



HAL
open science

Les expositions à des conditions de travail pénibles sont-elles compensées monétairement ?

Louis-Alexandre Erb

► **To cite this version:**

Louis-Alexandre Erb. Les expositions à des conditions de travail pénibles sont-elles compensées monétairement ?. 2024. hal-04946120

HAL Id: hal-04946120

<https://hal.science/hal-04946120v1>

Preprint submitted on 13 Feb 2025

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

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

• DOCUMENT D'ÉTUDES

DECEMBRE 2024
N ° 278

Les expositions à des conditions de travail pénibles sont-elles compensées monétairement ?

Une analyse dans le cas de la France entre 1991 et 2019

Louis-Alexandre Erb (Dares)
Affilié à l'université Gustave Eiffel (TEPP, ERUDITE)

Les expositions à des conditions de travail pénibles sont-elles compensées monétairement ?

Une analyse dans le cas de la France entre 1991 et 2019

Louis-Alexandre Erb

Affilié à l'université Gustave Eiffel (TEPP, ERUDITE)

Résumé

Les difficultés de recrutement que rencontrent certains métiers posent la question du rôle des conditions de travail. Selon la théorie économique des compensations, la pénibilité doit être valorisée dans l'équation salariale pour garantir l'attractivité et le maintien en emploi. À partir des enquêtes françaises sur les conditions de travail, la relation entre l'exposition à des facteurs de pénibilité et le salaire est examinée sur une période de 30 ans (1991-2019). Les résultats indiquent que l'exposition aux contraintes physiques et à un manque d'autonomie est associée à des salaires plus faibles (malus salarial). L'intensité du travail ou des contraintes horaires ne montrent pas de lien avec les salaires. Les corrélations positives (bonus salariaux) sont rares et correspondent à des situations de travail facilement identifiables : horaires alternés, rythmes imposés par des contraintes techniques. Enfin, les malus salariaux sont fréquents, et en général plus importants pour les hommes, pour les cadres et professions intermédiaires ou encore parmi les hauts salaires.

Mots clés : compensation salariale, conditions de travail, risques psychosociaux, théorie hédonique du salaire, théorie de la segmentation.

Codes JEL : J31, J33, J81, J82

L'auteur tient à remercier Elisabeth Algava, Emilie Arnoult, Thomas Coutrot, Fabien Guggemos, David Gray et Thérèse Rebière, ainsi que l'ensemble des participantes et participants du séminaire interne de la Dares et de la journée des doctorantes et doctorants du laboratoire Erudite pour leurs commentaires pertinents et leurs précieux conseils.

Sommaire

Introduction.....	3
1. Revue de littérature	6
1.1. La théorie des compensations	6
1.2. Les modèles de segmentation	8
2. Données et méthodologie.....	11
2.1. L'enquête conditions de travail	11
2.2. Les méthodes de construction d'indicateurs synthétiques.....	11
2.2.1. Généralités.....	11
2.2.2. Dimensions de conditions de travail	13
2.3. Indicateurs synthétiques historiques.....	14
2.4. Méthodologie.....	17
3. Résultats descriptifs	20
3.1. Caractéristiques de la population	20
3.2. Salaires	21
3.3. Dimensions de conditions de travail.....	22
3.4. Croisement salaire et conditions de travail	25
4. Estimations sur les dimensions historiques	26
4.1. Estimations sur les dimensions historiques par moindres carrés	26
4.2. Estimations sur les dimensions historiques par quintile	36
4.3. Estimations par indicateur	41
5. Tests de robustesse	47
5.1. Imputation sur les valeurs manquantes	47
5.2. Biais de mesure des dimensions historiques.....	49
6. Conclusions et discussions	53
Bibliographie	56
Annexes.....	63

Introduction

La crise sanitaire a mis en lumière les problèmes de pénibilité des métiers des « premières et deuxièmes lignes » (Amossé *et al.*, 2021). Un problème d'attractivité est apparu pour plusieurs métiers et secteurs d'activités. La difficulté des conditions de travail et la faiblesse des rémunérations sont en partie responsables de cette situation (Grobon *et al.*, 2021). En France, par exemple, l'accord de branche du secteur de la restauration publié en 2022 prévoyait ainsi une augmentation substantielle des minima conventionnels¹ (dont l'ampleur variait de l'ordre de 10 % à 30 %, selon les échelons de la classification), augmentation permettant de prendre en compte des facteurs plus ou moins objectivés par les employeurs comme le travail de nuit ou les astreintes.

Pour faire face aux facteurs de pénibilité du travail et maintenir les salariés en emploi, les employeurs peuvent valoriser leurs tâches et des conditions de travail difficiles par un bonus salarial, appelé dans la littérature économique « compensation salariale » (Rosen, 1974). Pourtant, empiriquement, les métiers à forte pénibilité, en particulier physique, sont généralement associés à une faible qualification et un bas salaire. Face à cette apparente contradiction, la théorie des compensations a fait l'objet de développements importants en sciences économiques au cours des vingt dernières années. Les recherches mettent l'accent sur une vision dynamique du rapport salarial, en utilisant des approches telles que les études de panel, ou en examinant séparément des secteurs d'emploi grâce à une approche de segmentation.

L'analyse de la relation entre rémunérations et conditions de travail apparaît dès lors déterminante, au regard du rôle de ces dernières sur l'état de santé des salariés et leur soutenabilité au travail (Beatriz, 2023). Elle permet de comprendre comment les employeurs prennent en considération des conditions de travail difficiles, d'évaluer comment, et à quel niveau, ces facteurs sont reconnus sur le marché du travail.

Pour un facteur de pénibilité donné, un bonus salarial est une forme de *compensation*, tandis qu'un différentiel nul ou même négatif (« malus salarial ») traduit une *segmentation* de l'emploi

¹ Convention collective nationale des hôtels, cafés restaurants (HCR) - avenant n° 29 du 16 décembre 2021 relatif aux salaires.

en fonction du secteur d'activité ou du métier exercé. Cette distinction entre compensation et segmentation a été répliquée dans différents contextes et pour de nombreux pays tout au long des années 1990 et 2000. En 1993, Baudelot et Gollac calculent des prix² associés aux conditions de travail en France. Ils montrent que certaines caractéristiques des emplois sont compensées par un bonus salarial (par exemple le travail de nuit) tandis que d'autres sont associées à un salaire plus faible (travail dans le froid). Plus récemment, Aziza applique une méthode similaire en comparant le milieu hospitalier public et privé (Aziza, 2017).

Comment la relation entre salaire et conditions de travail a-t-elle évolué au cours des 30 dernières années ? L'objectif est de reproduire la méthode de Baudelot et Gollac en actualisant les résultats pour évaluer les évolutions des compensations salariales. Pour cela, les données des enquêtes Conditions de travail de 1991 à 2019 menées par la Dares sont mobilisées. Ce dispositif d'enquête national, et représentatif des actifs occupés, pose les mêmes questions à intervalles réguliers sur l'organisation du travail, les conditions de travail et d'emploi, ainsi que les caractéristiques sociodémographiques des salariés. Il est donc possible de suivre l'évolution de la valorisation monétaire des conditions de travail sur une longue période. Les facteurs de pénibilités sont-ils mieux pris en compte dans la rémunération ? Est-ce que des dimensions de risques psychosociaux (RPS) sont associés à des bonus ou à des malus salariaux ?

Comme il est possible que la pénibilité soit uniquement prise en compte dans l'équation du salaire sur certains segments d'emploi, l'analyse porte aussi sur les différences dans la relation entre salaire et conditions de travail selon le niveau de salaire, le genre, et la catégorie socio-professionnelle. L'intensité de la valorisation/dévalorisation monétaire des conditions de travail est examinée le long de la distribution des salaires grâce à une approche par régression quantile (Fernandez et Nordman, 2009). Se pose également la question de savoir si les femmes sont rémunérées pour les conditions de travail au même titre que les hommes.

Les résultats confirment la faiblesse ou l'absence des compensations monétaires une fois prises en compte les caractéristiques d'emploi. Exercer un travail avec des contraintes physiques est

² La notion de « prix » fixé sur le marché du travail est issue du texte de Rosen (1986). Le terme le plus utilisé est « prime ». Toutefois, l'association avec la prime indiquée sur la fiche de paie est trompeuse et il est rare qu'une condition de travail corresponde à une valeur volontairement définie par l'employeur. Le « prix » des conditions de travail renvoie également à une définition plus sociologique du travail défini comme un risque (Margairaz et Pigenet, 2019). Un autre vocable pourrait être la notion de « bonus/malus » ou « avantage/préjudice ».

associé à des salaires plus faibles. Des dimensions plus subjectives sont également pénalisées comme le manque d'autonomie. Confirmant une segmentation importante des emplois, les contraintes horaires sont associées à un malus pour les salariés aux revenus les plus faibles, mais à un bonus pour les plus hauts revenus. Par ailleurs, femmes et hommes subissent des pénalités salariales relativement similaires pour les aspects des conditions de travail les plus objectifs comme les contraintes physiques. Des compensations ne sont constatées en 2019 que pour 2 des 45 indicateurs étudiés, quand 18 autres sont associés à des pénalités monétaires.

Le chapitre 1 dresse une revue de la littérature sur les compensations monétaires et la théorie de la segmentation. Le chapitre 2 présente les données, en particulier les indicateurs synthétiques retenus, ainsi que la méthodologie. Le chapitre 3 décrit les caractéristiques de la population étudiée et différentes statistiques descriptives. Le chapitre 4 expose les résultats sur l'évolution des compensations monétaires ces 30 dernières années en France, ainsi que les différences de compensation le long de la distribution des salaires et l'hétérogénéité des compensations entre différents sous-groupes. Une cinquième partie propose plusieurs tests de robustesse. Enfin, une dernière partie discute des limites méthodologiques et des perspectives de ce type de travaux en termes de politiques publiques.

1. Revue de littérature

En sciences économiques, deux principaux cadres théoriques proposent d'expliquer les écarts de revenu en intégrant les conditions de travail aux équations de salaire selon le modèle des salaires hédoniques (*hedonic wage model*) : les compensations différentielles ou la segmentation de l'emploi.

1.1. La théorie des compensations

Dans la théorie des compensations (*compensating differentials*), les caractéristiques des emplois sont intégrées aux équations de gain³. Il est possible d'identifier les facteurs qui expliquent la structure salariale (Rosen, 1986). Pour maintenir en emploi ou favoriser l'embauche, des caractéristiques telles que la pénibilité ou l'insécurité professionnelle sont prises en compte lors de la détermination du salaire. Les études empiriques constatent généralement que des conditions de travail difficiles sont associées à un coefficient positif sur l'équation du salaire, prouvant ainsi l'existence de compensation salariale.

La littérature internationale identifie que les caractéristiques compensées sont liées à l'organisation formelle du travail et à la reconnaissance dans les conventions collectives. Des compensations monétaires sont identifiées pour⁴ :

- Les risques de blessures physiques (Hamermesh, 1977) ;
- Le travail répétitif (Lucas, 1977) ;
- Le travail saisonnier et posté (Kostiuk, 1990) ;
- Le manque de stabilité et de contrôle de ses horaires (Stafford et Duncan, 1977) ;
- Le risque de chômage et l'insécurité financière (Hamermesh et Wolfe, 1990) ;
- La faible générosité des soins de santé (Royalty, 2008) ;

En France, Baudelot et Gollac étudient une centaine d'indicateurs des conditions de travail à partir des données de l'enquête Conditions de travail de 1991. L'équation de gain repose sur un modèle unique de régression linéaire incluant directement toutes les conditions de travail, binarisées, et des variables de contrôle usuelles. Les deux types de caractéristiques les plus

³ Au sens du salaire mensuel. Celui-ci est modélisé en cherchant à l'expliquer par un ensemble de caractéristiques individuelles et de caractéristiques de l'emploi (dont les conditions de travail) ou de l'employeur.

⁴ Daw et Hardie (2012) reprennent l'ensemble des références disponibles sur le sujet.

compensées sont les « formes d'organisation liés à l'exercice du pouvoir » et les « conditions de travail qui font l'objet d'une reconnaissance explicite » (Baudelot et Gollac, 1993.). Avoir des subordonnés et déterminer leurs rémunérations est associé à un gain de 12,8 %. Inversement, le risque de chute ou la répétition de gestes est associé à une pénalisation du salaire, respectivement de 1,5 % et de 2 %. En France, cet article servira de référence pour analyser par la suite la compensation des horaires atypiques parmi les hommes ouvriers, où l'écart de salaire est de 16 % entre ceux en horaires irréguliers et ceux en horaires classiques (Lanfranchi, Ohlsson et Skallia, 2002), ou plus récemment au sein du secteur hospitalier (Aziza, 2017).

Or les modèles de compensation font l'objet de plusieurs critiques (Brown, 1980 ; Lang et Majumdar, 2004). Cette théorie repose en effet sur des hypothèses très fortes : l'information doit être parfaite entre travailleurs et employeurs ; elle suppose une absence de discrimination et une mobilité complète. D'autres facteurs peuvent expliquer les différences de salaires mêmes à caractéristiques données des personnes. La théorie a ainsi échoué à expliquer les inégalités de classe, genre et race (Glass et Camarigg, 1992 ; Jacobs et Steinberg, 1990 ; Kilbourne *et al.*, 1994 ; McCrate, 2005).

Une autre critique est que la compensation peut prendre d'autres formes que monétaire. En 1977, Kalleberg montre la relation négative entre la satisfaction au travail, pouvant se définir comme une forme de compensation non monétaire, et des préférences individuelles pour des facteurs de pénibilité ; il établit aussi une relation positive entre satisfaction et respect des préférences. Les compensations salariales portent surtout sur les caractéristiques liées à la sécurité, là où les compensations de bien-être dépendent d'un spectre plus large de conditions de travail (Brand *et al.*, 2007 ; Holtzman et Glass, 1999 ; Kalleberg et Vaisey, 2005 ; Martin et Roman, 1996 ; Rose, 2003). En France, des dispositifs comme le compte professionnel de prévention (C2P) permettent par exemple de cumuler des points en fonction du seuil d'expositions à des facteurs de pénibilité, utilisables pour un passage à temps partiel, un départ anticipé à la retraite ou l'accès à la formation (Coutrot, 2022).

Enfin, d'un point de vue empirique, les mesures de compensation monétaire évaluées par régression sur données transversales sont relativement faibles et représentent rarement plus de 5 % du salaire (Kostiuk, 1990 ; Daniel et Sofer, 1998). L'une des critiques méthodologiques met en cause la démarche consistant le plus souvent à raisonner sur l'écart de salaire à « caractéristiques équivalentes ». D'un côté, de nombreux facteurs de pénibilité ne sont pas

intégrés ou pris en considération par l'employeur, faute de les avoir identifiés ou de pouvoir les mesurer. D'un autre côté, ces facteurs correspondent à des métiers spécifiques et sont donc pris en compte en grande partie par des effets de structure, posant des problèmes d'endogénéité.

1.2. Les modèles de segmentation

Un autre concept, la segmentation, porte sur la spécialisation du marché du travail (Doeringer et Piore, 1971). Les écarts salariaux se justifient par l'existence d'un système dual avec des marchés externes et des marchés internes liés aux usages locaux. Sur les marchés externes, les règles reposent sur le principe de la concurrence classique, tandis que sur les marchés internes, des procédures administratives, des règles émanant des établissements sur la spécificité des qualifications ou la reconnaissance de l'ancienneté s'appliquent (Reynaud, 1986). Quand la mobilité entre les emplois est faible, le salaire sert d'outil de tri pour l'employeur (Doeringer et Piore, 1975 ; Eriksson et Kristensen, 2014).

Le modèle de segmentation distingue classiquement trois secteurs :

- Le *secteur primaire*, comprenant des emplois bien rémunérés et avec de bonnes conditions de travail (Dickens et Lang, 1988) ;
- Le *secteur secondaire* avec des emplois à bas salaires, associés à des facteurs de pénibilité (emplois des secteurs non marchands, services...) (Kalleberg *et al.*, 2000).

Suite à l'essor des petites entreprises et à l'élévation générale du niveau de qualifications, un nouveau segment émerge au sein du secteur secondaire (Sengenberger *et al.*, 1990) :

- Le *secteur intermédiaire*, avec des emplois dotés d'un bon niveau de qualifications, mélangeant les caractéristiques des deux précédents, par exemple des niveaux moyens de salaire, d'assurance maladie ou de pension de retraite.

La théorie de la segmentation du marché du travail a mis en évidence d'un côté les pénalités salariales associées au marché secondaire et de l'autre, les primes du marché primaire. Par exemple, en Australie, si en moyenne les contrats à durée limitée ont des rémunérations proches de celles des contrats à durée indéterminée, une pénalité est associée au contrat court parmi les salaires les plus bas, tandis qu'une prime est accordée pour les salaires les plus hauts (Lass et Wooden, 2019).

Désormais, il est admis que le régime de transaction est double : le salaire est fixé par rapport aux caractéristiques de l'emploi, tout comme les caractéristiques dépendent du salaire (Han et Yamaguchi, 2015 ; Aziza, 2017). Ces nouveaux modèles sont enrichis en intégrant le rôle du pouvoir syndical (Daniel et Sofer, 1998), les récompenses non pécuniaires (Daw et Hardie, 2012) ou les préférences individuelles (Bonhomme et Jolivet, 2009). Les équations de salaire modélisent des compensations multiples (c'est-à-dire où le salaire n'est qu'une partie de la compensation totale) et où chaque segment de marché est testé séparément.

S'appuyant sur les apports de la théorie des segmentations du marché du travail, la littérature sur les compensations salariales distingue les hauts salaires, qui bénéficient de primes salariales, tandis que les bas salaires offrirait plutôt des avantages cachés comme le bien-être. Des études empiriques trouvent en effet des compensations plus fortes dans le secteur primaire que dans le secteur secondaire (Daw et Hardie, 2012) ou plus fortes dans les entreprises fortement syndiquées que dans les entreprises peu syndiquées (Daniel et Sofer, 1998).

Pour Daw et Hardie (2012), les travailleurs ont des préférences non-pécuniaires pour sélectionner leurs emplois. Les emplois peuvent être évalués selon plusieurs axes de préférences subjectives ou d'utilité tels que le salaire, le prestige, la santé, la pension de retraite, la sécurité de l'emploi, le temps de loisirs, la propreté, les équipements, etc. Mais même si les individus ont des préférences spécifiques sur les récompenses professionnelles (*job rewards*), les récompenses non pécuniaires ne semblent pas jouer de rôle pour les bas salaires (Damaske, 2009). Elles varient surtout selon le milieu social (Fernandez et Nordman, 2009 ; Graham et Shakow, 1990) ou le pouvoir de négociation (Daniel et Sofer, 1998).

L'enquête *Wisconsin Longitudinal Study* suit des étudiants du Wisconsin de 1957 à 2004 avec une interrogation en 1975 sur leurs préférences en emploi et en 1992 sur les caractéristiques des emplois et leurs préférences. Plusieurs recherches évaluent les préférences monétaires et non monétaires lors de l'entrée sur le marché du travail (Robert, 1980). La préférence de chaque caractéristique déclarée en 1975 est ensuite rapportée à une deuxième évaluation en 1992. En parallèle, un indicateur de succès subjectif est associé à chaque caractéristique. Celui-ci mélange des caractéristiques pécuniaires et non pécuniaires en se basant sur la théorie des écarts multiples (Michalos, 1985). Il modélise la satisfaction dans l'emploi, c'est-à-dire l'utilité du travail pour la main-d'œuvre et compare l'effet des inégalités de salaire et de succès sur la satisfaction en emploi. Les résultats sont analysés en distinguant les secteurs de marché. Le secteur primaire

comprend les emplois supérieurs à la médiane en termes de salaires, d'avantages sociaux et de sécurité d'emploi. Le secteur intermédiaire comprend des emplois avec certaines de ces caractéristiques et le secteur secondaire aucune de ces caractéristiques. En variables de contrôle, les auteurs utilisent le salaire horaire (pour contrôler des perceptions), les caractéristiques socio-familiales, le niveau de scolarité, le QI, le score au bac. Leurs résultats indiquent que les préférences peuvent résulter d'effets de sélection (préférence pour la sécurité de l'emploi, pour les milieux populaires), mais que les écarts de compensation expliquent seulement les inégalités dans les marchés primaire et intermédiaire et non dans le marché secondaire.

Fernandez et Nordman (2009) renouent avec les modèles de décomposition salariale à partir d'une enquête sur des salariés britanniques. Alors que les caractéristiques de travail sont identiques, le salaire peut être différent. Les données distinguent des compétences déployées (écrire, compter...) et des conditions de travail factuelles (répétition, danger...). Les indicateurs sont regroupés par analyse factorielle pour tenir compte des corrélations multiples. Mais comme dans d'autres études, la difficulté est la prise en compte d'effets de sélection des salariés. Pour prendre en compte les divers segments professionnels, la modélisation procède par régression quantile. Les conditions de travail sont évaluées différemment, conditionnellement à la position des revenus dans la distribution salariale. Les résultats confirment des pénalités en cas de mauvaises conditions de travail, avec toutefois des variations selon le quartile de revenus.

En revanche, la théorie des compensations est rarement mise en relation avec les travaux sur les inégalités salariales entre femmes et hommes, pourtant très développés sur les enjeux de ségrégation occupationnelle (Couppié et Epiphane, 2006). Dans les modèles d'explication des inégalités salariales, rares sont ceux qui intègrent les conditions de travail. La plupart des modèles reposent sur la productivité individuelle (qualifications, expérience, formations...) et les caractéristiques de l'emploi (secteur d'activité, métier, poste, contrat de travail...). Magnusson (2021) étudie, à partir de données suédoises, les relations entre les salaires et les dimensions de flexibilité et de disponibilité (travail chronophage, *time-consuming*). Les métiers à prédominance féminine ont des conditions de travail moins flexibles. Or le salaire est associé positivement à la flexibilité. Ces résultats confirment une segmentation entre, d'un côté, des métiers flexibles et bien rémunérés et, de l'autre, des métiers peu flexibles, moins bien rémunérés, et féminisés.

2. Données et méthodologie

2.1. L'enquête conditions de travail

La France mène une enquête nationale sur les conditions de travail à intervalle régulier depuis 1978 (environ tous les sept ans initialement, puis tous les trois ans depuis 2013). De 1978 à 2005, cette enquête était un module complémentaire de l'enquête Emploi menée par l'Insee. À partir de 2013, elle est pilotée directement par le service statistique ministériel du ministère du travail (Dares). La passation est menée en face-à-face dans le logement de l'individu et dure en moyenne une heure. La passation des questions sensibles ou difficiles se fait sous casque auto-administré depuis 2013 (appelé auto-questionnaire).

Cette enquête porte principalement sur des éléments factuels liés à l'organisation et aux rythmes du travail. À partir de 1991, le questionnaire se stabilise avec une part importante de questions récurrentes relatives à la pénibilité, aux contraintes physiques et aux relations avec les collègues. En 2005, apparaissent les questions relatives aux évolutions et à l'insécurité professionnelle. En 2013, l'enquête, devenue triennale, est remaniée en profondeur à la suite du rapport du Collège d'expertise sur le suivi des risques psychosociaux au travail, dit rapport « Gollac-Bodier » (Gollac et Bodier, 2011). La spécificité de cette enquête est donc de disposer d'une profondeur historique avec une grande variété de questions restées communes de 1991 à 2019.

La base de données utilisée dans cette étude compile les réponses des éditions 1991, 1998, 2005, 2013 et 2019 de l'enquête. Les données sont représentatives de la population active occupée de l'année d'édition. La présente étude porte sur le champ restreint des salariés en emploi hors pluriactivités⁵, âgés de 18 à 60 ans et de France métropolitaine. Au total, la base comporte 79 816 salariés : chaque édition de l'enquête contient de 12 000 à 22 000 individus.

2.2. Les méthodes de construction d'indicateurs synthétiques

2.2.1. Généralités

Les indicateurs synthétiques (décrivant des « dimensions » des conditions de travail) sont utilisés abondamment dans la littérature, en particulier dans les tests psychométriques. En économie du

⁵ Sont exclues les personnes salariées qui déclarent exercer plusieurs activités professionnelles différentes.

travail, ils servent par exemple à construire les échelles professionnelles, comme le *Index of occupational status* (Ganzeboom *et al.*, 1992) ou l'indice de capacité au travail (*Work Ability Index*) (Roelen *et al.*, 2014).

Ce sont des outils de mesure qui résument l'information disponible. Ils permettent de synthétiser une grande quantité de données, à travers une variable « latente », inobservable de manière directe. D'un point de vue pratique, les dimensions sont des indicateurs synthétiques qui peuvent être définies, et donc utilisées, comme des variables continues (plutôt que comme variables dichotomiques), ce qui peut offrir des avantages. Enfin, elles peuvent être découpées de manière ordinale, par exemple en quantiles, afin d'identifier des positions extrêmes.

Il existe deux principales techniques de construction d'un indicateur synthétique (ou indice) visant à résumer l'information disponible sur une dimension donnée. La méthode *a priori* consiste à sélectionner les variables d'intérêt pour la construction de la dimension à partir d'une littérature existante ou selon les choix de l'auteur. La méthode *a posteriori* repose sur l'analyse empirique des données. Dans les deux cas, les indicateurs synthétiques doivent respecter deux hypothèses : la dimensionnalité et la validité. La dimensionnalité signifie que les variables rassemblées doivent correspondre à une unique dimension latente, sans ajouter de variables hors du champ d'étude et sans mélanger des différentes dimensions. La validité consiste à ce que la dimension corresponde à l'objet recherché. Des tests statistiques comme l'Alpha de Cronbach vérifient la fiabilité de la dimension, c'est-à-dire évaluent la cohérence interne et la force de corrélation entre les variables (parfois nommées items).

Au plus simple, la dimension est construite à partir d'un score additif de variables ordonnées. La somme des variables est ensuite généralement standardisée (centrée, réduite). Cette méthode est privilégiée pour les analyses *a priori* car des coefficients prédéterminés pour chaque variable sont rarement disponibles. Ce calcul présente l'avantage de la simplicité mais suppose que chaque variable mesure le même phénomène et sur la même échelle. Taber (2018) recommande à la fois de construire des dimensions sur assez peu de variables, car le risque de redondance est important, et d'associer l'analyse factorielle au test d'Alpha de Cronbach. Lorsqu'une dimension théorique globale est sous-tendue par plusieurs sous-dimensions, celles-ci ne sont généralement pas additives. Il est donc préférable d'utiliser une analyse factorielle pour les étudier. En effet, on suppose souvent que ces dimensions sont indépendantes. Par exemple, dans le cas des risques psychosociaux (RPS), des dimensions comme l'intensité du travail ou les conflits de valeur

coexistent. Les combiner dans un score unique pourrait nuire à la fiabilité de l'échelle, car cela ne refléterait pas correctement la complexité de chacune.

L'autre méthode privilégiée *a posteriori* est plus empirique. Elle cherche à construire la dimension en s'appuyant sur les résultats de l'analyse factorielle sur les données. Mais les résultats risquent de varier en fonction de la base de données utilisée. Cette méthode est utilisée par la suite comme test de robustesse pour valider les dimensions retenues (voir partie 5.1.).

2.2.2. Dimensions de conditions de travail

De nombreuses recherches se sont intéressées à la construction de dimensions à partir des données de l'enquête française sur les conditions de travail. En 2011, le collège d'expertise sur le suivi statistique des risques psychosociaux, mis en place à la suite du rapport « Nasse-Légeron », préconise une politique publique de suivi statistique des risques psychosociaux à l'aide d'une enquête dédiée et de la construction d'indicateurs. Il définit *a priori* les six principales dimensions des risques psychosociaux (RPS) clairement identifiées dans la littérature : les exigences du travail (l'intensité du travail) ; les exigences émotionnelles ; l'autonomie et les marges de manœuvre ; les rapports sociaux et relations de travail ; les conflits de valeur ; l'insécurité socio-économique (Gollac et Bodier, 2011). Or dans l'édition 2005 de l'enquête conditions de travail, seulement une petite partie des indicateurs proposés par le collège d'expertise étaient disponibles (Coutrot et Mermilliod, 2010). Les éditions 2013, et plus encore 2016, de l'enquête sont donc profondément remaniées pour inclure chaque dimension des RPS. À la suite d'un rapport commun de la Dares et de la DGAFP, en 2015, trois autres dimensions sont ajoutées (Davie, 2015). La reconnaissance est isolée au sein des rapports sociaux, ainsi que les contraintes horaires au sein de l'intensité. La dimension des contraintes physiques est ajoutée et proposée selon la même approche que celle des RPS, avec des questions récurrentes depuis 1984, car elle représente une dimension classique des conditions de travail.

Les huit dimensions proposées par Davie (2015) sont issues d'une analyse *a posteriori*. L'autrice s'intéresse à la construction des dimensions psychosociales au travail par analyse factorielle. Elle compare une construction *a priori* des axes à partir de la littérature scientifique à une construction empirique *via* l'exploration des données. Elle remarque que des dimensions sont communes (intensité, contraintes physiques, autonomie, contraintes horaires), quand d'autres ressortent uniquement *a priori* (conflits de valeurs, insécurité) ou uniquement dans l'analyse

empirique (comportements hostiles). Six d'entre elles s'approchent de la définition du rapport Gollac-Bodier, mais trois dimensions sont ajoutées ou fortement modifiées. Ces résultats, reposant sur la sélection des variables de l'édition 2013 de l'enquête Conditions de travail, ne sont cependant pas facilement reproductibles sur les éditions suivantes. En effet, en 2016, plusieurs questions ont été retirées.

Coutrot (2018) propose quant à lui de retenir 34 variables de CT-RPS 2016 afin de caractériser neuf dimensions. La méthode retenue repose sur l'analyse *a priori* et se fonde directement sur le rapport « Gollac-Bodier » pour classer et répartir les variables dans chaque dimension. À la suite de tests de corrélation, il distingue six expositions à des risques (pénibilité physique, contraintes d'organisation du temps de travail, intensité du travail, conflits éthiques, demande émotionnelle, insécurité de la situation de travail) et trois ressources de l'environnement de travail (autonomie, soutien social et reconnaissance).

2.3. Indicateurs synthétiques historiques

Est-il possible d'avoir des indicateurs synthétiques comparables pour les enquêtes en coupe de 1984 à 2019 ? Plusieurs problèmes se posent. Tout d'abord, le questionnaire varie selon les éditions : ainsi, les variables absentes lors de certaines éditions rendent la construction des dimensions dépendante du contexte et limitent la portée des questions historiques. Par exemple, sur les cent variables étudiées à partir de l'enquête Conditions de travail de 1991 (Baudelot et Gollac, 1993), moins de la moitié sont toujours disponibles en 2019. Il n'est pas non plus possible de se fonder sur une année de référence pour construire empiriquement les dimensions car rien ne garantit que les autres éditions fassent apparaître ces mêmes dimensions. Par exemple, si les questions sur les contraintes physiques sont en général historicisées, les variables d'exigences émotionnelles n'ont été introduites qu'en 2013. De même, si les axes de l'analyse factorielle devaient être construits empiriquement de manière propre à chaque édition, ils reposeraient sur des variables différentes (une variable peut contribuer à un axe en 2019 mais pas en 1998, ou encore contribuer à un autre axe).

Parmi plus de 120 variables plus ou moins récurrentes, il est ainsi possible d'identifier des séries de variables et de les classer par édition d'enquête et par thème de manière *a priori*. Certaines variables n'ont été proposées que pour certaines éditions. D'autres ont subi des changements importants d'intitulés de question ou des modalités de réponse, rendant les comparaisons

impossibles. Enfin, des questions récurrentes ont pu être arrêtées une année d'édition donnée créant une rupture de série. Par exemple, la question relative aux conséquences d'erreur dans le travail n'a été posée que jusqu'en 2013.

Ces ruptures entraînent des choix méthodologiques. Il a été privilégié une continuité temporelle en retenant les éditions 1991, 1998, 2005, 2013 et 2019. La nature des questionnaires de 1984 et 2016 était trop différente de celle des éditions précitées. L'édition de 1984 contient peu de questions homogènes avec les éditions suivantes, le questionnaire se stabilisant sur un tronc commun à partir de 1991. En 2016, la tonalité du questionnaire est accentuée sur les dimensions des risques psychosociaux (CT-RPS 2016), de sorte que la majorité des questions portant sur les risques physiques sont retirées au profit de celles sur les risques psychosociaux.

Au total, 48 variables sont directement comparables sur les cinq éditions d'enquête retenues. Soit les autres sont absentes au moins une année du questionnaire, soit l'intitulé de la question ou les modalités de réponses ont été modifiés au fil du temps. Plusieurs possibilités existent pour traiter une multitude d'éditions d'enquête. Une méthode, en général retenue pour les données de panel, consiste à définir une année de référence pour la standardisation. Or en 30 ans, des biais de perception et des changements de normes sociales en fonction des débats publics de l'époque peuvent affecter les réponses. Il est préférable de rassembler l'ensemble des éditions d'enquête dans une base unique et de calculer une dimension moyenne sur l'ensemble de la période. Ainsi les cinq éditions d'enquête utilisées pour l'étude sont compilées pour fournir une base unique.

Les dimensions du rapport Gollac-Bodier définissent classiquement six dimensions des risques psychosociaux (RPS). Mais plusieurs études ajoutent une dimension de contraintes physiques (Davie, 2015 ; Coutrot, 2019 ; Hillion, 2024). Cette dernière est l'un des thèmes du *Working Conditions and Control Questionnaire* (WOCCQ) de l'université de Liège (De Keyser et Hansez, 1996).

Au final, 45 variables disponibles pour les différentes éditions sont ainsi classées dans chaque dimension⁶. En plus des contraintes physiques, quatre dimensions sont ainsi construites : l'intensité du travail, les contraintes horaires, le manque d'autonomie et la qualité empêchée

⁶ Trois indicateurs n'étant pas classés par Davie, ils ont été retirés du modèle principal mais sont discutés en 5.2.

(annexe 1). Une vérification des mesures psychométriques consiste à étudier l'Alpha de Cronbach, indicateur de fiabilité (Tavakol et Dennick, 2011). Ce test vérifie la cohérence interne des dimensions construites (tableau 1). Dans le modèle *a priori*, la dimension de contraintes physiques atteint un coefficient de 0,78 quand celui relatif au manque d'autonomie est bien plus faible, à 0,38.

Tableau 1 : Test de l'Alpha de Cronbach pour chacune des dimensions historiques

	Dimensions	Nombre de variables	Alpha de Cronbach
Version <i>a priori</i>	Contraintes physiques	15	0.78
	Intensité du travail	11	0.57
	Contraintes horaires	8	0.59
	Qualité empêchée	5	0.50
	Manque d'autonomie	6	0.38

Champ : salariés sans cumul d'emploi âgés de 18 à 60 ans, France métropolitaine.

