



Logib – Instrument de l'égalité salariale de la Confédération
Outil d'autocontrôle de l'égalité des salaires entre femmes et hommes

Modèle d'analyse standard de la Confédération

Descriptif méthodologique Logib Modules 1 et 2

Version 2024.2

Éditeur : Bureau fédéral de l'égalité entre femmes et hommes BFEG

Berne, novembre 2024

1 Table des matières

2	Introduction.....	3
3	Le modèle d'analyse standard dans Logib Module 1.....	4
3.1	Vue d'ensemble	4
3.2	Méthodologie	4
3.2.1	Modèle de régression linéaire multiple	4
3.2.2	Base de données.....	5
3.2.3	Standardisation du salaire	7
3.2.4	Spécification du modèle d'analyse standard Logib Module 1	7
3.2.5	Estimation de l'effet lié au sexe	8
3.2.6	Pertinence de l'effet lié au sexe.....	8
3.2.7	Code source Module 1	9
4	Le modèle d'analyse standard dans Logib Module 2.....	10
4.1	Vue d'ensemble	10
4.2	Méthodologie	10
4.2.1	Détermination et évaluation des fonctions	10
4.2.2	Données nécessaires pour l'analyse.....	11
4.2.3	Standardisation des salaires	11
4.2.4	Calcul des valeurs de fonction et comparaison des rangs.....	11
4.2.5	Identification de paires à risque.....	13
4.2.6	Détermination du risque en matière de non-respect de l'égalité salariale	16
	Annexe.....	19
5	Bibliographie.....	19

2 Introduction

L'outil d'analyse standard de la Confédération Logib pour l'analyse de l'égalité salariale entre femmes et hommes se compose de deux modules, conçus de manière à pouvoir être appliqués en autocontrôle par des utilisateur-trice-s sans connaissances particulières à l'aide de la documentation disponible. Ils sont accessibles gratuitement à tous les employeurs sous la forme d'une application en ligne moderne¹.

Le présent document décrit en détail les principes méthodologiques du modèle d'analyse standard de la Confédération avec ses modules 1 et 2.

Logib Module 1 a été développé au début des années 2000 par le Bureau fédéral de l'égalité entre femmes et hommes BFEG, avec le soutien d'institutions privées (Strub, 2004). La version Excel de Logib Module 1 était librement accessible depuis 2004. Logib Module 1 a été validé par différentes évaluations (INFRAS, 2013, Felfe, Trageser & Iten, 2015) et développé sous la forme de l'application en ligne accessible depuis le 1^{er} juillet 2020. La base théorique de Logib Module 1 est la théorie du capital humain (Becker, 1993). A l'aide d'une procédure statistique (analyse de régression multiple), il est vérifié dans quelle mesure des caractéristiques objectives et non discriminatoires liées aux personnes et aux postes de travail influencent le salaire, et dans quelle mesure le sexe a un éventuel effet sur celui-ci (cf. *chapitre 3*). Pour des raisons statistiques, ce module est particulièrement adapté aux grandes entreprises.

Logib Module 2 a été mis au point entre 2011 et 2019 avec l'accompagnement scientifique de l'Université de Berne, et expérimenté dans le cadre d'essais de terrain de grande envergure, afin de permettre aussi l'utilisation de l'outil d'analyse standard de la Confédération par les petites entreprises (cf. Hirschi & Ghetta, 2020). Le développement de la méthodologie a été validé par un *peer review* scientifique auquel ont participé des expert-e-s externes de différentes disciplines (économie, science du travail, droit) ainsi que l'Organisation internationale du travail OIT. Sa conformité scientifique et juridique a pu être confirmée dans ce cadre. En termes méthodologiques, le module 2 repose sur l'évaluation scientifique du travail et permet d'examiner dans quelle mesure les exigences et les charges de la fonction ainsi que l'expérience personnelle et la formation sont déterminantes pour le salaire, ou si des différences entre femmes et hommes dans ce domaine sont constatées (cf. *chapitre 4*). L'utilisation du module 2 est notamment recommandée pour les petites entreprises.

Les deux modules du modèle d'analyse standard utilisent les mêmes données personnelles et salariales. Les données relatives aux fonctions sont enregistrées différemment, selon les exigences des principes méthodologiques du module concerné. Tant l'analyse de régression OLS sur laquelle repose le module 1 que l'évaluation du travail en tant que base méthodologique du module 2 ont été autorisés par le Tribunal fédéral suisse pour répondre à la question de l'existence d'une discrimination salariale².

Le présent descriptif méthodologique vise à garantir la transparence et la compréhensibilité des deux modules.

¹ <https://logib.admin.ch>

² Pour le module 1, voir ATF 130 III 145, pour le module 2, ATF 117 Ia 262, régulièrement confirmé depuis. Concernant la conformité scientifique et juridique de Logib dans ses deux modules, voir la [déclaration de conformité](#) du BFEG.

3 Le modèle d'analyse standard dans Logib Module 1

3.1 Vue d'ensemble

Logib Module 1 s'adresse aux moyennes et grandes entreprises et est techniquement utilisable à partir de 50 jeux de données valables. Il se compose de quatre éléments :

- a. une variable dépendante : salaire brut standardisé sur la base d'une spécification salariale ;
- b. des variables indépendantes multiples : facteurs justifiant les écarts salariaux entre femmes et hommes (formation, ancienneté, expérience professionnelle potentielle, niveau de compétence au sein de l'entreprise et position professionnelle) ainsi que la variable « sexe » ;
- c. une méthode d'analyse statistique : analyse de régression OLS semi-logarithmique ;
- d. une valeur limite de $\pm 5\%$ pour le facteur « sexe », qui doit être statistiquement différente de zéro et ceci de manière significative³.

Le modèle d'*analyse standard* utilisé pour évaluer le respect de l'égalité salariale consiste à expliquer les salaires des employé-e-s par leurs caractéristiques personnelles (formation, ancienneté, expérience potentielle), par des facteurs liés à l'emploi (niveau d'exigences requises et position professionnelle) ainsi que par leur sexe. Toutes choses étant égales par ailleurs, cette méthode permet d'isoler l'effet du salaire uniquement dû au sexe des employé-e-s. En d'autres termes, elle permet de déterminer la différence salariale inexpliquée entre femmes et hommes dans des circonstances par ailleurs égales au sein d'une entreprise.

Si une différence salariale statistiquement significative dépasse le seuil de 5%, la valeur limite est considérée comme non respectée. Le respect de la valeur limite est une condition dans différents contextes d'application, notamment les exigences de la loi sur l'égalité et la condition de participation aux marchés publics de la Confédération quant à l'égalité de traitement entre femmes et hommes en matière salariale. Si une différence salariale statistiquement significative dépasse le seuil de 2,5%, la valeur cible est considérée comme non respectée. La valeur cible est une valeur indicative facultative qui a pour but de motiver les employeurs à réduire continuellement les différences salariales inexpliquées.

3.2 Méthodologie

L'outil d'analyse standard de la Confédération pour l'analyse de l'égalité salariale repose sur l'approche de la *régression linéaire multiple*⁴, un procédé statistique utilisé pour étudier la relation entre une variable dépendante (p. ex. le salaire) et des variables indépendantes (p. ex. l'expérience professionnelle potentielle, la formation, la position professionnelle...). La variable dépendante est également appelée « variable expliquée » (ou variable endogène) et les variables indépendantes, les « variables explicatives » (ou variables exogènes).

3.2.1 Modèle de régression linéaire multiple

La forme générale du modèle de régression linéaire multiple⁵ avec n observations et p variables indépendantes est indiquée par :

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \beta_3 x_{i3} + \dots + \beta_p x_{ip} + \epsilon_i,$$

³ Cette valeur limite de $\pm 5\%$ ne doit pas être confondue avec le niveau de significativité $\alpha = 5\%$ du test d'hypothèse, qui est également de 5% selon cette approche.

