

# REVUE INTERNATIONALE DES ECONOMISTES DE LANGUE FRANÇAISE

---

RIELF 2024, Vol. 9, N°1

Association Internationale  
des Economistes de Langue Française



avec la collaboration de



UNIVERSITÉ DES SCIENCES  
ÉCONOMIQUES ET DE GESTION  
DE POZNAŃ

l'Université des Sciences Economiques et de Gestion de Poznań



L'Université Bernardo O'Higgins - Chili

---

## Rédacteur en chef

Krzysztof MALAGA, USEGP, Pologne

## Rédactrice adjointe

Małgorzata MACUDA, USEGP, Pologne

## Secrétaire de rédaction

Dorota CZYŻEWSKA-MISZTAL, USEGP, Pologne

## Comité éditorial

Akoété Ega AGBODJI, Togo  
Wissem AJILI BEN YOUSSEF, France  
Alastaire ALINSATO, Bénin  
Loubna ALSAGIHR OUEIDAT, Liban  
Camille BAULANT, France  
Matouk BELATTAF, Algérie  
Francis BISMANS, France, Belgique  
Horst BREZINSKI, Allemagne  
Abdelaziz CHERABI, Algérie  
Bernard COUPEZ, France  
Jean-Jacques EKOMIE, Gabon  
Jules Roger FEUDJO, Cameroun  
Camelia FRATILA, Roumanie  
Ewa FRĄCKIEWICZ, Pologne  
Rosette GHOSSOUB SAYEGH, Liban  
Marian GORYNIA, Pologne  
Driss GUERRAOUI, Maroc  
Juliana HADJITCHONEVA, Bulgarie  
Vidal IBARRA-PUIG, Mexique  
Nafii IBENRISSOUL, Maroc  
Soumaïla Mouleye ISSOUFOU, Mali

Michel LELART, France  
Laura MARCU, Roumanie  
Tsvetelina MARINOVA, Bulgarie  
Boniface MBIH, France  
Mbodja MOUGOUE, États-Unis  
Francisco OCARANZA, Chili  
Thierry PAIRAULT, France  
Jacques POISAT, France  
Carlos QUENAN, France  
Marek RATAJCZAK, Pologne  
Alain REDSLOB, France  
Jeannette ROGOWSKI, États-Unis  
Paul ROSELE CHIM, France  
Claudio RUFF ESCOBAR, Chili  
Alain SAFA, France  
Baiba ŠAVRIŅA, Lettonie  
Piotr STANEK, Pologne  
Abdou THIAO, Sénégal  
Roger TSAFACK NANFOSSO, Cameroun  
François VAILLANCOURT, Canada  
Isabel VEGA MOCOROA, Espagne

## Bureau de rédaction

Eliza SZYBOWICZ, soutien éditorial, USEGP, Pologne  
Marta DOBRECKA, rédactrice technique, USEGP, Pologne

© Copyright by Association Internationale des Economistes de Langue Française, Université des Sciences Economiques et de Gestion de Poznań  
Paris, Poznań 2024

La RIELF offre son contenu complet en accès libre sous licence Creative Commons BY NC SA 4.0

ISSN 2551-895X  
e-ISSN 2727-0831

Edition digitale et imprimée  
Editions de l'Université des Sciences Economiques et de Gestion de Poznań  
Projet de couverture : Izabela Jasiczak, Bernard Landais, Krzysztof Malaga, Eduardo Téllez

## TABLE DES MATIÈRES

<b>Avant-propos</b> (Krzysztof MALAGA).....	3
Kwami Ossadzifo WONRYA, Honoré TENAKOUA, Braïma Luís SOARES CASSAMA <b>Commerce des services et inégalités des revenus en Afrique</b> .....	9
Dramane ABDOULAYE <b>Corruption, droits de propriété et croissance économique en Afrique subsaharienne</b> .....	32
Charlemagne B. IGUE, Yves ESSEHOU <b>Dynamique et déterminants de la productivité totale du travail dans les pays d’Afrique subsaharienne</b> .....	54
Owodon AFO-LOKO <b>Investissement Direct Étranger, transition énergétique et dégradation de l’environnement : évidence des pays d’Afrique subsaharienne</b> .....	84
Franck Mondesir TSASSA MBOUAYILA, Prudence Love Angèle MOUAKASSA <b>Politique monétaire et stabilité macroéconomique dans la Communauté Économique et Monétaire de l’Afrique Centrale</b> .....	102
Ousmane AMADOU <b>Dépenses totales de santé versus dépenses publiques de santé et résultats de santé en Afrique de l’Ouest</b> .....	128
Ousmane MARIKO, Mohamed NIARÉ <b>Analyse macro-économétrique du chômage dans les pays de l’UEMOA</b> .....	154
Georges Bertrand TAMOKWÉ PIAPTIE, Fayllonne Marina PIAME NJANPOU <b>Écart salarial femmes-hommes sur le marché du travail au Cameroun : Plafond de verre ou plancher collant ?</b> .....	174
Eric ALLARA NGABA, Michèle Estelle NDONOU TCHOUMDOP, Hamadoum TAMBOURA <b>Effet de l’autonomisation de la femme sur la violence conjugale au Tchad à partir de données EDS-MICS, 2014–2015</b> .....	192

Yaovi TOSSOU

**Analyse de la décomposition des inégalités dans l'utilisation des soins de santé maternelle au Togo..... 212**

Moustapha ALADJI

**L'Europe en Amérique du Sud : Comprendre l'immigration en Guyane française 232**

Małgorzata MACUDA, Stefan ZDRAVKOVIĆ

**Les applications et les défis de ChatGPT en comptabilité : Une revue de la littérature ..... 252**

## AVANT-PROPOS

Le numéro 1/2024 de la RIELF, que nous avons l'honneur de présenter aux lecteurs, est composé de 12 articles rédigés par 21 auteurs issus de 11 pays : Bénin, Burkina Faso, Cameroun, France, Mali, Niger, Pologne, République du Congo, Serbie, Tchad et Togo.

**Kwami Ossadzifo WONRYA, Honoré TENAKOUA et Braïma Louis SOARES CASSAMA** en article *Commerce des services et inégalités des revenus en Afrique* analysent les effets du commerce des services sur les inégalités de revenu en Afrique. Les données de panel de 46 pays africains ont été estimées à l'aide l'estimateur des moindres carrés avec les variables muettes corrigées (Least Square Dummy Variable Corrected, LSDVC). Les résultats des estimations révèlent une relation inverse et significative entre le commerce des services et les inégalités de revenus en Afrique. Ce papier comble le gap qui existe dans la littérature économique quant à la mesure des effets du commerce des services dont l'importance n'est révélée qu'avec les négociations du cycle d'Uruguay avec la création de l'Organisation Mondiale du Commerce (OMC) en janvier 1995.