Source : Dares-Insee, enquêtes *Conditions de travail*, 1991, 1998, 2005, 2013, 2019.

En parallèle, les caractéristiques socio-professionnelles des salariés ont aussi dû être retraitées et uniformisées. Les modalités ont en effet été regroupées pour garantir la continuité entre les éditions. Par exemple, le niveau de diplôme est harmonisé pour ne conserver que six modalités. Enfin, les valeurs nominales des prix et des salaires ont évolué plus rapidement que leurs valeurs réelles entre 1991 et 2019, du fait de l'érosion monétaire liée à l'inflation (elles sont par ailleurs affectées sur la période par le passage du franc à l'euro). Pour tenir compte de ces changements, les données de prix et de salaires sont converties en valeurs réelles, en euros 2013, c'est-à-dire en utilisant un coefficient de conversion tenant compte de l'inflation (et du passage à l'euro le cas échéant) avec 2013 comme année de référence⁷.

2.4. Méthodologie

À partir des différentes enquêtes Conditions de travail, est constituée une base unique de données, issue de l'empilement des bases en coupe successives des cinq millésimes $t = [1; 5]$.

De façon générale, l'estimation de l'effet des conditions de travail sur le salaire individuel pour un millésime t (Y_{it}) repose sur une équation de gains monétaires du type :

$$\text{Log}(Y_{it}) = f(X_{k=1}^K, I_{n=1}^N) + u_{it} = \sum_{k=1}^K \alpha_{k,t} X_{k,it} + \sum_{n=1}^N \beta_{n,t} I_{n,it} + u_{it}$$

Où f est une fonction linéaire, avec X un vecteur de K caractéristiques individuelles⁸ et I un vecteur de N dimensions des conditions de travail⁹. Les paramètres α_k mesurent l'effet de

⁷ L'Insee propose un convertisseur en ligne : <https://www.insee.fr/fr/information/2417794>

⁸ Les variables de contrôle prises en compte, autres que les dimensions de conditions de travail, sont systématiquement : l'âge, l'âge au carré et le nombre d'années d'ancienneté. Des variables socio-économiques complémentaires sont intégrées pour d'autres modèles plus complets (voire partie 4.1).

⁹ Les indices sont centrés et réduits à partir de la moyenne sur l'ensemble des cinq millésimes (moyenne poolée).

chaque variable de contrôle k sur le niveau de salaire individuel Y_i et les paramètres β_n l'effet des dimensions de conditions de travail incluses dans le modèle ; u désigne le terme d'erreur. La modélisation du salaire Y est ainsi log-linéaire. Le coefficient $\beta_{n,t}$ associé à l'indice de la dimension de conditions de travail $I_{n,t}$ pour le millésime t s'interprète alors comme l'évolution relative (en pourcentage) du salaire liée à l'augmentation d'une unité de l'indice considéré.

Les équations sont estimées par la méthode des moindres carrés généralisés, en utilisant des estimateurs de matrices de covariance robustes à l'hétéroscédasticité dont la forme est inconnue *a priori*.

Toutefois, les différentes variables d'un même indice peuvent présenter des liens de nature différente avec le salaire. Par exemple, s'agissant des contraintes horaires, la relation avec le salaire pourrait être positive pour le travail de nuit mais pas pour le travail le samedi. En complément des modélisations précédentes, des modèles supplémentaires sont donc également estimés, où l'indice synthétique d'une dimension des conditions de travail considérée est remplacé successivement par chacune des variables binaires (items) qui le composent.

Par ailleurs, la relation entre conditions de travail pénibles et salaires est susceptible d'évoluer selon la position de l'individu dans l'échelle des salaires. Cet apport de la théorie de la segmentation vient compléter l'approche par les compensations. C'est la raison pour laquelle il est fait appel à une régression quantile : cette méthode permet d'estimer un lien entre conditions de travail et salaire dans plusieurs parties de la distribution des salaires, et non plus un seul effet moyen. L'hypothèse principale, que les résultats de l'estimation par régression quantile permettra ou non de confirmer, est que la relation entre pénibilité et salaire sera plus forte pour le haut de la distribution (secteur primaire des emplois) que pour le bas de la distribution (secteur secondaire). Un second intérêt de cette méthode est de limiter la sensibilité des résultats. L'effet moyen précédemment mesuré est en effet sensible aux valeurs extrêmes de la distribution des salaires, sensibilité que modère l'approche par quantile. On modélise donc linéairement chaque quintile de la distribution des logarithmes du salaire :

$$E[\text{quintile}_j(\log(\text{salaire})|X, I)] = X'\alpha_j + I'\beta_j,$$

où X, I représentent les vecteurs des variables explicatives (indice synthétique d'une dimension de conditions de travail ou item constitutif, ainsi que variables de contrôle) et α_j, β_j les vecteurs des coefficients associés pour la régression du quantile j . Le calcul des coefficients repose sur

une méthode du point intérieur (Portnoy et Koenker, 1997 ; D'Haultfœuille et Givord, 2013). Les intervalles de confiance sont estimés à 95 % par la méthode « *Markov Chain Marginal Bootstrap* » (MCMB) afin d'alléger la charge de calcul (Chen et Wei, 2005).

3. Résultats descriptifs

3.1. Caractéristiques de la population

Selon l'échantillon d'étude¹⁰, entre 1991 et 2019, l'âge moyen des salariés a progressé continuellement, de 3,4 ans (tableau 2). La part de femmes dans l'emploi salarié a crû dans les décennies 1990 et 2000 pour atteindre la moitié du salariat. La hausse de la participation des femmes au marché du travail est concomitante de transformations sectorielles de la production en France (moins d'industries employant principalement des hommes ; davantage de services employant principalement des femmes) et au développement de l'emploi à temps partiel, notamment dans une logique de « cumul » entre l'activité professionnelle et l'arrivée des enfants (Afsa et Buffeteau, 2006 ; Maruani, 2011).

Le niveau de diplôme a fortement augmenté, la part de non diplômés passant de 33 % à 7 % en 30 ans. À l'inverse, les diplômés du supérieur long représentent 3 salariés sur 10 en 2019 (contre seulement 7 % en 1991). Les ouvriers et employés ne représentent plus que 55 % des salariés en 2019 contre 71 % en 1991, la baisse étant bien plus forte parmi les ouvriers. Les parts de cadres et professions intermédiaires progressent respectivement de 7 et 9 points de pourcentage. La hausse du salariat qualifié est un phénomène commun à la plupart des pays européens, où la France se caractérise par une forte polarisation de l'emploi (Peugny, 2018).

En 30 ans, la part d'emploi à durée limitée est restée comprise entre 12 % et 17 %. La part d'emploi public a légèrement diminué mais représente toujours plus d'un cinquième des salariés en fin de période.

Enfin, le nombre moyen d'heures travaillées, après avoir diminué de près d'une heure et demie entre 1991 et 2005, est légèrement remonté pour s'établir autour de 36,5 heures hebdomadaires en 2019. Ces évolutions s'expliquent à la fois par des réformes successives sur le temps de travail collectif, dont les lois sur les 35 heures, et par le développement de temps partiel sur de faibles quotités de travail (Beatriz et Erb, 2024). La part des temps partiels a en effet fortement augmenté entre 1991 et 1998 et reste stable jusqu'à la fin des années 2010, autour de 17 % - 18 %.

¹⁰ L'échantillon est représentatif des salariés en emploi hors pluriactivités, âgés de 18 à 60 ans en France métropolitaine lors de la collecte du millésime considéré de l'enquête Conditions de travail.

Tableau 2 : Principales caractéristiques de l'échantillon

	1991	1998	2005	2013	2019
Âge moyen	37,3	38,9	39,9	40,6	40,7
Nombre moyen d'heures travaillées	37,7	36,9	36,2	37,1	36,6
<i>En points de pourcentage</i>					
Part de femmes	46	47	47	49	50
Part d'emploi à temps partiel	11	17	17	18	17
Part d'emploi à durée limitée	13	17	12	14	15
Part de diplômés du supérieur long (bac+3 et plus)	7	10	14	25	29
Part de sans diplôme	33	25	19	10	7
Part d'emploi public	26	27	26	23	23
Part de cadres	11	11	15	18	18
Part de professions intermédiaires	19	23	26	26	28
Part d'employés	35	34	33	31	31
Part d'ouvriers	36	31	26	25	24
Nombre d'observations	12 275	14 977	13 856	22 139	16 569

Champ : salariés sans cumul d'emploi âgés de 18 à 60 ans, France métropolitaine.

Source : Dares-Insee, enquêtes *Conditions de travail*, 1991, 1998, 2005, 2013, 2019.

Lecture : En 1991, l'âge moyen des salariés était de 37,3 ans.

3.2. Salaires

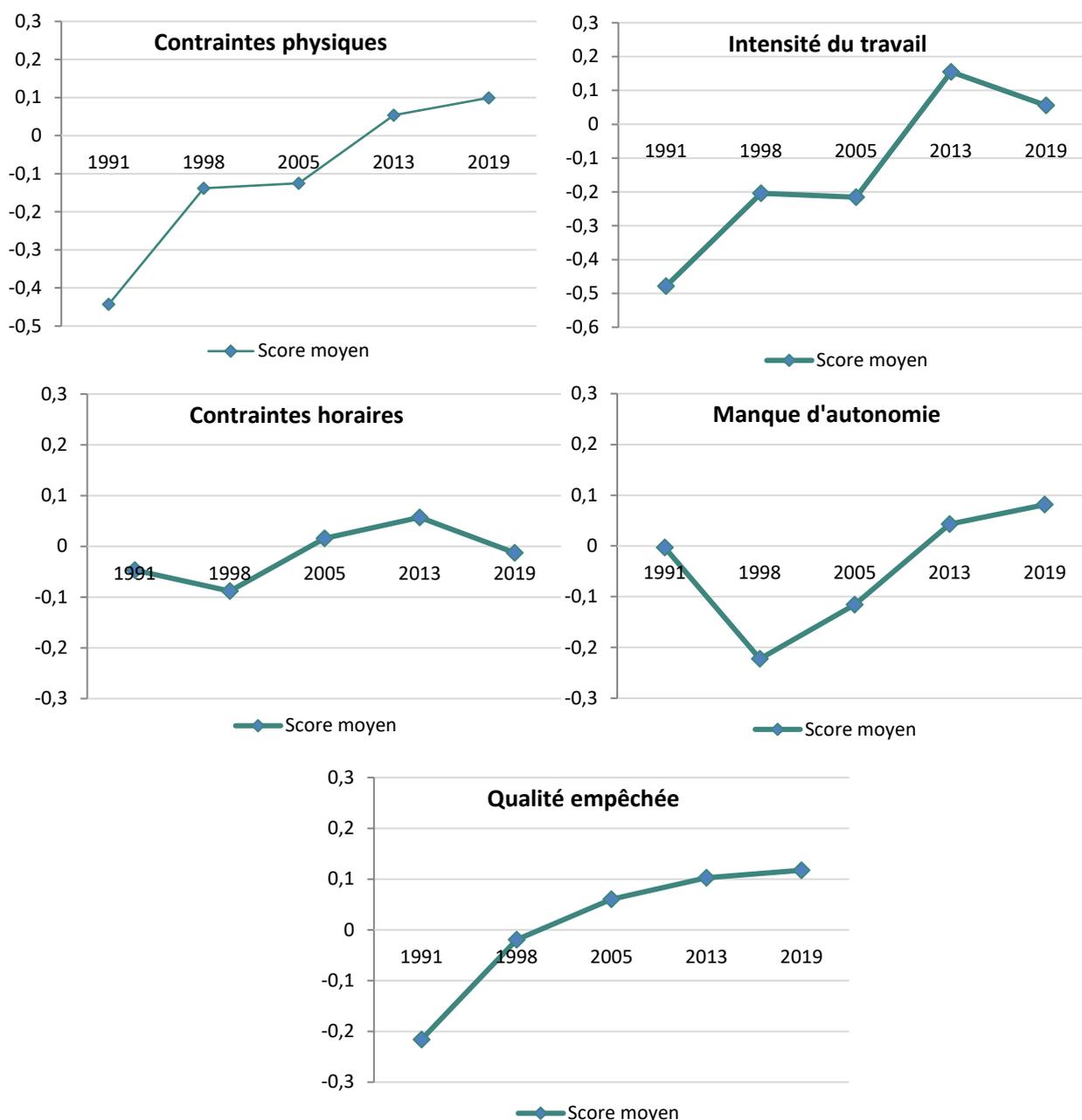
Le salaire net mensuel (non rapporté au temps de travail) et le salaire net en équivalent temps plein (EQTP) sont les deux variables d'intérêt de cette étude. Les [annexes 2 et 3](#) en présentent les densités par édition d'enquête. La distribution des salaires mensuels de 1991 se distingue, avec une densité plus concentrée autour de la moyenne mais plus « basse » que les autres.

Par genre, les écarts de salaire apparaissent nettement ([annexes 4 et 5](#)). La distribution des hommes est supérieure à celles des femmes, avec à la fois une forte proportion de femmes à des bas salaires et une proportion élevée d'hommes à des salaires supérieurs à la moyenne. Après correction des différences de quotité de travail, cet écart est fortement diminué mais persiste. Une part importante de l'écart salarial est due à l'activité à temps partiel (Meurs *et al.*, 2010 ; Briard, 2019 ; Georges-Kot, 2020). De plus, les écarts de salaire femmes-hommes sont liés fortement aux compositions structurelles du marché de l'emploi. Ainsi les femmes sont plus présentes dans les métiers et les secteurs d'activité les moins rémunérateurs (Dupray et Moullet, 2015 ; Addison, Ozturk et Wang, 2018).

3.3. Dimensions de conditions de travail

Plusieurs tendances communes se dégagent de l'évolution moyenne des conditions de travail (**graphique 1**). Les contraintes physiques et l'intensité du travail ont fortement augmenté entre 1991 et 2019, de près d'un demi écart-type de la moyenne poolée. Le manque d'autonomie, après avoir régressé entre 1991 et 1998, a continuellement progressé depuis. Les contraintes horaires ont augmenté faiblement entre 1998 et 2013 avant de revenir en 2019 à une valeur moyenne proche de celle de 1991. Enfin, la qualité empêchée a sensiblement augmenté entre 1991 et 1998, plus modérément depuis.

Graphique 1 : Évolution des dimensions de conditions de travail entre 1991 et 2019



Note : plus le score est élevé, plus la contrainte associée est importante. Le score est exprimé en écart-type. L'ordonnée 0 correspond à la situation moyenne sur l'ensemble de la période 1991-2019.

Lecture : en 1991, le score de contraintes physiques était inférieur de 0,44 écart-type par rapport à la moyenne de la période 1991-2019.

Champ : salariés sans cumul d'emploi âgés de 18 à 60 ans, France métropolitaine.

Source : Dares-Insee, enquêtes *Conditions de travail*, 1991, 1998, 2005, 2013, 2019.

Les distributions des cinq dimensions de conditions de travail ont également évolué dans le temps ([annexe 6](#)). Les contraintes physiques les plus fortes tendent à progresser, tandis que les plus rares sont de moins en moins fréquentes (moins marquées en bas de distribution, elles augmentent dans le haut). Les valeurs basses d'intensité du travail sont aussi plus rares au fil du

temps. Les contraintes horaires restent stables. En revanche, la qualité empêchée progresse (toute la distribution se décale) pour se stabiliser lors de la dernière décennie.

Par catégorie socio-professionnelle, les contraintes physiques et, dans une moindre mesure, l'intensité du travail et le manque d'autonomie, sont toutes subies davantage par les ouvriers ([annexe 7](#)). Les cadres y sont moins souvent confrontés. À l'inverse, la qualité empêchée est plus élevée parmi les cadres que parmi les ouvriers. Les ouvriers et employés ont des contraintes horaires plus fortes que les cadres et professions intermédiaires.

Entre 1991 et 2019, les contraintes physiques augmentent fortement parmi les employés et les ouvriers. L'intensité du travail augmente aussi mais plus particulièrement parmi les ouvriers. Les contraintes horaires se renforcent parmi les ouvriers et les employés mais diminuent pour les professions intermédiaires. En parallèle, la qualité empêchée augmente pour les ouvriers et employés quand, sur la même période, elle évolue peu parmi les cadres et professions intermédiaires. Enfin, le manque d'autonomie augmente en moyenne, sauf parmi les cadres (en légère baisse).

Pour les expositions aux contraintes physiques, à l'intensité du travail ou aux contraintes horaires, les hommes présentent des valeurs moyennes plus élevées que les femmes ([annexe 8](#)). À l'inverse les niveaux moyens sur le manque d'autonomie et la qualité empêchée sont supérieurs pour les femmes par rapport aux hommes.

L'enquête conditions de travail est utilisée comme une enquête répétitive. Les dimensions de conditions de travail évoluent certes avec l'année d'observation mais la structure des salariés évolue aussi. Ainsi, les générations en emploi ne sont pas les mêmes entre 1991 et 2019 du fait du vieillissement de la population. Il est possible de distinguer l'effet d'âge (les conditions de travail évoluent-elles durant le cycle de vie ?) et l'effet de génération (est-ce une évolution liée à un changement structurel ?). [L'annexe 9](#) présente ainsi la distribution de l'âge de la population étudiée par édition de l'enquête et [l'annexe 10](#) l'évolution des dimensions de conditions de travail par tranche d'âge, afin de tenir compte de ces deux dimensions.

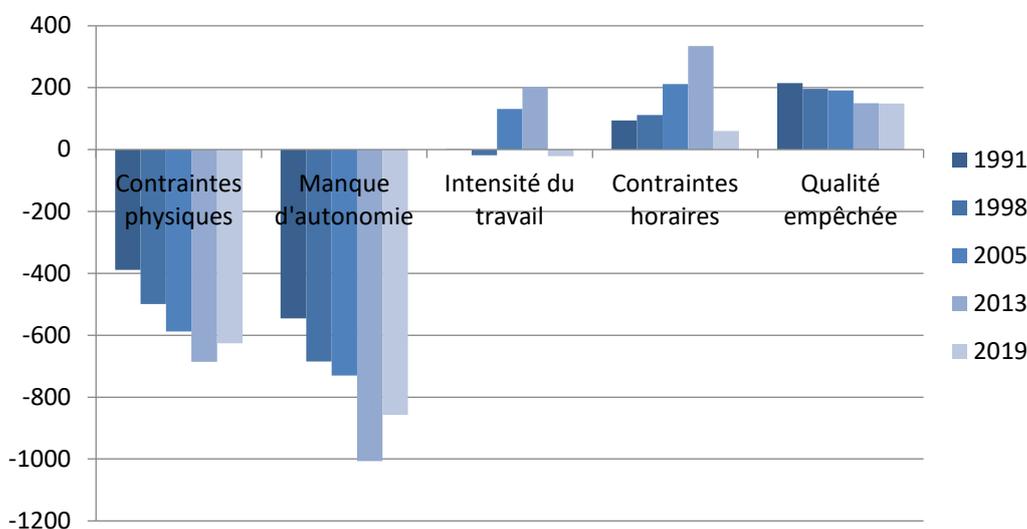
Les jeunes de moins de 30 ans ont en général des expositions différentes des autres tranches d'âge. Ils sont plus exposés aux contraintes physiques (en progression entre 1991 et 2005), au manque d'autonomie (en hausse entre 1998 et 2019), aux contraintes horaires (en baisse entre 2013 et 2019) et à l'intensité du travail. À l'inverse, ils sont moins exposés à la qualité empêchée

depuis 1998. Ce constat traduit la précarité des plus jeunes avec des pénibilités importantes (Rivalin et Sandret, 2014). *A contrario*, la tranche d'âge des 50 et plus est la moins exposée à l'intensité du travail et aux contraintes horaires.

3.4. Croisement salaire et conditions de travail

Les salariés sont distingués par quartile d'exposition aux dimensions de conditions de travail. En 1991, les salariés les plus exposés à des contraintes physiques ont un salaire mensuel net moyen inférieur de 400 euros par rapport aux salariés les moins exposés (graphique 2). 30 ans plus tard, cet écart atteint plus de 600 euros par mois. Cet écart croissant se retrouve également pour le manque d'autonomie, où les salariés les plus exposés touchent une rémunération inférieure de plus de 800 euros par rapport aux moins exposés en 2019 (contre près de 550 euros en 1991). Cependant, pour l'intensité du travail, les contraintes horaires et la qualité empêchée, les écarts sont bien plus faibles et les salaires sont même légèrement supérieurs, notamment pour les plus exposés aux contraintes horaires et à la qualité empêchée.

Graphique 2 : Différence de salaire mensuel net moyen entre les 25 % les plus exposés et les 25 % les moins exposés (en euros constants)



Lecture : le salaire mensuel net moyen des 25 % les plus exposés aux contraintes physiques est inférieur en moyenne de 390 euros en 1991 par rapport à celui des 25 % les moins exposés.

Champ : salariés sans cumul d'emploi âgés de 18 à 60 ans, France métropolitaine.

Source : Dares-Insee, enquêtes *Conditions de travail*, 1991, 1998, 2005, 2013, 2019.

Le coefficient de corrélation entre le salaire mensuel net moyen et les dimensions de conditions de travail s'échelonne entre -0,23 et 0,08 (tableau 3). Il est plus marqué pour les contraintes physiques et le manque d'autonomie que pour l'intensité du travail et la qualité empêchée. Le

salaires net moyen en équivalent temps plein (EQTP) est également corrélé négativement aux contraintes physiques et au manque d'autonomie. La relation est très faible pour les autres dimensions de conditions de travail. Ces premiers résultats suggèrent une absence de compensation salariale pour les contraintes physiques et le manque d'autonomie mais plutôt des effets de segmentation.

Tableau 3 : Coefficients de corrélation entre le salaire net mensuel et en EQTP, et les dimensions de conditions de travail

Coefficients de corrélation de Pearson, N = 79815					
Proba > r sous H0: Rho=0					
	Contraintes physiques	Intensité	Contraintes horaires	Qualité empêchée	Manque d'autonomie
Salaire mensuel moyen	-0.1070	0.0446	0.0780	0.0752	-0.2312
	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001
Salaire EQTP moyen	-0.1745	-0.0481	-0.0393	0.0592	-0.2163
	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001

Champ : salariés sans cumul d'emploi âgés de 18 à 60 ans, France métropolitaine.

Source : Dares-Insee, enquêtes *Conditions de travail*, 1991, 1998, 2005, 2013, 2019.

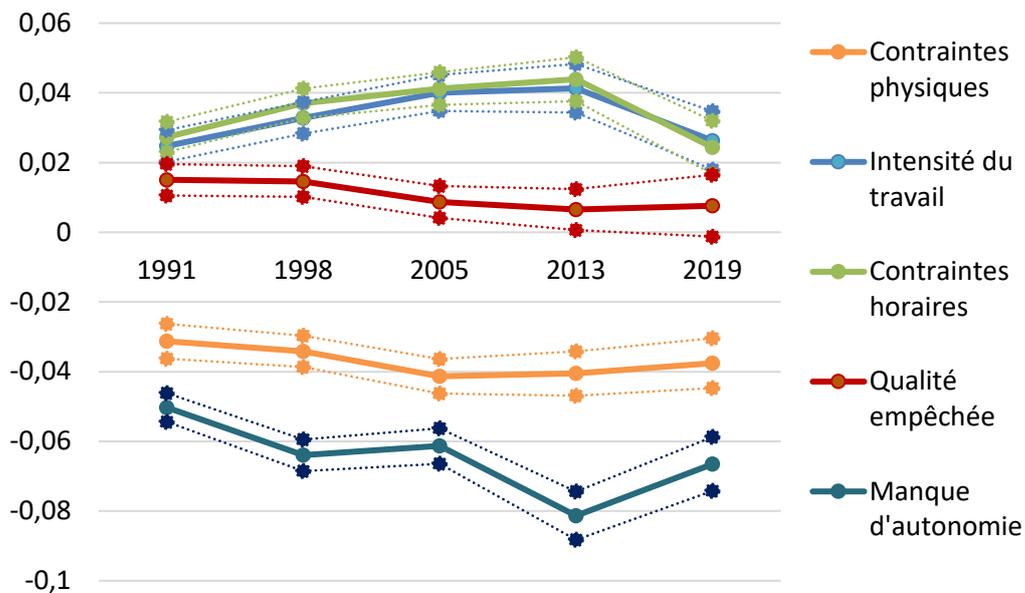
4. Estimations sur les dimensions historiques

4.1. Estimations sur les dimensions historiques par moindres carrés

Dans les études économiques utilisant la méthode des moindres carrés, les équations de salaire peuvent intégrer les conditions de travail. À âge et ancienneté équivalentes, les coefficients dérivés des régressions du salaire net mensuel en fonction des dimensions de conditions de travail confirment la significativité et le sens des relations entre salaire et conditions de travail. Une augmentation d'un écart-type des contraintes physiques est associée à une baisse de 3 % du salaire net mensuel en 1991 ([graphique 3](#) ; [annexe 11](#)). De même, une augmentation du manque d'autonomie est associée à une diminution de 5 % du salaire cette même année. À l'inverse, subir une hausse d'un écart-type des contraintes horaires, de l'intensité du travail ou de la qualité empêchée est associé à un salaire plus élevé, respectivement de près de 2,7 %, 2,5 % et 1,5 %. Entre 1991 et 2019, les effets des conditions de travail sont globalement restés relativement constants pour la plupart d'entre elles. L'effet positif de la qualité empêchée diminue légèrement

jusqu'à ne plus être significatif en 2019, tandis que celui du manque d'autonomie, négatif, s'est renforcé (atteignant -6,6 % en 2019).

Graphique 3 : Effet d'une variation d'exposition aux dimensions de conditions de travail sur le salaire net mensuel moyen



Note : les résultats sont présentés avec des intervalles de confiance à 95 %.

Lecture : une augmentation d'un écart-type des contraintes physiques est associée à une baisse de 3,1 % du salaire net mensuel en 1991.

Contrôles : autres dimensions de conditions de travail, âge, âge², ancienneté.

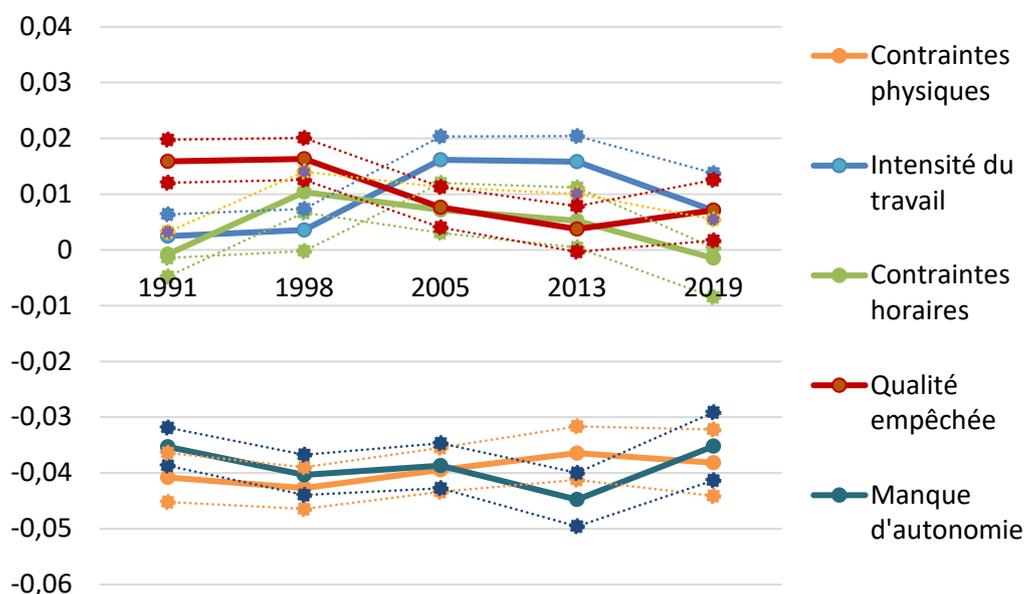
Champ : salariés sans cumul d'emploi âgés de 18 à 60 ans, France métropolitaine.

Source : Dares-Insee, enquêtes Conditions de travail, 1991, 1998, 2005, 2013, 2019.

Ensuite, le salaire est ajusté en fonction du temps de travail, en divisant le salaire net mensuel par le nombre d'heures hebdomadaires déclarées. Cet indicateur permet de tenir compte des écarts importants de quotité de travail entre femmes et hommes, avec plus de 80 % des emplois à temps partiel occupés par des femmes (Beatriz et Erb, 2024). Il reflète également les variations et les différences dans les heures travaillées au cours des trente dernières années (voir [annexe 12](#)). Toujours à âge et ancienneté équivalente, la relation entre conditions de travail et salaire est globalement moins prononcée pour le salaire net en EQTP que pour le salaire net moyen ([graphique 4](#) ; [annexe 13](#)). En 1991, le manque d'autonomie était associé à une réduction de salaire mensuel de 5 %, mais à une réduction moindre, de 3,5 %, du salaire en EQTP. De même, les associations positives entre salaire moyen et contraintes horaires ou encore l'intensité du travail, s'atténuent lorsqu'il s'agit du salaire en EQTP. Cela suggère que les salariés confrontés à

de fortes contraintes horaires ou une forte intensité du travail effectuent également un volume d'heures travaillées plus élevé que la moyenne.

Graphique 4 : Effet d'une variation d'exposition aux dimensions de conditions de travail sur le salaire net en EQTP



Note : Les résultats sont présentés avec des intervalles de confiance à 95 %.

Lecture : Une augmentation d'un écart-type des contraintes physiques est associée à une baisse de 4,1 % du salaire net en équivalent temps plein en 1991.

Contrôles : autres dimensions de conditions de travail, âge, âge², ancienneté.

Champ : salariés sans cumul d'emploi âgés de 18 à 60 ans, France métropolitaine.

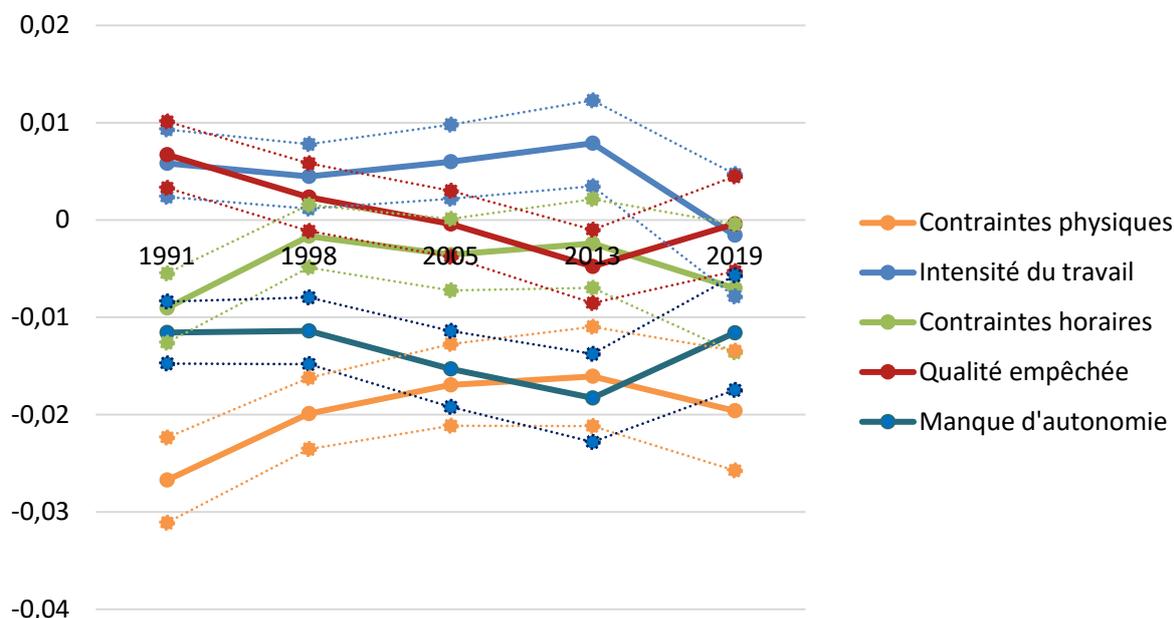
Source : Dares-Insee, enquêtes *Conditions de travail*, 1991-2019.

Enfin, une régression du logarithme du salaire net en EQTP est effectuée en incorporant l'ensemble des variables de contrôle : des caractéristiques individuelles (autres conditions de travail, âge, âge au carré, ancienneté, nombre d'années d'études, nombre d'années d'études au carré, nationalité et sexe) ; des caractéristiques de l'emploi (quotité de travail, type de contrat de travail) ; des données relatives à l'employeur (taille d'entreprise, type d'employeur) et au contexte du marché du travail (taux de chômage régionalisé).

La profession n'est pas ajoutée directement comme variable de contrôle. En effet, la profession est corrélée fortement à la fois à la rémunération et aux conditions de travail (voir [annexe 7](#) ; Amira et Ast, 2014 ; Donne *et al.*, 2023). Neutraliser par la profession masque alors le rôle de la profession dans la détermination du salaire et le rôle de la profession dans la détermination des conditions de travail. En l'occurrence, on suppose que la rémunération rétribue les compétences requises sur le poste. Les caractéristiques de l'emploi, le niveau d'études et d'ancienneté sont alors un bon proxy de la profession mais dépendent moins des conditions de travail. Elles expliquent une partie de la variance sans sur-identifier le modèle. Toutefois pour compléter l'analyse, la distinction selon la PCS est systématiquement faite par la suite.

Une fois prises en compte ces caractéristiques, les effets des conditions de travail sont fortement réduits, mais il persiste un effet négatif significatif des contraintes physiques et du manque d'autonomie sur le salaire net en EQTP ([graphique 5](#) ; [annexe 14](#)). Pour l'intensité du travail, l'effet reste positif jusqu'en 2013, mais en 2019, il n'est plus statistiquement significatif. Quant à la qualité empêchée, son effet est légèrement positif en 1991, négatif en 2013, et surtout non significatif aux autres dates. L'effet des contraintes horaires apparaît significativement négatif en 1991, en 2005 et en 2019.

Graphique 5 : Effet d'une variation d'exposition aux dimensions de conditions de travail sur le salaire net en EQTP, après contrôle



Note : Les résultats sont présentés avec des intervalles de confiance à 95 %.