⁴ Les principes de cette approche sont décrits dans ce chapitre ; pour un traitement plus complet de l'analyse de régression, voir J.M. Wooldridge (2006).

⁵ Voir décision ATF 130 III 145 du Tribunal fédéral suisse.

pour $i = 1, 2, \dots, n$.

y_i	la variable dépendante pour le $i^{\text{ème}}$ individu (p. ex. le logarithme du salaire mensuel brut de l'employé-e i)
$x_{i1}, \dots, x_{ip}$	les variables indépendantes pour le $i^{\text{ème}}$ individu (p. ex. âge, expérience professionnelle potentielle, formation, position professionnelle, etc. de l'employé-e i)
β_0	la constante
$\beta_1, \dots, \beta_p$	les coefficients à estimer. La valeur d'un coefficient β_j indique l'effet marginal d'une augmentation d'une unité de la variable x_{ij} sur la variable dépendante (toutes choses étant égales par ailleurs)
ϵ_i	terme d'erreur aléatoire pour le i^{th} individu à moyenne zéro et variance constante

Les coefficients de régression $\beta_0, \dots, \beta_p$ sont estimés comme $\hat{\beta}_0, \dots, \hat{\beta}_p$ par la méthode des moindres carrés ordinaires (*ordinary least squares*, OLS). Cela étant, les estimations de coefficient sont obtenues en minimisant la somme des résidus au carré⁶ : $\sum_{i=1}^n \hat{\epsilon}_i^2 = \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2$, où $\hat{y}_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_{i1} + \dots + \hat{\beta}_p x_{ip}$.

3.2.2 Base de données

Le modèle d'analyse standard est appliqué au niveau de l'entreprise et les données suivantes sont donc requises pour le mois de référence et pour chaque employé-e⁷ de l'entreprise :

- **sexe**, le sexe de l'employé-e, homme ou femme
- **âge**, l'âge révolu de l'employé-e
- **formation**, le plus haut niveau de formation effectif atteint par l'employé-e, un code de 1 à 8 utilisé ensuite pour calculer les années passées dans le système éducatif par chaque membre du personnel
 1. Haute école (codes 1 et 2)
 - Option 1, par type d'établissement
 1. Haute école universitaire (UNI, EPF) : 17 ans
 2. Haute école spécialisée (HES), haute école pédagogique (HEP) ou formation équivalente : 15 ans
 - Option 2, par type de diplôme
 3. Master : 17 ans
 4. Bachelor : 15 ans

⁶ Le terme d'erreur représente la différence entre la variable dépendante et la régression de la population, tandis que le résidu représente la différence entre la variable dépendante et la régression de l'échantillon. Ainsi, un terme d'erreur n'est pas observable tandis qu'un résidu est observable et quantifiable.

⁷ Les employé-e-s avec des contrats de travail spéciaux sont exclus de l'analyse. Pour une définition des contrats de travail spéciaux, consulter les [instructions pour l'outil d'analyse standard Logib](#).

2. Formation professionnelle supérieure avec brevet fédéral, diplôme ou examen professionnel supérieur/maîtrise, technicien-ne ES, école supérieure ou formation équivalente : 14 ans
 3. Brevet d'enseignement à différents échelons : 15 ans
 4. Maturité gymnasiale, maturité professionnelle, maturité spécialisée ou formation équivalente : 13 ans
 5. Formation professionnelle achevée, (CFC), école professionnelle à plein temps, école de diplôme ou de culture générale, formation professionnelle initiale (attestation fédérale de formation professionnelle – AFP) ou formation équivalente : 12 ans
 6. Uniquement formation professionnelle interne à l'entreprise : 11 ans
 7. Ecole obligatoire sans formation professionnelle achevée : 7 ans
- *Années de service*, le nombre (décimal) d'année passées par l'employé-e dans l'entreprise actuelle
 - *Fonction*, le titre de l'emploi ou la fonction exercée par l'employé-e
 - *Niveau d'exigences requises*, avec lequel les exigences requises par l'activité exercée du respectivement par la fonction occupé par l'employé-e sont saisis avec un code de 1 à 8, 1 étant le niveau le plus élevé et 8 étant le niveau le plus bas⁸.
 - *Position professionnelle*, avec laquelle la responsabilité (responsabilité de conduite, responsabilité technique, responsabilité pour la vie humaine, etc.) qui est liée à la fonction est saisie avec un code de 1 à 5 défini comme suit :
 1. Cadres supérieurs / Fonctions avec la plus haute responsabilité
 2. Cadres moyens
 3. Cadres inférieurs
 4. Cadres de base
 5. Sans fonction de cadre / Fonctions sans responsabilité particulière
 - *Taux d'occupation*
 - Employé-e-s rémunéré-e-s au mois : *taux d'activité*, un nombre (décimal) correspondant au taux d'activité contractuel en points de pourcentage
 - Employé-e-s rémunéré-e-s à l'heure : *heures payées pour le mois de référence*, un nombre (décimal) correspondant au nombre d'heures payées par l'entreprise pour le mois de référence (sans compensation des vacances et jours fériés)
 - *Salaire brut*⁹, le salaire gagné par l'employé-e durant le mois de référence, composé des éléments suivants :
 - *Salaire de base*, éléments du salaire versés régulièrement avec le salaire ordinaire

⁸ Une description détaillée du codage des fonctions sur les huit niveaux possibles est disponible dans les [instructions de l'outil d'analyse standard \(Logib\) - module 1](#).

⁹ Concernant la spécification du salaire, voir PricewaterhouseCoopers AG (2020).

- *Indemnités*, indemnités de pénibilité ainsi que d'autres indemnités pour inconvénients
 - 13^e salaire mensuel, proportion du 13^e salaire mensuel
 - *Paiements spéciaux*, part des paiements spéciaux réguliers ou irréguliers comme par ex. les bonus ou les primes de performance
- *Durée hebdomadaire normale de travail*, la durée de travail habituelle en heures par semaine pour un taux d'activité de 100 %

3.2.3 Standardisation du salaire

Pour chaque employé-e, la somme des éléments de salaire mensuels est standardisée afin de correspondre à un emploi à plein temps. S'il existe différentes durées hebdomadaires normales pour un taux de travail de 100%, selon la durée hebdomadaire normale modale de travail de l'entreprise (c.-à-d. la durée hebdomadaire normale de travail la plus fréquente dans l'entreprise) est utilisée pour la standardisation. Le salaire standardisé est calculé comme suit :

- pour les employé-e-s rémunéré-e-s au mois :

salaire standardisé

$$\equiv \text{salaire brut} \cdot \frac{100}{\text{taux d'activité}} \cdot \frac{\text{heures hebdomadaires normales modales de travail de l'entreprise}}{\text{heures de travail hebdomadaires normales de l'employé} - e}$$

- pour les employé-e-s rémunéré-e-s à l'heure :

salaire standardisé

$$\equiv \text{salaire brut} \cdot \frac{52 \cdot \text{heures hebdomadaires normales modales de travail de l'entreprise}}{12 \cdot \text{heures rémunérées}}$$

3.2.4 Spécification du modèle d'analyse standard Logib Module 1

La formule spécifique¹⁰ utilisée dans le modèle d'analyse standard de la Confédération **Module 1** est la suivante :

$$\ln(\text{salaire}_i) = \beta_0 + \beta_{\text{Train}} \cdot \text{Train}_i + \beta_{\text{Exp}} \cdot \text{Exp}_i + \beta_{\text{Exp}^2} \cdot \text{Exp}_i^2 + \beta_{\text{Tnr}} \cdot \text{Tnr}_i + \beta_{\text{SkI}} \cdot \text{SkI}_i + \beta_{\text{Pos}} \cdot \text{Pos}_i + \beta_{\text{Gender}} \cdot \text{Gender}_i + \epsilon_i$$

où

$\ln(\text{salaire}_i)$	Logarithme du salaire brut standardisé à plein temps pour l'employé-e i avec la durée hebdomadaire normale modale de travail de l'entreprise (cf. section 3.2.3).
Train_i	Années de formation de l'employé-e i , converties à partir du code de formation expliqué à la section 3.2.2.
Exp_i	Années d'expérience potentielle pour l'employé-e i , calculées $\max(\text{Age}_i - \text{Train}_i - 6, 0)$. Cette variable intègre également l'équation dans sa forme au carré car l'effet de