**Dramane ABDOULAYE** dans l'article *Corruption, droits de propriété et croissance économique en Afrique subsaharienne* examine la relation entre la corruption, les droits de propriété et la croissance économique dans les pays d'Afrique subsaharienne. Le modèle utilisé dans ce travail est inspiré par Aziz et Asadullah (2016) et Walid et Kais (2019), dont la base théorique est la fonction de production Cobb-Douglas, qui comprend deux composantes majeures, à savoir le travail et le capital et d'autres facteurs institutionnels. Ainsi, l'analyse de l'interaction entre les droits de propriété, la corruption et la croissance économique est effectuée à l'aide d'un modèle VAR en panel. L'auteur montre que la corruption a un effet positif sur la croissance économique alors que la croissance économique n'a aucun effet sur la corruption. Les droits de propriété favorisent la croissance économique tandis que la croissance économique ne contribue pas à protéger les droits de propriété. La corruption a un effet négatif sur les droits de propriété tandis que les droits de propriété n'ont pas d'effet sur la corruption. L'originalité réside dans l'analyse du rôle ambigu de la corruption en lien avec les droits de la propriété, et la croissance économique à l'échelle de nombreux pays africains.

**Charlemagne B. IGUE et Yves ESSEHOU** dans l'article *Dynamique et déterminants de la productivité totale du travail dans les pays d'Afrique subsaharienne* analysent d'une part la dynamique de la productivité totale du travail mais d'autre

part, examinent les déterminants de cette dernière en Afrique subsaharienne. A partir de la méthode de décomposition totale du travail et d'un modèle VECM couvrant la période 1995–2019, les résultats indiquent que les changements structurels, ont favorablement contribué (39,54%) à la croissance de la productivité totale du travail en ASS tandis que la productivité intra sectorielle a quant à elle ralenti la croissance de cette dernière (–48,12%). L'analyse sectorielle révèle une contribution négative pour l'agriculture ; positive pour le secteur manufacturier tandis que le secteur des services apparaît avec une contribution de 55,5% pour les changements structurels contre un apport négatif de la productivité intra sectorielle (–40,9%). Par ailleurs, les résultats du modèle VECM montrent que le taux brut de scolarisation secondaire, les technologies de l'information et de la communication, la stabilité politique et le contrôle de corruption favorisent significativement la productivité totale du travail en ASS.

**Owodon AFO-LOKO** dans le papier *Investissement Direct Étranger, transition énergétique et dégradation de l'environnement : Évidence des pays d'Afrique subsaharienne* examine la relation entre les investissements directs étrangers (IDE), la transition énergétique et la pollution de l'environnement en Afrique subsaharienne sur la période 1985 à 2020. Diverses approches économétriques ont été utilisées afin d'obtenir des résultats robustes. Le test de dépendance transversale a été effectué et les résultats ont confirmé la présence d'une dépendance transversale entre les variables, ce qui a permis l'utilisation du test de racine unitaire de seconde génération. L'analyse a été réalisée à l'aide de la méthode de Driscoll et Kraay, qui permet de traiter l'endogénéité, l'autocorrélation et l'hétéroscédasticité. Les résultats montrent que l'hypothèse « pollution haven » est confirmée et que l'utilisation des énergies renouvelables qui mesure la transition énergétique diminue la pollution environnementale. Aussi l'effet couplé des investissements directs à l'étranger et les énergies renouvelables minimise la pollution de l'environnement. La densité de la population, le commerce et le produit intérieur brut augmente la pollution de l'environnement. Cet article contribue à la littérature existante sur l'analyse de la relation entre investissement direct à l'étranger et la pollution de l'environnement ou énergies renouvelables et pollution de l'environnement en portant un regard particulier sur l'effet couplé de l'investissement direct à l'étranger et l'usage des énergies renouvelables sur la qualité de l'environnement. L'auteur suggère que d'amples efforts devraient être faits afin d'augmenter le taux d'investissement direct étranger dans les pays d'Afrique subsaharienne, en particulier l'attrait des technologies vertes qui peuvent aider à produire davantage d'énergies renouvelables.

**Franck Mondesir TSASSA MBOUAYILA** et **Prudence Love Angèle MOUKASSA** dans l'article *Politique monétaire et stabilité macroéconomique dans la Communauté Économique et Monétaire de l'Afrique Centrale* montrent que la stabilité macroéconomique est assurée par la politique monétaire dans la Zone CEMAC. Son cadre théorique s'inscrit dans la nouvelle école keynésienne. Empiriquement, le

modèle VAR structurel est utilisé sur la période 1980-2019. Les résultats montrent qu'à l'exception du Tchad, la politique monétaire a permis de stabiliser les chocs symétriques et joue un rôle essentiel dans la transmission des chocs asymétriques. La raison tient à des différentiels d'inflation persistants entre les pays membres de la CEMAC, qui ont dérégulé les fonctions contra-cycliques de la politique menée par la BEAC dans les années 1980. D'après les auteurs la politique monétaire menée par la BEAC stabilise aussi bien l'activité que les prix et les chocs asymétriques.

**Ousmane AMADOU** dans le papier *Dépenses totales de santé versus dépenses publiques de santé et résultats de santé en Afrique de l'Ouest* fait une tentative d'établir un lien entre les dépenses totales de santé par habitant, les dépenses publiques de santé et deux résultats pour la santé à savoir la mortalité infantile et la mortalité des moins de cinq ans. Cette relation est examinée à l'aide des données de 15 pays de l'espace CEDEAO plus la Mauritanie entre 1995 et 2014. Des spécifications en panel ; en MCO robuste et à effets fixes ont été utilisées pour le besoin de la robustesse et la prise en compte de la spécificité pays. Les résultats montrent que les dépenses de santé ont un effet statistiquement significatif sur la mortalité infantile et la mortalité des moins de cinq ans. La magnitude des estimations d'élasticité est en accord avec celles rapportées dans la plupart des études. Pour les pays de l'Afrique de l'Ouest, les résultats impliquent que les dépenses totales de santé (ainsi que la composante publique) contribuent certainement de manière importante à la réduction de la mortalité infantile et de la mortalité des enfants de moins de cinq ans. Ces résultats ont des implications importantes pour la réalisation des Objectifs du Développement Durable (ODD).