Lecture : À autres caractéristiques contrôlées égales, une augmentation d'un écart-type des contraintes physiques est associée à une baisse de 2,7 % du salaire en équivalent temps plein en 1991

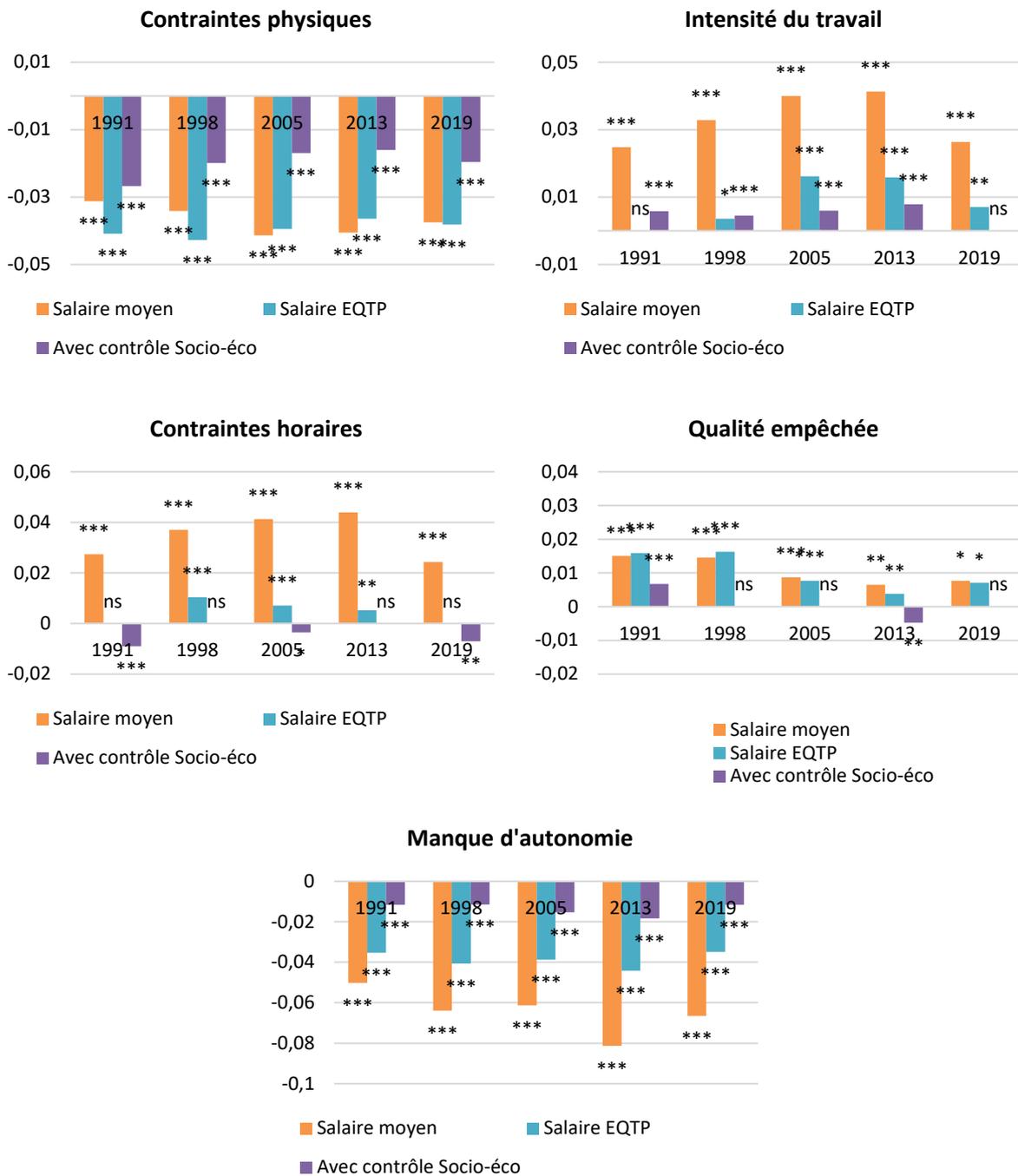
Contrôles : autres dimensions de conditions de travail, âge, âge², ancienneté, nombre d'années d'études et nombre d'années d'études au carré, sexe, nationalité, quotité de travail, type de contrat de travail, taille d'entreprise, type d'employeur et taux de chômage régionalisé.

Champ : salariés sans cumul d'emploi âgés de 18 à 60 ans, France métropolitaine.

Source : Dares-Insee, enquêtes *Conditions de travail*, 1991-2019.

Pour les contraintes physiques et le manque d'autonomie, l'ajout des variables de contrôle individuelles et structurelles capte entre la moitié et les deux tiers des effets sur le salaire en EQTP (graphique 6). De plus, la corrélation entre la qualité empêchée et le salaire, diminue fortement et n'est plus significative notamment en 2019. Pour les dimensions de conditions de travail « temporelles », intensité du travail et contraintes horaires, c'est la quotité de travail (passage du salaire moyen au salaire en EQTP) qui absorbe l'essentiel de la compensation salariale liée aux conditions de travail. Mais ces résultats globaux peuvent masquer une forte hétérogénéité selon les caractéristiques individuelles. Pour l'identifier, les modèles sont séparés en fonction du genre, de la catégorie socio-professionnelle, du segment d'emploi et de l'âge des individus.

Graphique 6 : Comparaison des estimations d'une variation d'exposition aux dimensions de conditions de travail sur le salaire net



Note : *** : significatif à 1 % ; ** : à 5 % ; * : à 10 %. ns : non significatif

Salaire EQTP avec contrôles socio-économiques : autres dimensions de conditions de travail, âge, âge², ancienneté, nombre d'années d'études et nombre d'années d'études au carré, sexe, nationalité, quotité de travail, type de contrat de travail, taille d'entreprise, type d'employeur et taux de chômage régionalisé.

Champ : salariés sans cumul d'emploi âgés de 18 à 60 ans, France métropolitaine.

Source : Dares-Insee, enquêtes *Conditions de travail*, 1991, 1998, 2005, 2013, 2019.

Par genre

Les femmes et les hommes bénéficient de (dé)valorisations globalement similaires des conditions de travail sur le salaire en EQTP, c'est-à-dire que le signe, positif ou négatif, du lien entre conditions de travail et salaire en EQTP est identique dans les deux cas, lorsque celui-ci est significatif ([annexe 15](#)). L'effet est ainsi systématiquement et significativement à la baisse pour les contraintes physiques et le manque d'autonomie. Toutefois, une augmentation des contraintes physiques parmi les hommes est associée à une baisse plus importante du salaire en EQTP par rapport aux femmes (excepté en 2013). Cette tendance est aussi observée pour le manque d'autonomie. À l'inverse, les contraintes horaires sont associées à un malus salarial en moyenne plus élevé pour les femmes que pour les hommes (sauf en 2013), mais les liens sont moins souvent significatifs.

Afin de préciser ces résultats, un effet d'interaction entre les dimensions de conditions de travail et le genre des salariés est inclus dans les modèles ([annexe 16](#)). En ce qui concerne les contraintes physiques, l'effet sur le salaire en EQTP est significativement moins défavorable pour les femmes que pour les hommes en 1991 et 2005. Mais cet écart entre femmes et hommes est non significatif en 1998 et 2019, et même négatif en 2013. Les coefficients d'interaction pour la qualité empêchée sont significativement positifs pour les femmes en 1991 et 2013. Pour les contraintes horaires et l'intensité du travail, l'effet sur le salaire était en défaveur des femmes par rapport aux hommes en 1991, depuis les différences ne sont pas significatives. Enfin, pour le manque d'autonomie, il est en faveur des femmes, comparativement aux hommes, de 1991 à 2019 (sauf en 2005). Toutefois, ces différences entre femmes et hommes sont relativement minimes : aucun des coefficients d'interaction ne dépasse, en valeur absolue, 2 % du salaire par écart-type de conditions de travail.

Au final, les relations entre salaires et conditions de travail évoluent dans le même sens selon le genre. Les hommes ont des malus salariaux plus importants associés aux contraintes physiques et au manque d'autonomie ; les femmes des malus plus élevés pour les contraintes horaires.

Par catégorie socio-professionnelle

Ces différences entre les genres reflètent bien sûr des disparités dans la composition professionnelle. Une manière de l'identifier consiste à distinguer les ouvriers et employés des cadres et professions intermédiaires ([annexe 17](#)). Le malus salarial associé à des contraintes

physiques est plus fort parmi les cadres et professions intermédiaires (de l'ordre de 2 %) que parmi les ouvriers et employés (de l'ordre de 1 % en 1991 et 1998, et par la suite non significatif). Cet écart entre catégories socio-professionnelles est plus prononcé pour l'intensité du travail : les ouvriers et employés bénéficient d'un bonus salarial (hormis en 2019) tandis que les cadres et professions intermédiaires ont un malus significatif en 1991, 1998 et 2019. Pour les autres dimensions, les différences entre catégories socio-professionnelles ne sont pas significatives.

Ces résultats ne vont pas de soi, et vont plutôt à l'encontre de la théorie économique sur la compensation : les emplois plus qualifiés bénéficient d'une moindre prise en charge monétaire des pénibilités. Cela suggère que le travail des ouvriers et employés, plus normé, intègre en partie de manière plus efficace ces formes de pénibilité.

Ainsi, en 2019, les cadres et professions intermédiaires ont des malus salariaux associés aux contraintes physiques, à l'intensité du travail et aux contraintes horaires, plus importants que les ouvriers et employés. Pourtant 30 ans plus tôt, certaines situations étaient associées à des bonus : sur l'intensité du travail pour les ouvriers et employés ; sur le manque d'autonomie pour les cadres et professions intermédiaires.

Par secteur d'activité

Une hypothèse est que les salariés occupant des postes qualifiés mais exposés à de fortes pénibilités correspondent à des sous-segments de l'emploi moins reconnus, comme certains métiers médico-sociaux (Aziza, 2017). Des régressions sont menées séparément sur les secteurs d'activité, en distinguant l'agriculture et l'industrie du secteur tertiaire (des services marchands ou non marchands) ([annexe 18](#)). Pour les contraintes physiques, le malus est particulièrement marqué parmi le secteur tertiaire marchand. De plus, les contraintes horaires sont compensées monétairement dans l'industrie (et agriculture), mais dévalorisées dans le tertiaire marchand. Ces situations pourraient correspondre à des métiers, comme par exemple ceux de la restauration ou du nettoyage, associant faibles rémunérations et pénibilités élevées (Devetter *et al.*, 2021).

En revanche, le manque d'autonomie est systématiquement associé à un malus salarial. Ces malus sont plus prononcés dans l'industrie et l'agriculture que dans le tertiaire et, au sein du tertiaire, dans le tertiaire marchand que dans le tertiaire non marchand (où les coefficients estimés ne sont pas systématiquement significatifs). Il est probable que les postes les plus

déqualifiés des chaînes de production (ou encore les ouvriers agricoles) fassent l'objet d'une reconnaissance monétaire moindre par rapport aux postes qui valorisent une plus large autonomie, tels qu'agent polyvalent, contremaître ou ingénieur.

Par tranche d'âge

Enfin, l'évolution des liens entre salaire et pénibilité entre 1991 et 2019 pourrait-elle être attribuée à des différences entre générations ? Afin de répondre à cette question, des modélisations sont réalisées de manière distincte entre deux tranches d'âge, les moins de 40 ans et les 40 ans et plus ([annexe 19](#)). Pour les contraintes physiques, le malus monétaire est plus important pour les salariés plus âgés, bien qu'en baisse en 1998 et 2005, il est similaire entre 1998 et 2019. Pour les contraintes horaires, le malus diminue et n'est plus significatif que pour les plus âgés en 2019. L'intensité du travail et la qualité empêchée sont associées à des bonus dans des proportions similaires selon l'âge (compte tenu des écarts-types des estimations), mais surtout pour la décennie 1990. Par contre, le manque d'autonomie est négativement associé au salaire en 1991, dans des proportions similaires pour les deux tranches d'âge ; cependant, en 2019, l'écart s'est creusé nettement en défaveur des 40 ans et plus.

Ces résultats suggèrent en premier lieu que le fait d'occuper un poste avec des pénibilités est moins valorisé au cours de la seconde moitié de carrière, probablement car les postes les plus pénibles sont progressivement abandonnés avec l'ancienneté. Une partie de la génération de moins de 40 ans de 1991 compose la génération des plus de 40 ans de 2019, pour qui les malus liés aux contraintes physiques ou au manque d'autonomie se sont accentués. Les personnes de ces générations qui sont restées sur les postes les plus difficiles ont un malus salarial ainsi augmenté.

Pour résumer, la relation entre conditions de travail et salaires est de même nature, bien que dans certains cas d'ampleur un peu différente, pour les femmes et pour les hommes. Les seules différences apparaissent liées à des effets de structure dus à la composition professionnelle et sectorielle. Les cadres et professions intermédiaires ont notamment des malus salariaux associés à l'intensité du travail et aux contraintes physiques, supérieurs à ceux des ouvriers et employés (pour l'intensité du travail, ces derniers bénéficient même d'un bonus salarial). Par ailleurs, contraintes physiques et contraintes horaires sont associées à des malus accrus au sein du

secteur tertiaire marchand. Enfin, en l'espace de 30 ans, des compensations monétaires ont disparu (voire dans quelques cas ont été remplacées par des malus), en particulier pour l'intensité du travail parmi les ouvriers et employés, dans l'industrie ou parmi les moins de 40 ans ; pour le manque d'autonomie parmi les cadres et professions intermédiaires ; pour la qualité empêchée parmi les moins de 40 ans.

4.2. Estimations sur les dimensions historiques par quintile

La décomposition par quintile est une méthode utilisée pour distinguer les différents segments d'emploi (Fernandez et Nordman, 2009). Le secteur primaire est associé à des salaires plus élevés, à l'inverse le secteur secondaire correspond à des emplois peu qualifiés et des rémunérations plus basses. Cette approche va au-delà des distinctions basées sur les secteurs d'activité ou les métiers. Elle met en lumière les hiérarchies occupationnelles (ségrégation professionnelle) ainsi que les différences intra-professionnelles. Par exemple, elle intègre des différences de rémunération à un métier donné selon l'employeur. De plus, grâce au fait qu'elle s'appuie sur la hiérarchie salariale, elle tient compte des promotions et des événements de carrière.

L'effet moyen des conditions de travail sur le salaire masque le fait que la valorisation monétaire de ces conditions de travail peut varier en fonction de la position dans la distribution des salaires, que ce soit en haut, au milieu ou en bas. Pour rappel, les théories plus récentes sur la compensation différentielle anticipent des compensations salariales plus importantes dans les échelons supérieurs de la distribution que dans les échelons inférieurs. Une régression quantile permet d'estimer l'effet d'une variable (ici une dimension des conditions de travail) sur l'ensemble de la distribution des salaires (ici les quatre quintiles de la distribution du logarithme du salaire en EQTP).

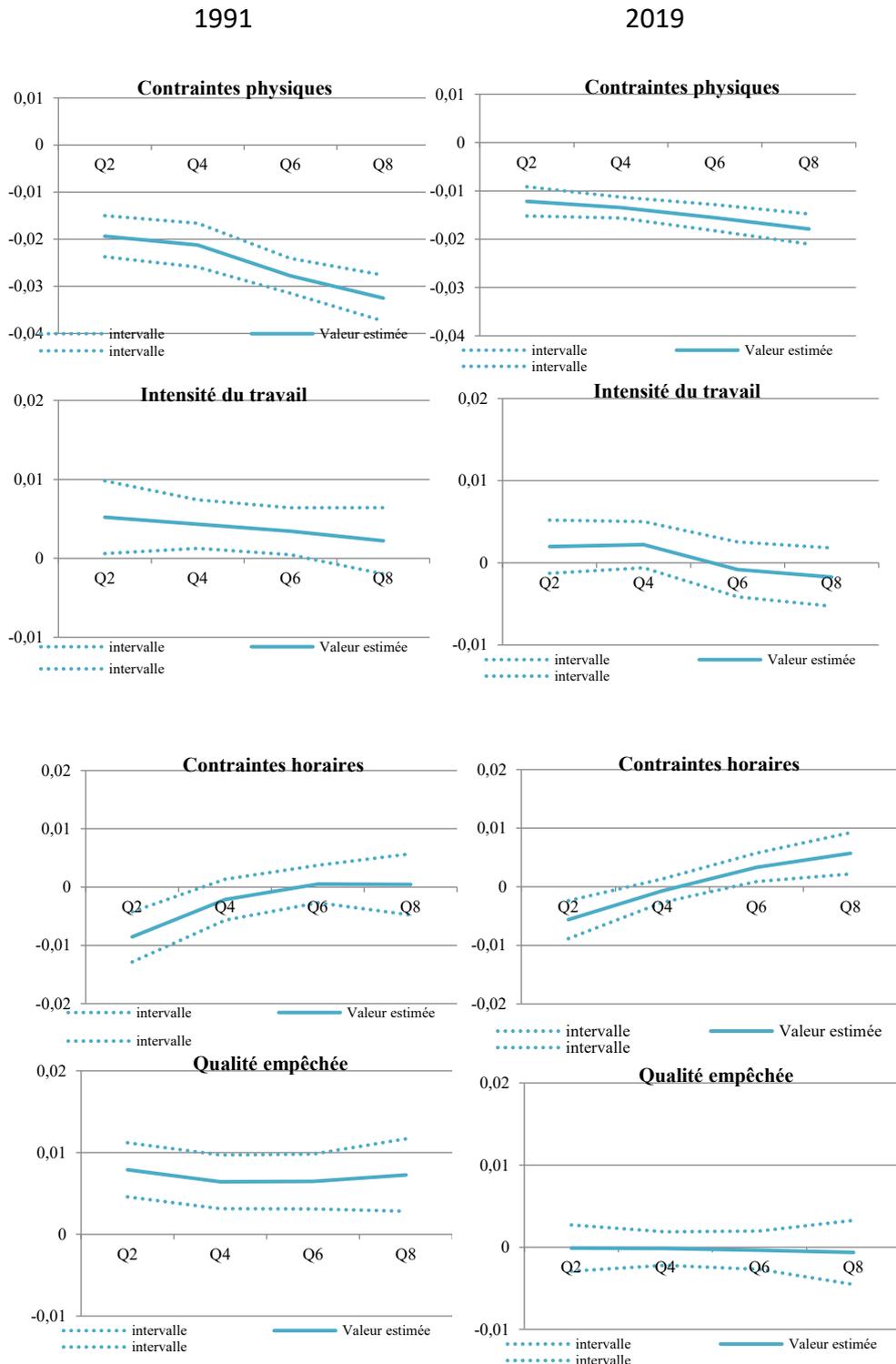
En 1991, après contrôle des effets de structure, le malus salarial associé à la pénibilité physique s'accroît en montant dans la distribution : il est de 2 % par écart-type pour le premier quintile des revenus, et atteint 3 % pour le dernier quintile ([graphique 7](#)). En 2019, ce malus salarial existe encore mais il est moins fort et la pente est moins prononcée le long de la distribution. De même, le manque d'autonomie est associé à de plus faibles salaires en 1991 tout comme en 2019, et ce à tous les niveaux de la distribution. En revanche, l'intensité du travail est valorisée positivement

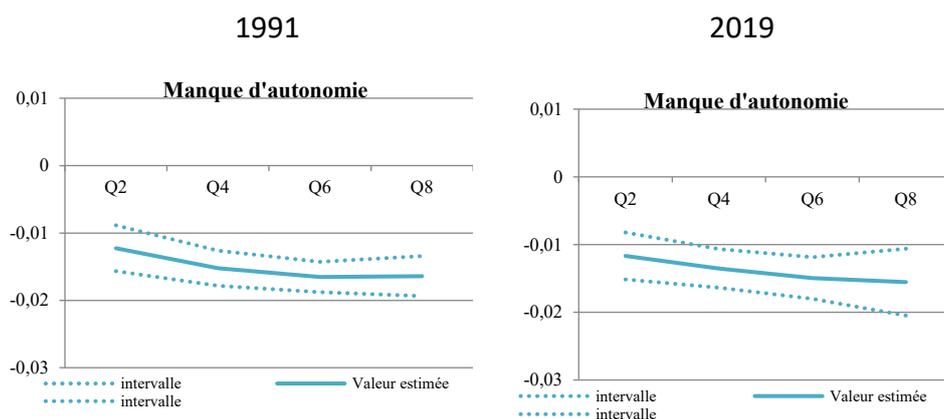
en 1991, sauf pour le dernier quintile (coefficient non significatif) ; son effet n'est plus significatif en 2019, quel que soit l'échelon de la distribution des salaires considéré.

Les contraintes horaires ne sont valorisées que pour les échelons supérieurs de la distribution en 2019 (ce qui n'était pas le cas trente ans auparavant), alors que les emplois à bas salaires subissent une réduction monétaire. En 1991, la qualité empêchée apporte une prime salariale tout le long de la distribution (de moins d'un pourcent de salaire par écart-type du score de qualité empêchée). Celle-ci n'est plus significative en 2019. Cette évolution est sans doute liée en partie aux changements de composition de la main d'œuvre, notamment la hausse du volume d'emplois de cadres et de professions intermédiaires. Elle peut aussi refléter des situations de tension économique au sein des entreprises.

Ainsi, le postulat (issu de la théorie de la segmentation) d'une dévalorisation en bas de distribution et de compensation salariale pour les plus hauts salaires n'est vérifié que pour les contraintes horaires. Ces contraintes, bien que facilement objectivables (Baudelot et Gollac, 1993), sont davantage présentes sur le segment secondaire des emplois déqualifiés et précaires qui cumulent bas salaires et pénalisation de ces formes « temporelles » de risques-psycho-sociaux. Les contraintes horaires sont monétairement compensées pour les postes valorisant une présence prolongée, souvent associée à des responsabilités hiérarchiques.

Graphique 7 : Estimations quintiles des compensations monétaires (salaire net en EQTP) des conditions de travail pénibles en 1991 et 2019





Contrôles : autres dimensions de conditions de travail, âge, âge², ancienneté, nombre d'années d'études et nombre d'années d'études au carré, sexe, nationalité, quotité de travail, type de contrat de travail, taille d'entreprise, type d'employeur et taux de chômage régionalisé.

Lecture : À autres caractéristiques contrôlées égales, une augmentation d'un écart-type des contraintes physiques est associée à une baisse de 2,0 % du salaire en EQTP au niveau du 1^{er} quintile (Q2) de la distribution des salaires en EQTP en 1991.

Champ : salariés sans cumul d'emploi âgés de 18 à 60 ans, France métropolitaine.

Source : Dares-Insee, enquêtes *Conditions de travail*, 1991, 2019.

Selon le genre

L'approche par régression quantile fournit aussi des précisions sur les différences moyennes entre hommes et femmes ([annexe 20](#)).

Il n'y a pas ou que peu de différences dans les effets mesurés pour les femmes et les hommes en matière de contraintes physiques et d'intensité du travail. En 1991, les femmes comme les hommes voient leurs contraintes physiques associées négativement au salaire. Toutefois, si la pénalité salariale augmente en montant dans la distribution des revenus pour les hommes, elle reste constante pour les femmes, sauf pour le dernier quintile (pénalité plus forte). En 2019, ce malus salarial persiste et, cette fois-ci, demeure constant le long de la distribution pour les deux genres. En 1991, l'intensité du travail est positivement corrélée au salaire sur l'ensemble de la distribution, uniquement pour les hommes. En 2019, l'effet n'est significatif ni pour les hommes ni pour les femmes, sauf au niveau du premier quintile pour ces dernières (où il est positif).

En revanche, les écarts de genre sont notables pour les contraintes horaires. En 1991, le salaire des hommes est diminué en cas de contraintes horaires en bas de la distribution (premier quintile) et augmenté pour les quintiles du haut de la distribution (troisième et quatrième quintile). Pour les femmes, la relation est négative (malus salarial) et quasi-stable sur toute la distribution des revenus. En 2019, le résultat est identique pour les hommes, mais la corrélation entre salaire et contraintes horaires n'est désormais plus significative pour les femmes.

Les effets de la qualité empêchée et du manque d'autonomie sont légèrement moins marqués et moins différenciés selon le genre. En 1991, la qualité empêchée a plutôt un effet positif sur le salaire des femmes et dans une moindre mesure sur celui des hommes. Trente ans plus tard, la corrélation entre ce risque psychosocial et le salaire n'est plus significative, sauf pour les hommes à partir du deuxième quintile des salaires (qui font l'objet d'un malus salarial). Pour le manque d'autonomie, la pénalité est plutôt constante le long de la distribution des salaires pour les femmes, et légèrement en baisse pour les hommes en 1991. En 2019, le malus est présent pour les deux genres, bien qu'il diminue légèrement en montant dans la distribution pour les deux groupes. Pour les deux périodes, le malus reste cependant plus marqué pour les hommes que pour les femmes.

En conclusion, l'hypothèse de compensation spécifique aux hauts salaires n'est donc pas confirmée, à l'exception notable des contraintes horaires pour les hommes, ce qui peut s'expliquer par des différences occupationnelles (spécificité des métiers à fortes contraintes horaires majoritairement exercés par les hommes).

Selon la catégorie socio-professionnelle

Les régressions quantiles sont reproduites en distinguant deux groupes socio-professionnels à partir de la profession (PCS) : d'un côté les employés et ouvriers et de l'autre les cadres et professions intermédiaires ([annexe 21](#)). La relation entre contraintes physiques et salaire est similaire (négative et en déclin en s'élevant dans la distribution) pour les deux groupes socio-professionnels, à la fois en 1991 et en 2019. Pour le manque d'autonomie, le même constat peut être fait pour les employés et ouvriers : une association négative, plus marquée quand le salaire s'accroît ; en revanche, pour les cadres et professions intermédiaires, la relation n'était pas significative en 1991 mais devient négative pour tous les quintiles en 2019.

Effectuer des tâches physiques ou pénibles, et dans une moindre mesure un travail normé avec peu d'autonomie, reste peu reconnu voire dénigré, quelle que soit la catégorie ou la position occupée. Cependant, cette dévalorisation est encore plus marquée lorsque les salaires sont élevés et les postes plus qualifiés, c'est-à-dire quand les pénibilités sont *a priori* moins fréquentes.

En revanche, pour l'intensité du travail, la relation avec le salaire est légèrement positive (bonus salarial) et stable le long de la distribution pour les employés et ouvriers, tant en 1991 qu'en

2019. Les cadres et professions intermédiaires présentent une relation négative pour les revenus les plus élevés, spécifiquement aux troisième et quatrième quintiles en 1991 et au dernier (quatrième) en 2019. En ce qui concerne les contraintes horaires, une relation croissante entre celles-ci et le salaire est constatée pour les employés et ouvriers en 1991 et en 2019. Pour les cadres et professions intermédiaires, cette relation n'est jamais significative (sauf pour le premier quintile en 2019, où elle est négative). Cela suggère que le rythme de travail et les contraintes horaires sont clairement identifiés dans les métiers moins qualifiés, mais semblent être soit ignorés, soit pénalisés dans les professions plus qualifiées.

Il semble que la reconnaissance de la qualité empêchée ait diminué au cours des 30 dernières années pour les deux groupes socio-professionnels. Pour les employés et ouvriers, la relation entre le salaire et la qualité empêchée était stable le long de la distribution et positive en 1991, mais elle devient non significative en 2019. Pour les cadres et professions intermédiaires, cette relation, non-significative en 1991, est devenue négative en 2019.

4.3. Estimations par indicateur

Les estimations basées sur des indicateurs synthétiques offrent une approche quantitative des conditions de travail pénibles. Mais les indicateurs synthétiques sont par construction composites, et les salariés vivent dans leur poste des combinaisons très variées de situations de travail. Il est aussi possible que les employeurs ne valorisent ou dévalorisent que certaines spécificités du travail. Ces critères peuvent dépendre de raisons juridiques, comme le travail du dimanche, les astreintes, ou de particularités liées à la reconnaissance sociale ou économique de certaines formes de pénibilités. Afin de prendre en compte ces nuances, la modélisation précédente est répétée à l'identique en substituant à l'indice centré réduit d'une dimension des conditions de travail chaque indicateur binaire qui le compose ([annexe 22](#)).

En 1991, parmi les 15 indicateurs de contraintes physiques, 13 coefficients présentent une significativité statistique. Parmi eux, 11 reflètent des formes de contraintes physiques associées à des salaires plus faibles, et 2 à des salaires plus élevés (examiner des objets très petits et lire des lettres de petites tailles). En 2019, les effets sont globalement moindres, avec seulement 10 coefficients significatifs. Les associations négatives observées dans les années 1990 sont moins prononcées, et les associations positives de l'époque ne sont plus statistiquement significatives.

Le fait de porter ou déplacer des charges lourdes est, en 1991 comme en 2019, la contrainte qui est associée au plus fort malus salarial.

Parmi les 11 indicateurs d'intensité du travail, les relations sont plus diversifiées. En 1991, 4 indicateurs sont associés positivement et 2 négativement au salaire (occuper différents postes et faire des séries d'opération de moins d'une minute). En 2019, les rythmes imposés par l'extérieur, par les collègues et les normes de moins d'une heure ne sont plus significatifs. Cela explique sans doute l'absence d'un effet moyen positif de l'indice d'intensité en 2019.

Concernant les contraintes horaires, 4 indicateurs pénalisent le salaire tandis que 2 le valorisent en 1991 (travail la nuit et horaires variables ou alternés). Baudelot et Gollac (1993) observaient également un bonus associé au travail de nuit et horaires variables ou alternés. Par ailleurs, ces deux indicateurs font partie du compte professionnel de prévention (C2P) mis en place en 2015. Les valorisations et dévalorisations monétaires sont similaires 30 ans plus tard, sauf pour le travail de nuit et du samedi, qui deviennent non significatifs.

Pour la qualité empêchée, les indicateurs entraînent tous un bonus salarial en 1991, à l'exception de l'impossibilité de coopérer (qui a un effet négatif). En 2019, la plupart des indicateurs n'ont plus d'effet significatif. Seule l'impossibilité de coopérer reste associée à un malus. Ces variations expliquent l'absence d'effet moyen de l'indice de qualité empêchée en 2019.

Enfin, pour le manque d'autonomie, 4 des 6 indicateurs ont un effet négatif sur le salaire en 1991. Seules les interruptions nécessitant un remplacement et l'impossibilité d'interrompre momentanément son travail n'ont pas d'effet significatif. En 2019, la répétition continue de tâches et la prescription des consignes par le supérieur restent associées négativement au salaire, mais ne pas pouvoir interrompre son travail devient également un facteur réduisant le salaire.

Au total, parmi les 45 indicateurs étudiés, 12 facteurs des conditions de travail présentent un lien positif avec la rémunération et 22 un lien négatif en 1991. En 2019, 2 seulement présentent un coefficient (significativement) positif et 18 un coefficient négatif.

Par genre

De nouveau, les effets moyens peuvent masquer une forte hétérogénéité selon le genre ou la catégorie socio-professionnelle. Dans un premier temps, les modélisations par indicateur sont répétées en distinguant les femmes des hommes ([tableau 4](#) ; [annexe 23](#)).

Les modèles par indicateur montrent des corrélations qui, dès lors qu'elles sont significatives à la fois pour les femmes et pour les hommes, sont de même signe pour les deux genres en 2019, à l'exception de l'impossibilité de faire varier les délais (dimension du manque d'autonomie), qui est associée à un bonus monétaire pour les femmes mais un malus pour les hommes. Pour les deux genres, les facteurs négatifs sont toutefois bien plus nombreux que les facteurs positifs. Pour les hommes, 23 facteurs sont négatifs sur le salaire contre 16 positifs en 1991, tandis qu'en 2019, ce rapport est de 17 négatifs contre 3 positifs. Pour les femmes, cette disparité est également présente, bien que dans une moindre mesure, avec 17 facteurs négatifs contre 13 positifs en 1991, et 9 négatifs contre 1 positif en 2019. Il semble donc y avoir une disparité significative dans les facteurs associés au salaire entre hommes et femmes, avec une prédominance de facteurs aussi bien significativement négatifs ou positifs chez les hommes ; par ailleurs, pour les deux genres, le nombre de facteurs pour lesquels une corrélation significative avec le salaire est détectée a sensiblement diminué en l'espace de 30 ans, tout particulièrement ceux associés à un bonus.

Dans le détail, en 2019, une différence importante porte sur les contraintes physiques. Pour les hommes, 9 indicateurs sur 15 sont associés négativement au salaire, contre 3 indicateurs pour les femmes, les autres coefficients ne sont pas significatifs. À l'inverse, parmi les indicateurs d'intensité du travail, deux associations sont positives mais uniquement pour les hommes : devoir interrompre une tâche et les rythmes imposés par d'autres contraintes techniques.

Pour les contraintes horaires, toujours en 2019, 3 indicateurs sont associés à un malus pour les femmes contre 2 pour les hommes. Pour la qualité empêchée, l'impossibilité de coopérer est associée négativement au salaire pour les deux genres tandis que le fait de disposer d'informations peu claires et insuffisantes est associé positivement au salaire uniquement pour les hommes. Enfin pour le manque d'autonomie, 3 indicateurs sont associés à un malus pour les hommes contre 1 indicateur pour les femmes (outre l'association positive, pour ces dernières, de l'impossibilité de faire varier les délais). En particulier, le travail prescrit (les supérieurs indiquent ce qu'il faut faire et comment il faut faire) est associé à un malus salarial uniquement pour les hommes.

Ces différences semblent être liées à la ségrégation professionnelle entre les genres. Les ouvriers, plus fréquemment des hommes, exercent plus souvent des tâches pénibles moins valorisées par rapport à certaines activités de services valorisant les qualifications et les diplômes. Ce raisonnement semble s'appliquer également au manque d'autonomie. À l'inverse, les employés, principalement des femmes, ont de nombreuses contraintes horaires ou une forte intensité du travail ; elles travaillent notamment dans le secteur du commerce, de la vente, ce qui peut expliquer par exemple le malus monétaire des femmes sur la cadence automatique, typique du travail de caisse.

En 1991, les malus monétaires des contraintes physiques étaient systématiquement plus marqués pour les hommes que pour les femmes. Il y avait en outre une différence notable selon le genre : les risques d'accident de circulation semblaient apporter un avantage salarial pour les femmes mais induisaient un malus pour les hommes. Pour la qualité empêchée en 1991, les résultats sont similaires pour les femmes et les hommes. Mais à chaque fois l'effet est plus marqué pour les femmes, soit négativement soit positivement.

Concernant les contraintes horaires, en 1991, 6 indicateurs entraînaient un malus pour les femmes contre 4 pour les hommes. En particulier, travailler le samedi, le dimanche ou de nuit avait un effet négatif uniquement pour les femmes. Le travail de nuit était légalement interdit aux femmes de 1892 à 2001 (excepté dans certains secteurs dont le médico-social) (Laufer *et al.*, 2001). En 2019, 2 indicateurs ont un effet négatif sur le salaire à la fois des femmes et des hommes, tandis que le fait de déclarer ne pas avoir 48 heures de repos consécutives est associé négativement au salaire des femmes uniquement. Les difficultés pour poser des congés ou le présentéisme, c'est-à-dire le fait de travailler tout en étant malade, sont des phénomènes particulièrement marqués dans des secteurs très féminisés comme la fonction publique hospitalière (Hamon-Cholet et Lanfranchi, 2019).