¹⁰ Pour les employé-e-s rémunéré-e-s à l'heure, le salaire brut est indiqué sans compensation des vacances et jours fériés. En outre, les valeurs muettes de catégorie sont représentées chacune par une variable unique afin de faciliter la notation. Des variables de catégorie telles que SkI_i ou Pos_i intègrent le modèle comme des variables muettes multiples. Si l'on prend par exemple une entreprise avec les cinq niveaux de position professionnelle, dans ce cas $\beta_{\text{Pos}} \cdot \text{Pos}_i$ dans l'équation ci-dessus est en fait $\beta_{\text{Pos1}} \cdot \text{Pos1}_i + \beta_{\text{Pos2}} \cdot \text{Pos2}_i + \beta_{\text{Pos3}} \cdot \text{Pos3}_i + \beta_{\text{Pos4}} \cdot \text{Pos4}_i$, où $\text{Pos1}_i, \text{Pos2}_i, \text{Pos3}_i, \text{Pos4}_i$ sont des variables muettes 0-1 représentant la position professionnelle de l'employé-e i .

l'expérience professionnelle sur les salaires est généralement non linéaire selon la théorie économique.

Tnr_i	Années de service dans l'entreprise actuelle pour l'employé-e i .
SkI_i	Niveau d'exigences requises pour l'employé-e i . Cette variable intègre le modèle de régression comme une variable de catégorie avec jusqu'à huit niveaux (c.-à-d. 7 variables muettes, voir section 3.2.2 pour une description des niveaux).
Pos_i	Position professionnelle du poste occupé par l'employé-e i . Cette variable intègre le modèle de régression comme une variable de catégorie avec jusqu'à cinq niveaux (c.-à-d. 4 variables muettes, voir section 3.2.2 pour une description des niveaux).
$Gender_i$	Variable muette du sexe pour l'employé-e i , 1 pour les femmes et 0 pour les hommes.

Le modèle utilise la forme logarithmique de la variable dépendante, c.-à-d. $\ln(Wage_i)$ dans ce cas. Il est courant d'effectuer une conversion logarithmique du salaire comme une variable dépendante car les salaires suivent empiriquement une distribution approximativement log-normale, donc le logarithme du salaire suit une distribution normale¹¹. En outre, cette transformation logarithmique réduit l'impact des valeurs aberrantes (salaires extrêmement élevés ou faibles), ce qui rend les estimations plus solides et offre une meilleure interprétation des résultats. Lorsque le logarithme de la variable dépendante est utilisé, l'équation de régression est dite *semi-logarithmique* ou *en niveau logarithmique*. Dans une régression semi-logarithmique, l'interprétation des estimations $\hat{\beta}_1, \dots, \hat{\beta}_p$ change légèrement : sous cette forme, $\hat{\beta}_j$ peut être interprété comme une approximation de la hausse de pourcentage du salaire si la variable x_{ij} augmente d'une unité. Par exemple, si $\hat{\beta}_{Train} = 0.02$, le modèle indique qu'une année supplémentaire de formation augmentera le salaire brut standardisé de $100 \cdot (\exp(\hat{\beta}_{Train}) - 1)\% = 2.02\%$, ce qui peut aboutir par approximation à $(100 \cdot \hat{\beta}_{Train})\% = 2\%$. L'erreur d'approximation survient car l'approximation perd en précision à mesure que la variation du logarithme augmente.

3.2.5 Estimation de l'effet lié au sexe

Afin d'estimer l'impact du sexe sur le salaire, on utilise l'estimateur de Kennedy (1981), qui produit un estimateur cohérent et presque non biaisé (en supposant des erreurs normales), avec la formule suivante :

$$\hat{t}_K \equiv \exp\left(\hat{\beta}_{Gender} - \frac{\widehat{V}[\hat{\beta}_{Gender}]}{2}\right) - 1,$$

où $\exp(\cdot)$ est la fonction exponentielle et $\widehat{V}[\hat{\beta}_{Gender}]$ le carré de l'erreur-type estimée du coefficient de discrimination estimé.

Par exemple, si $\hat{\beta}_{Gender} = -0.061$ et $\widehat{V}[\hat{\beta}_{Gender}] = 0.041$, alors $\hat{t}_K = \exp\left(-0.061 - \frac{0.041}{2}\right) - 1 = -0.0783$, ce qui implique que, toutes choses étant égales par ailleurs, les femmes gagnent 7,83 % de moins que les hommes.

3.2.6 Pertinence de l'effet lié au sexe

Estimer un paramètre tel que le coefficient de discrimination comporte toujours un élément d'incertitude, car la valeur exacte du paramètre β_{Gender} restera toujours inconnue. Néanmoins, on peut faire une hypothèse concernant la valeur de β_{Gender} et utiliser l'inférence statistique pour tester cette hypothèse. A partir d'une hypothèse, un résultat est dit statistiquement significatif s'il est très improbable qu'il se

¹¹ La distribution log-normale est utilisée en particulier lorsque la variable dépendante ne présente que des valeurs positives et que les fréquences du côté gauche de la distribution sont plus grandes que du côté droit, c.-à-d. en cas de distribution biaisée vers la droite. C'est typiquement le cas dans la distribution des salaires, avec beaucoup de faibles salaires à gauche et quelques salaires très élevés à droite.

soit produit par coïncidence. Par conséquent, l'estimation du coefficient de discrimination doit être interprétée conjointement avec sa *significativité statistique*.

Si l'on considère l'hypothèse nulle

$$H_0: \beta_{Gender} = 0,$$

qui correspond à l'hypothèse selon laquelle le sexe n'aurait aucun effet sur le salaire une fois que les autres variables explicatives ont été contrôlées. Si cette hypothèse était vraie, elle impliquerait que le sexe n'a aucun effet sur le salaire une fois que les autres variables ont été prises en compte. En revanche, si elle était fausse, un effet lié au sexe serait identifié.

On ne peut savoir avec certitude si H_0 est vrai ou faux, mais on peut déterminer une règle à base de données sur la question de le rejeter ou non. Si l'on considère la *statistique de test* suivante :

$$t_{\beta_{Gender}} = \frac{\hat{\beta}_{Gender} - \beta_{Gender}}{se(\hat{\beta}_{Gender})},$$

où $se(\hat{\beta}_{Gender})$ est l'erreur-type standard du coefficient de sexe estimé. Considérons en outre un *niveau de significativité*, dénoté par α , qui est la probabilité de rejeter l'hypothèse nulle alors qu'elle est en fait vraie. Le choix de $\alpha = 5\%$ est très courant, et c'est la valeur utilisée dans le modèle d'analyse standard de la Confédération.

Etant donné ce niveau de significativité α , nous pouvons calculer un t_{crit} critique tel que nous pouvons rejeter H_0 en faveur de son hypothèse alternative H_A lorsque $t_{\beta_{Gender}} > t_{crit}$.

Le modèle d'analyse standard de la Confédération vérifie l'hypothèse nulle selon laquelle le coefficient de discrimination est égal à zéro. L'hypothèse nulle et l'hypothèse alternative peuvent être formulées comme suit :

- $H_0: \beta_{Gender} = 0$, l'effet lié au sexe est égal à zéro
- $H_A: \beta_{Gender} \neq 0$, l'effet lié au sexe n'est pas égal à zéro

L'hypothèse nulle stipule que les femmes et les hommes ont le même salaire en moyenne pour un travail de valeur égale. A l'inverse, l'hypothèse alternative est la négation logique de l'hypothèse nulle et implique que les femmes et les hommes ne sont pas rémunérés de la même manière pour un travail de valeur égale.