**Ousmane MARIKO** et **Mohamed NIARÉ** dans l'article *Analyse macro-économétrique du chômage dans les pays de l'UEMOA* évaluent les déterminants macroéconomiques du chômage dans les pays de l'UEMOA, en mettant un accent particulier sur les chocs pluviométriques. L'utilisation des données sous régionales requiert de vérifier si les séries temporelles ne sont pas corrélées simultanément. Dans cette optique, ils ont utilisé le test de Breusch-Pagan (1980) pour détecter une possible corrélation des erreurs. Sur la base de ce résultat, ils ont respectivement utilisé le test de racine unitaire de deuxième génération de Pesaran (2007) et le test de cointégration de Westerlund (2007), qui sont robustes à l'interdépendance individuelle. Enfin, ils ont estimé l'équation de long terme du chômage à l'aide de la technique DOLS pour corriger les éventuels problèmes d'endogénéité. Les données utilisées dans la présente étude couvrent la période 1991-2020 et proviennent de différentes sources : World Development Indicators, Worldwide Governance Indicators, et Global Climate Data-Université of Delaware covering. Ils ressortent de l'analyse empirique que les chocs pluviométriques, l'ouverture commerciale et le contrôle de la corruption exacerbent le chômage, alors que la croissance du PIB contribue à le résorber. En revanche, l'inflation, les TIC et le développement financier se sont révélés non significatifs.

**Georges Bertrand TAMOKWÉ PIAPTIE** et **Fayllonne Marina PIAME NJAN-POU** dans le papier *Écart salarial femmes-hommes sur le marché du travail au Cameroun : Plafond de verre ou plancher collant ?* vérifient si les sources des inégalités salariales entre les femmes et les hommes sur le marché du travail au Cameroun résultent de l'existence d'un plafond de verre et/ou d'un plancher collant. La méthode retenue est celle des régressions quantiles complétées par la technique de décomposition quantile. Les résultats obtenus soutiennent l'existence d'un plancher collant et recusent celle d'un plafond de verre. Ils montrent que les inégalités hommes / femmes de salaires décroissent au fur et à mesure que l'on s'élève le long de la distribution des salaires. Au sommet de la distribution, l'écart salarial au détriment des femmes trouve principalement sa source dans les différences de caractéristiques individuelles observables, alors qu'au bas de la distribution, cet écart est davantage dû à des facteurs exogènes à ces caractéristiques observables. Les auteurs affirment que leur article met en évidence le fait que, sur le marché du travail au Cameroun, le niveau de discrimination au détriment des femmes est une fonction décroissante des quintiles salariaux. Ce qui est à la fois un résultat original et de prime abord paradoxal dans la mesure où on se serait attendu à ce que d'éventuelles discriminations soient plus prégnantes au niveau des emplois les mieux rémunérés. Ainsi, les femmes du Cameroun devraient viser à concourir pour des emplois hautement rémunérés dans la mesure où elles y sont moins exposées au risque de discrimination.

**Eric ALLARA NGABA, Michèle Estelle NDONOU TCHOUMDOP** et **Hamadou TAMBOURA** dans le papier *Effet de l'autonomisation de la femme sur la violence conjugale au Tchad à partir de données EDS-MICS, 2014–2015* étudient l'effet de l'autonomisation de la femme sur la violence conjugale au Tchad. Le modèle probit binaire est utilisé pour analyser l'effet de l'autonomisation dans ses différentes dimensions mais aussi globalement. Les analyses se sont basées sur des données d'enquêtes démographiques de santé et à indicateurs multiples collectées par INSEED entre 2014–2015. Les auteurs montrent que l'autonomisation de la femme affecte positivement la violence conjugale au Tchad. Une femme exprimant son désaccord face à la violence, participant au processus de prise de décision au sein du ménage, ayant l'autonomie économique et l'indépendance sociale, a 4,01% et 10,4% de chances supplémentaires de subir de violence conjugale respectivement pour un niveau d'autonomie moyen et élevé par rapport à un niveau d'autonomie faible. Il faudrait donc renforcer la sensibilisation pour que le processus d'autonomisation des femmes profite à la société Tchadienne. L'étude contribue de manière significative à la littérature à travers cette première tentative empirique de compréhension de l'effet de l'autonomisation de la femme sur la violence conjugale au Tchad en tenant compte de diverses dimensions de l'autonomisation. Elle décompose la violence conjugale en plusieurs formes et adopte l'approche des quartiles en regroupant les facteurs par dimension afin d'établir

le niveau d'autonomisation de la femme avant leurs liaisons avec les différentes formes de la violence conjugale.

**Yaovi TOSSOU** dans son article *Analyse de la décomposition des inégalités dans l'utilisation des soins de santé maternelle au Togo* examine l'inégalité dans l'utilisation des soins de santé maternelle au Togo. En se servant de la décomposition de l'indice de concentration, de la courbe de concentration et des données de l'enquête démographique de santé de 2013 (EDST-III) au Togo, les résultats révèlent que l'âge, le niveau d'éducation, la profession de la femme et le lieu de résidence sont les déterminants de l'utilisation des services de santé maternelle. Ainsi, les groupes d'âge de 15–20 ans et de 31–49 ans contribuent faiblement aux inégalités dans les besoins de services de santé, respectivement de  $-0,024$  et de  $-0,022$  chez les femmes. D'après l'auteur ces résultats suggèrent qu'il est nécessaire d'encourager des politiques essentielles visant à améliorer le niveau d'éducation des femmes et de l'indice de richesse afin de réduire le risque d'inégalité dans l'utilisation des soins de santé maternelle au Togo.

**Moustapha ALADJI** dans son article *L'Europe en Amérique du Sud : Comprendre l'immigration en Guyane française* analyse les causes de l'immigration en Guyane, étudie les politiques publiques qui y sont liées et dévalue les moyens d'accueil et d'accompagnement des migrants. Il cherche aussi à souligner les disparités d'efficacité de ces dispositifs entre le niveau national et la réalité locale guyanaise. Il a réalisé une analyse descriptive associée à des tests statistiques, tels que le Chi-deux ( $\chi^2$ ), afin d'analyser les liens entre différentes variables économiques et sociales liées aux migrants. Grâce à cette méthode, il est possible d'analyser l'influence des mesures d'accompagnement sur l'intégration des migrants en Guyane. D'après l'auteur les résultats montrent que même si les mesures d'accompagnement mises en œuvre par l'État sont généralement efficaces à l'échelle nationale, elles ne satisfont pas pleinement aux besoins particuliers des migrants en Guyane. Les politiques nationales et les réalités locales sont en décalage, ce qui empêche l'intégration des migrants dans le tissu économique et social guyanais. Cette étude présente une vision originale des défis de l'immigration en Guyane, souvent négligés dans les analyses nationales. Il est souligné que les politiques migratoires et les dispositifs d'accueil doivent être adaptés aux particularités locales afin d'améliorer l'intégration des migrants. L'auteur suggère des idées pour améliorer la conformité des politiques publiques aux spécificités de la Guyane française.