Tableau 4 : Les associations significatives entre salaire et facteurs des conditions de travail en 2019

2019	Ensemble	Hommes	Femmes
Malus	+ de 5 jours (CH) + de 40 heures (CH) Charges lourdes (CP) Posture pénible (CP) Impossibilité de coopérer (QE) Répétition inf. à une minute (I) Répétition continue (MA) Courants d'air (CP) Vibrations (CP) Pas d'interruption de 48 h (CH) Humidité (CP) Rester debout (CP) Interruption impossible (MA) Instructions fermées (MA) Déplacements (CP) Vigilance (CP) Sanitaires (CP) Saleté (CP)	+ de 5 jours (CH) Charges lourdes (CP) Courants d'air (CP) Rester debout (CP) Impossibilité de coopérer (QE) + de 40 heures (CH) Répétition inf. à une minute (I) Répétition continue (MA) Déplacements (CP) Instructions fermées (MA) Posture pénible (CP) Vibrations (CP) Vigilance (CP) Humidité (CP) Délais invariables (MA) Saleté (CP) Rotation postes (I)	+ de 5 jours (CH) + de 40 heures (CH) Posture pénible (CP) Impossibilité de coopérer (QE) Répétition continue (MA) Charges lourdes (CP) Pas d'interruption de 48 h (CH) Répétition inf. à une minute (I) Humidité (CP)
Bonus	Rythme imposé par autres contraintes techniques (I) Horaires variables (CH)	Rythme imposé par autres contraintes techniques (I) Interruption pour autre tâche (I) Manque d'info (QE)	Délais invariables (MA)

Lecture : le fait de travailler au moins 5 jours par semaine est associé à un malus monétaire en 2019.

Note : CP : contraintes physiques ; I : intensité du travail ; CH : contraintes horaires ; QE : qualité empêchée ; MA : manque d'autonomie

Contrôles : autres dimensions de conditions de travail, âge, âge², ancienneté, nombre d'années d'études et nombre d'années d'études au carré, sexe, nationalité, quotité de travail, type de contrat de travail, taille d'entreprise, type d'employeur et taux de chômage régionalisé.

Champ : salariés sans cumul d'emploi âgés de 18 à 60 ans, France métropolitaine.

Source : Dares-Insee, enquête *Conditions de travail* 2019.

Par catégorie socio-professionnelle

Dans un deuxième temps, les modélisations par indicateur sont reproduites en distinguant les catégories socio-professionnelles ([annexe 24](#)). Sur 45 facteurs étudiés, les ouvriers et employés présentent 10 associations négatives avec le salaire et 6 positives en 2019. Les cadres et professions intermédiaires ont 18 associations négatives et 2 associations positives.

Pour la pénibilité physique, en 2019, 4 facteurs sont associés négativement au salaire des ouvriers et employés contre 11 pour les cadres et professions intermédiaires. À l'inverse, les effets positifs des pénibilités visuelles, en général liées à un travail minutieux, ne se retrouvent que pour les ouvriers et employés.

Pour les contraintes horaires, les cadres et professions intermédiaires présentent uniquement des associations négatives. Par contre, la rémunération des ouvriers et employés est associée positivement à 3 facteurs : le travail de nuit, le travail le samedi et avoir des horaires variables ou alternés. Ce sont des facteurs objectivés par des dispositifs institutionnels, en particulier le compte professionnel de prévention (C2P), avec des seuils pour les horaires alternés et le travail de nuit.

Pour l'intensité du travail, toujours en 2019, les résultats sont assez proches entre les deux groupes. Par exemple, les rythmes imposés par d'autres contraintes techniques sont positivement associés au salaire des deux groupes socio-professionnels. Les deux groupes socio-professionnels présentent par ailleurs chacun un malus : sur les séries de moins d'une minute pour les ouvriers et employés et sur le fait d'occuper différents postes pour les cadres et professions intermédiaires. Pour les dimensions de qualité empêchée et de manque d'autonomie, les résultats sont aussi relativement similaires avec uniquement des facteurs négatifs.

Ces résultats mettent aussi en lumière des tendances contrastées entre les ouvriers/employés et les cadres/professions intermédiaires en l'espace de 30 ans. Chez les premiers, une diminution du nombre de facteurs positifs (de 13 en 1991 à 6 en 2019) et de facteurs négatifs (de 19 à 10) ayant un impact sur le salaire semble indiquer une moindre perception des spécificités de leurs conditions de travail en 2019 par rapport à 1991. En revanche, pour les cadres et professions intermédiaires, une augmentation des malus monétaires (de 15 à 18) et une diminution des facteurs positifs (de 4 à 2) signalent une dégradation possible de la reconnaissance des conditions de travail sur la même période.

En 2019, 6 facteurs de pénibilité physique ne sont plus associés négativement au salaire des ouvriers et employés alors qu'ils l'étaient trente ans auparavant. Au contraire, pour les cadres et professions intermédiaires, les malus monétaires sont plus fréquents, passant de 8 indicateurs concernés sur 15 en 1991 à 11 en 2019. Pour l'intensité du travail, les bonus monétaires sont

devenus bien plus rares pour les ouvriers et employés, passant de 5 facteurs positivement associés au salaire en 1991 à un seul en 2019. Pour les cadres et professions intermédiaires, deux malus ne sont plus significatifs en 2019 et le rythme imposé par une cadence automatique est désormais associé à un bonus.

Pour les contraintes horaires, les évolutions sont moindres. En particulier, pour les ouvriers et employés, le travail le samedi, associé à un malus en 1991, est désormais associé à un bonus. Par ailleurs, s'agissant de la qualité empêchée, toutes les valorisations monétaires positives de 1991 ont disparu en 2019. Pour les ouvriers et employés, 3 facteurs sur 5 étaient associés à un bonus salarial en 1991, contre aucun en 2019, et avoir un temps insuffisant est désormais associé à un malus. Les cadres et professions intermédiaires avaient une association significativement positive en 1991, contre deux négatives en 2019. Enfin, pour le manque d'autonomie, les cadres et professions intermédiaires bénéficiaient de 2 facteurs compensés par un bonus en 1991 contre aucun en 2019. Leurs malus sont également moins fréquents en fin de période, passant de 2 en 1991 à 1 en 2019, tout comme pour les ouvriers et employés (de 4 en 1991 à 2 en 2019).

5. Tests de robustesse

5.1. Imputation sur les valeurs manquantes

La correction de la non-réponse des enquêtes Conditions de travail repose initialement sur une méthode classique de repondération (correction de la non-réponse individuelle par estimation de la probabilité moyenne de réponse au sein de groupes de réponse dits « homogènes », puis calage sur marges). Plus précisément, cette méthode de repondération vise à corriger la non-réponse « totale », c'est-à-dire corriger les défauts de représentativité de l'échantillon utilisé pour les études qui sont induits par le fait que certains individus n'ont pas répondu à l'enquête (absence totale de réponse à l'enquête, le plus souvent suite à un refus ou une impossibilité de joindre l'enquêté). Elle ne permet pas en revanche de corriger la non-réponse « partielle », situation où un individu a globalement répondu à l'enquête mais s'est toutefois abstenu de répondre à certaines questions (dans un nombre limité en général, sinon le questionnaire de l'enquêté est considéré comme inexploitable et l'enquêté est reclassé en non-répondant « total »). Pourtant, la non-réponse partielle occupe une place importante pour quelques variables bien précises. Par exemple, le salaire net mensuel déclaré n'est renseigné que par 88 %

des salariés de l'échantillon exploité ici, soit entre 81 % et 93 % des répondants selon l'édition d'enquête. Ce schéma entraîne un biais de sélection potentiellement non négligeable. Plusieurs raisons peuvent expliquer cette absence de réponse : méconnaissance du salaire, difficultés d'estimation ou de compréhension, biais de désirabilité, biais de motivation ou encore tabou social sur les rémunérations. En 2019, 15 % des salariés n'ont pas répondu à la question sur leurs revenus, 13 % ont indiqué ne pas les connaître et 2 % ont refusé expressément. Pour atténuer ce biais, diverses approches sont employées.

Lorsque les salariés ne fournissent pas de réponse directe concernant leur salaire, elles et ils sont invités à fournir une estimation de leur tranche de revenu. Ainsi, près de 80 % des non répondants en clair déclarent tout de même un revenu en tranches (de 60 % à 90 % selon l'édition d'enquête). Les estimations des compensations monétaires des conditions de travail sont alors réévaluées sur la base de la variable de salaire exprimé en tranches, à l'aide d'une modélisation polytomique ordonnée (Wooldridge, 2013). Les résultats – où l'on compare les compensations ainsi estimées (soit sur les seules réponses en tranches de revenus, soit sur l'ensemble des réponses après conversion en tranches des valeurs en clair) aux compensations estimées dans le cadre des modélisations des parties précédentes (sur le salaire en clair) – sont présentés en annexe ([annexe 25](#)). Globalement, les différentes approches fournissent des résultats globalement cohérents (coefficients de même signe), même si l'ampleur des coefficients estimés peut varier dans certains cas. Une exception notable toutefois, l'indice de contraintes horaires a un effet à la hausse sur le salaire dans les modèles sur le salaire en tranches, mais à la baisse dans les modèles construits sur le salaire en clair. Cela pourrait suggérer que les enquêtés ne fournissant pas de réponse en clair sur leur salaire mais déclarant en tranches ont certaines caractéristiques distinctes des autres répondants.

Dans les variantes des estimations évoquées ci-avant, deux difficultés persistent. Premièrement, une part des répondants à l'enquête n'ont indiqué ni salaire en clair ni salaire en tranches, soit par refus soit par méconnaissance, et demeurent exclus de toutes les modélisations exposées jusqu'ici, alors qu'ils peuvent présenter des caractéristiques spécifiques. Deuxièmement, l'estimation par tranches de revenus peut présenter des biais par rapport à celles s'appuyant sur les valeurs en clair (Afsa, 2016), que cela provienne de la sensibilité aux seuils des tranches, de caractéristiques spécifiques des déclarants en tranches ou, surtout, de la variabilité des salaires au sein d'une même tranche qu'une telle estimation ne permet pas de prendre en compte. Pour

pallier cela, une procédure d'imputation de la non-réponse est alors mise en œuvre. Le mécanisme de non-réponse sous-jacent et la procédure d'imputation se distinguent selon que les données sont manquantes de façon complètement aléatoire (MCAR), de façon partiellement (MAR) ou non aléatoire (MNAR). La technique d'imputation retenue repose sur une méthode de *hot-deck* (Andridge et Little, 2010). Bien qu'initialement recommandée pour traiter les données MAR, cette méthode offre des résultats intéressants sous l'hypothèse MNAR (Siddique et Belin, 2008 ; Sullivan et Andridge, 2015).

La première étape consiste à sélectionner les covariables externes corrélées à la fois à la non-réponse et à la variable d'intérêt, via une régression logistique. Ensuite, dans une seconde étape, ces covariables sont utilisées pour définir des strates au sein desquelles seront sélectionnés des donneurs pour imputer les salaires manquants, à l'aide d'un *bootstrap* (*Approximate Bayesian bootstrap imputation*) (Rubin, 1987). Ce processus d'imputation du salaire est appliqué séparément à chacun des trois schémas suivants de personnes n'ayant pas déclaré de salaire en clair : celles ayant malgré tout répondu en tranches ; celles ayant refusé de répondre (même en tranches) et celles ayant déclaré ne pas savoir répondre (même en tranches).

Les modélisations basées sur les données après cette imputation sont ré-exécutées et leurs résultats comparés à ceux d'origine ([annexe 26](#)). Cette fois-ci, aucune différence significative n'est observée dans les résultats obtenus, ce qui suggère que des effets de seuil et la prise en compte seulement très partielle de la variabilité des salaires, liés à l'utilisation d'une variable en tranches, perturbaient les résultats des variantes précédentes, plutôt que d'éventuelles caractéristiques spécifiques des personnes ne déclarant pas leur salaire en clair. Les estimations des compensations monétaires présentées dans la partie 4 de cette étude sont ainsi robustes vis-à-vis de la prise en compte ou non de la non-réponse partielle relative à la variable de salaire.

5.2. Biais de mesure des dimensions historiques

Le deuxième test de robustesse porte sur l'hypothèse d'un biais de mesure. Les indicateurs de conditions de travail sont regroupés arbitrairement dans chacune des dimensions, elles-mêmes définies de façon théorique. De plus, les dimensions de conditions de travail reposent sur les déclarations des salariés. Bien que ces variables soient formulées de manière la plus objectivable possible, certaines d'entre elles impliquent des aspects subjectifs qui peuvent être interprétés

différemment par les salariés et les producteurs et productrices de l'enquête. La fiabilité de la construction des dimensions est donc à interroger et à discuter.

Une autre méthode, dite *a posteriori*, offre l'avantage de ne pas « contraindre » les données. Les dimensions de conditions de travail sont construites uniquement à partir des déclarations des salariés. Cela permet de corriger les biais théoriques qui pourraient être négligés du fait de variables omises ou d'indicateurs reposant sur des variables inappropriées. De plus, cette méthode restreint le nombre de variables utilisées pour construire ces dimensions, réduisant ainsi le risque de redondance. Enfin, les poids attribués à chaque variable sont déterminés également de façon empirique et non de manière arbitraire.

Pour construire de nouvelles dimensions (ou indices), la technique de l'analyse factorielle exploratoire est retenue (*EFA* ou *AFE* en français). Celle-ci repose sur une analyse en composantes principales avec une rotation oblique, afin de contraindre le moins possible les données (Harman, 1974) et d'en clarifier et simplifier la structure. En effet, l'hypothèse est qu'une variable participe à l'information de la variable latente, sans que celle-ci soit exclusive. Les facteurs peuvent donc être partiellement corrélés entre eux, un raisonnement qui s'applique aux conditions de travail : les facteurs de pénibilité ou de risques psychosociaux ne sont pas exclusifs mais se cumulent ou s'entremêlent.

L'analyse factorielle repose sur une analyse des corrélations entre variables. Elle a pour objectif d'identifier des dimensions homogènes de conditions de travail à partir des questions historiques de l'enquête conditions de travail. L'AFE « vise à découvrir la structure sous-jacente d'un ensemble de variables manifestes ou tout simplement le synthétiser » (Keskpaik, 2011, p.4).

L'AFE comprend l'analyse en composantes principales (ACP) et l'analyse en facteurs communs (AFC). L'ACP a pour but de découvrir la structure de la variance totale en transformant (par une application linéaire) les variables initiales, corrélées entre elles, en variables décorréelées (c'est-à-dire orthogonales) puis en identifiant parmi ces dernières, symbolisées géométriquement par des axes, les quelques-unes expliquant l'essentiel de la variance ; cette méthode est privilégiée pour construire des typologies. L'AFC recherche les variables qui sont des sources communes de variance, en expurgeant la variance propre à chaque variable pour n'expliquer que les corrélations. Cette méthode extrait des communautés de variance (*communality*) nommées « facteurs communs » ou encore « variable latente » (Costello et Osborne, 2005). Pour capter les

différentes communautés, il existe deux méthodes de rotation des axes. La méthode de rotation retenue autorise les axes à ne pas être systématiquement orthogonaux (*promax*). En effet, l'hypothèse d'indépendance complète des variables latentes semble rigide : il est difficile par exemple de concevoir que les contraintes horaires seraient strictement indépendantes de l'intensité du travail.

Parmi les cinq éditions d'enquête, 48 variables dichotomiques¹¹ sont retenues pour l'analyse factorielle exploratoire (AFE) selon la méthode par itération successive proposée par Keskpaik (Keskpaik, 2011). Ces variables n'apparaissent pas excessivement corrélées, mais les « facteurs communs » de huit d'entre elles étant trop faibles (inférieure à 0,11), ces dernières sont retirées. À partir de cette étape, aucune statistique individuelle de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) n'est inférieure à 0,5 et, en cohérence avec ce constat, l'indice KMO global est égal à 0,81. Une deuxième série de variables est alors retirée. L'une d'elles présente des corrélations insuffisantes et sept autres ont des corrélations multiples au carré (*Squared Multiple Correlations* ou SMC) trop faibles. Enfin, une dernière étape permet de soustraire les variables qui présentent des coefficients faibles malgré des participations à plusieurs dimensions.

Après comparaison des matrices factorielles et des *communality* standardisées, les résultats de l'AFC aboutissent à retenir 4 dimensions ([annexe 27](#)). Au total, 28 variables (ou items) servent à construire 4 dimensions historiques¹² qui sont sommées : contraintes physiques (9 variables), intensité du travail (9 variables), contraintes horaires (5 variables), qualité empêchée (7 variables). 17 variables ne participent pas à la construction des dimensions et sont retirées. Les noms des dimensions font clairement référence aux termes utilisés dans la littérature internationale et repris en France dans le rapport Gollac-Bodier. De plus, les variables proposées dans le rapport pour chacune des dimensions correspondent et concordent avec celles retrouvées de manière empirique. À l'exception du manque d'autonomie, qui ne ressort pas comme une dimension dans l'analyse *a posteriori*, les quatre autres dimensions *a priori* recourent de ce fait les indicateurs construits *a posteriori*, auxquels elles pourront être comparées.

¹¹ Trois variables n'avaient pas été retenues dans le modèle principal car elles n'avaient pas été classées par Davie ou Coutrot. Pour ne pas perdre d'informations, elles sont ici ajoutées ; notamment, le fait d'utiliser un ordinateur portable participe à la construction de deux dimensions *a posteriori* (dans des sens inverses).

¹² Deux des 28 variables contribuant à deux dimensions chacune.

La levée de la restriction stricte sur l'orthogonalité des dimensions a deux conséquences. La première est que les facteurs de contraintes physiques et d'intensité du travail sont sensiblement corrélés (annexes 28 et 29). La seconde est la répétition de deux variables dans 2 dimensions. L'usage d'un ordinateur portable contribue à la dimension de la qualité empêchée (il « aggrave » la qualité empêchée, c'est-à-dire qu'il constitue un facteur de dégradation de la qualité des conditions de travail) et à la dimension des contraintes physiques (il « améliore » les contraintes physiques, c'est-à-dire qu'il constitue un facteur d'amélioration de la qualité des conditions de travail). De même, la dépendance du rythme de travail aux collègues fait partie des dimensions d'intensité du travail et de celles de la qualité empêchée, dans un sens positif (au sens où c'est un facteur d'accroissement de ces deux dimensions). Dans le modèle *a posteriori*, l'Alpha de Cronbach est proche de 0,7 pour trois dimensions (tableau 5), signe que le jeu de variables de chaque dimension est équilibré, sans absence de corrélation ni excès. Le coefficient de la dimension de la qualité empêchée, s'il s'améliore par rapport à la version *a priori*, reste cependant plus faible.

Tableau 5 : Test de l'Alpha de Cronbach pour chacune des dimensions historiques

	Dimensions	Nombre de variables	Alpha de Cronbach
Version <i>a posteriori</i>	Contraintes physiques	9	0.69
	Intensité du travail	9	0.69
	Contraintes horaires	5	0.70
	Qualité empêchée	7	0.54

Champ : salariés sans cumul d'emploi âgés de 18 à 60 ans, France métropolitaine.

Source : Dares-Insee, enquêtes *Conditions de travail*, 1991, 1998, 2005, 2013, 2019.

En version *a posteriori*, 17 variables sont retirées lors de la construction des dimensions. Si intuitivement ces variables semblent pouvoir être ajoutées aux dimensions car ce sont des contraintes physiques (être debout, lire de petits caractères, ...) ou des contraintes de rythme (plus de 40 heures de travail par semaine, contrôle horaires, travail interrompu...), elles ne représentaient pas un caractère unidimensionnel lors de l'analyse de la variance. Ces variables peuvent cependant être analysées en propre et de manière autonome. Elles suggèrent en creux l'existence de sous-dimensions des conditions de travail. Mais elles peuvent aussi traduire des erreurs de mesures causées par des biais méthodologiques de formulation ou de compréhension du questionnaire.

Les résultats indiquent que la relation entre le salaire net en EQTP et les contraintes physiques est similaire que l'on utilise l'indicateur *a priori* ou *a posteriori*, malgré un mode de détermination de ces deux indicateurs très différent (annexes 30 et 31). C'est le cas également pour les contraintes horaires, même si l'intensité de la relation diminue avec la méthode *a posteriori*. Le bonus salarial de la qualité empêchée est davantage accentué dans la version *a posteriori*, au moins jusqu'en 2013. En revanche, l'intensité du travail, qui a un effet légèrement positif avec l'indicateur *a priori*, a un effet légèrement négatif en retenant l'indicateur *a posteriori*. Ces écarts s'expliquent par des modalités de calcul différentes et reflètent les choix méthodologiques. En particulier, deux des variables ajoutées à la dimension d'intensité du travail en version *a posteriori* ont un effet négatif sur le salaire : ne pas entendre à 2 ou 3 mètres et répéter continuellement une série de gestes. Ainsi, l'intensité du travail, dans sa version réduite aux contraintes de rythmes, reste peu reconnue, à l'instar du travail à la chaîne, qui reste pourtant présent : « il a diminué dans la construction automobile ; mais il s'est développé dans l'alimentaire » (Gollac *et al.*, 2014).

6. Conclusions et discussions

À travers une analyse longitudinale s'étalant sur 30 ans en France, l'objectif de cette étude est d'explorer la présence de compensations salariales en réponse à des conditions de travail difficiles. Les résultats révèlent une stabilité relativement importante des éventuelles compensations salariales des conditions de travail sur cette période : la majorité des 45 critères examinés montrent une absence de lien significatif entre le salaire et les facteurs de pénibilité, au début de la période analysée et encore plus à la fin de cette dernière. Les salaires nets en EQTP ne semblent notamment pas augmenter en réponse à un accroissement de la plupart des formes d'intensité de travail ou de contraintes horaires analysées dans cette étude. Par ailleurs, les contraintes physiques tout comme le manque d'autonomie sont globalement associés à des salaires plus bas sur toute la période, de 1991 à 2019. Toutes dimensions de conditions de travail confondues, les compensations sont limitées à des cas très précis, correspondant à une douzaine de facteurs en 1991 (par exemple, le travail de nuit ou les collègues en nombre insuffisant), et se réduisant à seulement deux d'entre eux en 2019 : les rythmes imposés par des contraintes techniques et les horaires variables ou alternés.

La segmentation des emplois semble jouer un rôle très structurant dans la relation entre conditions de travail pénibles et rémunérations. Les analyses par régression quantile mettent en évidence une relation variable selon le segment de marché du travail, approché par la position dans la distribution des salaires. Les contraintes horaires entraînent une baisse de salaire pour les revenus les plus modestes, mais une augmentation pour les plus élevés. Pour les contraintes physiques et, dans une moindre mesure, le manque d'autonomie, la relation est négative et de plus en plus forte (en valeur absolue) à mesure que les salaires augmentent. En d'autres termes, ces deux dimensions sont dévalorisées monétairement sur le marché du travail, surtout pour les niveaux de salaire les plus élevés. Cela reflète probablement le fait que ces facteurs de pénibilité sont mal ou non pris en compte sur des fonctions ou métiers statistiquement moins concernés par ces formes de pénibilité.

Par ailleurs, il semble que les hommes subissent en moyenne des pénalités monétaires plus importantes que les femmes pour des conditions de travail traditionnellement associées à des emplois majoritairement masculins, comme les contraintes physiques. En revanche, les hommes ont moins de malus monétaires que leurs collègues féminines pour les contraintes horaires et plus de bonus pour l'intensité du travail (du moins lorsque ces dimensions ressortent significativement). Là encore, les différences occupationnelles semblent prévaloir car les malus monétaires associés à des contraintes physiques ou horaires sont plus importants parmi les cadres et professions intermédiaires ou encore au sein des services marchands.

Toutefois, la méthodologie utilisée présente des limites à considérer. Premièrement, l'analyse se concentre sur les questions disponibles sur l'ensemble de la période retenue. Dès lors, les dimensions de risques psychosociaux sont peu étudiées car absentes en début de période. Deuxièmement, il est important de noter une forte dépendance aux choix des variables de contrôle. Le salaire est déterminé par de nombreux facteurs, indépendants ou au contraire corrélés aux conditions de travail (métier, productivité, accord ou convention collective, etc.). De ce fait, plutôt que d'établir des relations de cause à effet, cette analyse met en avant principalement des corrélations. Le rôle du contexte professionnel reste à interpréter. De plus, les biais potentiels d'endogénéité ou de causalité inversée ne sont pas abordés faute de données pour les corriger. Une meilleure compréhension de la compensation monétaire liée aux conditions de travail pourrait émerger en se concentrant sur les embauches ou la mobilité

professionnelle dans une perspective dynamique, suivant ainsi l'évolution de la carrière des salariés, leurs aspirations et leurs perspectives.

Les conclusions de cette étude peuvent néanmoins constituer des points d'appui pour guider les discussions lors des négociations salariales nationales ou de branches professionnelles. L'ajustement des salaires en fonction des contraintes les plus lourdes irait dans le sens d'une meilleure compensation et reconnaissance. Cette étude se justifie non seulement par les effets de ces pénibilités sur les difficultés potentielles de recrutement (Coutrot, 2022), mais également par leurs répercussions sur la santé physique et mentale des salariés concernés (Molinier et Flottes, 2012 ; Cottini et Lucifora, 2013). La compensation entre conditions de travail pénibles et salaire pourrait être facilitée par le fait que la rémunération de ces métiers est souvent encadrée, soit par leur proximité avec le salaire minimum soit du fait de leur exercice au sein de la fonction publique ou d'associations.

Enfin, la crise sanitaire a pu modifier les équilibres. Elle s'est accompagnée de chocs sur la demande de travail, avec les fermetures sectorielles, et sur l'offre, avec la mise en place des confinements, ou encore de la mise en avant de certains métiers (Amossé *et al.*, 2021). Cela pourrait entraîner des changements structurels de la répartition de la main-d'œuvre ou du pouvoir de négociation des salariés, en particulier dans la prise en compte des facteurs de pénibilité. Dans les années à venir, les besoins de recrutement risquent aussi de modifier la composition de la main-d'œuvre (Dares et France Stratégie, 2022), par exemple avec le potentiel développement du secteur de la santé dans un contexte de vieillissement de la population, ou encore avec les conséquences multiples du changement climatique.

Bibliographie

- [1] Addison J. T., Ozturk O. D., Wang S. (2018). The Occupational Feminization of Wages, *ILR Review*, 71(1), 208-241.
- [2] Afsa C., Buffeteau S. (2006). L'activité féminine en France : quelles évolutions récentes, quelles tendances pour l'avenir ?, *Économie et statistique*, 398(1), 85-97.
- [3] Afsa C. (2016). Le modèle Logit. Théorie et application. Méthodologie statistique, *Document de travail*, Insee, M 2016/01.
- [4] Amira S., Ast D. (2014). Des risques professionnels contrastés selon les métiers, *Dares Analyses*, 039.
- [5] Amossé T., Erhel C., Beatriz M., Koubi K., Mauroux, A. (2021). Les métiers "de deuxième ligne" de la crise Covid-19 : quelles conditions de travail et d'emploi dans le secteur privé ? *Document d'études*, Dares, 246.
- [6] Arai M. (1994). Compensating wage differentials versus efficiency wages: an empirical study of job autonomy and wages. *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society*, 33(2), 249-262.
- [7] Aziza A. (2017). *Salaires, conditions de travail et risques psychosociaux : trois essais microéconométriques*, Thèse de doctorat en sciences économiques, université de Cergy-Pontoise.
- [8] Baudelot C., Gollac M. (1993). Salaires et conditions de travail. *Economie et statistique*, 265(1), 65-84.
- [9] Beatriz M., Bèque M., Coutrot T., Duval M., Erb L., Inan C., Mauroux A., Rosankis E. (2021), Quelles conséquences de la crise sanitaire sur les conditions de travail et les risques psychosociaux ?, *Dares Analyses*, 28.
- [10] Beatriz M. (2023). Quels facteurs influencent la capacité des salariés à faire le même travail jusqu'à la retraite ?, *Dares Analyses*, 17.
- [11] Beatriz M., Erb L. (2024). Travailler moins pour travailler mieux ? Une analyse du lien entre temps partiel et conditions de travail, *Document d'études*, Dares, 275.
- [12] Benito A. (2000). Inter-industry wage differentials in Great Britain, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 62, 727-746.

- [13] Bonhomme S., Jolivet G. (2009). The pervasive absence of compensating differentials, *Journal of Applied Econometrics*, 24(5), 763-795.
- [14] Brand J. E., Warren J. R., Carayon P., Hoonakker P. (2007). Do job characteristics mediate the relationship between SES and health? Evidence from sibling models, *Social Science Research*, 36, 222-253.
- [15] Briard K. (2019). Ségrégation professionnelle entre les femmes et les hommes : quels liens avec le temps partiel ?, *Document d'études*, Dares, 234.
- [16] Brown C. (1980). Equalizing differences in the labor market, *The Quarterly Journal of Economics*, 94(1), 113-134.
- [17] Carruth A., Collier B., Dickerson A. (1999). *Inter-industry wage differences and individual heterogeneity: How competitive is wage setting in the UK?*, Department of Economics Discussion Paper, 9914.
- [18] Chen C., Wei Y. (2005). Computational Issues for Quantile Regression, *Sankhyā: The Indian Journal of Statistics (2003-2007)*, v67-2, 399-417.
- [19] Costello A. B., Osborne J. W. (2005), Best Practices in Exploratory Factor Analysis: Four Recommendations for Getting the Most From Your Analysis, *Practical Assessment, Research & Evaluation*, 10(7).
- [20] Cottini E., Lucifora C. (2013). Mental Health and Working Conditions in Europe. *ILR Review*, 66(4), 958-988.
- [21] Coupié T., Epiphane D. (2006). La ségrégation des hommes et des femmes dans les métiers : entre héritage scolaire et construction sur le marché du travail, *Formation emploi*, 93, 11-27.
- [22] Coutrot T., Mermilliod C. (2010). Les risques psychosociaux au travail : les indicateurs disponibles, *Dares Analyses*, 081.
- [23] Coutrot T. (2018). Travail et bien-être psychologique, *Document d'études*, Dares, 217.
- [24] Coutrot T. (2019). Faut-il changer d'emploi pour améliorer ses conditions de travail ?, *Dares Analyses*, 55.
- [25] Coutrot T. (2022). Quelles sont les conditions de travail qui contribuent le plus aux difficultés de recrutement dans le secteur privé ?, *Dares Analyses*, 26.
- [26] Coutrot T. (2022). Quels salariés bénéficiaient d'un compte pénibilité en 2017 ?, *Dares Analyses*, 28.

- [27] D’haultfœuille X., Givord P. (2014). La régression quantile en pratique, *Économie et Statistique*, 471(1), 85-111.
- [28] Damaske S. (2009). *Having it all? Explaining women's work pathways*, Doctoral dissertation, New York University.
- [29] Daniel C., Sofer C. (1998). Bargaining, Compensating Wage Differentials, and Dualism of the Labor Market: Theory and Evidence for France, *Journal of Labor Economics*, 16(3), 546-575.
- [30] Dares et France Stratégie (2022). *Les Métiers en 2030*, Rapport du groupe Prospective des métiers et qualifications.
- [31] Davie E. (2015). Méthode de construction d’indicateurs synthétiques de conditions de travail et de risques psycho-sociaux, *Note DES*, DGAFP, 15-076.
- [32] Daw J., Hardie J. H. (2012). Compensating Differentials, Labor Market Segmentation, and Wage Inequality, *Social Science Research*, 41(5), 1179-1197.
- [33] De Keyser V., Hansez I. (1996), Vers une perspective transactionnelle du stress au travail, pistes d’évaluations méthodologiques, *Cahiers de médecine du travail*, 33(3), 133-144.
- [34] Devetter F. X., Valentin J., Gadrey J., Gadrey N. (2021). *Deux millions de travailleurs et des poussières - L'avenir des emplois du nettoyage dans une société*, Editions Les Petits Matins, Paris.
- [35] Dickens W. T., Lang K. (1988). The Reemergence of Segmented Labor Market Theory, *The American Economic Review*, 78(2), 129-134.
- [36] Doeringer P., Piore M. (1971). *Internal labor markets and manpower analysis*. Lexington, MA: Lexington.
- [37] Doeringer P., Piore M. (1975). Unemployment and the ‘dual labor market’. *Public Interest*, 38, 67-79.
- [38] Donne V., Elbaz A., Erhel C. (2023). Qualité de l'emploi : une question de métiers ?, *La Note d’analyse*, France Stratégie, 130.
- [39] Dupray A., Moullet S. (2015). Le salaire moindre des femmes : une question d’individu ou de profession ?, *Travail et Emploi*, 144, 81-107.
- [40] Duncan G. J., Stafford F. P. (1980). Do union members receive compensating wage differentials?, *The American Economic Review*, 70(3), 355-371.

- [41] Eriksson T., Kristensen N. (2014). Wages or Fringes? Some Evidence on Trade-Offs and Sorting, *Journal of Labor Economics*, 32(4), 899-92.
- [42] Fernandez R. M., Nordman C. J., (2009). Are there pecuniary compensations for working conditions?, *Labour Economics*, 16, 194-207.
- [43] Ganzeboom H. B., De Graaf P. M., Treiman D. J. (1992). A standard international socio-economic index of occupational status, *Social science research*, 21(1), 1-56.
- [44] Georges-Kot S. (2020). Écart de rémunération femmes-hommes : surtout l'effet du temps de travail et de l'emploi occupé, *Insee Première*, 1803.
- [45] Glass J., Camarigg V. (1992). Gender, parenthood, and job-family compatibility, *American Journal of Sociology*, 98, 131-151.
- [46] Glauber R. (2012). Women's Work and Working Conditions: Are Mothers Compensated for Lost Wages?, *Work and Occupations*, 39(2), 115-138.
- [47] Gollac M., Volkoff S., Wolff L. (2014). *Les conditions de travail*, La Découverte.
- [48] Gollac M., Bodier M. (2011). *Mesurer les facteurs psychosociaux de risque au travail pour les maîtriser*, Rapport du Collège d'expertise sur le suivi des risques psychosociaux au travail faisant suite à la demande du ministre du Travail, de l'Emploi et de la Santé, ministère du Travail, de l'Emploi et du Dialogue social, Paris.
- [49] Graham J., Shakow D. M. (1990). Labor market segmentation and job-related risk: Differences in risk and compensation between primary and secondary labor markets, *American Journal of Economics and Sociology*, 49(3), 307-323.
- [50] Grobon S., Ramajo I., Roucher D. (2021). Quelle relation entre difficultés et taux de chômage ?, *Dares autres publications*, octobre.
- [51] Hamermesh D. S. (1977). A note on income and substitution effects in search unemployment, *The Economic Journal*, 87(346), 312-314.
- [52] Hamermesh D. S., Wolfe J. R. (1990). Compensating wage differentials and the duration of wage loss, *Journal of Labor Economics*, 8(1, Part 2), S175-S197.
- [53] Hamon-Cholet S., Lanfranchi J. (2019). Le présentéisme au travail. Mieux évaluer pour mieux prévenir, *Document de travail*, CEET, 199.
- [54] Han S., Yamaguchi S. (2015). Compensating wage differentials in stable job matching equilibrium, *Journal of Economic Behavior & Organization*, 114, 36-45.

