 3, pp. 621-632.
- MATSA D., MILLER A. (2011), "Chipping Away at the Glass Ceiling: Gender Spillovers in Corporate Leadership", *American Economic Review*, vol. 101, n° 3, pp. 635-639.
- MÉON P.G., SZAFARZ A. (2011), "The Modern Corporation as a Safe Haven for Taste-Based Discrimination: An Agency Model of Hiring Decisions", *Labour Economics*, vol. 18, n° 4, pp. 487-497.
- MEURS D., PONTHEUX S. (2000), "Une mesure de la discrimination dans l'écart de salaire entre hommes et femmes", *Économie et Statistique*, vol. 337, n° 1, pp. 135-158.
- MUN E., JUNG J. (2013), "Local Construction of Global Standards: How Gender Diversity Became Corporate Social Responsibility in Japan", mimeo, <https://www.hbs.edu/faculty/conferences/2013-paulrlawrence/Documents/local%20construction%20EMJJ.pdf>.
- NAVON G. (2009), "Human Capital Spillovers in the Workplace: Labor Diversity and Productivity", MPRA Paper 7741.
- OLCOTT G., OLIVER N. (2014), "The Impact of Foreign Ownership on Gender and Employment Relations in Large Japanese Companies", *Work Employment & Society*, vol. 28, n° 2, pp. 206-224.
- ONO H., ODAKI K. (2011), "Foreign Ownership, Human Capital, and the Structure of Wages in Japan", *International Journal of Human Resource Management*, vol. 22, n° 15, pp. 3036-3050.
- PARROTTA P., POZZOLI D., PYTLIKOVA M. (2014), "Does Labor Diversity Affect Firm Productivity", *European Economic Review*, vol. 66, pp. 144-179.
- PELLED L., EISENHARDT K., XIN K. R. (1999), "Exploring the Black Box: An Analysis of Work Group Diversity, Conflict, and Performance", *Administrative Science Quarterly*, vol. 44, n° 1, pp. 1-28.
- PFEFFER J. (1985), "Organizational Demography: Implications for Management", *California Management Review*, vol. 28, n° 1, pp. 67-81.
- SCIBERRAS J.-C. (2015), Rapport de synthèse des travaux du groupe de dialogue inter-partenaires sur la lutte contre les discriminations en entreprise.
- SEKKAT K., SZAFARZ A., TOJEROW I. (2015), "Women at the Top in Developing Countries: Evidence from Firm-Level Data", IZA DP 9537.
- SKIRBEKK V. (2004), *Vienna Yearbook of Population Research*, Vienna, Austrian Academy of Sciences Press, pp. 133-153.
- SMITH N., SMITH V., VERNER M. (2006), "Do Women in Top Management Affect Firm Performance? A Panel Study of 2,500 Danish Firms", *International Journal of Productivity and Performance Management*, vol. 55, n° 7, pp. 569-593.
- STAINES G., TAVRIS C., JAYARATNE T. E. (1974), "The Queen Bee Syndrome", *Psychology Today*, vol. 7, pp. 55-60.
- THOMAS D. (2004), "Diversity as a Strategy", *Harvard Business Review* 82(9), pp. 98-108.
- VAN OURS J. C., STOELDRAIJER L. (2011), "Age, Wage and Productivity in Dutch Manufacturing", *De Economist*, vol. 159, n° 2, pp. 113-137.
- WOLFERS J. (2006), "Diagnosing Discrimination: Stock Returns and CEO Gender", *Journal of the European Economic Association*, vol. 4, n° 2-3, pp. 531-541.

ANNEXE

TABLEAU A1 – Résumé de la littérature empirique

Article	Pays et année	Entreprise / secteur	Indicateur de performance
Au niveau d'entreprise			
Hamilton <i>et al.</i> (2004)	USA (1995-1997)	Fabrication de vêtements	Production à la pièce (aux niveaux individuel et collectif)
Kurtulus (2011)	USA (1989-1994)	Services de santé	Évaluation de la performance des travailleurs
Leonard and Levine (2006)	USA (1996-1998, mensuel)	Grande entreprise de vente au détail	Ventes mensuelles
Données appariées employeur-employé			
Barrington and Troske (2001)	USA (1990)	Fabrication, commerce de détail et services	Valeur ajoutée et ventes totales par tête
Grund and Westergaard-Nielsen (2008)	Danemark (1992-1997)	Tous	Valeur ajoutée par tête
Ilmakunnas and Ilmakunnas (2011)	Finlande (1995-2004)	Tous	PTF (+ salaires pour les travailleurs)
Navon (2009)	Israël (2000-2003)	Fabrication	Valeur ajoutée au niveau de l'usine
Parrotta <i>et al.</i> (2014)	Danemark (à partir de 1994 pour la construction, 1995 pour la fabrication, 1998 pour le commerce de gros, 1999 pour les services à 2005)	Tous	PTF (estimée avec l'approche de Wooldridge [2009])
Garnero <i>et al.</i> (2014)	Belgique (1999-2006)	Toutes les entreprises > 10 employés sauf l'agriculture	Valeur ajoutée par heure, salaire moyen par heure

Note : PTF : Productivité totale des facteurs ; MCO : Moindres carrés ordinaires ; FE : effets fixes ; FD : différences premières ; IV : variables instrumentales ; GMM ; méthodes des moments généralisés ; OP : Olley and Pakes (1996) ; LP : Levinsohn and Petrin (2003).

Caractéristiques considérées	Indice de diversité	Méthode	Résultats
Capacités du travailleur, âge, origine ethnique	Capacité : ratio entre les niveaux de productivité individuelle moyenne maximale et minimale des membres de l'équipe ; âge : écart-type ; ethnicité : % d'Hispanique	MCO FE	Capacité : effet positif Âge : négatif Ethnicité : positive (mais pour l'âge et l'ethnicité pas robuste)
Démographique (âge, race, sexe) et non démographique (éducation, fonction de travail, durée de l'entreprise, durée de la division, performance et salaires)	Dissimilarité	MCO FE	Âge, ancienneté de l'entreprise et performance : effet négatif Salaire : effet positif
Âge, race, sexe	Sexe et race : Herfindahl ; âge : écart-type	MCO FD	Âge : négatif Race et genre : non significatif
Paye et occupation	Indice unique	MCO	Aucune relation significative
Structure par âge (moyenne et dispersion)	Écart-type	MCO FE	Relation en U avec la performance de l'entreprise
Âge, éducation	Écart-type, dissimilarité, Blau et indice bidimensionnel de l'éducation par l'âge	MCO FE GMM OP	Âge positif sur PTF et salaire et éducation négatif sur PTF
Connaissance (type de diplôme)	Herfindahl	MCO LP OP	Effet positif de la diversité des connaissances
Contexte culturel, compétences / éducation et démographie	Herfindahl	IV	Positif pour les compétences / l'éducation ; mélangé pour la démographie et l'appartenance ethnique
Âge, éducation et genre	Écart-type, dissimilarité, indice de diversité des genres	MCO GMM LP	Âge négatif sur la productivité ; éducation positive, sexe positif dans les secteurs à haute technologie et à forte intensité de savoir, mais négatif dans les industries plus traditionnelles