**Małgorzata MACUDA** et **Stefan ZDRAVKOVIĆ** dans le papier *Les applications et les défis de ChatGPT en comptabilité : Une revue de la littérature* identifient les publications concernant ChatGPT dans le domaine de la comptabilité publiées depuis le lancement de ChatGPT jusqu'à présent (mai 2024) afin d'avoir une image approximative de la popularité du concept en tant que sujets d'études de recherche. Une analyse du contenu des bases de données Scopus et Web of Science Scholar a démontré un intérêt croissant parmi les chercheurs scientifiques pour IA

et ChatGPT, notamment depuis le lancement de la version ChatGPT-3.5 le 30 novembre 2022. 15 articles publiés en 2023 et 2024 relatifs à l'utilisation de ChatGPT en comptabilité ont été examinés. Une méthodologie de recherche descriptive, comprenant une revue de la littérature, a été appliquée afin d'atteindre l'objectif déclaré. Les résultats indiquent la tendance croissante parmi les académiciens quant à la recherche des possibilités de l'utilisation de ChatGPT dans l'éducation de la comptabilité et un grand intérêt parmi les praticiens lié à l'application des nouvelles technologies d'AI dans la comptabilité financière et l'audit (au sein des cabinets comptables), le reporting ESG et aussi la comptabilité de gestion. L'article contribue à la littérature croissante concernant l'utilisation de ChatGPT en comptabilité, constituant une synthèse des articles qui ont été publiés dans Scopus et Web of Sciences sur ce sujet depuis juin 2018.

*Krzysztof Malaga*

# ÉCART SALARIAL FEMMES-HOMMES SUR LE MARCHÉ DU TRAVAIL AU CAMEROUN : PLAFOND DE VERRE OU PLANCHER COLLANT ?

## Gender salary gap in the labor market in Cameroon : Glass ceiling or sticky floor?

**Georges Bertrand TAMOKWÉ PIAPTIE<sup>1</sup>**

Université de Douala, École Supérieures des Sciences Économiques et Commerciales  
Laboratoire de Recherche et d'Études en Économie Managériale, des Institutions,  
de l'Innovation et du Développement, Cameroun  
tamokwe@yahoo.fr  
<https://orcid.org/0000-0002-0117-0111>

**Fayllonne Marina PIAME NJANPOU<sup>2</sup>**

Université de Douala  
Laboratoire de Recherche et d'Études en Économie Managériale, des Institutions,  
de l'Innovation et du Développement, Cameroun  
marinapiame@yahoo.fr  
<https://orcid.org/0009-0009-2968-1616>

### Abstract

**Purpose :** This article aims to verify whether the sources of salary inequalities between women and men on the labor market in Cameroon result from the existence of a glass ceiling and/or a sticky floor.

**Design/methodology/approach :** The method chosen is that of quantile regressions supplemented by the quantile decomposition technique.

**Findings :** The results obtained support the existence of a sticky floor and reject that of a glass ceiling. They show that male/female wage inequalities decrease as we move up the wage distribution. At the top of the distribution, the wage gap to the detriment of women mainly finds its source in differences in observable individual characteristics, while at the bottom of the distribution, this gap is more due to factors exogenous to these observable characteristics.

---

<sup>1</sup> BP : 1931, ESSEC, Douala-Cameroun.

<sup>2</sup> BP : 1931, ESSEC, Douala-Cameroun.

**Originality/value :** Our paper highlights the fact that, in the labor market in Cameroon, the level of discrimination against women is a decreasing function of salary quintiles. Which is both an original result and at first glance paradoxical insofar as one would have expected that possible discrimination would be more significant at the level of the best paid jobs. Thus, women in Cameroon should aim to compete for highly paid jobs as there, they are less exposed to the risk of discrimination.

**Keywords :** wage gap, gender, glass ceiling, sticky floor, discrimination.

### Résumé

**Objectif :** Cet article vise à vérifier si les sources des inégalités salariales entre les femmes et les hommes sur le marché du travail au Cameroun résultent de l'existence d'un plafond de verre et/ou d'un plancher collant.

**Conception/méthodologie/approche :** La méthode retenue est celle des régressions quantiles complétées par la technique de décomposition quantile.

**Résultats :** Les résultats obtenus soutiennent l'existence d'un plancher collant et reculent celle d'un plafond de verre. Ils montrent que les inégalités hommes/femmes de salaires décroissent au fur et à mesure que l'on s'élève le long de la distribution des salaires. Au sommet de la distribution, l'écart salarial au détriment des femmes trouve principalement sa source dans les différences de caractéristiques individuelles observables, alors qu'au bas de la distribution, cet écart est davantage dû à des facteurs exogènes à ces caractéristiques observables.

**Originalité/valeur :** Notre article met en évidence le fait que, sur le marché du travail au Cameroun, le niveau de discrimination au détriment des femmes est une fonction décroissante des quintiles salariaux. Ce qui est à la fois un résultat original et de prime abord paradoxal dans la mesure où on se serait attendu à ce que d'éventuelles discriminations soient plus prégnantes au niveaux des emplois les mieux rémunérés. Ainsi, les femmes du Cameroun devraient viser à concourir pour des emplois hautement rémunérés dans la mesure où elles y sont moins exposées au risque de discrimination.

**Mots-clés :** Écart salarial, genre, plafond de verre, plancher collant, discrimination.

**JEL classification :** J16, J71.

## Introduction

« Égalité des sexes », telle est la désignation par l'Organisation des Nations Unies (ONU) de l'Objectif de Développement Durable numéro 5 (ODD5) dont la première cible est de « mettre fin, dans le monde entier, à toutes les formes de discrimination à l'égard des femmes et des filles ». Certes elles font de plus en plus de longues études, des efforts d'intégration sont effectués, mais il demeure que, vu le rythme de réduction des écarts au détriment des femmes dans les pays en développement, les espoirs ne se portent pas sur le court terme pour une atteinte de l'égalité de genre sur le marché du travail (OIT, 2016).