- [55] Hillion M. (2024). L'effet des conditions de travail sur la santé et le recours aux soins, *Document d'études, Dares*, 277.
- [56] Holtzman M., Glass J. (1999). Job satisfaction following childbirth, *Work and Occupations*, 26, 365-404.
- [57] Jacobs J. A., Steinberg R. J. (1990). Compensating differentials and the male-female wage gap: evidence from the New York state comparable worth study, *Social Forces*, 69, 439-468.
- [58] Kalleberg A. L. (1977). Work values and job rewards: a theory of job satisfaction, *American Sociological Review*, 42, 124-143.
- [59] Kalleberg A. L., Vaisey S. (2005). Pathways to a good job: perceived work quality among the machinists in North America, *British Journal of Industrial Relations*, 43, 431-454.
- [60] Kalleberg A. L., Reskin B. F., Hudson K. (2000). Bad jobs in America: standard and non standard employment relations and job quality in the United States, *American Sociological Review* 65, 256–278.
- [61] Keskaik S. (2011). L'analyse factorielle exploratoire, *Document de travail, Série Méthodes, DEPP*, 2011-M03.
- [62] Kilbourne B. S., Farkas G., Beron K., Weir D., England P. (1994). Returns to skill, compensating differentials, and gender bias: effects of occupational characteristics on the wages of white women and men, *American Journal of Sociology*, 100, 689-719.
- [63] Kostiuk P. F. (1990). Compensating differentials for shift work, *Journal of political Economy*, 98(5, Part 1), 1054-1075.
- [64] Lanfranchi J., Ohlsson H., Skalli A. (2002). Compensating wage differentials and shift work preferences, *Economics Letters*, 74(3), 393-398.
- [65] Lang K., Majumdar S. (2004). The pricing of job characteristics when markets do not clear: theory and policy implications. *International Economic Review*, 45(4), 1111-1128.
- [66] Laufer J., Maruani M., Silvera R. *et al.* (2001). Le travail de nuit des femmes, *Travail, genre et sociétés*, 2001/1 (5), 135-160.
- [67] Lass I., Wooden M. (2019). The structure of the wage gap for temporary workers: Evidence from Australian panel data, *British Journal of Industrial Relations*, 57(3), 453-478.
- [68] Légeron P., Nasse P. (2008). *Rapport sur la détermination, la mesure et le suivi des risques psychosociaux au travail*, ministère du Travail, des Relations sociales et de la Solidarité, mars 2008.

- [69] Lucas R. E. (1977). Hedonic wage equations and psychic wages in the returns to schooling, *The American Economic Review*, 549-558.
- [70] Magnusson C. (2021). Flexible time—but is the time owned? Family friendly and family unfriendly work arrangements, occupational gender composition and wages: a test of the mother-friendly job hypothesis in Sweden, *Community, Work & Family*, 24(3), 291-314.
- [71] Margairaz M., Pigenet M. (2019). *Le prix du travail. France et espaces coloniaux, XIXe-XXIe siècle*, Éditions de la Sorbonne, Paris.
- [72] Martin J. K., Roman P. M. (1996). Job satisfaction, job reward characteristics, and employees' problem drinking behaviors, *Work and Occupations* 23, 4-25.
- [73] Maruani M. (2011). *Travail et emploi des femmes*, 4^{ème} édition, La Découverte, Paris.
- [74] McCrate E. (2005). Flexible hours, workplace authority, and compensating wage differentials in the US, *Feminist Economics*, 11, 11-39.
- [75] Meurs D., Pailhé A., Ponthieux S. (2010). Enfants, interruptions d'activité des femmes et écart de salaire entre les sexes, *Revue de l'OFCE*, 114.
- [76] Michalos A. C. (1985). Multiple discrepancies theory (MDT), *Social indicators research*, 16(4), 347-413.
- [77] Molinier P., Flottes A. (2012). Travail et santé mentale: approches cliniques, *Travail et emploi*, 129, 51-66.
- [78] Peugny C. (2018). L'évolution de la structure sociale dans quinze pays européens (1993-2013) : quelle polarisation de l'emploi ?, *Sociologie*, 4(9).
- [79] Portnoy S., Koenker R. (1997). The Gaussian hare and the Laplacian tortoise: computability of squared-error versus absolute-error estimators, *Statistical Science*, 12(4), 279-300.
- [80] Reynaud B. (1986). Règles et logiques des relations salariales, *Economie et statistique*, 192, 43-63.
- [81] Rivalin R., Sandret N. (2014). L'exposition des salariés aux facteurs de pénibilité dans le travail, *Dares Analyses*, 095.
- [82] Robert M. (1980). The Wisconsin longitudinal study of social and psychological factors in aspirations and achievements, *Research in sociology of education and socialization*, 1, 59-99.

- [83] Roelen C. A., Heymans M. W., Twisk J. W., *et al.* (2014). Work Ability Index as tool to identify workers at risk of premature work exit, *Journal of Occupational Rehabilitation*, 24(4), 747-754.
- [84] Rose M. (2003). Good deal, bad deal? Job satisfaction in occupations, *Work, Employment and Society*, 17, 503-530.
- [85] Rosen S. (1974). Hedonic prices and implicit markets: product differentiation in pure competition, *Journal of Political Economy*, 82, 34-55.
- [86] Rosen S. (1986). The theory of equalizing differences, *Handbook of labor economics*, 1, 641-692.
- [87] Royalty A. B. (2008). Estimating workers' marginal valuation of employer health benefits: Would insured workers prefer more health insurance or higher wages?, *Journal of health economics*, 27(1), 89-105.
- [88] Sengenberger W., Loveman G., Piore M. J. (Eds.). (1990). *The re-emergence of small enterprises: industrial restructuring in industrialised countries*, International Labour Organisation.
- [89] Stafford F., Duncan G. J. (1979). The use of time and technology by households in the United States, *IUI Working Paper*, 21.
- [90] Taber K. S. (2018). The use of Cronbach's alpha when developing and reporting research instruments in science education. *Research in Science Education*, 48(6), 1273-1296.
- [91] Tavakol M., Dennick R. (2011). Making sense of Cronbach's alpha, *International Journal of Medical Education*, 2, 53-55.
- [92] Wooldridge J. M. (2013). *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, 5th ed. Mason, OH: South-Western.

Annexes

Annexe 1 - Liste des variables utilisées pour la construction des dimensions historiques <i>a priori</i> ...	65
Annexe 2 - Distribution des salaires (log salaire) par édition d'enquête	66
Annexe 3 - Distribution des salaires (log salaire en EQTP) par édition d'enquête	66
Annexe 4 - Distribution des salaires (log salaire) par genre (tous millésimes confondus)	67
Annexe 5 - Distribution des salaires (log salaire en EQTP) par genre (tous millésimes confondus) ..	67
Annexe 6 - Distribution des dimensions de conditions de travail selon l'édition (version <i>a priori</i>) ..	68
Annexe 7 - Évolution des conditions de travail selon la catégorie socio-professionnelle	71
Annexe 8 - Évolution des conditions de travail selon le genre	72
Annexe 9 - Distribution de l'âge par édition d'enquête.....	73
Annexe 10 - Évolution des indices des conditions de travail selon l'âge	74
Annexe 11 - Estimation de l'effet des conditions de travail sur le salaire net mensuel, par année d'édition	75
Annexe 12 - Distribution du nombre d'heures hebdomadaires travaillées par édition d'enquête ..	75
Annexe 13 - Estimations de l'effet des facteurs de pénibilité sur le salaire net en EQTP, par année d'édition	76
Annexe 14 - Estimations de l'effet des facteurs de pénibilité sur le salaire net en EQTP avec variables de contrôle, par année d'édition	77
Annexe 15 - Estimations des compensations monétaires (salaire net en EQTP) des conditions de travail pénibles entre 1991 et 2019, selon le genre.....	78
Annexe 16 - Estimations de l'effet d'interaction femmes-hommes par indice de conditions de travail sur le salaire net en EQTP	79
Annexe 17 - Estimations des compensations monétaires (salaire net en EQTP) des conditions de travail pénibles entre 1991 et 2019, selon la catégorie socio-professionnelle	80
Annexe 18 - Estimations des compensations monétaires (salaire net en EQTP) des conditions de travail pénibles entre 1991 et 2019 selon le secteur d'activité	81
Annexe 19 - Estimations des compensations monétaires (salaire net en EQTP) des conditions de travail pénibles entre 1991 et 2019 selon l'âge	82
Annexe 20 - Estimations quintiles des compensations monétaires (salaire net en EQTP) des conditions de travail pénibles en 1991 et en 2019 selon le genre	83
Annexe 21 - Estimations quintiles des compensations monétaires (salaire net en EQTP) des conditions de travail pénibles en 1991 et en 2019 selon la catégorie socio-professionnelle	85
Annexe 22 - Estimations des compensations monétaires des conditions de travail pénibles entre 1991 et 2019, détail par composante	87
Annexe 23 - Estimations des compensations monétaires des conditions de travail pénibles entre 1991 et 2019 selon le genre, détail par composante.....	89
Annexe 24 - Estimations des compensations monétaires des conditions de travail pénibles entre 1991 et 2019 selon la catégorie socio-professionnelle, détail par composante	93

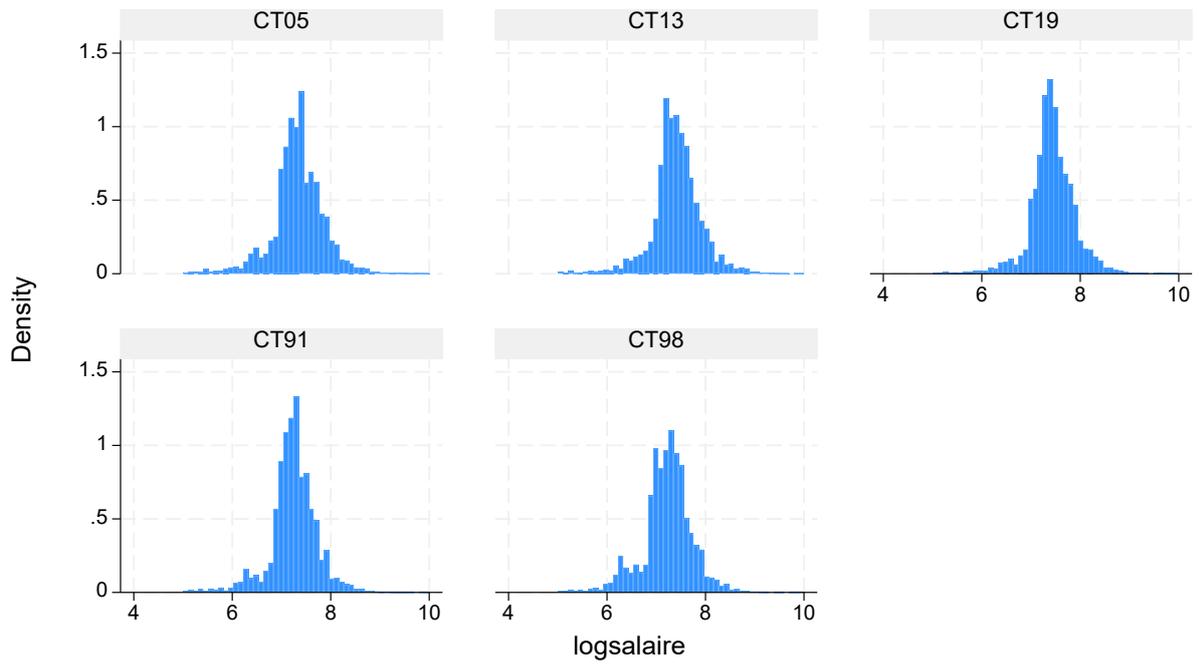
Annexe 25 - Comparaison des estimations des compensations monétaires (salaire net en EQTP) des conditions de travail selon la variable de salaire utilisée (déclaré en clair, déclaré en tranches et ensemble des réponses sur le salaire, converties en tranches).....	97
Annexe 26 - Comparaison des estimations des compensations monétaires des conditions de travail selon la variable de salaire utilisée (d'une part salaire déclaré en clair, d'autre part salaire pour l'ensemble des individus avec imputation lorsqu'il est déclaré en tranches ou n'est pas déclaré du tout).....	98
Annexe 27 - Liste des variables utilisées pour la construction des dimensions historiques <i>a posteriori</i>	100
Annexe 28 - Tableau de corrélations entre les dimensions (modèle <i>a priori</i>)	101
Annexe 29 - Tableau de corrélations entre les dimensions (modèle <i>a posteriori</i>)	101
Annexe 30 - Comparaison des estimations des compensations monétaires (salaire net en EQTP) des conditions de travail, selon que l'indice de conditions de travail est construit <i>a priori</i> ou <i>a posteriori</i> , entre 1991 et 2019	102
Annexe 31 - Estimations quintiles des compensations monétaires (salaire net en EQTP) des conditions de travail pénibles en 1991 et en 2019, en utilisant les dimensions <i>a posteriori</i>	104

Annexe 1 - Liste des variables utilisées pour la construction des dimensions historiques *a priori*

priori

Dimensions	Variables
Contraintes physiques	Lire des lettres de petite taille
	Examiner des objets très petits
	Risquer des accidents de la circulation
	Absence de vue sur l'extérieur
	Ne pas quitter son travail des yeux
	Ne pas entendre à 2 ou 3 mètres
	Déplacements fréquents à pied
	Mauvais état des sanitaires
	Rester dans une posture pénible
	Subir des vibrations
	Devoir rester debout longtemps
	Travail dans la saleté
	Travail dans les courants d'air
	Travail dans l'humidité
Manque d'autonomie	Porter des charges lourdes
	Interruption nécessitant d'être remplacé
	Impossibilité d'interrompre momentanément son travail
	Impossibilité de faire varier les délais fixés
	Application stricte des ordres, des consignes
	Répéter continuellement une même série de gestes ou d'opérations
Contraintes de rythme de travail	Supérieurs indiquent comment il faut faire
	Rythme imposé par d'autres contraintes techniques
	Rythme imposé par une demande extérieure
	Rythme imposé par des normes ou des délais à respecter en moins d'une heure
	Rythme imposé par dépendance immédiate aux collègues
	Devoir interrompre une tâche pour une autre
	Rythme imposé par déplacement automatique
	Rythme imposé par cadence automatique
	Rythme imposé par des normes ou des délais à respecter en moins d'une journée
	Rythme imposé par contrôle de la hiérarchie
Contraintes horaires	Occuper différents postes
	Série d'opérations de moins d'une minute
	Horaires variables ou alternés
	Travail la nuit
	Travail le dimanche
	Soumis à contrôle horaire
	Travail le samedi
Qualité empêchée	Absence de 48 heures consécutives de repos
	Plus de 40 heures par semaine
	Plus de 5 jours travaillés habituellement par semaine
	Avoir des logiciels et des programmes informatiques inadaptés
	Avoir des collègues en nombre insuffisant
	Avoir un temps insuffisant
Avoir des informations peu claires et insuffisantes	
Impossibilité de coopérer	

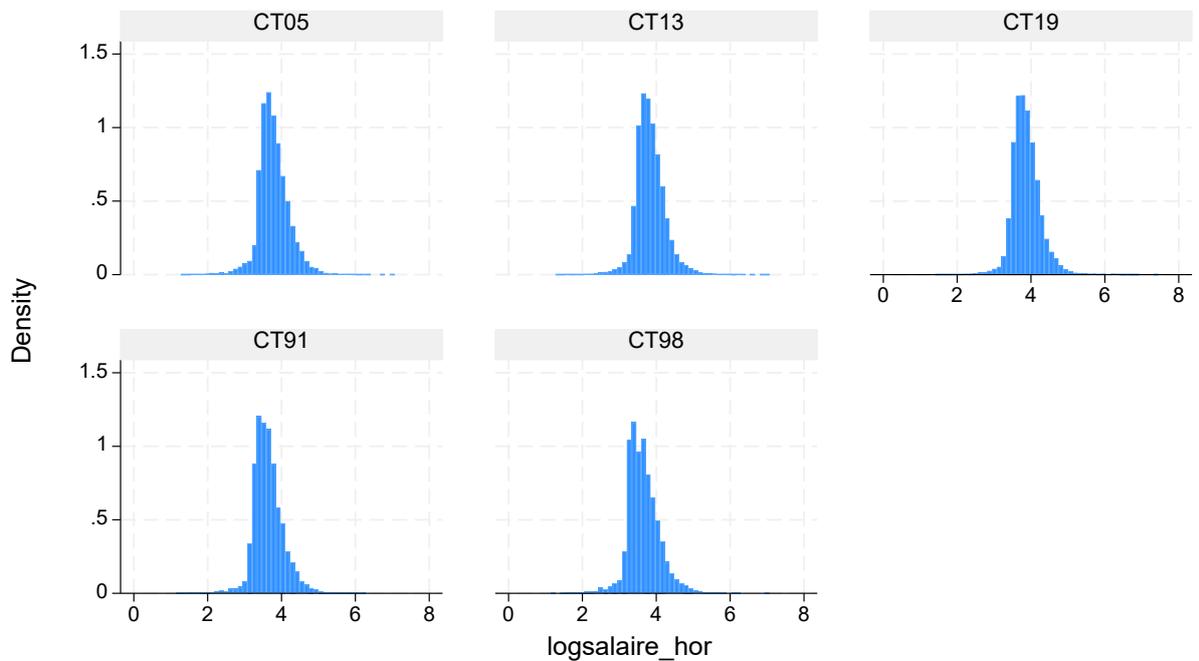
Annexe 2 - Distribution des salaires (log salaire) par édition d'enquête



Champ : salariés sans cumul d'emploi âgés de 18 à 60 ans, France métropolitaine.

Source : Dares-Insee, enquêtes *Conditions de travail (CT)*, 1991, 1998, 2005, 2013, 2019.

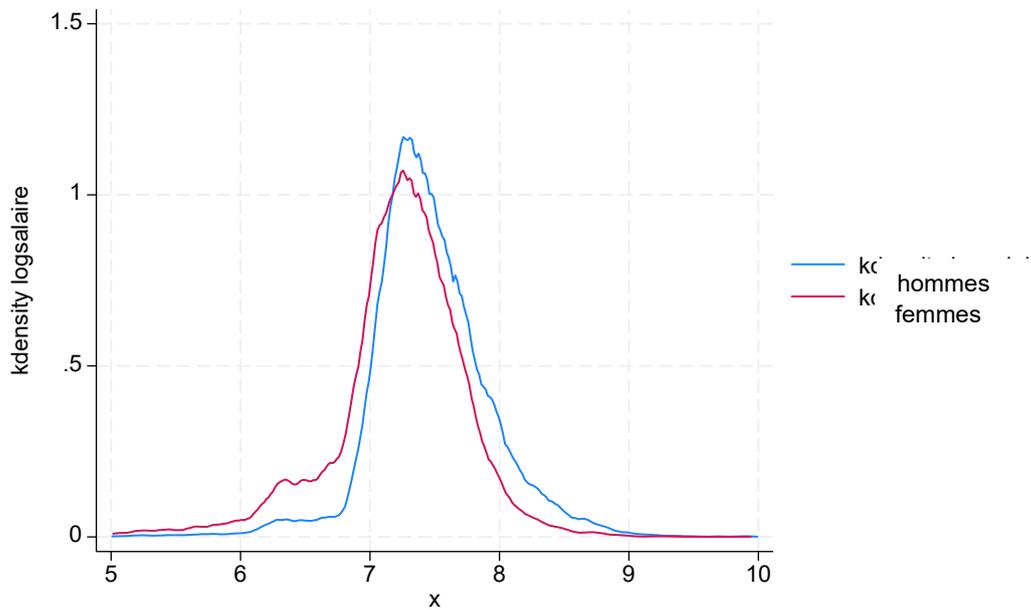
Annexe 3 - Distribution des salaires (log salaire en EQTP) par édition d'enquête



Champ : salariés sans cumul d'emploi âgés de 18 à 60 ans, France métropolitaine.

Source : Dares-Insee, enquêtes *Conditions de travail (CT)*, 1991, 1998, 2005, 2013, 2019.

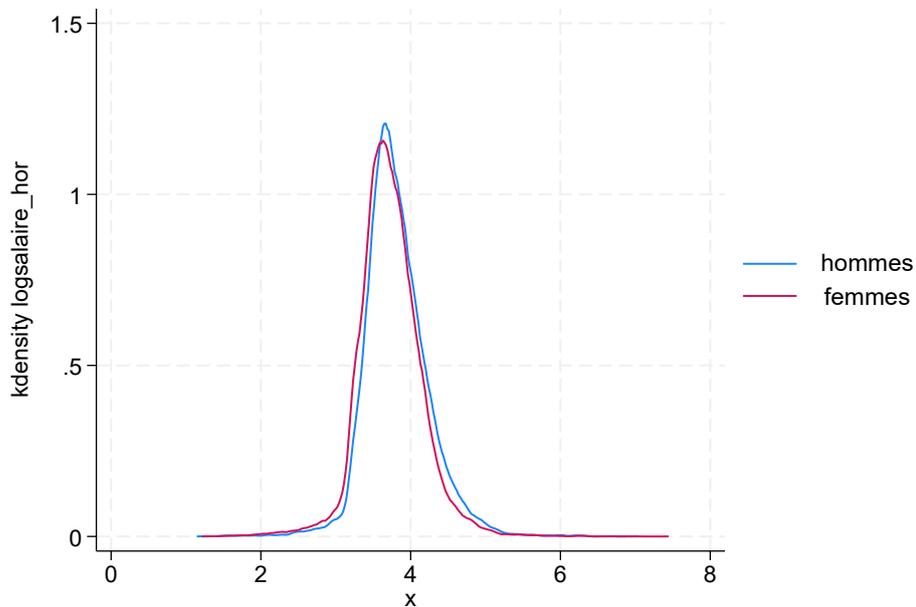
Annexe 4 - Distribution des salaires (log salaire) par genre (tous millésimes confondus)



Champ : salariés sans cumul d'emploi âgés de 18 à 60 ans, France métropolitaine.

Source : Dares-Insee, enquêtes *Conditions de travail*, 1991, 1998, 2005, 2013, 2019.

Annexe 5 - Distribution des salaires (log salaire en EQTP) par genre (tous millésimes confondus)

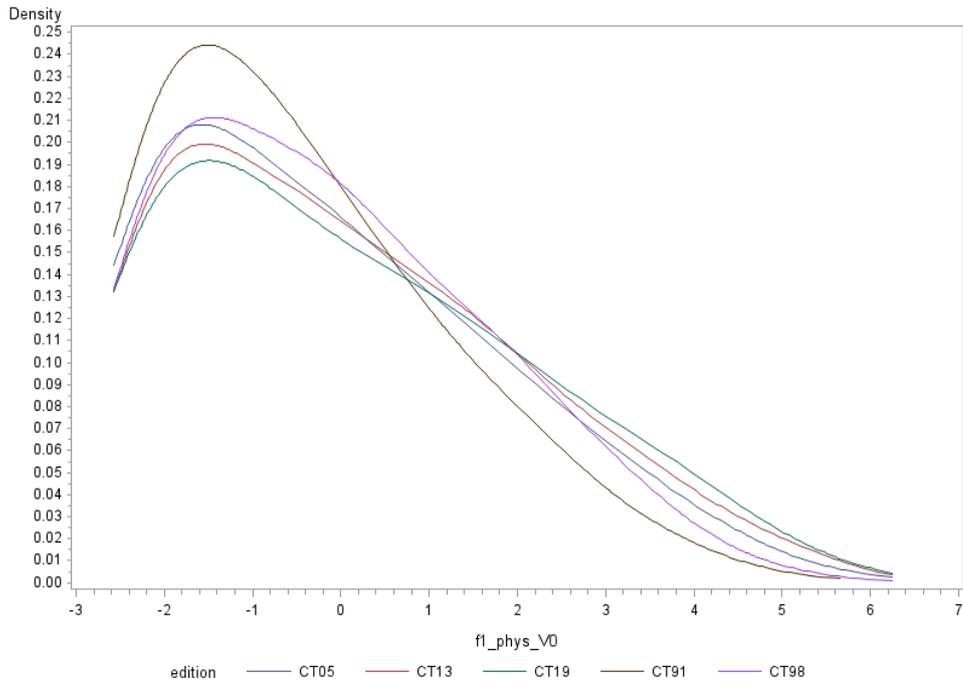


Champ : salariés sans cumul d'emploi âgés de 18 à 60 ans, France métropolitaine.

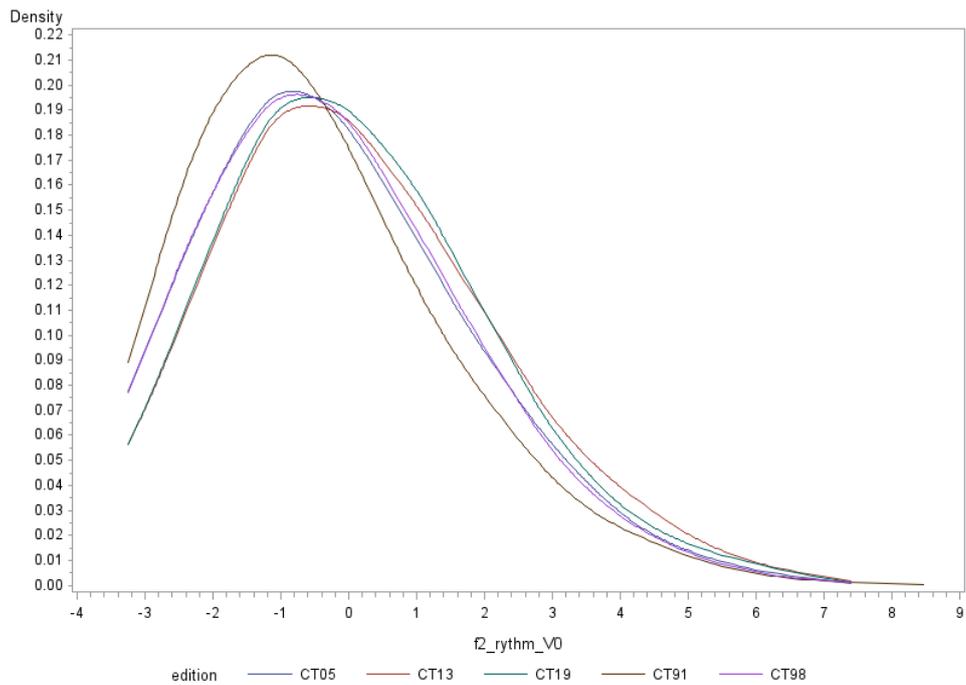
Source : Dares-Insee, enquêtes *Conditions de travail*, 1991, 1998, 2005, 2013, 2019.

Annexe 6 - Distribution des dimensions de conditions de travail selon l'édition (version *a priori*)

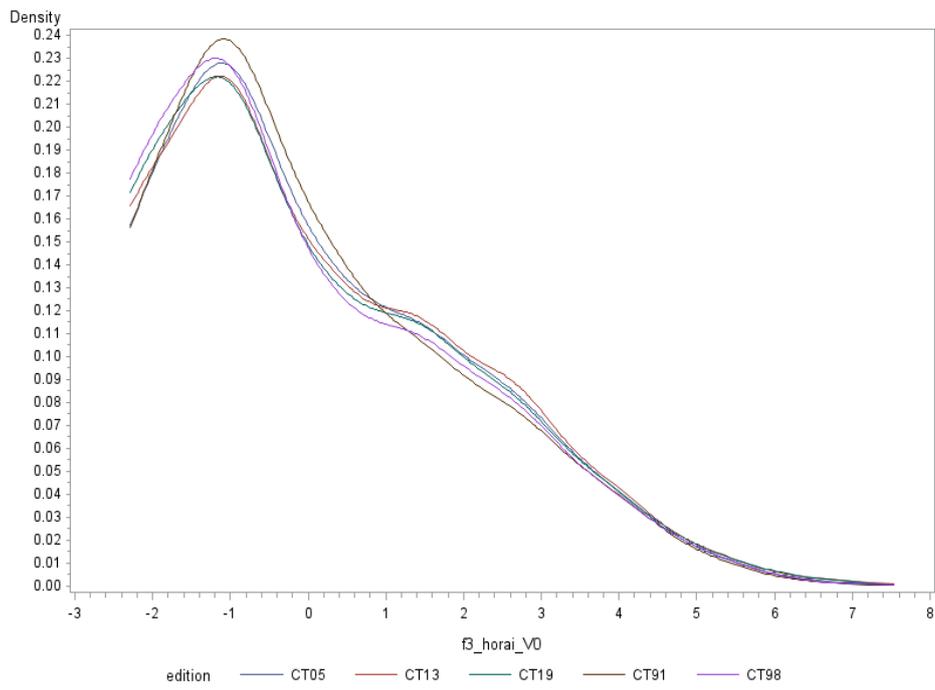
Contraintes physiques



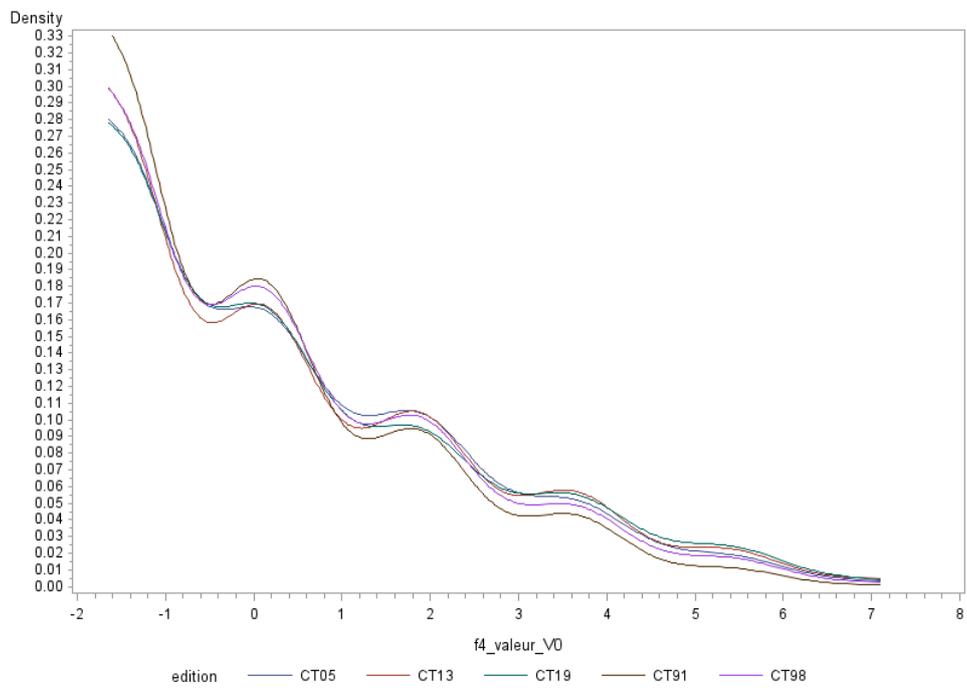
Intensité du travail



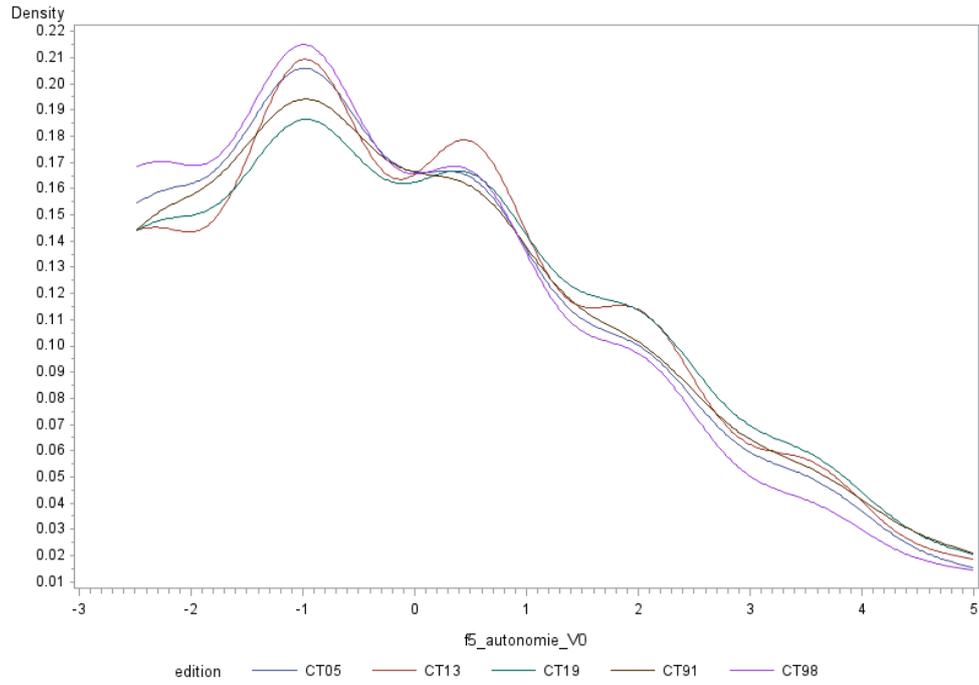
Contraintes horaires



Qualité empêchée



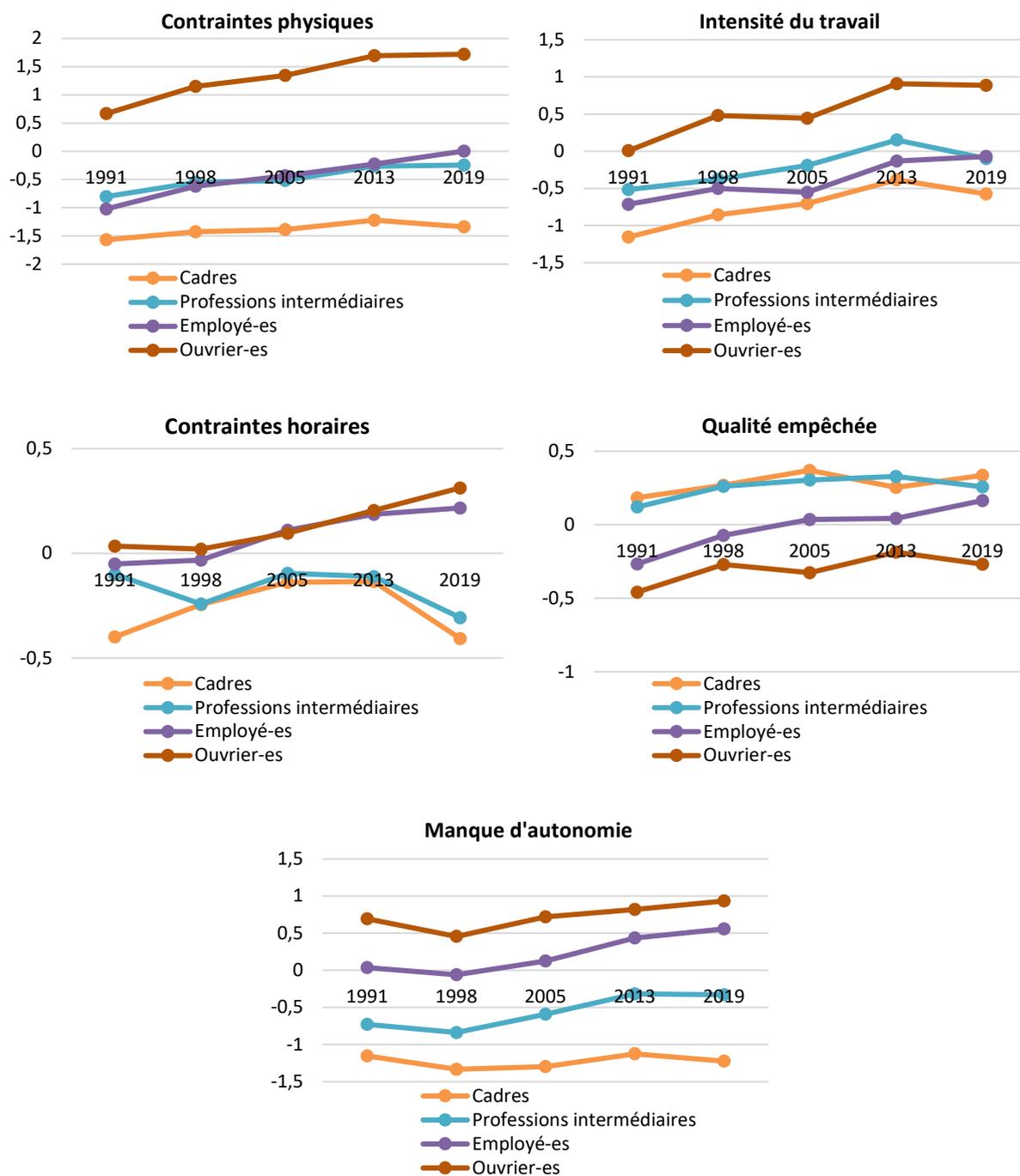
Manque d'autonomie



Champ : salariés sans cumul d'emploi âgés de 18 à 60 ans, France métropolitaine.