Si l'hypothèse nulle est rejetée et que $\hat{t}_K$ est supérieur à 5% en valeur absolue, la valeur limite est dépassée. Si l'hypothèse nulle est rejetée et que $\hat{t}_K$ est supérieur à 2.5% en valeur absolue, la valeur cible est dépassée.

3.2.7 Code source Module 1

Les calculs statistiques dans l'application en ligne de Logib Module 1 sont mis en œuvre au moyen du langage de programmation R. Un paquet proposant la version open source du code est librement disponible sur CRAN¹². Le guide d'utilisation du paquet R est disponible dans son fichier README¹³.

¹² <https://cran.r-project.org/web/packages/logib>

¹³ <https://cran.r-project.org/web/packages/logib/readme/README.html>

4 Le modèle d'analyse standard dans Logib Module 2

4.1 Vue d'ensemble

Logib Module 2 repose sur la méthode de l'évaluation scientifique du travail (Schär Moser, 2019 ; Chicha, 2016, Katz & Baitsch, 1996), qui permet de déterminer la valeur de chaque fonction dans l'entreprise par rapport à d'autres fonctions en mesurant les exigences et les charges en rapport avec différents facteurs relativement abstraits. Les exigences sont des compétences indispensables à l'accomplissement des tâches relevant de la fonction (p. ex. connaissances techniques et méthodologiques, compétences de communication, faculté d'organisation, etc.). Les charges constituent des facteurs de pénibilité qui peuvent être liés à l'accomplissement de ces tâches (p. ex. confrontation à la souffrance humaine, travail sous une forte chaleur ou par grand froid, etc.). Les exigences et les charges sont déterminées sur la stricte base des fonctions, c'est-à-dire indépendamment de leurs titulaires ou d'autres aspects tels que le taux d'activité. Logib Module 2 enregistre les exigences et les charges dans le domaine intellectuel, physique, psychique ou social ainsi que dans celui des responsabilités au moyen de six facteurs (cf. chapitre 4.2.1). Le résultat est une valeur de fonction. Les fonctions avec une valeur haute (exigences et charges plus importantes) justifient un salaire de fonction plus élevé. Cette approche autorise donc l'examen des inégalités salariales entre femmes et hommes sur la base de la valeur de chaque fonction exercée.

Les valeurs de fonction ainsi calculées sont combinées aux données d'expérience personnelle et de formation effective des différents titulaires de la fonction. Dans le cadre de la théorie du capital humain, ces informations servent de prédicteurs de la productivité marginale individuelle et permettent d'établir une différenciation individuelle supplémentaire au sein de chaque fonction. L'expérience fait l'objet d'une approximation au travers de l'âge et des années de service. La combinaison de ces éléments autorise, pour tous les membres du personnel, l'établissement d'une valeur de rang individuelle associant la valeur de la fonction exercée et les caractéristiques personnelles. A partir de là, tous les membres du personnel sont comparés les uns aux autres dans un classement établi selon leur valeur de fonction (cf. chapitre 4.2.4), leur expérience et leur formation effective. Ce classement théorique des employé-e-s est ensuite comparé à leur rang effectif par montants de salaires (cf. chapitre 4.2.5). Les configurations dans lesquelles une personne, en comparaison avec une autre personne de l'autre sexe, gagne au moins 5 % de moins que ce que l'on pourrait attendre au vu de sa fonction, de son expérience personnelle et de sa formation, sont identifiées comme des paires à risque. On détermine sur cette base le risque de non-respect de l'égalité salariale entre femmes et hommes au niveau de l'entreprise en juxtaposant les configurations à risque en défaveur des femmes et celles en défaveur des hommes (cf. chapitre 4.2.6).

Les détails du modèle d'analyse standard pour Logib Module 2 sont exposés ci-après. Une explication détaillée du contexte et de la création du module 2 est disponible dans le rapport de développement (Hirschi & Ghetta, 2020).

4.2 Méthodologie

4.2.1 Détermination et évaluation des fonctions

Afin de pouvoir déterminer les exigences et les charges au moyen d'une évaluation scientifique du travail, l'entreprise définit d'abord les fonctions existantes.

Les fonctions sont des activités professionnelles concrètes généralement indépendantes des personnes qui les exercent (« postes de travail »). Des postes de travail qui, à la base, contiennent des tâches et obligations similaires sont regroupés sommairement dans une même fonction. En procédant ainsi, on omet consciemment le fait que des personnes à l'intérieur de telles fonctions peuvent se distinguer par des tâches supplémentaires ou accessoires. La définition d'une fonction ne dépend pas de son titulaire ou d'autres aspects tels que le taux d'activité. Il existe généralement beaucoup moins de fonctions que

d'employé-e-s dans une entreprise. La liste des fonctions est complète lorsque tous les membres du personnel peuvent se voir attribuer une fonction adaptée.

Ensuite, les fonctions ainsi définies sont évaluées par l'entreprise selon six facteurs prédéterminés correspondant aux exigences et charges qui leur sont associées. Ces facteurs, établis comme pertinents et indépendants du sexe sur la base de l'état actuel de la recherche dans l'évaluation scientifique du travail, sont les suivants :

1. Exigences en termes de formation
2. Exigences en termes d'autonomie
3. Exigences en termes de connaissances techniques et méthodologiques spécifiques
4. Exigences et charges liées à la responsabilité
5. Exigences et charges psychiques et sociales
6. Exigences et charges physiques

Les trois premiers facteurs relèvent du domaine intellectuel, et les trois derniers couvrent chacun un autre domaine. Ainsi, les quatre domaines de caractéristiques (domaine intellectuel, de responsabilité, psychosocial et physique) confirmés par la théorie et la pratique sont pris en compte (cf. Humphrey, Nahrgang & Morgeson, 2007 ; Krell & Winter, 2011, Organisation internationale du travail, 2008, Chicha, 2016).

Chaque fonction est évaluée par l'entreprise sur tous les facteurs au moyen d'une échelle standardisée à cinq niveaux. Dans le facteur « Formation », cette échelle correspond à un niveau de formation généralement demandé pour la fonction, avec des échelons bien définis allant de 1 = Pas de formation particulière à 5 = Master. Pour les cinq autres facteurs, les niveaux 1 et 5 décrivent respectivement des charges et exigences faibles et élevées. A cet égard, l'évaluation établit pour toutes les fonctions une comparaison par facteur, c'est-à-dire que les facteurs sont évalués l'un après l'autre pour toutes les fonctions, et non une fonction après l'autre pour tous les facteurs. Ce processus standardisé et les explications disponibles sur les facteurs réduisent efficacement les distorsions connues de l'évaluation des fonctions (p. ex. influence de préjugés sur les fonctions dans leur ensemble) et accroissent la qualité des évaluations des fonctions (Organisation internationale du travail, 2008).

4.2.2 Données nécessaires pour l'analyse

Les données à caractère personnel, les données salariales ainsi que le taux d'activité et la durée hebdomadaire normale de travail requis pour l'analyse sont identiques pour les modules 1 et 2 de Logib (cf. chapitre 3.2.2).

De manière analogue au Module 1, la *fonction* exercée est enregistrée pour tous les membres du personnel (cf. chapitre 4.2.1 pour de plus amples détails).

4.2.3 Standardisation des salaires

La standardisation des salaires est identique pour les modules 1 et 2 de Logib (cf. chapitre 3.2.3).