Cette réalité explique le fait que les inégalités de salaires entre les hommes et les femmes occupent encore une place importante dans les études sur le « genre et le marché du travail ». La persistance du phénomène justifie ainsi la poursuite des investigations sur la situation actuelle des hommes et des femmes en ce qui concerne les inégalités salariales. Cependant, il importe toujours de distinguer dans cette inégalité salariale, ce qui est légitime – parce que dû aux différences de caractéristiques individuelles – de ce qui est injuste parce qu’attribuable à des facteurs exogènes à la femme, et qui mérite en conséquence d’être qualifié de discriminatoire. À cet égard, on soulignera que l’existence d’une discrimination à l’encontre des femmes sur le marché du travail peut non seulement les pousser à ne pas a priori oser certaines formations, mais aussi, dans le cas extrême, à se retirer du marché du travail ou à ne se présenter que dans les secteurs où elles se sentiront moins discriminées, lesquels secteurs se retrouvant être les moins bien payés et les plus instables (Havet & Sofer, 2004).

Or, comme l’affirme l’ONU dans l’exposé de l’ODD5, « autonomiser les femmes et promouvoir l’égalité entre les sexes est déterminant pour accélérer le développement durable ». Le souci de contribuer à mieux comprendre ces inégalités, et plus particulièrement les discriminations qui lui sont inhérentes, est au fondement de ce travail qui vise cependant à répondre à une question précise, à savoir : Les sources des inégalités des salaires entre les hommes et les femmes sur le marché du travail camerounais révèlent-elles l’existence d’un plafond de verre et/ou d’un plancher collant ?

Pour traiter cette question, suivant Di Paola et Epiphane (2023) qui, analysant les inégalités entre hommes et femmes en France, à la lumière d’un état des lieux de la situation des jeunes de la Génération 2017 comparée à celle de la Génération 2010, concluent que « l’avantage salarial des hommes, comme leur accès plus important à la catégorie des cadres et moindre à celle des professions peu qualifiées, s’amplifient, de sorte que plafond de verre et plancher collant ne vacillent toujours pas », nous posons d’emblée l’hypothèse que sa réponse escomptée est positive.

Bien que quelques arguments théoriques soient empruntés aux travaux sur le capital humain, l’approche choisie pour ce travail est essentiellement empirique. Les données utilisées sont issues de la deuxième Enquête sur l’Emploi et le Secteur informel (EESI) qui, tout en datant de 2010, restent à ce jour parmi les plus fiables disponibles sur le marché de l’emploi au Cameroun. Il s’agit en conséquence d’une analyse sur ‘données historiques’ certes, mais dont la pertinence demeure soutenable en raison de la persistance des phénomènes ‘plafond de verre et plancher collant’ mise en évidence par Di Paola et Epiphane (2023). La méthodologie empirique consiste essentiellement en la procédure de décomposition de Melly (2006).

Le reste de l’article est structuré autour de cinq sections. La section suivante présente une brève revue de la littérature sur le sujet. Consacrée aux données, la section 2 donne une analyse descriptive de la structure des salaires par genre

au Cameroun. Dans la section 3, la méthodologie de l'analyse explicative et les résultats qui découlent de son application sont présentés. La dernière section est celle de la conclusion assortie de quelques recommandations de politiques économiques.

## 1. Revue de la littérature

Les inégalités de salaires trouvent leur fondement d'une part dans la théorie du capital humain selon laquelle, les inégalités de salaires s'expliquent par des différences de productivité qui à leur tour se justifient par des inégalités de capital humain (éducation, formation) accumulées par les individus (Becker, 1864). Suivant cette conception, la distribution inégale des salaires entre les hommes et les femmes est une conséquence « logique » des différences genrées en capital humain. D'autre part, la théorie hédonique des salaires met en évidence l'influence des caractéristiques des emplois dans l'explication des différences de salaire observées (Rosen, 1974). Cependant, l'argument de la discrimination se démarque de ces deux approches en soutenant que les écarts salariaux de genre sont le résultat du comportement « irrationnel » des employeurs sur un marché du travail concurrentiel (Becker, 1957).

D'autres arguments identifient les normes sociales ou la religion comme sources de discrimination salariale (OIT, 2016). Dans un contexte d'asymétrie d'information, les employeurs peuvent être amenés à baser leur décision d'embauche et de niveau salaire sur des stéréotypes associés à un groupe. Par exemple, les employeurs s'attendent à ce que les femmes mariées avec enfants en bas âge soient moins productives que les autres et peuvent baser leur décision d'embauche et de niveau de salaire sur ce fait (Lalive et al., 2023). C'est-à-dire, payer un salaire moindre à une l'employée d'emblée considérée comme moins productive ou choisir de ne pas l'embaucher. Dans ce même contexte, à caractéristiques productives égales, les femmes peuvent être amenées à négocier un salaire moindre ou à ne pas du tout négocier leur salaire à l'entrée du marché du travail (Challe et al., 2020).

Les femmes sur le marché du travail sont de plus en plus diplômées et dans certains pays développés, elles sont plus diplômées que les hommes, et pourtant des écarts salariaux y persistent. A cet égard, le récent rapport de l'INSEE (2020) intitulé « Écart de rémunération femmes-hommes : surtout l'effet du temps de travail et de l'emploi occupé » identifie deux principales sources des inégalités salariales entre les hommes et les femmes. La première source concerne les différences de volume de travail entre les hommes et les femmes. Cette différence de volume étant liée au fait que les femmes soient nombreuses à travailler à temps partiel, notamment pendant leur âge de procréation afin de pouvoir mieux concilier les charges domestiques liées aux enfants et la vie professionnelle. La deuxième source se rapporte à la ségrégation

professionnelle, notamment, du fait que les femmes et les hommes ne travaillent pas dans les mêmes secteurs et n'occupent pas les mêmes professions. En effet, les femmes seraient plus nombreuses à occuper des professions où le salaire moyen est bas et moins nombreuses dans des secteurs où le salaire moyen est élevé. Toutefois, les travaux de Goldin et al. (2022) mettent en évidence que les inégalités salariales de genre ne proviennent pas seulement du fait que les hommes et les femmes occupent des professions ou des secteurs différents, mais que ces écarts sont aussi souvent très élevés au sein d'une même profession et augmentent considérablement avec l'arrivée du premier enfant en défaveur des femmes.