Source : Dares-Insee, enquêtes *Conditions de travail (CT)*, 1991, 1998, 2005, 2013, 2019.

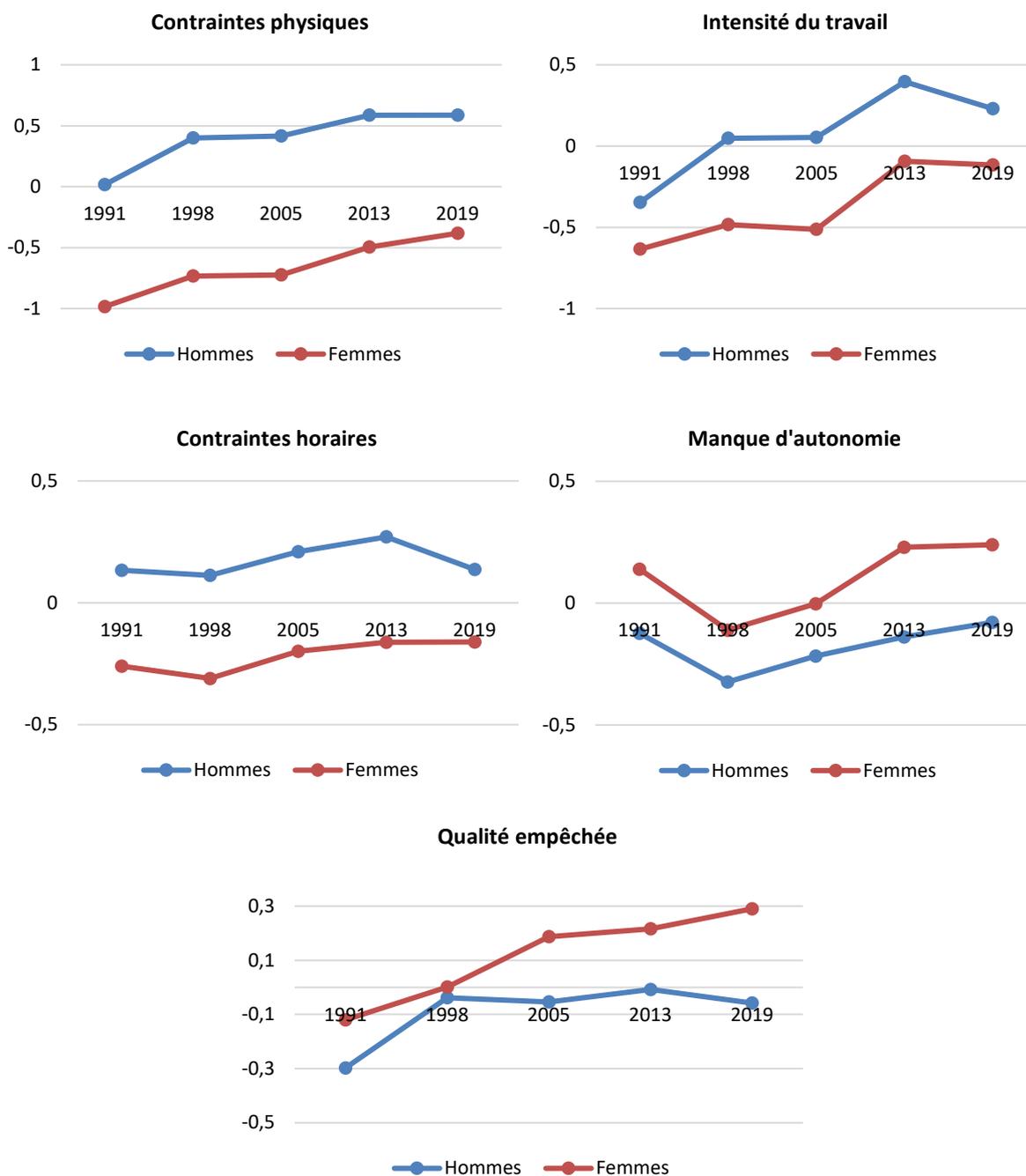
Annexe 7 - Évolution des conditions de travail selon la catégorie socio-professionnelle



Champ : salariés sans cumul d'emploi âgés de 18 à 60 ans, France métropolitaine.

Source : Dares-Insee, enquêtes *Conditions de travail*, 1991, 1998, 2005, 2013, 2019.

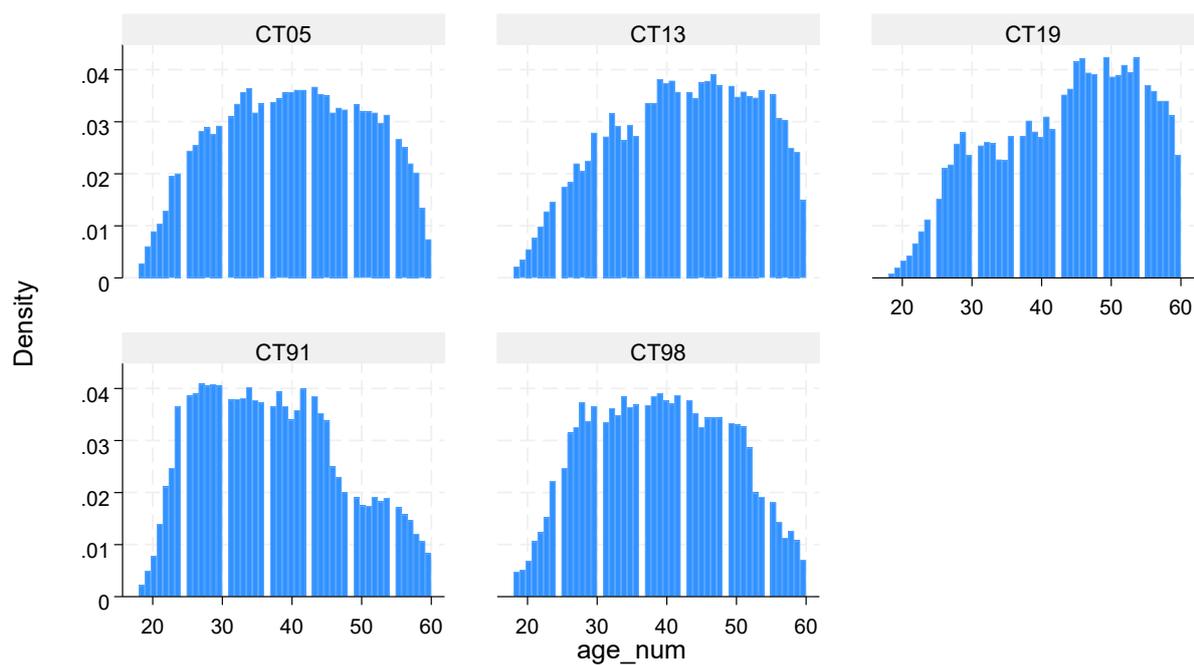
Annexe 8 - Évolution des conditions de travail selon le genre



Champ : salariés sans cumul d'emploi âgés de 18 à 60 ans, France métropolitaine.

Source : Dares-Insee, enquêtes *Conditions de travail*, 1991, 1998, 2005, 2013, 2019.

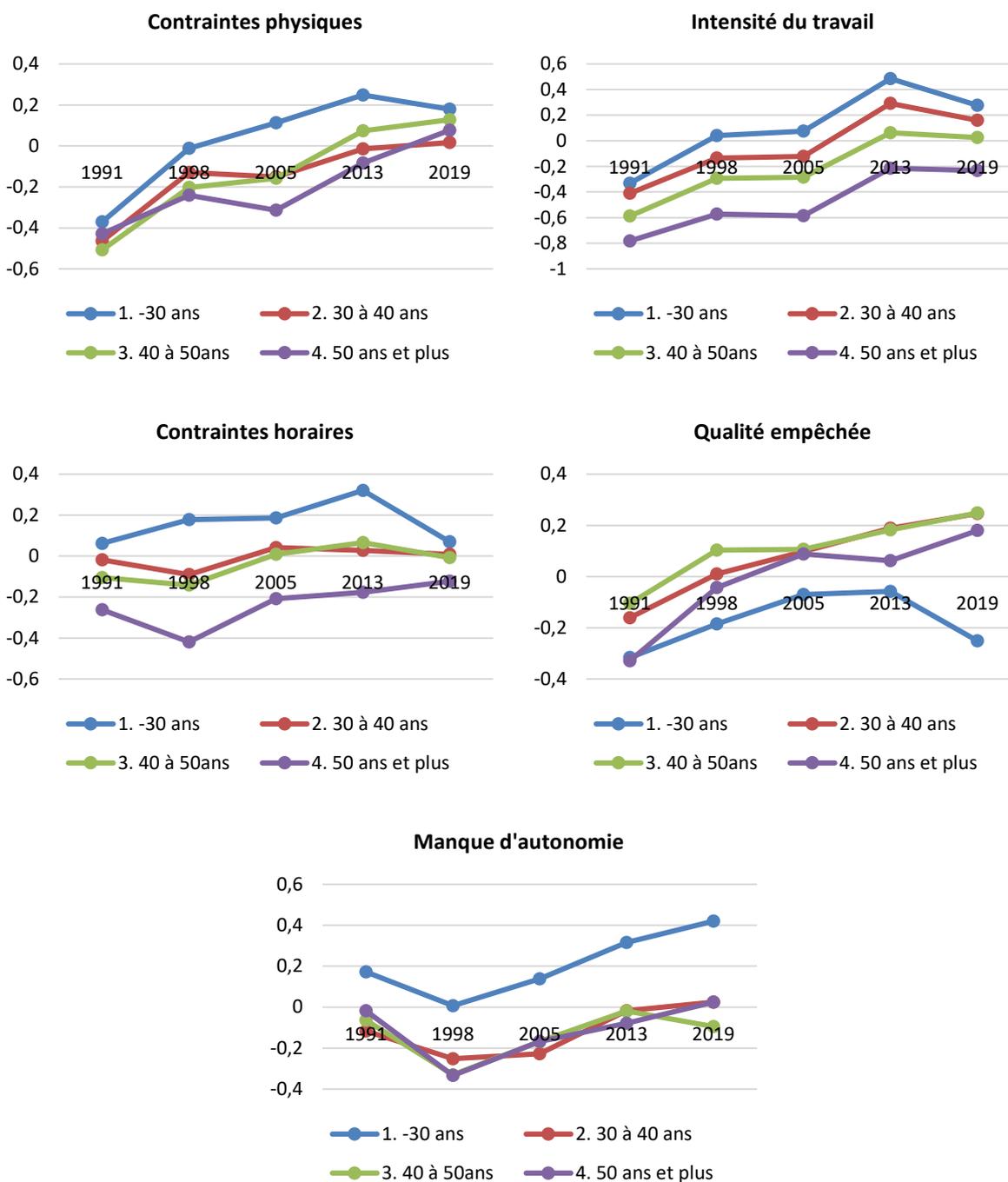
Annexe 9 - Distribution de l'âge par édition d'enquête



Champ : salariés sans cumul d'emploi âgés de 18 à 60 ans, France métropolitaine.

Source : Dares-Insee, enquêtes *Conditions de travail*, 1991, 1998, 2005, 2013, 2019.

Annexe 10 - Évolution des indices des conditions de travail selon l'âge



Champ : salariés sans cumul d'emploi âgés de 18 à 60 ans, France métropolitaine.

Source : Dares-Insee, enquêtes *Conditions de travail*, 1991, 1998, 2005, 2013, 2019.

Annexe 11 - Estimation de l'effet des conditions de travail sur le salaire net mensuel, par année d'édition

	1991	1998	2005	2013	2019
Contraintes physiques	-0,031 (0,003)	-0,034 (0,002)	-0,041 (0,003)	-0,041 (0,003)	-0,038 (0,004)
Intensité du travail	0,025 (0,002)	0,033 (0,002)	0,040 (0,003)	0,041 (0,004)	0,026 (0,004)
Contraintes horaires	0,027 (0,002)	0,037 (0,002)	0,041 (0,002)	0,044 (0,003)	0,024 (0,004)
Qualité empêchée	0,015 (0,002)	0,015 (0,002)	0,009 (0,002)	0,007 (0,003)	0,008 (0,005)
Manque d'autonomie	-0,050 (0,002)	-0,064 (0,002)	-0,061 (0,003)	-0,081 (0,004)	-0,066 (0,004)
Contrôles	Autres conditions de travail + âge + âge ² + ancienneté				
N	12 275	14 977	13 856	22 139	16 568

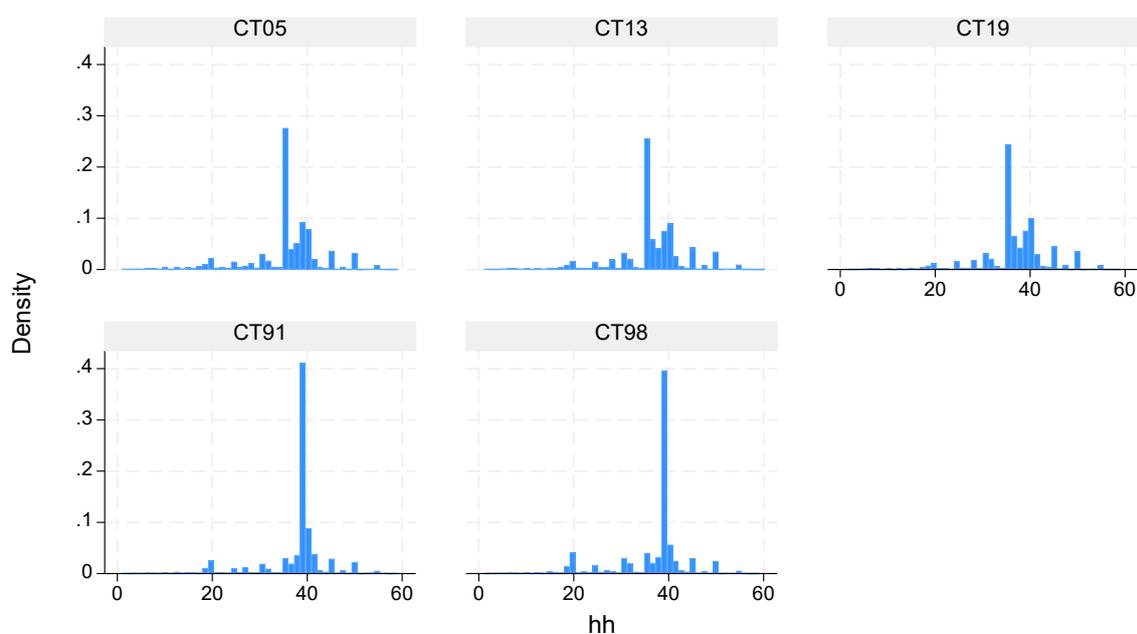
Note : Écart-types robustes à l'hétéroscédasticité (entre parenthèses).

Lecture : Une augmentation d'un écart-type des contraintes physiques est associée à une baisse de 3,1 % du salaire net mensuel en 1991.

Champ : salariés sans cumul d'emploi âgés de 18 à 60 ans, France métropolitaine.

Source : Dares-Insee, enquêtes *Conditions de travail*, 1991, 1998, 2005, 2013, 2019.

Annexe 12 - Distribution du nombre d'heures hebdomadaires travaillées par édition d'enquête



Champ : salariés sans cumul d'emploi âgés de 18 à 60 ans, France métropolitaine.

Source : Dares-Insee, enquêtes *Conditions de travail*, 1991, 1998, 2005, 2013, 2019.

**Annexe 13 - Estimations de l'effet des facteurs de pénibilité sur le salaire net en EQTP, par
année d'édition**

	1991	1998	2005	2013	2019
Contraintes physiques	-0,041 (0,002)	-0,043 (0,002)	-0,039 (0,002)	-0,036 (0,002)	-0,038 (0,003)
Intensité du travail	0,002 (0,002)	0,004 (0,002)	0,016 (0,002)	0,016 (0,002)	0,007 (0,003)
Contraintes horaires	-0,001 (0,002)	0,010 (0,002)	0,007 (0,002)	0,005 (0,002)	-0,001 (0,004)
Qualité empêchée	0,016 (0,002)	0,016 (0,002)	0,008 (0,002)	0,004 (0,002)	0,007 (0,003)
Manque d'autonomie	-0,035 (0,002)	-0,040 (0,002)	-0,039 (0,002)	-0,045 (0,002)	-0,035 (0,003)
Contrôles	Autres conditions de travail + âge + âge ² + ancienneté				
N	12 275	14 977	13 856	22 139	16 568

Note : Écart-types robustes à l'hétéroscédasticité (entre parenthèses).

Lecture : Une augmentation d'un écart-type des contraintes physiques est associée à une baisse de 4,1 % du salaire net en équivalent temps plein en 1991.

Champ : salariés sans cumul d'emploi âgés de 18 à 60 ans, France métropolitaine.

Source : Dares-Insee, enquêtes *Conditions de travail*, 1991, 1998, 2005, 2013, 2019.

Annexe 14 - Estimations de l'effet des facteurs de pénibilité sur le salaire net en EQTP avec variables de contrôle, par année d'édition

	1991	1998	2005	2013	2019
Contraintes physiques	-0,027 (0,002)	-0,020 (0,002)	-0,017 (0,002)	-0,016 (0,003)	-0,020 (0,003)
Intensité du travail	0,006 (0,002)	0,004 (0,002)	0,006 (0,002)	0,008 (0,003)	-0,002 (0,003)
Contraintes horaires	-0,009 (0,002)	-0,002 (0,002)	-0,004 (0,002)	-0,002 (0,002)	-0,007 (0,003)
Qualité empêchée	0,007 (0,002)	0,002 (0,002)	0,000 (0,002)	-0,005 (0,002)	0,000 (0,002)
Manque d'autonomie	-0,012 (0,002)	-0,011 (0,002)	-0,015 (0,002)	-0,018 (0,002)	-0,012 (0,003)
Contrôles	autres dimensions de conditions de travail + âge + âge ² + ancienneté + nombre d'années d'études + nombre d'années d'études au carré + sexe + nationalité + quotité de travail + type de contrat de travail + taille d'entreprise + type d'employeur + taux de chômage régionalisé				
N	12 275	14 977	13 856	22 139	16 568

Note : Écart-types robustes à l'hétéroscédasticité (entre parenthèses).

Lecture : À autres caractéristiques contrôlées égales, une augmentation d'un écart-type des contraintes physiques est associée à une baisse de 2,7 % du salaire net en équivalent temps plein en 1991.

Champ : salariés sans cumul d'emploi âgés de 18 à 60 ans, France métropolitaine.

Source : Dares-Insee, enquêtes *Conditions de travail*, 1991, 1998, 2005, 2013, 2019.

Annexe 15 - Estimations des compensations monétaires (salaire net en EQTP) des conditions de travail pénibles entre 1991 et 2019, selon le genre

	1991		1998		2005		2013		2019	
	hommes	femmes	hommes	femmes	hommes	femmes	hommes	femmes	hommes	femmes
Contraintes physiques	-0,036 (0,003)	-0,012 (0,004)	-0,024 (0,002)	-0,017 (0,003)	-0,021 (0,003)	-0,008 (0,004)	-0,014 (0,004)	-0,020 (0,004)	-0,023 (0,004)	-0,014 (0,005)
Intensité du travail	0,009 (0,002)	-0,001 (0,003)	0,003 (0,002)	0,006 (0,002)	0,005 (0,003)	0,003 (0,003)	0,007 (0,003)	0,005 (0,003)	0,001 (0,005)	-0,005 (0,004)
Contraintes horaires	-0,002 (0,002)	-0,021 (0,003)	0,001 (0,002)	-0,006 (0,003)	-0,002 (0,002)	-0,008 (0,003)	-0,005 (0,003)	0,000 (0,003)	-0,005 (0,005)	-0,012 (0,004)
Qualité empêchée	0,003 (0,002)	0,009 (0,002)	0,000 (0,003)	0,005 (0,002)	0,002 (0,003)	-0,003 (0,002)	-0,011 (0,003)	0,002 (0,002)	0,000 (0,003)	-0,002 (0,003)
Manque d'autonomie	-0,019 (0,002)	-0,004 (0,002)	-0,017 (0,002)	-0,006 (0,003)	-0,020 (0,003)	-0,013 (0,003)	-0,024 (0,003)	-0,012 (0,003)	-0,015 (0,005)	-0,007 (0,004)
Contrôles	autres dimensions de conditions de travail + âge + âge ² + ancienneté + nombre d'années d'études + nombre d'années d'études au carré + nationalité + quotité de travail + type de contrat de travail + taille d'entreprise + type d'employeur + taux de chômage régionalisé									
N	6 500	5 775	7 718	7 259	6 875	6 981	9 589	12 480	6 918	9 627

Note : Écart-types robustes à l'hétéroscédasticité (entre parenthèses).

Lecture : À autres caractéristiques contrôlées égales, une augmentation d'un écart-type des contraintes physiques est associée, pour les hommes, à une baisse de 3,6 % du salaire net en équivalent temps plein en 1991.

Champ : salariés sans cumul d'emploi âgés de 18 à 60 ans, France métropolitaine.

Source : Dares-Insee, enquêtes *Conditions de travail*, 1991-2019.

Annexe 16 - Estimations de l'effet d'interaction femmes-hommes par indice de conditions de travail sur le salaire net en EQTP

	1991	1998	2005	2013	2019
Contraintes physiques	0,017 (0,005)	0,002 (0,004)	0,011 (0,004)	-0,010 (0,005)	0,009 (0,006)
Intensité du travail	-0,010 (0,004)	0,004 (0,003)	0,002 (0,004)	0,001 (0,004)	-0,009 (0,006)
Contraintes horaires	-0,016 (0,004)	-0,004 (0,003)	-0,003 (0,004)	0,004 (0,004)	-0,009 (0,006)
Qualité empêchée	0,009 (0,003)	0,005 (0,003)	-0,005 (0,003)	0,014 (0,004)	-0,003 (0,005)
Manque d'autonomie	0,010 (0,003)	0,010 (0,003)	0,006 (0,004)	0,012 (0,005)	0,011 (0,006)
Contrôles	autres dimensions de conditions de travail + âge + âge ² + ancienneté + nombre d'années d'études + nombre d'années d'études au carré + nationalité + quotité de travail + type de contrat de travail + taille d'entreprise + type d'employeur + taux de chômage régionalisé				
N	12 275	14 977	13 856	22 139	16 568

Note : Écart-types robustes à l'hétéroscédasticité (entre parenthèses).

Lecture : À autres caractéristiques contrôlées égales, en 1991, une augmentation d'un écart-type des contraintes physiques est associée à une évolution du salaire net en équivalent temps plein plus favorable, de 1,7 point de pourcentage, pour les femmes que pour les hommes.

Champ : salariés sans cumul d'emploi âgés de 18 à 60 ans, France métropolitaine.

Source : Dares-Insee, enquêtes *Conditions de travail*, 1991, 1998, 2005, 2013, 2019.

Annexe 17 - Estimations des compensations monétaires (salaire net en EQTP) des conditions de travail pénibles entre 1991 et 2019, selon la catégorie socio-professionnelle

	1991		1998		2005		2013		2019	
	O/E	C/PI	O/E	C/PI	O/E	C/PI	O/E	C/PI	O/E	C/PI
Contraintes physiques	-0,014 (0,002)	-0,021 (0,004)	-0,009 (0,002)	-0,021 (0,003)	-0,004 (0,002)	-0,017 (0,003)	-0,003 (0,003)	-0,017 (0,004)	-0,007 (0,004)	-0,020 (0,004)
Intensité du travail	0,009 (0,002)	-0,012 (0,003)	0,014 (0,002)	-0,016 (0,003)	0,010 (0,002)	-0,004 (0,004)	0,007 (0,003)	0,000 (0,004)	0,001 (0,004)	-0,007 (0,004)
Contraintes horaires	-0,007 (0,002)	-0,008 (0,003)	-0,002 (0,002)	-0,003 (0,003)	0,000 (0,002)	-0,009 (0,003)	-0,004 (0,003)	-0,003 (0,004)	0,000 (0,005)	-0,014 (0,005)
Qualité empêchée	0,001 (0,002)	0,002 (0,003)	0,004 (0,002)	-0,004 (0,003)	-0,004 (0,002)	-0,002 (0,003)	-0,003 (0,003)	-0,011 (0,003)	-0,002 (0,004)	-0,004 (0,004)
Manque d'autonomie	-0,009 (0,002)	0,007 (0,004)	-0,007 (0,002)	-0,003 (0,004)	-0,009 (0,002)	-0,004 (0,003)	-0,010 (0,003)	-0,016 (0,004)	-0,008 (0,004)	-0,008 (0,004)
Contrôles	autres dimensions de conditions de travail + âge + âge ² + ancienneté + nombre d'années d'études + nombre d'années d'études au carré + sexe + nationalité + quotité de travail + type de contrat de travail + taille d'entreprise + type d'employeur + taux de chômage régionalisé									
N	8 430	3 474	9 903	5 074	8 188	5 665	11 745	10 268	8 153	8 323

Note : Écart-types robustes à l'hétéroscédasticité (entre parenthèses). O/E= ouvriers et employés ; C/PI : cadres et professions intermédiaires.

Lecture : À autres caractéristiques contrôlées égales, une augmentation d'un écart-type des contraintes physiques est associée, pour les cadres et professions intermédiaires, à une baisse de 2,1 % du salaire net en équivalent temps plein en 1991.

Champ : salariés sans cumul d'emploi âgés de 18 à 60 ans, France métropolitaine.

Source : Dares-Insee, enquêtes *Conditions de travail*, 1991, 1998, 2005, 2013, 2019.

Annexe 18 - Estimations des compensations monétaires (salaire net en EQTP) des conditions de travail pénibles entre 1991 et 2019 selon le secteur d'activité

	1991			1998			2005			2013			2019		
	TNM	TM	IA	TNM	TM	IA	TNM	TM	IA	TNM	TM	IA	TNM	TM	IA
Contraintes physiques	-0,008 (0,005)	-0,035 (0,004)	-0,035 (0,004)	-0,004 (0,004)	-0,034 (0,003)	-0,022 (0,004)	-0,007 (0,004)	-0,029 (0,003)	-0,017 (0,004)	-0,016 (0,004)	-0,030 (0,004)	-0,010 (0,004)	-0,007 (0,005)	-0,035 (0,006)	-0,017 (0,005)
Intensité du travail	-0,005 (0,004)	0,015 (0,003)	0,006 (0,002)	-0,007 (0,003)	0,015 (0,003)	0,002 (0,003)	0,009 (0,004)	0,009 (0,003)	-0,008 (0,003)	0,001 (0,003)	0,014 (0,004)	-0,004 (0,004)	-0,015 (0,005)	0,003 (0,005)	-0,001 (0,005)
Contraintes horaires	-0,008 (0,003)	-0,021 (0,003)	0,009 (0,003)	0,006 (0,003)	-0,013 (0,002)	0,009 (0,003)	0,002 (0,003)	-0,013 (0,003)	0,012 (0,004)	0,001 (0,003)	-0,009 (0,004)	0,015 (0,005)	-0,007 (0,005)	-0,012 (0,006)	0,010 (0,005)
Qualité empêchée	0,008 (0,003)	0,008 (0,003)	0,003 (0,003)	0,006 (0,003)	0,004 (0,002)	-0,002 (0,005)	-0,004 (0,003)	-0,001 (0,002)	0,007 (0,003)	-0,002 (0,003)	-0,004 (0,003)	-0,006 (0,004)	0,004 (0,004)	0,002 (0,004)	-0,006 (0,004)
Manque d'autonomie	0,004 (0,004)	-0,008 (0,003)	-0,028 (0,002)	-0,002 (0,004)	-0,016 (0,003)	-0,018 (0,003)	-0,007 (0,004)	-0,016 (0,003)	-0,020 (0,004)	-0,008 (0,004)	-0,016 (0,004)	-0,029 (0,004)	-0,002 (0,005)	-0,014 (0,005)	-0,020 (0,005)
Contrôles	autres dimensions de conditions de travail + âge + âge ² + ancienneté + nombre d'années d'études + nombre d'années d'études au carré + sexe + nationalité + quotité de travail + type de contrat de travail + taille d'entreprise + type d'employeur + taux de chômage régionalisé														
N	3 560	4 861	3 854	4 749	5 972	4 256	4 684	5 988	3 184	10 629	7 195	4 245	8 237	5 183	3 125

Note : Écart-types robustes à l'hétéroscédasticité (entre parenthèses). TNM= tertiaire non marchand ; TM= tertiaire marchand ; IA : industrie et agriculture

Lecture : À autres caractéristiques contrôlées égales, une augmentation d'un écart-type des contraintes physiques est associée, dans le tertiaire marchand, à une baisse de 3,5 % du salaire net en équivalent temps plein en 1991.

Champ : salariés sans cumul d'emploi âgés de 18 à 60 ans, France métropolitaine.

Source : Dares-Insee, enquêtes *Conditions de travail*, 1991, 1998, 2005, 2013, 2019.

Annexe 19 - Estimations des compensations monétaires (salaire net en EQTP) des conditions de travail pénibles entre 1991 et 2019 selon l'âge

	1991		1998		2005		2013		2019	
	Moins de 40 ans	40 ans ou plus	Moins de 40 ans	40 ans ou plus	Moins de 40 ans	40 ans ou plus	Moins de 40 ans	40 ans ou plus	Moins de 40 ans	40 ans ou plus
Contraintes physiques	-0,016 (0,003)	-0,041 (0,004)	-0,012 (0,003)	-0,028 (0,003)	-0,011 (0,003)	-0,022 (0,003)	-0,004 (0,004)	-0,026 (0,003)	-0,008 (0,005)	-0,028 (0,004)
Intensité du travail	0,005 (0,002)	0,006 (0,003)	0,003 (0,002)	0,008 (0,002)	0,005 (0,002)	0,007 (0,003)	0,001 (0,003)	0,013 (0,003)	-0,006 (0,005)	0,003 (0,004)
Contraintes horaires	-0,005 (0,002)	-0,015 (0,003)	0,001 (0,002)	-0,007 (0,003)	-0,003 (0,002)	-0,006 (0,003)	-0,002 (0,003)	-0,005 (0,003)	-0,006 (0,004)	-0,009 (0,005)
Qualité empêchée	0,007 (0,002)	0,006 (0,003)	0,000 (0,003)	0,006 (0,002)	-0,002 (0,002)	0,000 (0,003)	-0,007 (0,003)	-0,003 (0,003)	-0,006 (0,004)	0,005 (0,003)
Manque d'autonomie	-0,012 (0,002)	-0,011 (0,003)	-0,008 (0,002)	-0,015 (0,003)	-0,010 (0,002)	-0,021 (0,003)	-0,014 (0,003)	-0,022 (0,003)	-0,003 (0,004)	-0,020 (0,004)
Contrôles	autres dimensions de conditions de travail + ancienneté + nombre d'années d'études + nombre d'années d'études au carré + sexe + nationalité + quotité de travail + type de contrat de travail + taille d'entreprise + type d'employeur + taux de chômage régionalisé									
N	7 290	4 985	7 750	7 227	6 533	7 323	8 732	13 337	5 787	10 758

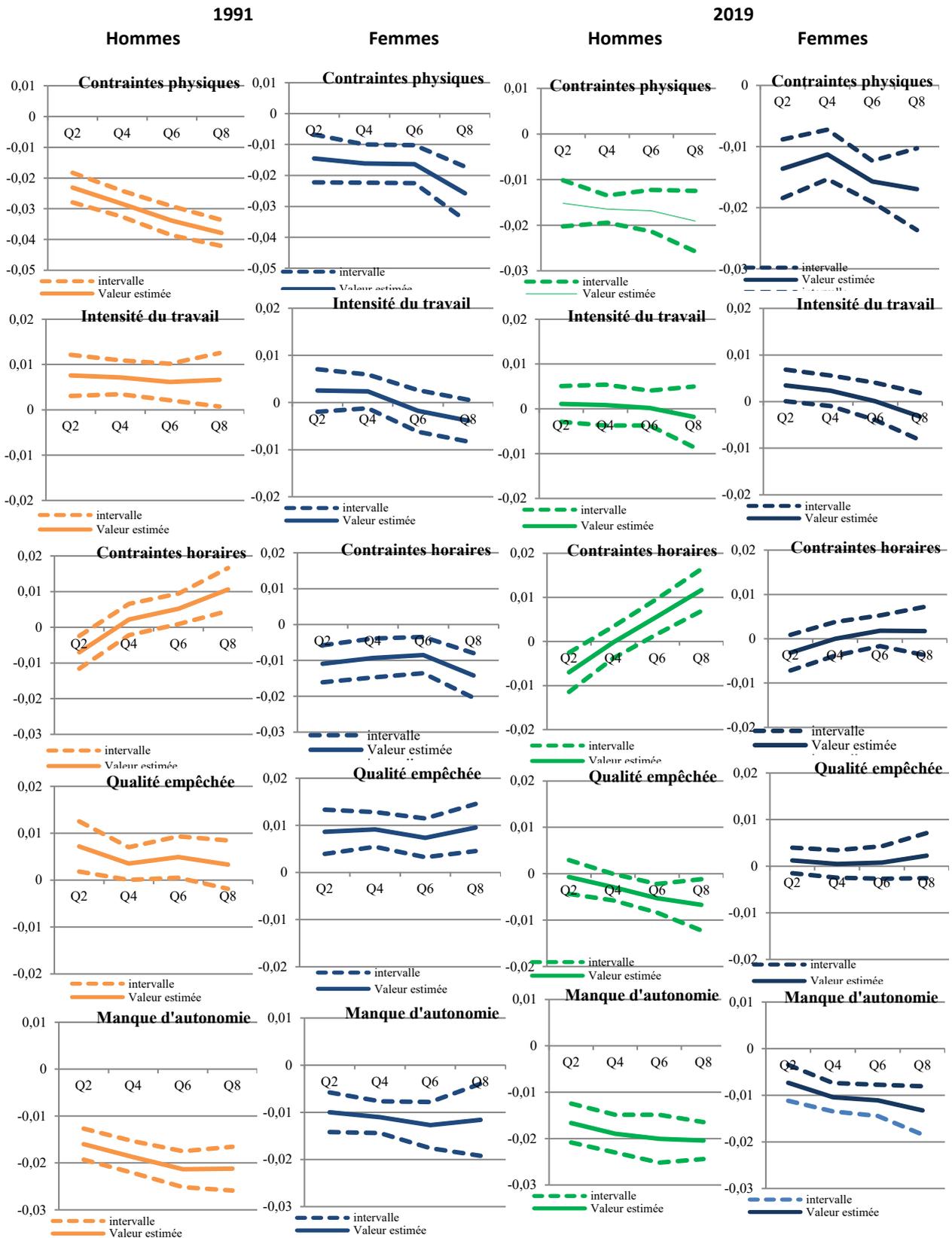
Note : Écart-types robustes à l'hétéroscédasticité (entre parenthèses).