4.2.4 Calcul des valeurs de fonction et comparaison des rangs

Les valeurs de fonction sont standardisées par Logib Module 2 selon des nombres allant de 10 à 50, une valeur plus élevée correspondant à des exigences et charges plus importantes. Pour calculer les valeurs de fonction, on multiplie les évaluations établies par l'entreprise concernant les exigences et les charges pour les six facteurs (cf. chapitre 4.2.1) par un coefficient de pondération, puis on les additionne. Les pondérations des différents facteurs sont automatiquement modifiées au sein de la marge fixée (voir ci-dessous) de manière à reproduire, de manière optimale et indépendamment du sexe, la relation effective dans une entreprise entre la valeur de fonction et les caractéristiques personnelles d'une part, et le salaire standardisé d'autre part. Pour cela, on procède comme suit :

1) Pour tous les membres du personnel, une valeur de rang personnelle¹⁴ à sept chiffres est établie sur la base de la valeur de fonction et des données personnelles. Cette valeur de rang est définie comme suit :

- *Valeur de fonction de 10 à 50* (sur la base de l'évaluation de la fonction, arrondie au nombre entier) : les deux premiers chiffres de la valeur de rang.
- *Valeur de l'âge ou des années de service* : un algorithme décide si l'âge ou les années de service interviennent pour déterminer le salaire (v. plus loin). Par conséquent, la valeur de l'âge intervient *avant* celle des années de service, ou inversement (chiffres trois et quatre, respectivement cinq et six de la valeur de classement). Concrètement, la valeur de l'âge est calculée à partir de l'âge moins 15 années de scolarité. La valeur de l'âge ainsi définie et les années de service sont toutes deux plafonnées à 30 ans, afin de répliquer la relation non linéaire entre l'expérience et le salaire. On tient ainsi compte du fait, notamment constaté dans les statistiques économiques, que le salaire commence par croître avec l'âge avant de stagner après plusieurs décennies. (Valeur de l'âge = $\min(\max(\text{âge}-15, 0), 30)$, valeur des années de service = $\min(\text{années de service}, 30)$)
- *Plus haut degré de formation achevée* : selon le code 1-8 (cf. chapitre 3.2.2, sachant qu'un recodage est effectué pour des raisons pratiques, c.-à-d. 1 devient 8, 2 devient 7, etc.), dernier chiffre de la valeur de rang.

Exemple : la valeur de rang de la personne A dans une fonction de valeur 21, d'un âge plafonné à 25 ans (40 ans moins 15 années de scolarité), avec 2 années de service et une formation professionnelle est 2125023. Celle de la personne B dans une fonction de valeur 27, d'un âge plafonné à 20 ans, avec 1 année de service et un Bachelor est 2720017.

2) Les valeurs de rang ainsi générées constituent un classement, de même que les salaires standardisés rapportés à un temps plein (cf. chapitre 3.2.3). La pondération des six facteurs de l'évaluation de fonction est calculée sur cette base. A cet égard, des marges sont fixées pour chaque facteur au sein desquelles les différentes pondérations peuvent varier par paliers de 0,25 point¹⁵. Ces marges ont été définies comme suit sur la base de réflexions théoriques et méthodologiques ainsi que d'expériences empiriques, par consensus entre expert-e-s (voir à ce sujet Hirschi & Ghetta, 2020, p. 50ss.) :

- Exigences en termes de formation : 2,0 - 3,0
- Exigences en termes d'autonomie : 1,5 - 2,5
- Exigences en termes de connaissances techniques et méthodologiques spécifiques : 1,5 - 2,5
- Exigences et charges liées à la responsabilité : 1,5 - 2,5
- Exigences et charges psychiques et sociales : 1,5 - 2,5
- Exigences et charges physiques : 0,0 - 1,0

Ces marges garantissent que le domaine intellectuel (trois premiers facteurs) obtienne la plus forte pondération étant donné que sa grande pertinence pour le salaire a été maintes fois démontrée. Au sein de ce domaine intellectuel, le premier facteur obtient la plus grande marge de pondération car la formation requise pour exercer une fonction s'est imposée comme un facteur objectif, à l'évaluation relativement fiable. Les exigences et charges liées à la responsabilité et psychosociales ont la même marge de pondération, qui correspond à celle des deux facteurs avec une marge plus faible dans le domaine intellectuel. Cela permet une prise en compte appropriée des domaines jugés pertinents sur la base des réflexions théoriques. Les exigences et charges physiques obtiennent la marge de pondération la plus faible et sont le seul facteur à pouvoir atteindre la valeur 0 (donc aucune prise en compte). Cela tient au fait que dans nombre d'entreprises, les exigences et charges physiques n'ont guère d'incidence sur le salaire. A cet égard, des analyses ont même souvent démontré une relation

¹⁴ La valeur de rang est la combinaison de chiffres définie formant la base d'établissement d'un classement.

¹⁵ Etant donné que toutes les combinaisons possibles des pondérations sont testées, l'optimisation des analyses regroupant plus de 500 employé-e-s se fait par paliers de 0,5 au lieu de 0,25 point dans l'outil en ligne Module 2, pour des raisons pratiques (temps de calcul nécessaire).

négative avec le salaire, ce qui s'explique par le fait que les fonctions aux charges et exigences physiques les plus élevées sont souvent les moins bien rémunérées (p. ex. nettoyage).

Une combinaison de deux employé-e-s est jugée concordante si la personne au rang théorique le plus élevé obtient la meilleure rémunération. La combinaison n'est pas considérée comme concordante si la personne A affiche un rang théorique plus faible (élevé) que la personne B et pourtant une rémunération plus élevée (faible) : où $N_0 = N(N-1)/2$, N étant le nombre total de personnes actives dans l'entreprise qui ont été intégrées dans l'analyse, et N_1, N_2 permettant de tenir compte des liaisons¹⁶. Une combinaison de deux employé-e-s qui n'est ni « concordante », ni « non concordante » est qualifiée de liaison. Par conséquent, on désigne comme liaisons les paires d'employé-e-s qui ont la même rémunération et/ou la même valeur de rang.

Exemple : la personne A avec la valeur de rang 2125023 gagne CHF 5200, et la personne B avec la valeur de rang 2720017 gagne CHF 6200. La comparaison aboutit à une combinaison concordante. Si la personne A gagnait CHF 6800, cela donnerait une combinaison non concordante.

La pondération optimisée des facteurs est alors atteinte si le coefficient tau-b de Kendall (Kendall, 1938) est maximisé :

$$\frac{(\# \text{combinaisons concordantes} - \# \text{non concordantes})}{\sqrt{(N_0 - N_1) \cdot (N_0 - N_2)}}$$

L'optimisation est effectuée une fois avec la priorité de l'âge sur l'ancienneté et une fois avec la priorité de l'ancienneté sur l'âge. Pour la suite de l'analyse, on choisit la pondération optimisée ainsi que la priorité qui présentent le coefficient tau-b de Kendall le plus élevé.

Si plusieurs combinaisons de pondérations atteignent la valeur maximale selon le coefficient tau-b de Kendall, l'une de ces combinaisons optimales de pondérations est déterminée dans un second temps sur la base de la corrélation linéaire la plus élevée (coefficient de Pearson) entre les valeurs de rang et les salaires effectifs standardisés.

La nouvelle valeur de fonction calculée pour chaque évolution des données dans le cadre de l'optimisation ne représente pas une valeur absolue mais est relative par rapport aux autres fonctions et à leurs évaluations dans une entreprise et à un moment donné. Il est impossible de comparer les valeurs de fonction d'une entreprise à l'autre pour une fonction donnée.

4.2.5 Identification de paires à risque

Afin de vérifier le respect de l'égalité salariale, on identifie des paires dites « à risque » au moyen de trois tests, en comparant les rangs établis selon les valeurs de rang personnelles et ceux déterminés par les salaires. Les paires à risque sont des cas de figure dans lesquels une personne, en comparaison avec une autre personne de l'autre sexe, gagne au moins 5 % de moins que ce que l'on pourrait attendre au vu de sa fonction, de son expérience personnelle et de sa formation. Elles sont identifiées dans le cadre de trois tests complémentaires.