On observe néanmoins une augmentation dans le temps de la participation des femmes sur le marché du travail avec l'évolution du secteur des services, mouvement mélioratif que Goldin et al. (2022) attribue aux changements structurels et à l'évolution des normes sociales concernant les responsabilités des femmes à l'égard du foyer et de la famille.

Ces inégalités ont été mises en évidence au Cameroun par Baye et al. (2016). Compilant les données de EESI 2005 et 2010 au Cameroun en intégrant une variable indicatrice du temps pour mesurer l'écart salarial à l'aide d'un modèle de décomposition de Oaxaca et Ransom (1994), les résultats de Baye et al. (2016) montrent en effet que, sur le marché du travail au Cameroun, les hommes sont globalement surpayés alors que les femmes sont globalement sous-payées à travers les différents percentiles, et que les principaux facteurs explicatifs de cet écart salarial de genre sont notamment : le niveau d'éducation, le nombre d'heures travaillées, le secteur d'activité économique et la zone de résidence du travailleur.

## **2. La source des données, les variables et quelques analyses exploratoires de la structure des salaires par genre au Cameroun**

### **2.1. La source des données**

La base des données utilisée ici est celle issue de la deuxième Enquête sur l'Emploi et le Secteur Informel (EESI) effectuée par l'Institut National de la Statistique au Cameroun en 2010 et dont le rapport principal a été publié en 2012. Bien qu'elle apparaisse de prime abord relativement datée, elle demeure encore à ce jour l'une des plus riches sur l'emploi au Cameroun. Pour cette enquête d'envergure nationale, le Cameroun a bénéficié des financements de l'Union Européenne. Pendant sa réalisation, l'Institut National des Statistiques du Cameroun a bénéficié de l'appui technique d'experts de l'Institut National de la Statistique et des Études Économiques (INSEE) de la France et de l'Observatoire Économique et Statistique de l'Afrique subsaharienne (AFRISTAT) du Mali. Effectuée sur un échantillon représentatif

de 8160 ménages stratifié selon les dix régions du pays et leur milieu de résidence, ses données restent également parmi les plus fiables disponibles sur le marché de l'emploi au Cameroun, ce qui justifie certainement le fait qu'elles soient toujours les plus exploitées dans de nombreux travaux relatifs à l'emploi au Cameroun.

## 2.2. Les variables

Bien que l'enquête ait inclus des individus âgés à partir de 10 ans, nous ne retenons pour nos analyses que des personnes appartenant à la tranche d'âge de 15 à moins de 65 ans<sup>3</sup>. La base des données issues de cette enquête contient la quasi-totalité des

**Tableau 1. Définition des variables**

Variables	Définitions
Variable expliquée	
lnsalaire	logarithme du salaire horaire en FCFA
Variables explicatives	
lnnbhts	logarithme nombre d'heures de travail effectuées par semaine
Sexe	1 = femme ; 0 = homme (réf.)
Age	age de l'individu en nombre d'années
Niveau d'instruction	0 = non scolarisé (réf.) ; 1 = primaire ; 2 = secondaire 1er cycle ; 3 = secondaire 2nd cycle ; 4 = supérieur
Formation professionnelle reçue au sein de l'entreprise	Variable muette (fpro) : 1 = Oui ; 0 = Non (réf.)
Statut matrimonial	1 = en couple (marié ou union libre) ; 0 = (célibataire, divorcé ou veuf) (réf.)
Nombre d'enfants	nombre d'enfants d'au plus 10 ans présents dans le ménage (nenf10)
Ancienneté	l'ancienneté dans l'entreprise, évaluée par le nombre d'années passées dans emploi actuel
Milieu de résidence	1 = urbain ; 0 = rural (réf.)
Contrat CDI	contrat à durée déterminée = 0 (réf.) ; durée indéterminée = 1
Taille de l'entreprise*	Petites Entreprises (PE) = 0 (réf.) ; Moyennes Entreprises (GE) = 1 ; Grandes Entreprises (GE) = 2
Statut d'occupation	aide familiale = 0 (réf.) ; cadre = 1 ; employé qualifié = 2 ; manœuvre = 3 ; patron = 4 ; travailleur indépendant = 5
Secteur d'emploi	informel = 0 (réf.) ; public = 1 ; privé formel = 2

\* La nomenclature est la suivante : Petites Entreprises : au plus 20 employés ; Moyennes Entreprises : entre 21 et 100 employés ; Grandes Entreprises : plus de 100 employés.

Source : construction des auteurs.

<sup>3</sup> La législation au Cameroun interdit l'emploi salarié des enfants d'âge inférieur à quatorze ans. En conséquence, on retient généralement que la population active du pays est celle de la tranche d'âge de 15 à moins de 65 ans.

variables utilisées dans les travaux convoqués ci-haut dans la revue de la littérature et que nous reprendrons à notre compte, à savoir et pour chaque individu : le salaire horaire en unité de monnaie du pays, le nombre d'heures de travail par semaine, le sexe, l'âge, le niveau d'instruction, le fait d'avoir suivi ou non une formation professionnelle, le caractère urbain ou rural du milieu résidence, le statut matrimonial, le nombre d'enfants, le type de contrat de travail (à durée indéterminée ou non), la taille de l'entreprise employeuse, le statut de l'occupation et le secteur de l'emploi. Le tableau 2 présente la définition que nous retenons pour chacune de ces variables.