Lecture : À autres caractéristiques contrôlées égales, une augmentation d'un écart-type des contraintes physiques est associée, pour les salariés de 40 ans ou plus, à une baisse de 4,1 % du salaire net en équivalent temps plein en 1991.

Champ : salariés sans cumul d'emploi âgés de 18 à 60 ans, France métropolitaine.

Source : Dares-Insee, enquêtes *Conditions de travail*, 1991, 1998, 2005, 2013, 2019.

Annexe 20 - Estimations quintiles des compensations monétaires (salaire net en EQTP) des conditions de travail pénibles en 1991 et en 2019 selon le genre



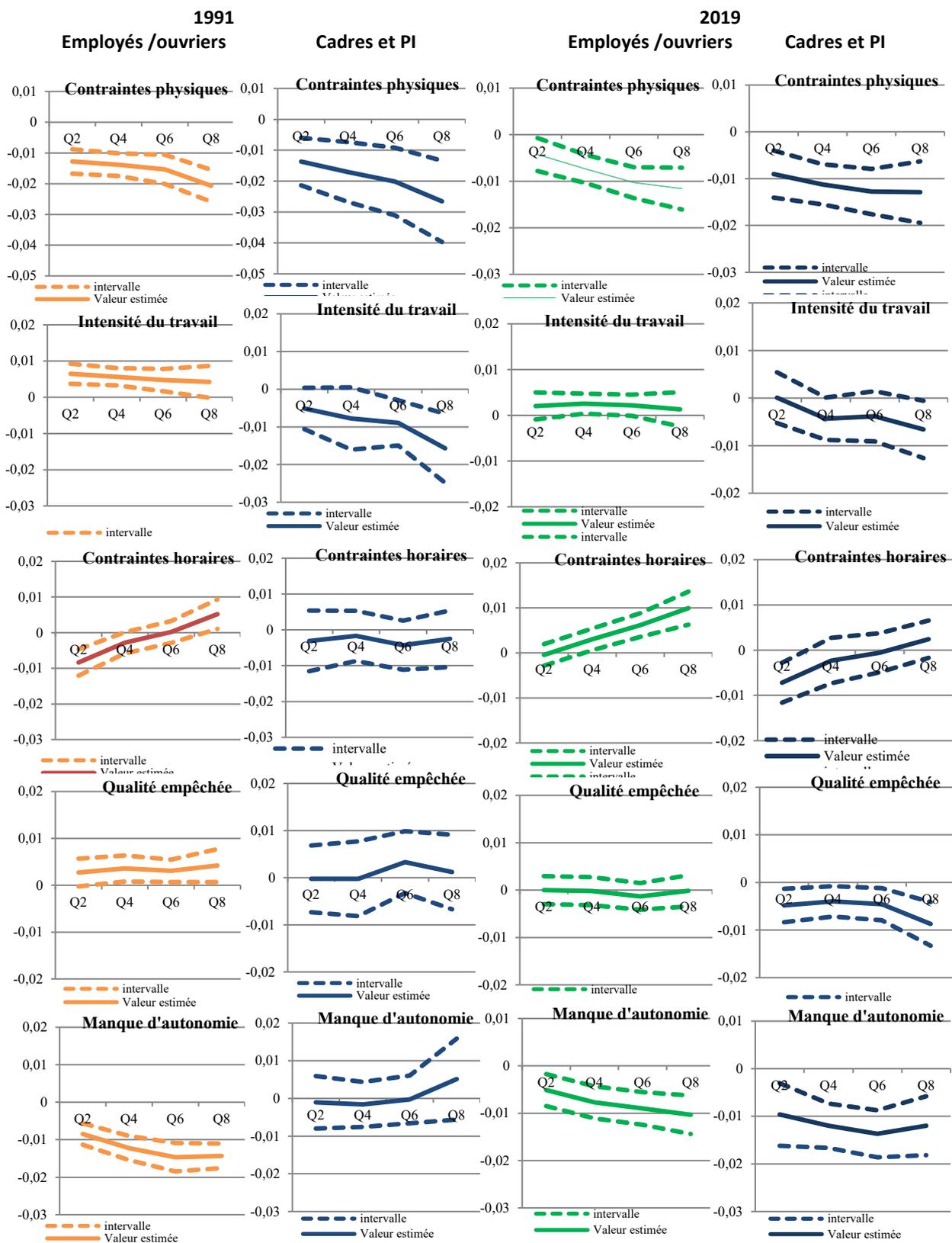
Contrôles : autres dimensions de conditions de travail, âge, âge², ancienneté, nombre d'années d'études et nombre d'années d'études au carré, nationalité, quotité de travail, type de contrat de travail, taille d'entreprise, type d'employeur et taux de chômage régionalisé.

Lecture : cf. graphique 7.

Champ : salariés sans cumul d'emploi âgés de 18 à 60 ans, France métropolitaine.

Source : Dares-Insee, enquêtes *Conditions de travail*, 1991, 1998, 2005, 2013, 2019.

Annexe 21 - Estimations quintiles des compensations monétaires (salaire net en EQTP) des conditions de travail pénibles en 1991 et en 2019 selon la catégorie socio-professionnelle



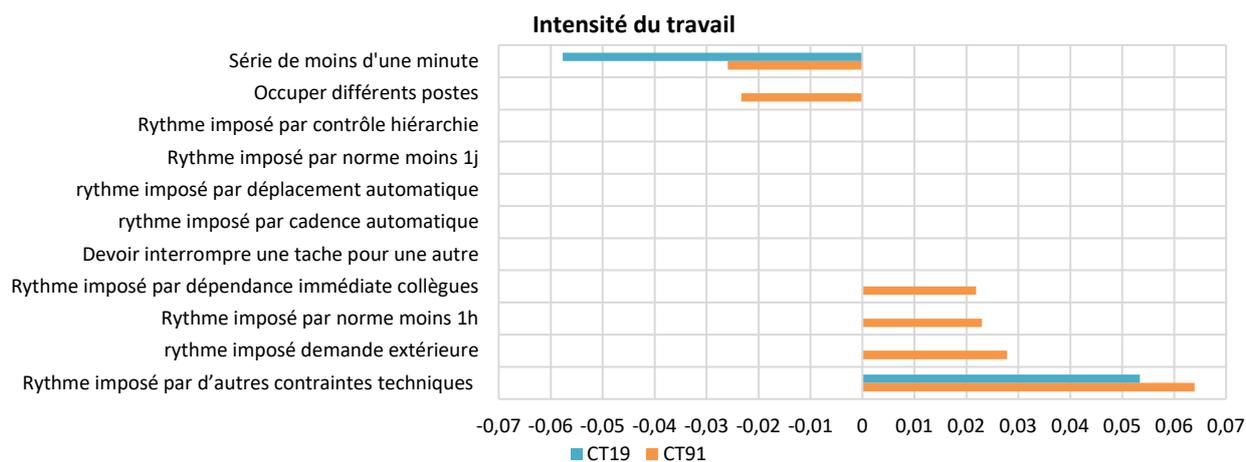
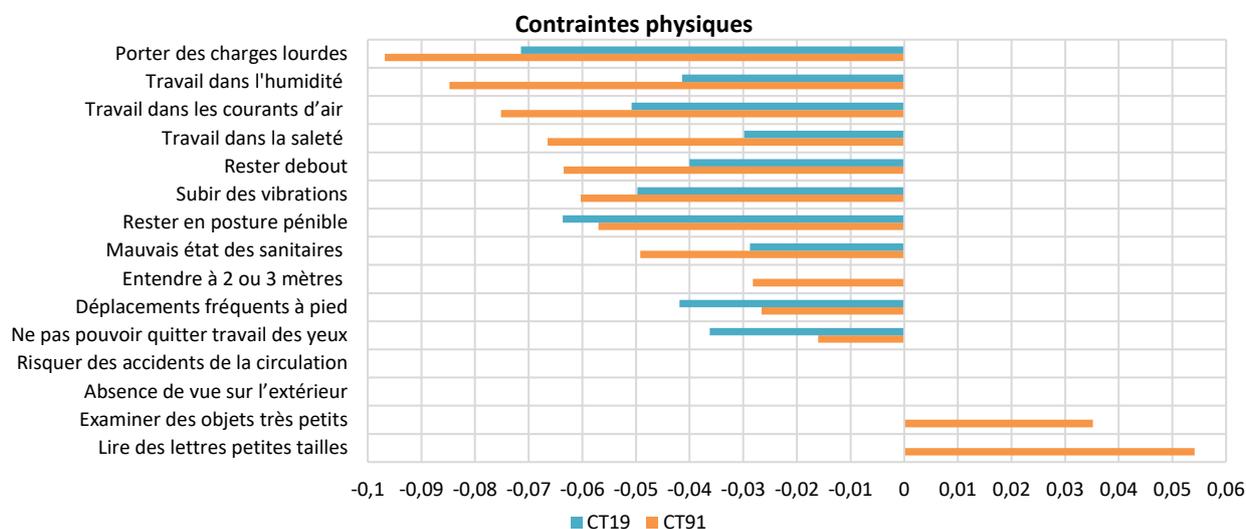
Contrôles : autres dimensions de conditions de travail, âge, âge², ancienneté, nombre d'années d'études et nombre d'années d'études au carré, sexe, nationalité, quotité de travail, type de contrat de travail, taille d'entreprise, type d'employeur et taux de chômage régionalisé.

Lecture : cf. graphique 7.

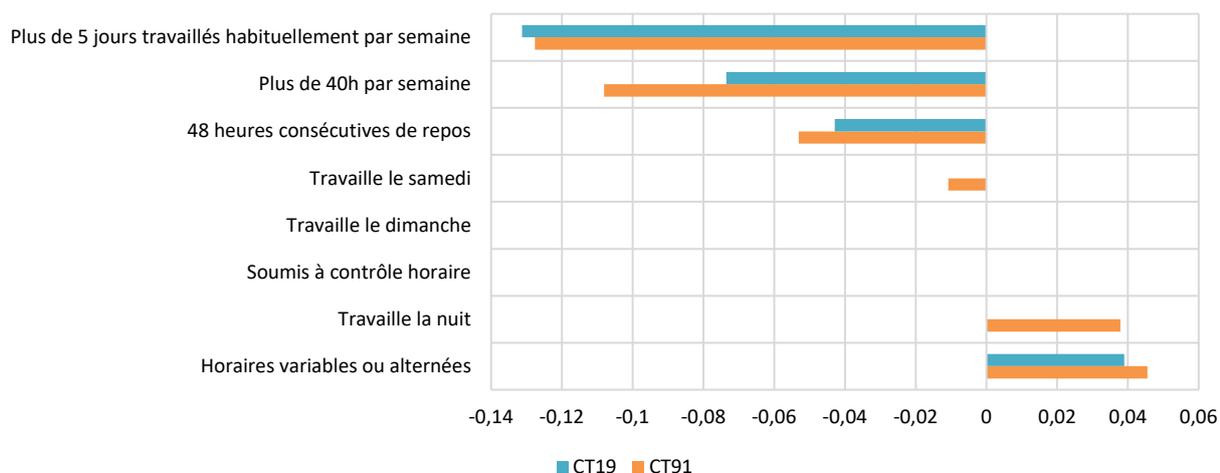
Champ : salariés sans cumul d'emploi âgés de 18 à 60 ans, France métropolitaine.

Source : Dares-Insee, enquêtes *Conditions de travail*, 1991, 1998, 2005, 2013, 2019.

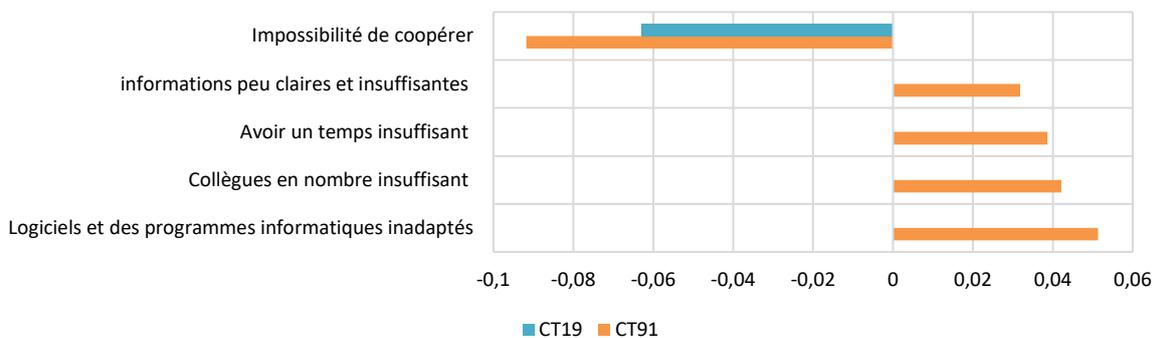
Annexe 22 - Estimations des compensations monétaires des conditions de travail pénibles entre 1991 et 2019, détail par composante



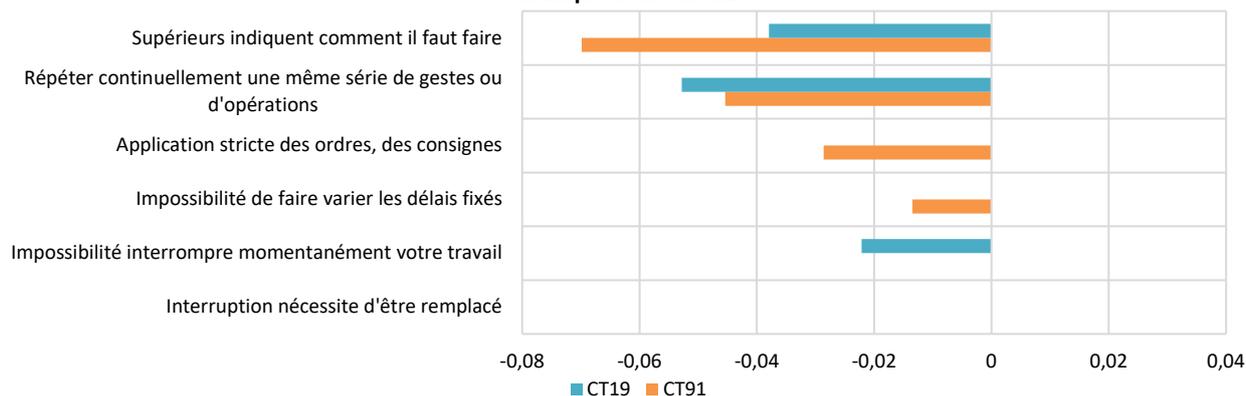
Contraintes horaires



Qualité empêchée



Manque d'autonomie

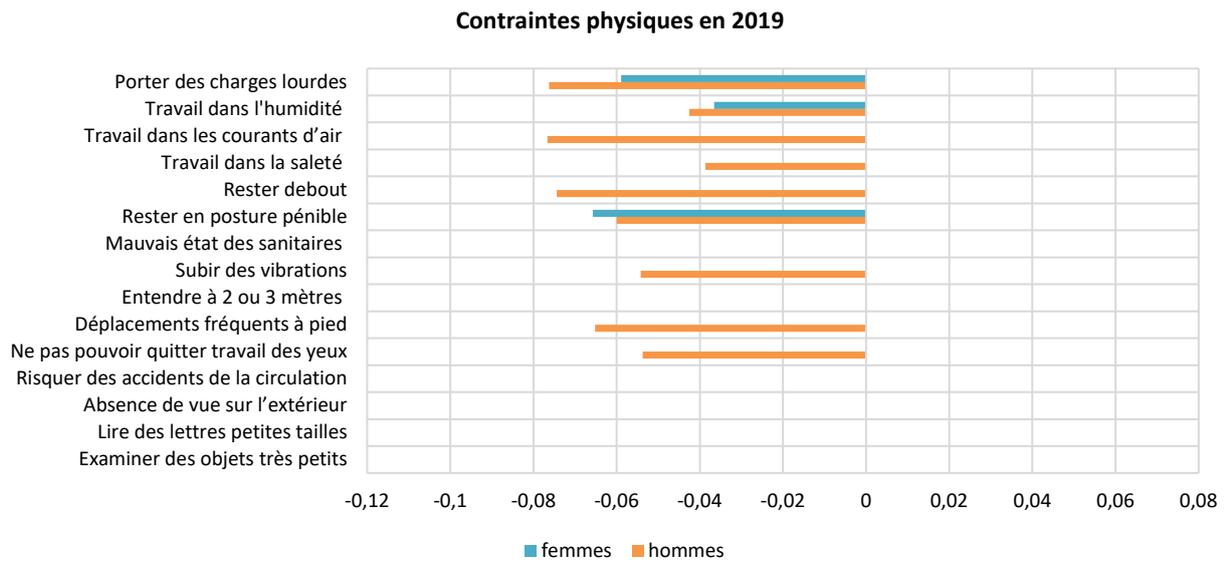
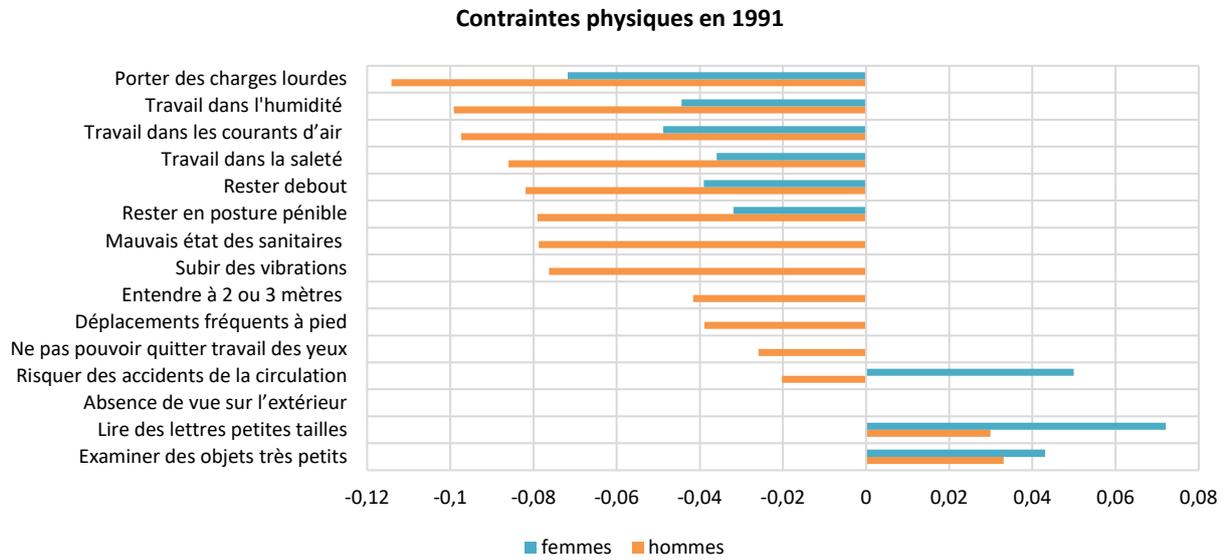


Contrôles : autres dimensions de conditions de travail, âge, âge², ancienneté, nombre d'années d'études et nombre d'années d'études au carré, sexe, nationalité, quotité de travail, type de contrat de travail, taille d'entreprise, type d'employeur et taux de chômage régionalisé.

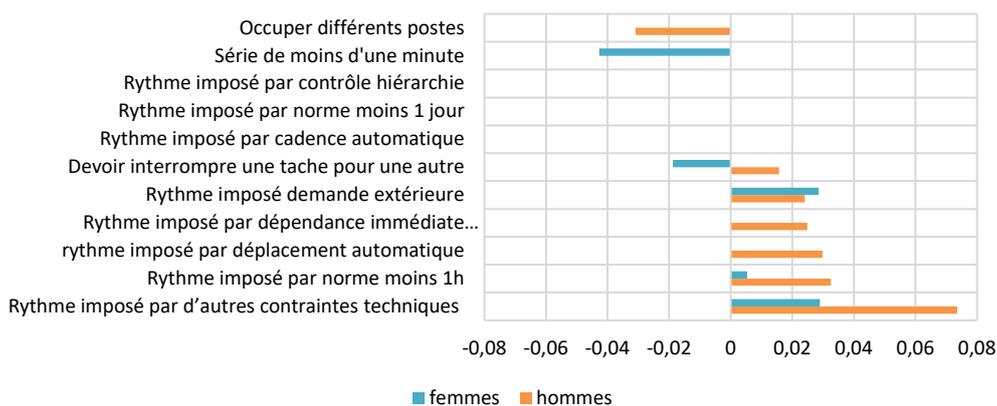
Champ : salariés sans cumul d'emploi âgés de 18 à 60 ans, France métropolitaine.

Source : Dares-Insee, enquêtes *Conditions de travail*, 1991, 1998, 2005, 2013, 2019.

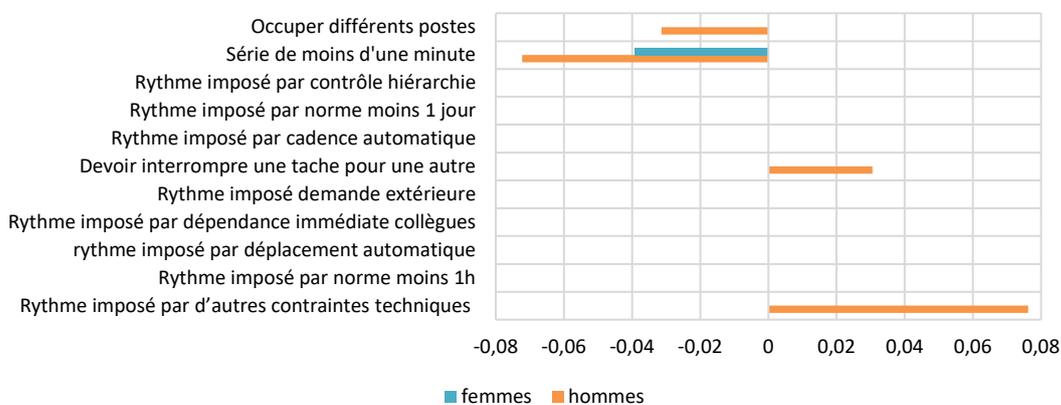
**Annexe 23 - Estimations des compensations monétaires des conditions de travail pénibles
entre 1991 et 2019 selon le genre, détail par composante**



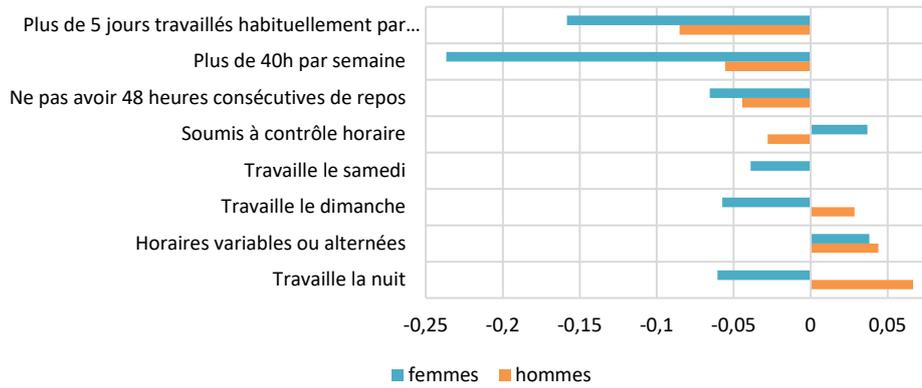
Intensité du travail en 1991



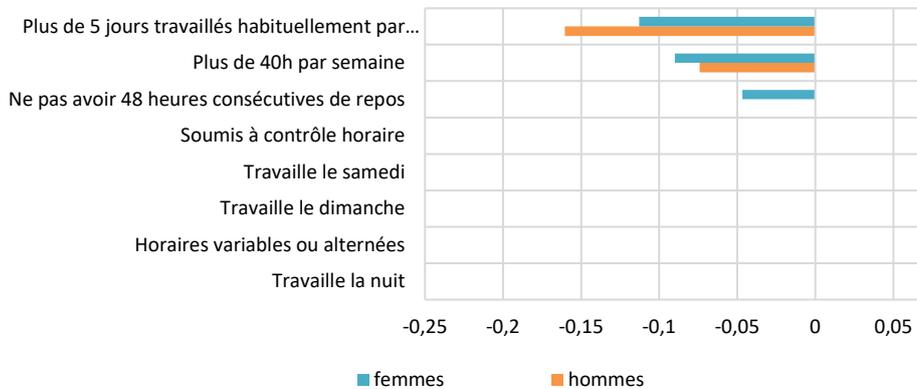
Intensité du travail en 2019



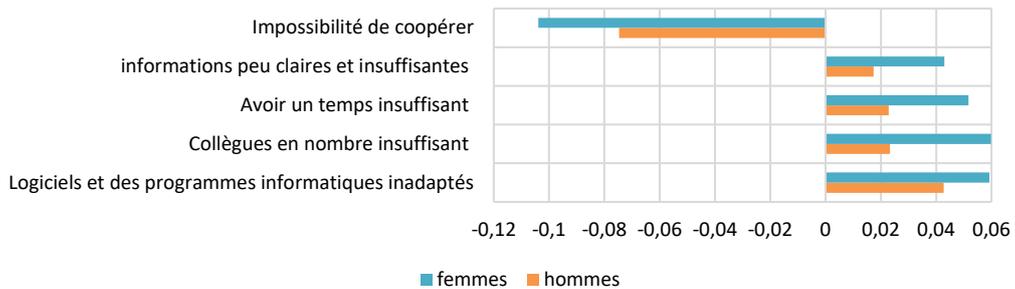
Contraintes horaires en 1991



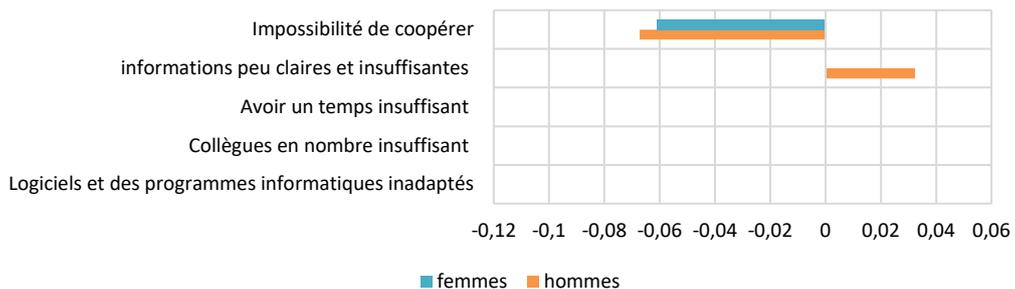
Contraintes horaires en 2019



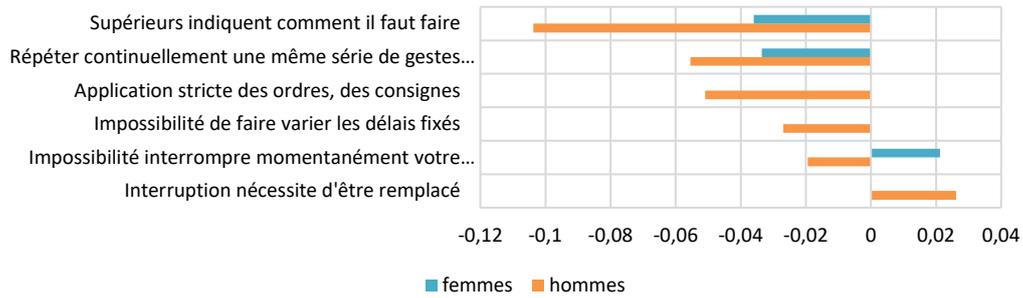
Qualité empêchée en 1991



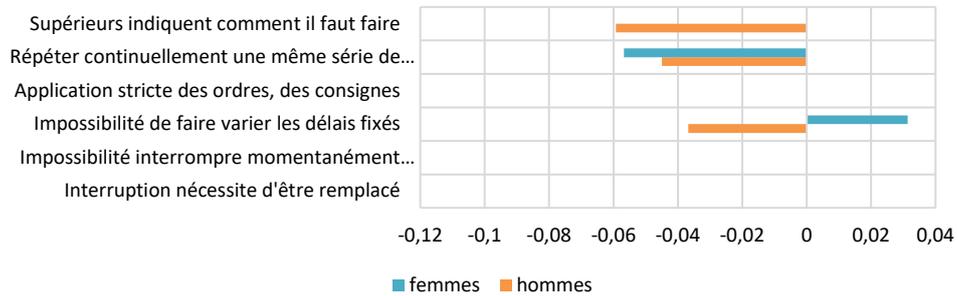
Qualité empêchée en 2019



Manque d'autonomie en 1991



Manque d'autonomie en 2019



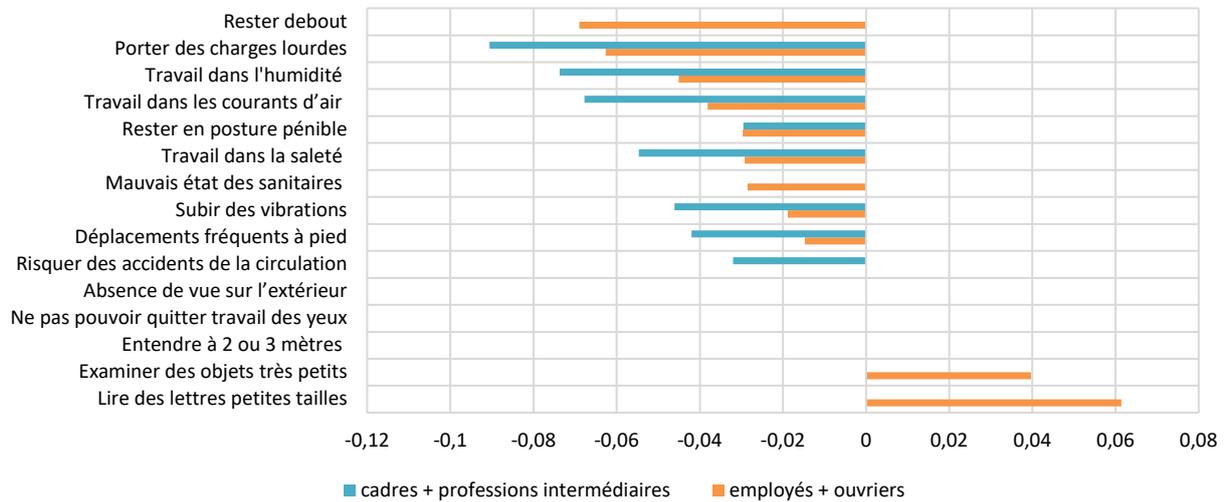
Contrôles : autres dimensions de conditions de travail, âge, âge², ancienneté, nombre d'années d'études et nombre d'années d'études au carré, nationalité, quotité de travail, type de contrat de travail, taille d'entreprise, type d'employeur et taux de chômage régionalisé.

Champ : salariés sans cumul d'emploi âgés de 18 à 60 ans, France métropolitaine.

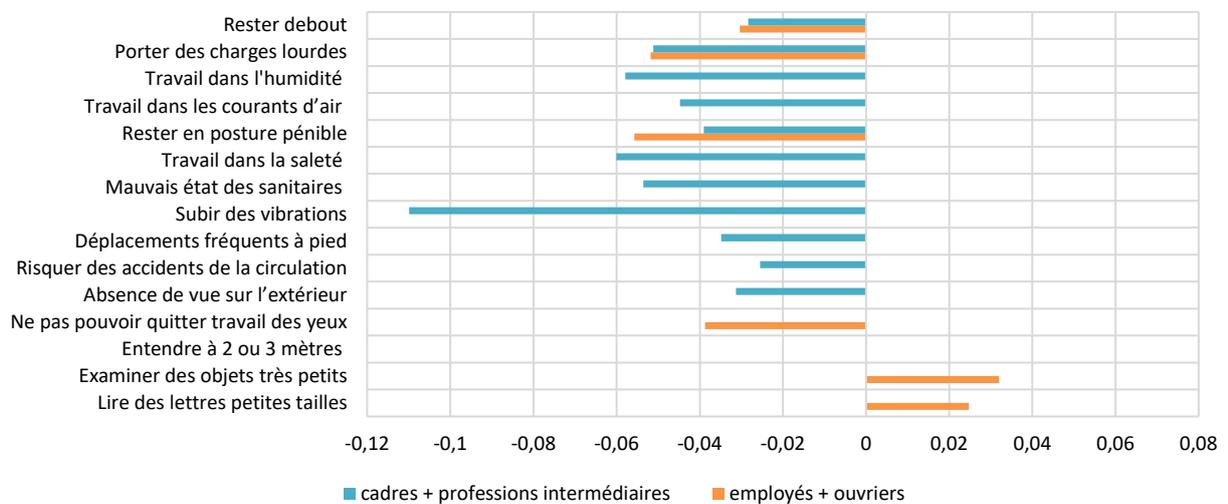
Source : Dares-Insee, enquêtes *Conditions de travail*, 1991, 1998, 2005, 2013, 2019.