Test 1 : comparaison des rangs du salaire théorique attendu et du salaire effectif

Ce test permet d'identifier les femmes et les hommes qui, par rapport à une personne de l'autre sexe, obtiennent un rang salarial plus faible que celui que laisserait supposer leur valeur de rang, en tenant compte d'un écart de salaire d'au moins 5 %. Cela signifie concrètement que toutes les personnes sont comparées à toutes les personnes de l'autre sexe, sur la base de leur valeur de rang et de leur salaire effectif standardisé. On désigne comme paire à risque chaque configuration dans laquelle une personne

¹⁶ $N_1 = \sum_i t_i(t_i - 1)/2$ où t_i est le nombre de valeurs identiques dans le i^e groupe de liaisons pour les valeurs de rang. De même, $N_2 = \sum_j u_j(u_j - 1)/2$ où u_j est le nombre de valeurs identiques dans le j^e groupe de liaisons pour les salaires.

affiche une valeur de rang au moins aussi élevée mais un salaire (en se référant à son propre salaire effectif standardisé) inférieur d'au moins 5 % à celui d'une personne de l'autre sexe.

La limite d'un écart salarial négatif d'au moins 5 % pour distinguer les paires à risque a été établie et jugée appropriée par consensus entre les expert-e-s : la limite n'est ni trop faible (de sorte que des cas non pertinents seraient identifiés), ni trop élevée (de sorte que des cas pertinents seraient omis).

Exemple : Monsieur M occupe une fonction d'une valeur de fonction de 39 et Madame S affiche une valeur de fonction de 36, sachant que Monsieur M est plus âgé et a plus d'ancienneté dans l'entreprise que Madame S. Sur la base de sa valeur de rang, Monsieur M occupe le 12^e rang dans l'entreprise. Son salaire standardisé s'élève à CHF 5800. Sur la base de sa valeur de classement, Madame S devrait occuper le 14^e rang. Son salaire standardisé s'élève à CHF 6500. Monsieur M gagne donc plus de 5 % de moins et affiche donc une rémunération plus faible qu'attendu par rapport à Madame S. Le test 1 identifie ici une paire à risque.

Test 2 : estimation du rang salarial au moyen d'une analyse de régression

Au moyen d'une régression linéaire tenant compte de la valeur de fonction ainsi que des valeurs plafonnées de l'âge et des années de service, le salaire attendu prédit (salaire ajusté ou « fitted wage ») pour tous les membres du personnel est estimé pour former la base d'un classement alternatif attendu en théorie. La formule est la suivante :

$$\ln(\text{salaire}) = b_0 + b_1 \cdot \text{valeur de fonction} + b_2 \cdot \text{valeur d'âge} + b_3 \cdot \text{valeur d'ancienneté} + \varepsilon$$

Avec les salaires estimés par le modèle, on calcule le rang salarial attendu et on le compare au rang salarial effectif. On identifie alors comme paires à risque les configurations dans lesquelles une femme ou un homme affiche, par rapport à une personne de l'autre sexe, un rang salarial effectif plus faible que celui estimé par le modèle, avec un salaire plus faible d'au moins 5 % (en se référant à son propre salaire effectif standardisé). On ne compare ainsi que les personnes travaillant à des fonctions ayant la même valeur de fonction, ou pour lesquelles le binôme de comparaison mieux rémunéré exerce une fonction à l'évaluation supérieure de deux points au maximum¹⁷. Le test 2 complète ainsi le test 1 et peut identifier des paires à risque supplémentaires restées ignorées par le test 1. Il s'agit ici de l'interaction spécifique entre les écarts de valeur de fonction et d'expérience (dans un sens ou dans l'autre) au sein de l'entreprise, et de leur influence sur le salaire. Si, par exemple, une personne ayant une valeur de fonction légèrement plus faible qu'une personne de l'autre sexe est moins rémunérée que cette dernière, le test 1 n'identifiera pas de paire à risque, même si la personne moins bien payée possède nettement plus d'expérience. De telles paires à risque sont identifiées par le test 2.

Exemple : à partir du niveau général de salaire de l'entreprise et sur la base des valeurs individuelles de fonction, d'âge et d'années de service, le salaire de Madame Z (valeur de fonction 30, 10 années de service, 45 ans) est estimé à CHF 4812, et celui de Monsieur D (valeur de fonction 32, 3 années de service, 33 ans) à CHF 4344. Le rang salarial établi par la régression était le 16^e pour Madame Z et le 17^e pour Monsieur D. Les salaires effectifs standardisés s'établissent à CHF 4200 pour Madame Z et CHF 4500 pour Monsieur D. Le salaire de Madame Z est au 15^e rang de l'entreprise, celui de Monsieur D au 14^e rang. Monsieur D affiche donc un rang plus élevé qu'attendu par rapport à Madame Z. Etant donné que les valeurs de fonction sont équivalentes et que l'écart salarial négatif dépasse 5 %, cette différence représente un risque de non-respect de l'égalité salariale et cette configuration est identifiée par le test 2 comme une paire à risque.

Test 3 : examen de grands écarts de salaire

Ce test examine l'ampleur des écarts de salaire de toutes les paires pour lesquelles la valeur de fonction d'une personne est au maximum 2 points au-dessous de celle d'une personne de l'autre sexe mieux

¹⁷ On compare ainsi des fonctions de valeurs égales. Cette définition de la valeur égale du travail a été établie par consensus entre les expert-e-s impliqué-e-s sur la base de réflexions théoriques et empiriques détaillées dans le rapport de développement (cf. Hirschi & Ghetta, 2020).

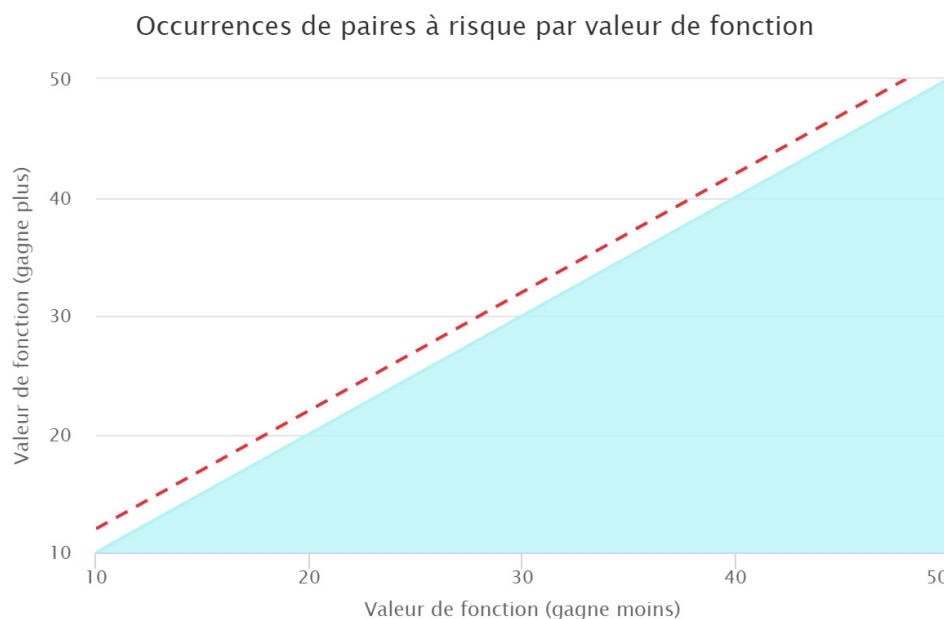
rémunérée (cf. note de bas de page 17). Pour les personnes de sexes différents exerçant des fonctions de valeur égale et entre lesquelles on constate un écart de salaire de 20-35 %¹⁸, on tient également compte des écarts des valeurs de l'âge et des années de service. Si l'écart des valeurs de l'âge *et* des années de service est inférieur à cinq ans, les écarts de salaire ne peuvent pas être expliqués de manière plausible par une différence d'expérience. A partir d'un écart salarial de 35 % pour des fonctions de valeur égale, deux personnes de sexe différent sont toujours identifiées comme une paire à risque, indépendamment des écarts des valeurs d'âge ou des années de service. Le test 3 est donc axé sur les configurations de fonctions de valeur égale, dans lesquelles des personnes de sexe différent affichent des écarts de salaire important. Le test 3 se veut donc complémentaire aux tests 1 et 2, car il identifie également des paires à risque pour lesquelles le rang attendu est certes respecté, mais où un écart de salaire très important pour des fonctions de valeur égale dénote un risque potentiel de non-respect de l'égalité salariale entre femmes et hommes, car de telles différences pourraient être jugées excessives ou matériellement injustifiées.