**Tableau 2. Statistiques descriptives**

	Masculin		Féminin		Ensemble	
	moyenne	$\alpha$	moyenne	$\alpha$	moyenne	$\alpha$
Age	30,33148	11,51772	29,38156	11,49019	29,84716	11,51307
non scolarisé	0,0660264	0,2483469	0,1605597	0,3671508	0,1142248	0,3180958
primaire	0,2321429	0,4222313	0,2386036	0,4262606	0,2354369	0,4242872
secondaire1	0,3028211	0,459513	0,3088575	0,4620556	0,3058988	0,460804
secondaire2	0,2397959	0,4269909	0,1884016	0,3910607	0,2135922	0,4098572
supérieur	0,1592137	0,3659027	0,1035776	0,3047338	0,1308473	0,3372457
ipro	0,1177971	0,3223919	0,0441431	0,2054278	0,0802442	0,2716809
marié	0,4119148	0,4922168	0,4860069	0,4998402	0,4496911	0,4974809
nenf10	1,378451	1,668521	1,760531	1,771074	1,573257	1,732073
ancienneté	7,954301	8,827890	8,56367	9,595334	8,239444	9,19965
urbain	0,8709484	0,3352822	0,8563185	0,3507918	0,8634893	0,3433427
contratCDI	0,103432	0,304505	0,0407592	0,197742	0,0709681	0,2567784
nbhts	37,95303	56,91291	20,63488	27,95829	29,12327	45,39779
cadre	0,0916867	0,2886048	0,041835	0,2002263	0,0662695	0,2487617
employé qualifié	0,2052821	0,4039379	0,0696769	0,25462	0,136143	0,3429529
manoeuvre	0,0877851	0,2830034	0,0278419	0,1645315	0,0572227	0,2322762
patron	0,0405162	0,1971813	0,0138488	0,1168717	0,0269197	0,1618547
aide familiale	0,0483193	0,2144562	0,0731391	0,2603834	0,0609738	0,2392911
travailleurindpt	0,2147359	0,4106698	0,2575014	0,4372894	0,2365402	0,4249732
privé informel	0,5085534	0,4999643	0,4141662	0,492613	0,4604295	0,4984501
privé formel	0,077431	0,2672941	0,0210617	0,1436006	0,0486908	0,2152287
public	0,1023409	0,3031189	0,0486151	0,2150776	0,0749485	0,2633179
PE	0,4927971	0,4999856	0,3952683	0,4889435	0,4430715	0,4967668
ME	0,062425	0,241944	0,0168782	0,1288246	0,0392027	0,1940841
GE	0,0421669	0,2009848	0,0087998	0,0934002	0,0251545	0,1565999

Source : calculs des auteurs.

### *Analyse exploratoire de la structure des salaires par genre au Cameroun*

L'analyse exploratoire effectuée ici consiste essentiellement en une analyse comparative de quelques caractéristiques de tendances centrales calculées sur les sa-

lares des hommes et des femmes. À cet égard, la focalisation sur notre objectif recommande que nous nous en tenions à la moyenne et à quelques quantiles, plus spécifiquement des percentiles dont la médiane est le cinquantième. Le tableau 3 présente les valeurs des moyennes et médianes et le tableau 4 les valeurs de tous les quintiles. L'objectif visé ici est de conforter la vraisemblance de nos hypothèses avant de procéder à leur test.

**Tableau 3. Moyennes et médianes des salaires nets mensuels des hommes et des femmes**

	Ensemble	Hommes	Femmes	Ratio F/H	Écart salarial (%)*
Salaire moyen	60834	74231,7	42868,7	0,577	42,3
Salaire médian	35325	40000	22000	0,550	45,0

\* Les Écarts de revenus sont ici calculés comme étant la différence moyenne de gains des hommes et des femmes exprimée en pourcentage du revenu des hommes.

Source : calculs des auteurs.

Le salaire moyen chez les femmes au Cameroun est de 42 868,7 FCFA, ce qui est inférieur à la moyenne de l'ensemble et à celui des hommes. Les femmes gagnent environ 57,7% du salaire mensuel moyen des hommes. En reproduisant un profil similaire, le salaire médian donne la même information et on remarque également que les distributions des salaires des hommes et des femmes sont telles que les écarts entre salaires moyens et médians ne sont pas éloignés. On peut dès lors en induire que le salaire moyen peut être admis comme un bon indicateur pour la comparaison de la situation des femmes relativement à celle des hommes.

**Tableau 4. Quelques quantiles des distributions des salaires mensuels par genre et ratios**

Quantiles	P10	P25	P50	P75	P90	P90/P10	P75/P25
Hommes	3750	18410	40000	85000	170000	45,3	22,7
Femmes	1827	10399	22000	50000	115344	63,1	27,4
Ratio Ph/Pf	2,05	1,77	1,82	1,70	1,47	-	-

Source : calculs des auteurs.

Les quantiles de la distribution des salaires nets mensuels sont des indicateurs d'appréciation d'éventuelles inégalités de répartition des salaires entre hommes et femmes. Parmi les différents quantiles possibles, le tableau 4 retient spécifiquement le dixième (P10), vingt-cinquième (P25), cinquantième (P50), soixante-quinzième (P75) et quatre-vingts-dixième (P90) percentile. Les ratios hommes/femmes des quantiles Ph/Pf donnent un aperçu de l'ampleur des écarts salariaux à des points précis des deux distributions. On note ainsi que les écarts hommes/femmes de

salaires sont plus prononcés au bas de la distribution des salaires au profit des hommes, ce qui conforte relativement la présomption de l'existence d'un plancher collant. De plus, la comparaison du ratio P90/P10 chez les hommes avec celui des femmes révèle une dispersion des salaires nets mensuels plus forte chez les femmes que chez les hommes. En effet, un homme dont le salaire mensuel se situe dans le 90e centile gagne 45,3 fois plus qu'un homme dont le salaire mensuel se situe au 10e centile alors qu'une femme dont le salaire mensuel se situe dans le 90e centile gagne 63,1 fois plus qu'une femme dont le salaire mensuel se situe au 10e centile. La dispersion intra des salaires est donc plus élevée chez les femmes que chez les hommes. Cependant, les valeurs du rapport P75/P25 chez les hommes et chez les femmes étant relativement proches, on peut en retenir que les inégalités au sein des deux sous populations sont davantage marquées aux deux extrémités des séries des salaires.

### **3. Méthodologie d'analyse explicative, résultats et discussions**

#### **3.1. Méthodologie d'analyse explicative**

Le postulat de base de l'approche par régression quantile que nous retenons est que les variables explicatives de l'écart salarial peuvent avoir des effets différents selon le point où on se trouve sur la distribution des salaires. La méthode des régressions quantiles introduite par Koenker et Bassett (1978) permet d'analyser ces effets. Il est généralement improbable que l'ensemble des variables explicatives ait un impact identique en tout point de la distribution des salaires, ce que suppose implicitement la méthode traditionnelle des Moindres Carrés Ordinaires (MCO). Alors que la technique des MCO décrit comment la moyenne conditionnelle des salaires mensuels dépend des variables explicatives, les régressions quantiles plus robustes indiquent comment les différents quantiles de la distribution conditionnelle des salaires mensuels dépendent de ces variables. En adoptant ce cadre de régression quantile, les impacts des caractéristiques observables sur la répartition conditionnelle des salaires peuvent donc être estimés. Les quantiles les plus couramment utilisés sont les percentiles de l'ordre de 10%, 25%, 50%, 75% et 95% ; ce sont ceux que nous retenons également.