Annexe 24 - Estimations des compensations monétaires des conditions de travail pénibles entre 1991 et 2019 selon la catégorie socio-professionnelle, détail par composante

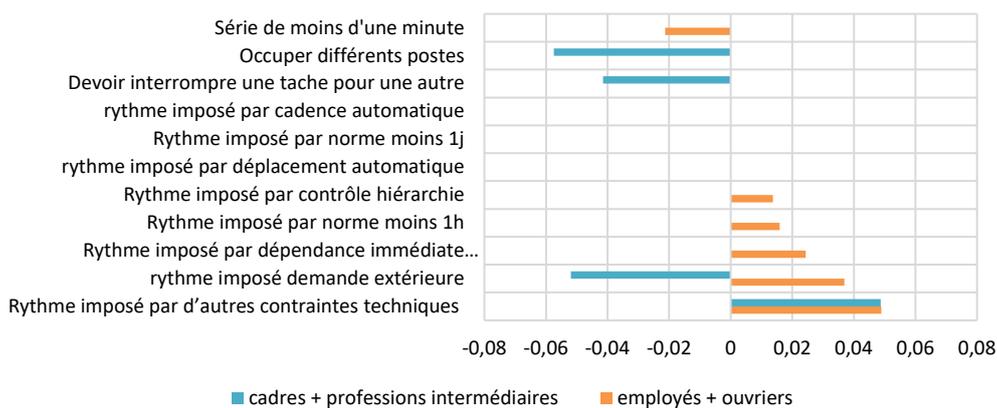
Contraintes physiques en 1991



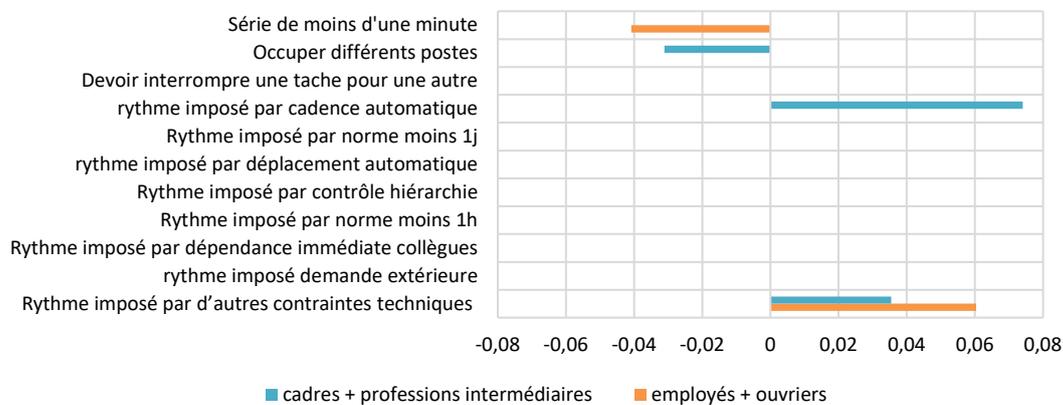
Contraintes physiques en 2019



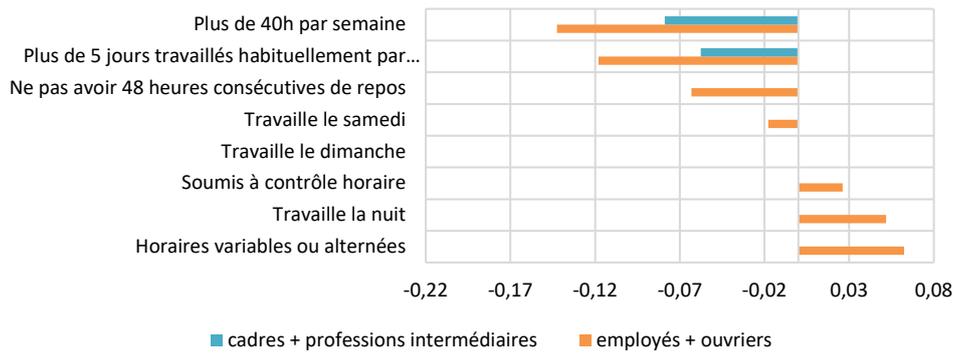
Intensité du travail en 1991



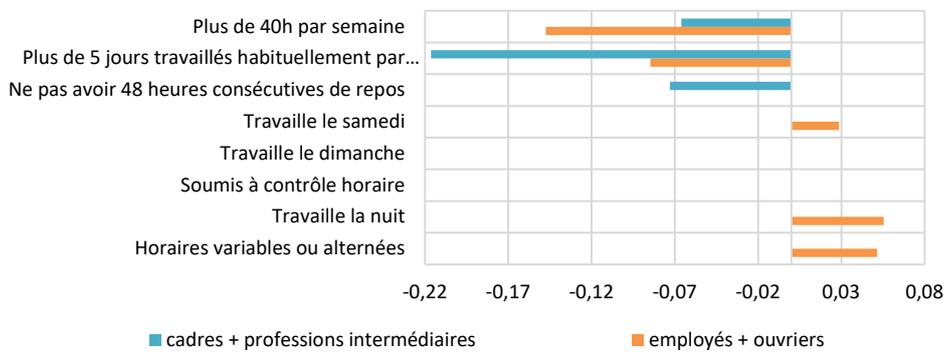
Intensité du travail en 2019



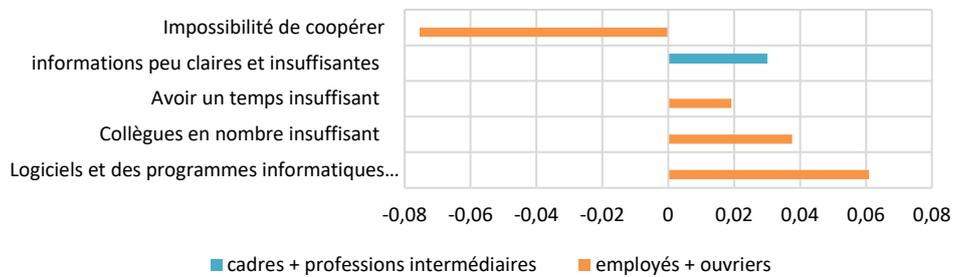
Contraintes horaires en 1991



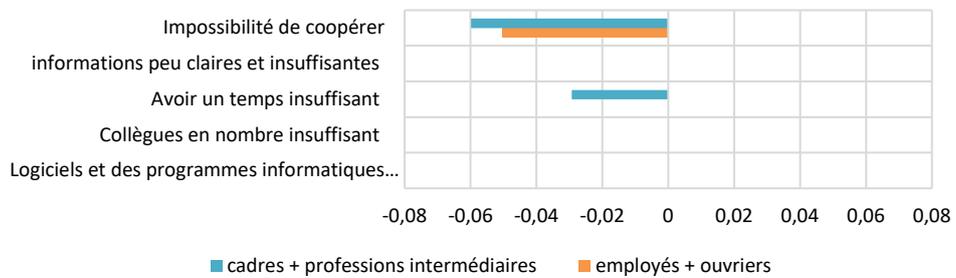
Contraintes horaires en 2019



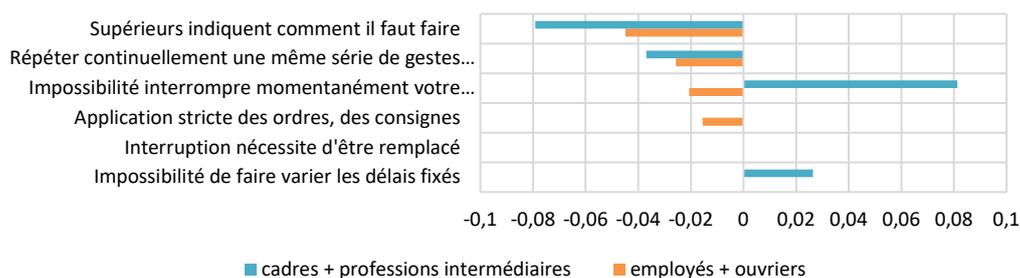
Qualité empêchée en 1991



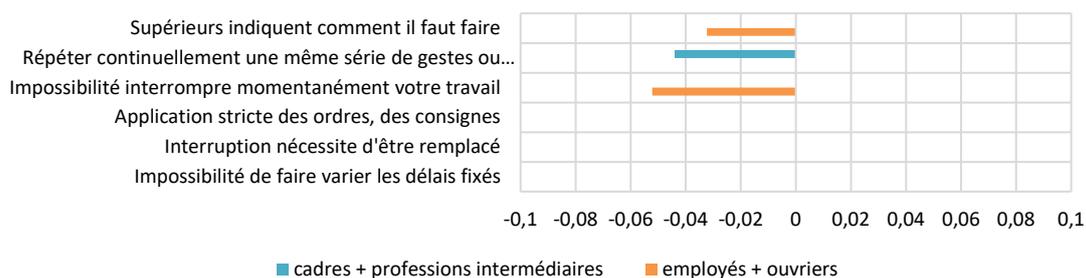
Qualité empêchée en 2019



Manque d'autonomie en 1991



Manque d'autonomie en 2019



Contrôles : autres dimensions de conditions de travail, âge, âge², ancienneté, nombre d'années d'études et nombre d'années d'études au carré, sexe, nationalité, quotité de travail, type de contrat de travail, taille d'entreprise, type d'employeur et taux de chômage régionalisé.

Champ : salariés sans cumul d'emploi âgés de 18 à 60 ans, France métropolitaine.

Source : Dares-Insee, enquêtes *Conditions de travail*, 1991, 1998, 2005, 2013, 2019.

Annexe 25 - Comparaison des estimations des compensations monétaires (salaire net en EQTP) des conditions de travail selon la variable de salaire utilisée (déclaré en clair, déclaré en tranches et ensemble des réponses sur le salaire, converties en tranches)

	1991			1998			2005			2013			2019		
	En clair	Par tranches	Ensemble ¹³	En clair	Par tranches	Ensemble									
Contraintes physiques	-0,027 (0,002)	-0,056 (0,005)	-0,039 (0,002)	-0,020 (0,002)	-0,041 (0,008)	-0,032 (0,002)	-0,017 (0,002)	-0,032 (0,006)	-0,029 (0,002)	-0,016 (0,003)	-0,031 (0,009)	-0,023 (0,003)	-0,020 (0,003)	-0,022 (0,009)	-0,023 (0,003)
Intensité du travail	0,006 (0,002)	0,016 (0,004)	0,014 (0,002)	0,004 (0,002)	0,020 (0,007)	0,015 (0,002)	0,006 (0,002)	0,007 (0,005)	0,011 (0,002)	0,008 (0,003)	0,014 (0,009)	0,016 (0,002)	-0,002 (0,003)	0,010 (0,008)	0,016 (0,002)
Contraintes horaires	-0,009 (0,002)	0,018 (0,004)	0,014 (0,002)	-0,002 (0,002)	0,017 (0,006)	0,015 (0,001)	-0,004 (0,002)	0,012 (0,004)	0,017 (0,002)	-0,002 (0,002)	0,017 (0,009)	0,025 (0,002)	-0,007 (0,003)	0,033 (0,008)	0,025 (0,002)
Qualité empêchée	0,007 (0,002)	0,012 (0,004)	0,011 (0,002)	0,002 (0,002)	0,012 (0,007)	0,006 (0,001)	0,000 (0,002)	0,013 (0,004)	0,006 (0,002)	-0,005 (0,002)	0,014 (0,008)	0,000 (0,002)	0,000 (0,002)	-0,002 (0,006)	0,000 (0,002)
Manque d'autonomie	-0,012 (0,002)	-0,038 (0,004)	-0,027 (0,002)	-0,011 (0,002)	-0,039 (0,007)	-0,024 (0,002)	-0,015 (0,002)	-0,033 (0,005)	-0,028 (0,002)	-0,018 (0,002)	-0,047 (0,009)	-0,033 (0,002)	-0,012 (0,003)	-0,035 (0,008)	-0,033 (0,002)
Contrôles	oui														
N	12 275	2 422	14 697	14 977	895	15 872	13 856	2 182	16 038	22 139	1 086	23 155	16 568	2 535	19 080

Note : Écart-types robustes à l'hétéroscédasticité (entre parenthèses).

Lecture : À autres caractéristiques contrôlées égales, une augmentation d'un écart-type des contraintes physiques est associée à une baisse de 2,7 % du salaire net en équivalent temps plein en 1991, lorsque l'on exploite la variable de salaire déclarée en clair. La baisse est estimée à 5,6 % si l'on utilise uniquement les salaires déclarés en tranches (en modélisant cette variable avec un modèle polytomique ordonné), et enfin à 3,9 % si l'on utilise l'ensemble des réponses sur la variable de salaire (en convertissant en tranches celles déclarées en clair, puis en modélisant la variable ainsi obtenue avec un modèle polytomique ordonné).

Contrôles : autres dimensions de conditions de travail, âge, âge², ancienneté, nombre d'années d'études et nombre d'années d'études au carré, sexe, nationalité, quotité de travail, type de contrat de travail, taille d'entreprise, type d'employeur et taux de chômage régionalisé.

Champ : salariés sans cumul d'emploi âgés de 18 à 60 ans, France métropolitaine.

Source : Dares-Insee, enquêtes *Conditions de travail*, 1991, 1998, 2005, 2013, 2019.

¹³ Ensemble des personnes ayant répondu en clair ou en tranches pour le salaire. La variable de salaire introduite dans le modèle est en tranches pour l'ensemble de ces personnes, c'est-à-dire reconstruite en tranches lorsque la réponse est en clair.

Annexe 26 - Comparaison des estimations des compensations monétaires des conditions de travail selon la variable de salaire utilisée (d'une part salaire déclaré en clair, d'autre part salaire pour l'ensemble des individus avec imputation lorsqu'il est déclaré en tranches ou n'est pas déclaré du tout)

	1991						1998						2005					
	Salaire moyen		Salaire EQTP		Avec contrôle socio-éco		Salaire moyen		Salaire EQTP		Avec contrôle socio-éco		Salaire moyen		Salaire EQTP		Avec contrôle socio-éco	
	En clair	Ensemble avec imputation	En clair	Ensemble avec imputation	En clair	Ensemble avec imputation	En clair	Ensemble avec imputation	En clair	Ensemble avec imputation	En clair	Ensemble avec imputation	En clair	Ensemble avec imputation	En clair	Ensemble avec imputation	En clair	Ensemble avec imputation
Contraintes physiques	-0,031 (0,003)	-0,028 (0,003)	-0,041 (0,002)	-0,038 (0,002)	-0,027 (0,002)	-0,024 (0,002)	-0,034 (0,002)	-0,031 (0,002)	-0,043 (0,002)	-0,039 (0,002)	-0,020 (0,002)	-0,016 (0,002)	-0,041 (0,003)	-0,040 (0,002)	-0,039 (0,002)	-0,038 (0,002)	-0,017 (0,002)	-0,017 (0,002)
Intensité du travail	0,025 (0,002)	0,022 (0,002)	0,002 (0,002)	0,001 (0,002)	0,006 (0,002)	0,005 (0,002)	0,033 (0,002)	0,032 (0,002)	0,004 (0,002)	0,002 (0,002)	0,004 (0,002)	0,005 (0,002)	0,040 (0,003)	0,039 (0,003)	0,016 (0,002)	0,016 (0,002)	0,006 (0,002)	0,007 (0,002)
Contraintes horaires	0,027 (0,002)	0,026 (0,002)	-0,001 (0,002)	-0,004 (0,002)	-0,009 (0,002)	-0,011 (0,002)	0,037 (0,002)	0,035 (0,002)	0,010 (0,002)	0,008 (0,002)	-0,002 (0,002)	-0,003 (0,002)	0,041 (0,002)	0,039 (0,002)	0,007 (0,002)	0,005 (0,002)	-0,004 (0,002)	-0,005 (0,002)
Qualité empêchée	0,015 (0,002)	0,014 (0,002)	0,016 (0,002)	0,015 (0,002)	0,007 (0,002)	0,006 (0,002)	0,015 (0,002)	0,014 (0,002)	0,016 (0,002)	0,015 (0,002)	0,002 (0,002)	0,002 (0,002)	0,009 (0,002)	0,010 (0,002)	0,008 (0,002)	0,008 (0,002)	0,000 (0,002)	0,001 (0,002)
Manque d'autonomie	-0,050 (0,002)	-0,047 (0,002)	-0,035 (0,002)	-0,032 (0,002)	-0,012 (0,002)	-0,011 (0,002)	-0,064 (0,002)	-0,062 (0,002)	-0,040 (0,002)	-0,037 (0,002)	-0,011 (0,002)	-0,011 (0,002)	-0,061 (0,003)	-0,061 (0,002)	-0,039 (0,002)	-0,038 (0,002)	-0,015 (0,002)	-0,016 (0,002)
Contrôles	Non*		Non*		Oui**		Non*		Non*		Oui**		Non*		Non*		Oui**	
N	12 275	15 046	12 275	15 046	12 275	15 046	14 977	16 332	14 977	16 332	14 977	16 332	13 856	15 741	13 856	15 741	13 856	15 741

	2013						2019					
	Salaire moyen		Salaire EQTP		Avec contrôle socio-éco		Salaire moyen		Salaire EQTP		Avec contrôle socio-éco	
	En clair	Ensemble avec imputation	En clair	Ensemble avec imputation	En clair	Ensemble avec imputation	En clair	Ensemble avec imputation	En clair	Ensemble avec imputation	En clair	Ensemble avec imputation
Contraintes physiques	-0,041 (0,003)	-0,040 (0,003)	-0,036 (0,002)	-0,036 (0,002)	-0,016 (0,003)	-0,016 (0,003)	-0,038 (0,004)	-0,038 (0,004)	-0,038 (0,003)	-0,037 (0,003)	-0,020 (0,003)	-0,017 (0,003)
Intensité du travail	0,041 (0,004)	0,041 (0,003)	0,016 (0,002)	0,016 (0,002)	0,008 (0,003)	0,008 (0,002)	0,026 (0,004)	0,029 (0,004)	0,007 (0,003)	0,008 (0,004)	-0,002 (0,003)	-0,001 (0,003)
Contraintes horaires	0,044 (0,003)	0,042 (0,003)	0,005 (0,002)	0,004 (0,002)	-0,002 (0,002)	-0,003 (0,002)	0,024 (0,004)	0,025 (0,004)	-0,001 (0,004)	-0,002 (0,003)	-0,007 (0,003)	-0,008 (0,003)
Qualité empêchée	0,007 (0,003)	0,007 (0,003)	0,004 (0,002)	0,004 (0,002)	-0,005 (0,002)	-0,004 (0,002)	0,008 (0,005)	0,007 (0,004)	0,007 (0,003)	0,006 (0,003)	0,000 (0,002)	-0,001 (0,002)
Manque d'autonomie	-0,081 (0,004)	-0,080 (0,003)	-0,045 (0,002)	-0,044 (0,002)	-0,018 (0,002)	-0,019 (0,002)	-0,066 (0,004)	-0,070 (0,004)	-0,035 (0,003)	-0,035 (0,004)	-0,012 (0,003)	-0,011 (0,003)
Contrôles	Non*		Non*		Oui**		Non*		Non*		Oui**	
N	22 139	23 818	22 139	23 818	22 139	23 818	16 568	19 393	16 568	19 393	16 568	19 393

Note : Écart-types robustes à l'hétéroscédasticité (entre parenthèses).

* Non : signifie que seules les variables de contrôle suivantes sont utilisées : autres dimensions de conditions de travail, âge, âge², ancienneté.

**Oui : signifie que l'ensemble des variables de contrôles socio-économiques sont utilisées (cf. liste ci-dessous).

Contrôles : autres dimensions de conditions de travail, âge, âge², ancienneté, nombre d'années d'études et nombre d'années d'études au carré, sexe, nationalité, quotité de travail, type de contrat de travail, taille d'entreprise, type d'employeur et taux de chômage régionalisé.

Lecture : cf Annexe 25.

Champ : salariés sans cumul d'emploi âgés de 18 à 60 ans, France métropolitaine.

Source : Dares-Insee, enquêtes *Conditions de travail*, 1991, 1998, 2005, 2013, 2019.

Annexe 27 - Liste des variables utilisées pour la construction des dimensions historiques *a posteriori*

Dimensions	Variables
Contraintes physiques	Déplacements fréquents à pied
	Mauvais état des sanitaires
	Rester dans une posture pénible
	Subir des vibrations
	Ne pas utiliser un ordinateur portable
	Travail dans la saleté
	Travail dans les courants d'air
	Travail dans l'humidité
	Porter des charges lourdes
Intensité du travail	Ne pas entendre à 2 ou 3 mètres
	Horaires variables ou alternés
	Répéter continuellement une même série de gestes ou d'opérations
	Rythme imposé par d'autres contraintes techniques
	Rythme imposé par des normes ou des délais à respecter en moins d'une heure
	Rythme imposé par dépendance immédiate collègues
	Rythme imposé par déplacement automatique
	Rythme imposé par cadence automatique
	Série d'opérations de moins d'une minute
Contraintes horaires	Travail la nuit
	Travail le dimanche
	Travail le samedi
	Absence de 48 heures consécutives de repos
	Plus de 5 jours travaillés habituellement par semaine
Qualité empêchée	Avoir des collègues en nombre insuffisant
	Avoir un temps insuffisant
	Avoir des informations peu claires et insuffisantes
	Rythme imposé par dépendance immédiate collègues
	Rythme imposé demande extérieure
	Devoir interrompre une tâche pour une autre
	Devoir utiliser un ordinateur portable

Annexe 28 - Tableau de corrélations entre les dimensions (modèle *a priori*)

Coefficients de corrélation de Pearson, N = 82508					
Proba > r sous H0: Rho=0					
	Contraintes physiques	Intensité du travail	Contraintes horaires	Qualité empêchée	Manque d'autonomie
Contraintes physiques	1.00000	0.39281 <.0001	0.23152 <.0001	0.12395 <.0001	0.25864 <.0001
Intensité du travail		1.00000	0.19500 <.0001	0.18654 <.0001	0.25653 <.0001
Contraintes horaires			1.00000	0.07558 <.0001	0.18020 <.0001
Qualité empêchée				1.00000	0.01274 0.0003
Manque d'autonomie					1.00000

Champ : salariés sans cumul d'emploi âgés de 18 à 60 ans, France métropolitaine.

Source : Dares-Insee, enquêtes *Conditions de travail*, 1991, 1998, 2005, 2013, 2019.

Annexe 29 - Tableau de corrélations entre les dimensions (modèle *a posteriori*)

Coefficients de corrélation de Pearson, N = 82508				
Proba > r sous H0: Rho=0				
	Contraintes physiques	Intensité du travail	Contraintes horaires	Qualité empêchée
Contraintes physiques	1.00000	0.34186 <.0001	0.14823 <.0001	-0.00333 0.3384
Intensité du travail		1.00000	0.10733 <.0001	0.10266 <.0001
Contraintes horaires			1.00000	0.05175 <.0001
Qualité empêchée				1.00000

Champ : salariés sans cumul d'emploi âgés de 18 à 60 ans, France métropolitaine.

Source : Dares-Insee, enquêtes *Conditions de travail*, 1991, 1998, 2005, 2013, 2019.

Annexe 30 - Comparaison des estimations des compensations monétaires (salaire net en EQTP) des conditions de travail, selon que l'indice de conditions de travail est construit *a priori* ou *a posteriori*, entre 1991 et 2019

	1991						1998						2005					
	Salaire moyen		Salaire EQTP		Avec contrôle socio-éco		Salaire moyen		Salaire EQTP		Avec contrôle socio-éco		Salaire moyen		Salaire EQTP		Avec contrôle socio-éco	
	<i>A priori</i>	<i>A posteriori</i>	<i>A priori</i>	<i>A posteriori</i>	<i>A priori</i>	<i>A posteriori</i>	<i>A priori</i>	<i>A posteriori</i>	<i>A priori</i>	<i>A posteriori</i>	<i>A priori</i>	<i>A posteriori</i>	<i>A priori</i>	<i>A posteriori</i>	<i>A priori</i>	<i>A posteriori</i>	<i>A priori</i>	<i>A posteriori</i>
Contraintes physiques	-0,031 (0,003)	-0,041 (0,002)	-0,027 (0,002)				-0,034 (0,002)	-0,043 (0,002)	-0,020 (0,002)				-0,041 (0,003)	-0,039 (0,002)			-0,017 (0,002)	
Intensité du travail	0,025 (0,002)	0,002 (0,002)	0,006 (0,002)				0,033 (0,002)	0,004 (0,002)	0,004 (0,002)				0,040 (0,003)	0,016 (0,002)			0,006 (0,002)	
Contraintes horaires	0,027 (0,002)	-0,001 (0,002)	-0,009 (0,002)				0,037 (0,002)	0,010 (0,002)	-0,002 (0,002)				0,041 (0,002)	0,007 (0,002)			-0,004 (0,002)	
Qualité empêchée	0,015 (0,002)	0,016 (0,002)	0,007 (0,002)				0,015 (0,002)	0,016 (0,002)	0,002 (0,002)				0,009 (0,002)	0,008 (0,002)			0,000 (0,002)	
Manque d'autonomie	-0,050 (0,002)	-0,035 (0,002)	-0,012 (0,002)				-0,064 (0,002)	-0,040 (0,002)	-0,011 (0,002)				-0,061 (0,003)	-0,039 (0,002)			-0,015 (0,002)	
Contraintes physiques		-0,036 (0,002)	-0,049 (0,002)	-0,034 (0,002)				-0,042 (0,002)	-0,051 (0,002)	-0,027 (0,002)				-0,041 (0,002)		-0,043 (0,002)		-0,022 (0,002)
Intensité du travail		-0,012 (0,002)	-0,018 (0,002)	-0,003 (0,002)				-0,009 (0,002)	-0,017 (0,002)	0,000 (0,001)				-0,007 (0,002)		-0,010 (0,002)		-0,004 (0,002)
Contraintes horaires		0,008 (0,002)	-0,007 (0,002)	-0,009 (0,002)				0,015 (0,002)	0,003 (0,002)	-0,003 (0,002)				0,019 (0,002)		0,000 (0,002)		-0,003 (0,002)
Qualité empêchée		0,054 (0,002)	0,032 (0,002)	0,015 (0,002)				0,057 (0,002)	0,031 (0,002)	0,010 (0,002)				0,057 (0,002)		0,031 (0,002)		0,011 (0,002)
Contrôles	Non*		Non*		Oui**		Non*		Non*		Oui**		Non*		Non*		Oui**	
N	12 275	12 275	12 275	12 275	12 275	12 275	14 977	14 977	14 977	14 977	14 977	14 977	13 856	13 856	13 856	13 856	13 856	13 856

	2013						2019					
	Salaire moyen		Salaire EQTP		Avec contrôle socio-éco		Salaire moyen		Salaire EQTP		Avec contrôle socio-éco	
	<i>A priori</i>	<i>A posteriori</i>	<i>A priori</i>	<i>A posteriori</i>	<i>A priori</i>	<i>A posteriori</i>	<i>A priori</i>	<i>A posteriori</i>	<i>A priori</i>	<i>A posteriori</i>	<i>A priori</i>	<i>A posteriori</i>
Contraintes physiques	-0,041 (0,003)		-0,036 (0,002)		-0,016 (0,003)		-0,038 (0,004)		-0,038 (0,003)		-0,020 (0,003)	
Intensité du travail	0,041 (0,004)		0,016 (0,002)		0,008 (0,003)		0,026 (0,004)		0,007 (0,003)		-0,002 (0,003)	
Contraintes horaires	0,044 (0,003)		0,005 (0,002)		-0,002 (0,002)		0,024 (0,004)		-0,001 (0,004)		-0,007 (0,003)	
Qualité empêchée	0,007 (0,003)		0,004 (0,002)		-0,005 (0,002)		0,008 (0,005)		0,007 (0,003)		0,000 (0,002)	
Manque d'autonomie	-0,081 (0,004)		-0,045 (0,002)		-0,018 (0,002)		-0,066 (0,004)		-0,035 (0,003)		-0,012 (0,003)	
Contraintes physiques		-0,035 (0,003)		-0,036 (0,002)		-0,018 (0,002)		-0,036 (0,004)		-0,039 (0,003)		-0,021 (0,003)
Intensité du travail		-0,023 (0,002)		-0,017 (0,002)		-0,004 (0,002)		-0,020 (0,004)		-0,015 (0,003)		-0,008 (0,003)
Contraintes horaires		0,017 (0,003)		-0,003 (0,002)		-0,003 (0,002)		-0,002 (0,004)		-0,010 (0,003)		-0,007 (0,003)
Qualité empêchée		0,055 (0,003)		0,025 (0,002)		0,006 (0,002)		0,039 (0,004)		0,016 (0,004)		0,002 (0,003)
Contrôles		Non*		Non*		Oui**		Non*		Non*		Oui**
N	22 139	22 139	22 139	22 139	22 139	22 139	16 568	16 568	16 568	16 568	16 568	16 568

* Non : signifie que seules les variables de contrôle suivantes sont utilisées : autres dimensions de conditions de travail, âge, âge², ancienneté.

**Oui : signifie que l'ensemble des variables de contrôles socio-économiques sont utilisées (cf. liste ci-dessous).

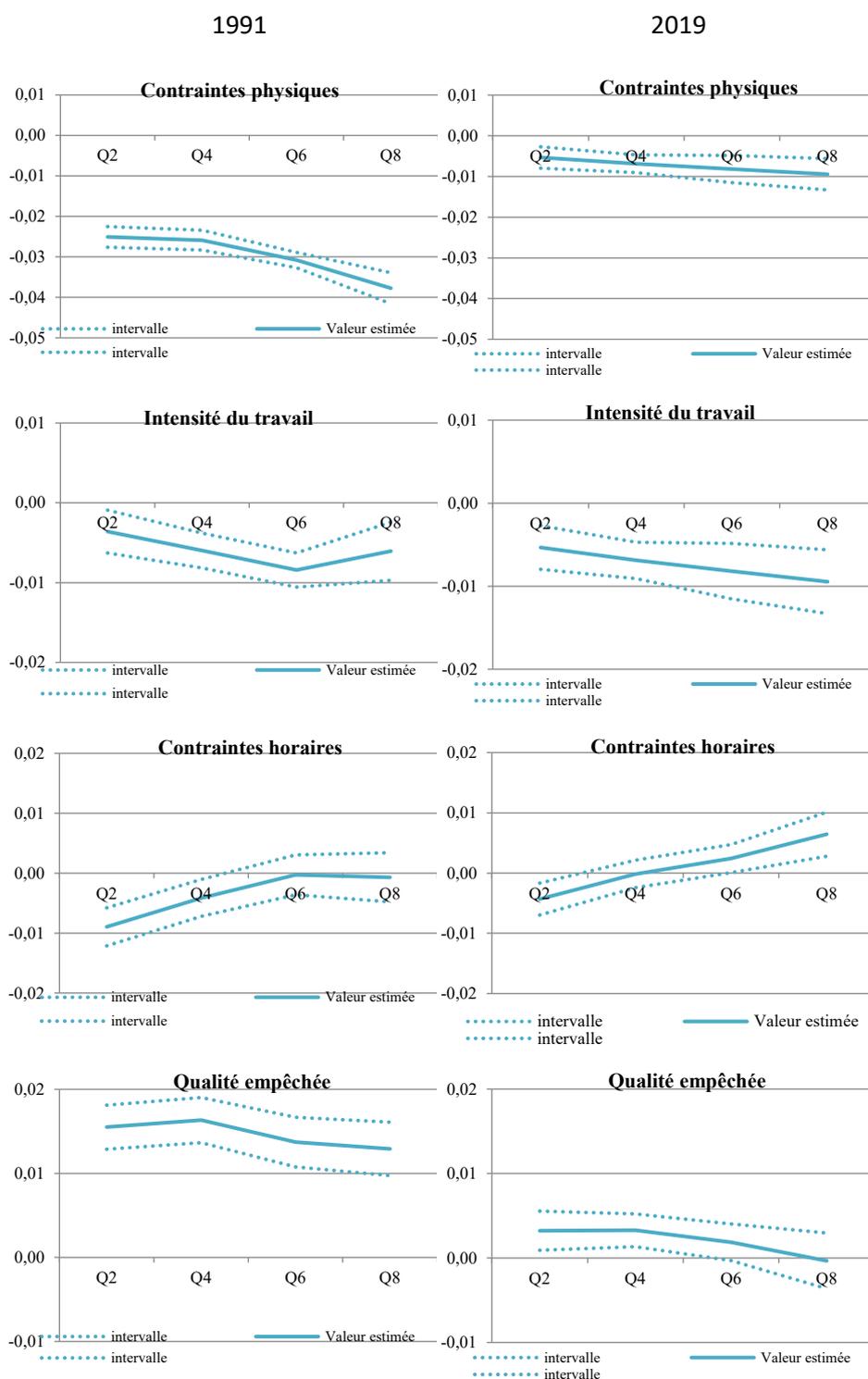
Contrôles : autres dimensions de conditions de travail, âge, âge², ancienneté, nombre d'années d'études et nombre d'années d'études au carré, sexe, nationalité, quotité de travail, type de contrat de travail, taille d'entreprise, type d'employeur et taux de chômage régionalisé.

Lecture : À autres caractéristiques contrôlées égales, une augmentation d'un écart-type des contraintes physiques est associée à une baisse de 2,7 % du salaire en équivalent temps plein en 1991, lorsque les dimensions de conditions de travail sont construites *a priori*. La baisse est estimée à 3,4 % si les dimensions de conditions de travail sont construites *a posteriori*, à l'aide d'une analyse factorielle exploratoire.

Champ : salariés sans cumul d'emploi âgés de 18 à 60 ans, France métropolitaine.

Source : Dares-Insee, enquêtes *Conditions de travail*, 1991, 1998, 2005, 2013, 2019.

Annexe 31 - Estimations quintiles des compensations monétaires (salaire net en ETQP) des conditions de travail pénibles en 1991 et en 2019, en utilisant les dimensions *a posteriori*



Contrôles : autres dimensions de conditions de travail, âge, âge², ancienneté, nombre d'années d'études et nombre d'années d'études au carré, sexe, nationalité, quotité de travail, type de contrat de travail, taille d'entreprise, type d'employeur et taux de chômage régionalisé.

Lecture : cf. graphique 7

Champ : salariés, France métropolitaine.

Source : Dares-Insee, enquêtes *Conditions de travail*, 1991, 1998, 2005, 2013, 2019.