Exemple : Madame T exerce une fonction d'une valeur de 42 et perçoit un salaire global standardisé de CHF 6400. Monsieur O occupe également une fonction d'une valeur de 42 pour un salaire standardisé de CHF 8300. L'écart de salaire représente donc près de 30 % pour une fonction de valeur égale. Tous deux ont 42 ans, Madame T affiche une ancienneté de 11 ans et Monsieur O de 14 ans. Cet écart de salaire important ne peut donc pas être expliqué de manière plausible par l'âge ou l'ancienneté, le test 3 identifie ici une paire à risque.

L'Illustration 1 ci-après montre la manière dont les trois tests identifient les paires à risque. L'axe X représente les valeurs de fonction des personnes au salaire moins élevé, et l'axe Y celui des binômes de comparaison. Les configurations dans lesquelles une personne d'une valeur de rang plus élevée gagne au moins 5 % de moins que le binôme de comparaison de l'autre sexe sont toutes situées dans la zone inférieure en bleu clair. Encore une fois, le test 3 décèle les situations dans lesquelles des écarts de salaire particulièrement importants existent pour des fonctions de valeur égale, et couvre donc également la zone de délimitation de la surface bleu clair (valeur de fonction identique) à la ligne rouge (fonction du binôme de comparaison supérieure de 2 points au maximum). Il en va de même pour le test 2, qui part de la structure des salaires générale de l'entreprise pour déceler les situations dans lesquelles apparaissent des configurations à risque pour des fonctions de valeur égale, en tenant compte des valeurs individuelles de l'âge et des années de service. Selon la situation concrète, une configuration est identifiée comme paire à risque par un, deux ou les trois tests, mais sera dans tous les cas prise en compte une seule fois.

¹⁸ La référence pour le calcul de la valeur de pourcentage est la personne la moins payée, c.-à-d. la part de l'écart négatif dans le salaire effectif standardisé.

Illustration 1: Représentation graphique de l'identification de paires à risque dans différentes configurations



4.2.6 Détermination du risque en matière de non-respect de l'égalité salariale

Sur la base des paires à risque identifiées par les trois tests, Logib Module 2 affiche sur trois niveaux le risque en matière de non-respect de l'égalité salariale entre femmes et hommes. Cela permet aux entreprises d'analyser de manière différenciée les problèmes potentiels d'écarts salariaux liés au sexe.

Résultat au niveau de l'entreprise dans son ensemble

Au niveau de l'entreprise¹⁹, on calcule un score global sur la base du nombre de paires à risque en défaveur des hommes ou des femmes, ainsi que de leur écart salarial moyen. Cela permet de vérifier si et dans quelle mesure l'entreprise présente un risque en matière de non-respect de l'égalité salariale entre femmes et hommes.

Le calcul du score global se fait en deux étapes. La première étape consiste à calculer le poids de risque des femmes et des hommes. Le poids de risque du sexe $g \in \{Femme, Homme\}$ est donné par $w_g = n_g(1 + \delta_g)$. n_g est le nombre de paires à risque en défaveur du sexe g . δ_g est l'écart salarial moyen en pourcent des paires à risque en défaveur du sexe g .

Dans un deuxième temps, le score global peut être calculé comme suit :

$$Score\ global = \frac{\max(w_{Femme}, w_{Homme})}{\min(w_{Femme}, w_{Homme})}$$

Si le poids de risque w_g d'un sexe est égal à 0, le score global correspond au poids de risque de l'autre sexe. Si les deux poids de risque ont une valeur de 0, le score global est égal à 1. Le score global est arrondi à 0,5.

Exemple : si une entreprise affiche 120 paires à risque en défaveur des femmes avec un écart salarial négatif moyen de 25 % et 40 paires à risque en défaveur des hommes avec un écart

¹⁹ « Entreprise » est ici utilisé de manière générique pour décrire tous les types d'entreprises et d'organisations des secteurs public et privé.

salarial négatif moyen de 15 %, le score global est calculé comme suit : $\text{Score global} = (120 * (1 + ,25)) / (40 * (1 + ,15)) = 150 / 46 = 3,26 \Rightarrow 3,5$

Le calcul d'un score global sur la base des deux pondérations de risque pour les hommes et les femmes repose sur le facteur de Bayes des statistiques bayésiennes (Kass & Raftery, 1995). A cet égard, on s'appuie sur des probabilités non pas formelles mais informelles. En d'autres termes, l'hypothèse d'un risque en matière de non-respect de l'égalité salariale en défaveur d'un sexe ne doit pas impérativement se vérifier ou être rejetée : il peut également exister des écarts salariaux inexpliqués en défaveur des deux sexes, ou d'aucun. Le calcul d'un tel score global tient donc compte du fait qu'un nombre élevé de paires à risque en défaveur des deux sexes indique davantage un système salarial incohérent qu'une distorsion systématique liée au sexe dans la pratique salariale. Mais étant donné que le risque d'écarts salariaux entre femmes et hommes augmente au cas par cas avec l'incohérence du système salarial, le pourcentage de paires à risque par rapport à toutes les combinaisons théoriquement possibles est également affiché en tant qu'information complémentaire pour une entreprise.

Exemple : si une entreprise emploie 6 femmes et 4 hommes, cela donne $6 * 4 = 24$ paires potentielles. Si on relève 11 paires à risque en défaveur des hommes et 11 en défaveur des femmes, soit 22 paires au total, cela signifie que plus de 90 % de l'ensemble des paires potentielles sont des paires à risque.

Le risque de non-respect de l'égalité salariale au niveau de l'entreprise est indiqué « très élevé » si le score total est supérieur à 5.

Les modules 1 et 2 sont coordonnés de telle sorte que, dans le module 2, un risque « très élevé » de non-respect de l'égalité salariale au niveau de l'entreprise se produit empiriquement aussi souvent qu'un dépassement de la valeur limite dans le module 1 (« Effet important lié au sexe : valeur limite dépassée »).

Mesure de la robustesse / «Leave-one-out»-Score

Le score global peut être influencé par des cas individuels. Afin de pouvoir estimer leur influence sur le score global, un score « Leave-one-out » (LOO) est également calculé comme mesure de robustesse.

Soit $i \in \{1, 2, 3, \dots, N\}$ une personne impliquée dans au moins une paire à risque (soit comme personne gagnant moins qu'attendu, soit comme personne de comparaison). N est le nombre de toutes les personnes impliquées dans une paire à risque. Le poids du sexe g en excluant la personne i est donné par $w_{g-i} = n_{g-i}(1 + \delta_{g-i})$. n_{g-i} est le nombre de paires à risque en défaveur du sexe g lorsque toutes les paires à risque impliquant la personne i sont exclues. δ_{g-i} est la différence moyenne de salaire en pourcent des paires à risque en défaveur du sexe g lorsque toutes les paires à risque impliquant la personne i sont exclues²⁰.

Le LOO-Score en excluant la personne i , Score_{-i}^{LOO} est donné par :

$$\text{Score}_{-i}^{LOO} = \frac{\max(w_{Femme-i}, w_{Homme-i})}{\min(w_{Femme-i}, w_{Homme-i})}$$

Score_{-i}^{LOO} est calculé pour tous les i . La mesure de robustesse Score^{LOO} est ensuite donnée par $\text{Score}^{LOO} = \min(\text{Score global}, \min_i(\text{Score}_{-i}^{LOO}))$. $\min_i(\text{Score}_{-i}^{LOO})$ est la valeur la plus basse que prend Score_{-i}^{LOO} sur l'ensemble des i ²¹.

Si le score global ainsi que la mesure de robustesse sont supérieurs à 5, la valeur limite est dépassée.

²⁰ Pour calculer w_{g-i} , la personne i est exclue à la fois comme personne gagnant moins qu'attendu et comme personne de comparaison. w_{Frau-i} (w_{Mann-i}) peut donc être influencé même si la personne i est un homme (femme).

²¹ Si toutes les paires à risque sont attribuables à une seule personne (gagnant moins qu'attendu ou de comparaison), $\text{Score}^{LOO} = 1$.

Résultat au niveau des fonctions et des personnes

En plus du résultat général au niveau de l'entreprise dans son ensemble, les résultats détaillés au niveau des fonctions et des personnes sont fournis. Cela offre à l'entreprise une *vision approfondie de la pratique salariale* du point de vue de l'égalité salariale, ainsi que l'identification de possibles champs d'action.

Au *niveau des fonctions*, on affiche pour les différentes fonctions le nombre de paires à risque apparaissant pour chaque sexe, le nombre de personnes auxquelles elles se rapportent ainsi que l'ampleur des écarts salariaux moyens en défaveur des femmes et/ou des hommes. On visualise également l'évolution du score global au niveau de l'entreprise dans son ensemble si l'on ne tenait pas compte des paires à risque de la fonction correspondante qu'exerce(nt) la/les personne(s) avec un salaire plus faible qu'attendu. Plus la variation du score global est importante, plus l'influence de la fonction considérée sur le résultat global est importante.

Exemple : le score global au niveau de l'entreprise s'établit à 1,5 avec 6 paires à risque en défaveur des hommes avec un écart salarial moyen de 18,9 % et 8 paires à risque en défaveur des femmes avec un écart salarial moyen de 18,6 %. A la fonction « Dessinateur/-trice », il existe 4 paires à risque en défaveur des hommes avec un écart salarial moyen de 20,9 % et aucune paire à risque en défaveur des femmes. Si la fonction « Dessinateur/-trice » était retirée de l'analyse, le score global au niveau de l'entreprise augmenterait à une valeur de 4 en défaveur des femmes.

Au *niveau des personnes*, les paires à risque identifiées sont représentées individuellement. La composition des paires à risque montre de quelles personnes il s'agit, la relation entre les caractéristiques personnelles et fonctionnelles de la personne avec un salaire plus faible qu'attendu et celles du binôme de comparaison, ainsi que l'ampleur des différents écarts salariaux.

Exemple : Monsieur M, qui exerce la fonction « Responsable de projet » évaluée à 30 points, affiche une valeur d'âge de 10 (25 ans moins 15 années de scolarité) et une ancienneté d'un an. Son salaire effectif standardisé s'élève à CHF 6675. Madame O (valeur d'âge plafonnée à 30, ancienneté 12 ans), qui exerce la fonction « Dessinatrice » évaluée à 26 points, soit 4 points de moins, présente un salaire effectif standardisé de CHF 7542. Dans cette paire à risque, l'écart salarial négatif en défaveur de Monsieur M s'élève à 13 %.

Annexe

5 Bibliographie

Becker, Gary S. (1993). *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education*, 3. Auflage, Chicago: University of Chicago Press.

Chicha, Marie-Thérèse (2016). *Promouvoir l'équité salariale au moyen de l'évaluation non sexiste des emplois*. Guide de la mise en œuvre. Berlin: Organisation internationale du Travail.

Felfe, Christina, Trageser, Judith & Iten, Rolf (2015). Studie zu den statistischen Analysen der Eidgenossenschaft betreffend die Lohnungleichheit von Frau und Mann Schlussbericht. Im Auftrag des Eidgenössischen Büros für die Gleichstellung von Frau und Mann EBG. St. Gallen und Zürich: Schweizer Institut für Empirische Wirtschaftsforschung Universität St. Gallen, Infras.

Hirschi, Andreas & Ghetta, Anja (2020). Entwicklungsbericht Logib Modul 2 Analyse der Lohnungleichheit zwischen Frau und Mann für kleinere Unternehmen insbesondere mit weniger als 50 Mitarbeitenden. Im Auftrag des Eidgenössischen Büros für die Gleichstellung von Frau und Mann EBG. Bern: Abteilung für Arbeits- und Organisationspsychologie Universität Bern.

Humphrey, S. E., Nahrgang, J. D., & Morgeson, F. P. (2007). Integrating motivational, social, and contextual work design features: A meta-analytic summary and theoretical extension of the work design literature. *Journal of Applied Psychology*, 92, 1332–1356.

INFRAS (2011). Evaluation der Kontrollen im Beschaffungswesen. Schlussbericht. Erstellt im Auftrag des Eidgenössischen Büros für die Gleichstellung von Frau und Mann EBG. Zürich, Infras.

International Labour Office (2008). *Promoting equity: Gender-neutral job evaluation for equal pay: A step-by-step guide*. Geneva: International Labour Office.

Kass, Robert E. & Raftery, Adrian E. (1995). Bayes Factors. *Journal of the American Statistical Association*, 90(430), 773-795.

Katz, Christian & Baitsch, Christof (1996). L'égalité des salaires en pratique. Deux outils d'évaluation du travail non discriminatoire à l'égard des sexes. Bureau fédéral de l'égalité entre femmes et hommes BFEG (éd.). Zurich: vdf.

Kendall, Maurice G. (1938) A new measure of rank correlation, *Biometrika*, 30, S. 81–93.

Kennedy, Peter E. (1981). Estimation with Correctly Interpreted Dummy Variables in Semilogarithmic Equations, *American Economic Review*, 71(4), S. 801.

Krell, Gertraude & Winter, Regula (2011). Anforderungsabhängige Entgeltdifferenzierung: Orientierungshilfen auf dem Weg zu einer diskriminierungsfreien Arbeitsbewertung. In: G. Krell, R. Ortlieb & B. Sieben (Hrsg.). *Chancengleichheit durch Personalpolitik*. 6. Vollständig überarbeitete und erweiterte Auflage. München: Gabler. S. 343-360.

PricewaterhouseCoopers AG (2020). Technischer Beschrieb zur Lohnspezifikation im Standard-Analysemodell des Bundes. Rechtskonforme Lohnspezifikation. Im Auftrag des Eidgenössischen Büros für die Gleichstellung von Frau und Mann EBG. Zürich: PWC AG.

Schär Moser, Marianne (2019). Analytische Arbeitsbewertung: Eine zuverlässige, geschlechtsneutrale Grundlage zur Festsetzung von Funktionslöhnen. Evaluation analytique du travail : Une base fiable et neutre à l'égard des sexes pour la fixation des salaires de fonctions. Bureau fédéral de l'égalité entre femmes et hommes BFEG (éd.). Bern: EBG.

Strub, Silvia (2004). Überprüfung der Einhaltung von Lohnungleichheit zwischen Frauen und Männern bei Beschaffungen des Bundes. Bericht über die Pilotphase zur Umsetzung von Art. 8 Abs. 1 Bst. C des Bundesgesetzes über das öffentliche Beschaffungswesen. Im Auftrag des Eidgenössischen Büros für die Gleichstellung von Frau und Mann (EBG) und der Beschaffungskommission des Bundes (BKB). Bern: Büro BASS.

Wooldridge, Jeffrey M. (2006). *Introductory Econometrics: A Modern Approach*. Mason: South-Western.