De plus, contrairement à l'approche des MCO, la régression quantile est moins sensible aux valeurs aberrantes et fournit un estimateur plus robuste face aux déviations par rapport à la normalité (Koenker, 2005 ; Koenker & Bassett, 1978). Ainsi, la méthode de régression quantile va au-delà de la méthode des MCO en permettant la détermination de l'effet des variables indépendantes sur la forme et l'ampleur de la distribution de la variable d'intérêt, avec l'utilisation de plusieurs valeurs différentes de  $X_i$  et non seulement de la moyenne de celle-ci. Ceci étant,

les coefficients de régression quantile  $\beta_i$  représentent la manière dont les quantiles spécifiés se modifient lors d'un changement d'une unité d'une variable  $X_i$  (Koenker, 2005).

Suivant Koenker et Bassett (1978) et Buchinsky (1998), sous l'hypothèse d'une spécification linéaire et d'une sélection aléatoire de l'échantillon, l'équation de salaire se spécifie pour le  $\theta$ ème quantile comme suit :

$$W_i = \beta_\theta X_i + \varepsilon_{\theta i} \quad \text{avec} \quad Q_\theta(w_i/X_i) = \beta_\theta X_i \text{ et } \in [0, 1]$$

où :  $W_i$  est le logarithme du salaire,  $\beta_\theta$  est le vecteur des coefficients de la régression quantile qui saisissent la variation marginale des variables explicatives correspondantes  $X_i$ .  $Q_\theta(w_i/X_i)$  définit le  $\theta$ ème quantile de la distribution conditionnelle du salaire  $W_i$  sachant les variables explicatives  $X_i$  de manière à ce que  $\theta\%$  des observations soient telles  $W_i \leq \beta_\theta X_i$  et  $(1 - \theta)\%$  d'observations soient telles que  $W_i > \beta_\theta X_i$ .

Dans ce modèle la distribution des termes de l'erreur n'est pas spécifiée, mais est supposée définie telle que  $Q_\theta(\varepsilon_i/X_i) = 0$ .

L'estimation du  $\theta$ ème quantile conditionnel est obtenue non pas par minimisation de la somme des carrés des erreurs, mais par la minimisation de la somme pondérée des déviations absolues des résidus comme suit :

$$\min \sum_{i/w_i \geq \beta_\theta X_i} \theta |w_i - \beta_\theta X_i| + \sum_{i/w_i < \beta_\theta X_i} (1 - \theta) |w_i - \beta_\theta X_i|$$

Pour le  $\theta$ ème quantile, on observe des valeurs estimées pour chacune des variables explicatives.

Le quantile contrefactuel est spécifié par :  $Q_\theta^c(w_i/X_i) = \beta_\theta X_i$ .

Nous implémentons alors la procédure de décomposition décrite dans Melly (2006) qui montre qu'elle est numériquement équivalente à la décomposition de Machado et Mata (2005) lorsque le nombre de simulations utilisées tend vers l'infini.

Concrètement, pour avoir une estimation de l'écart salarial le long de la distribution des salaires, nous suivons une démarche à 3 étapes :

- La première consiste à effectuer une régression quantile sur les fonctions de gains séparément pour les hommes et pour les femmes.
- La seconde consiste à utiliser les quantiles conditionnels obtenus en les intégrant sur une série de variables explicatives pour générer la fonction de distribution inconditionnelle. Par inversion de la fonction de distribution inconditionnelle nous obtenons les quantiles inconditionnels de la variable d'intérêt qui ici est le salaire horaire.
- Dans la 3e étape, à partir de la distribution des caractéristiques du groupe des femmes ( $X^f$ ), nous construisons le salaire prédit en multipliant le vecteur des

caractéristiques des femmes ( $X^f$ ) par le vecteur des coefficients estimés chez les hommes ( $\hat{\beta}_0^h$ ). Cette commande est répétée  $N = 100$  fois pour les 100 percentiles, ce qui permet de construire la distribution contrefactuelle qu'on observerait si les femmes étaient rémunérées comme les hommes. Cette distribution contrefactuelle est enfin utilisée pour décomposer les différences de salaires à chaque point de la distribution.

### 3.2. Résultats et discussion

La régression quantile effectuée nous montre que les variables explicatives n'ont effectivement pas le même effet le long de la distribution des salaires au sein des sous-population des hommes et des femmes et entre ces sous populations (cf. tableau 5). Relativement à la comparaison inter sous-population, il apparaît que ces variables peuvent être regroupées sous trois catégories, à savoir :

- Une première catégorie regroupant des variables et modalités qui chez les hommes et les femmes ont des coefficients significatifs avec le même signe au niveau des mêmes quantiles. C'est la catégorie des variables et modalités à effets convergents et similaires sur les salaires des hommes et des femmes. Ce sont notamment : l'âge ; les niveaux d'études de premier cycle secondaire, second cycle secondaire et supérieur ; les statuts d'occupation de cadre, d'employé qualifié et de patron ; le secteur d'emploi public ; le type de contrat à durée indéterminée ; le nombre d'heures de travail par semaine.
- Une deuxième catégorie qui regroupe des variables et modalités qui chez les hommes et les femmes ont des coefficients significatifs avec le même signe au niveau des quantiles différents. C'est la catégorie des variables et modalités à effets convergents, mais différenciés sur les salaires des hommes et des femmes. Ce sont notamment : l'âge élevé au carré ; le niveau d'étude primaire ; les statuts d'occupation de manœuvre et de travailleur indépendant ; le secteur d'emploi privé formel ; l'ancienneté ; le fait d'avoir suivi une formation professionnelle ; le nombre d'enfants de moins de 10 ans dans le ménage ; les tailles moyenne et grande de l'entreprise employeuse.
- Une troisième catégorie qui regroupe des variables et modalités qui chez les hommes et les femmes ont des coefficients significatifs des signes différents. C'est la catégorie des variables à effets divergents sur les salaires des hommes et des femmes. Pour notre cas, le statut matrimonial est la seule variable qu'on y retrouve, avec notamment le statut de marié qui a un effet négatif sur salaire horaire des femmes, bien que limité aux dixième et vingt cinquième percentile, alors que son effet est positif sur le salaire horaire des hommes à tous les 5 percentiles retenus.

Tableau 5. Résultats de la régression quantile du salaire chez les hommes et chez les femmes

Variables	Variable dépendante : In Salaire									
	Hommes					Femmes				
	q10	q25	q50	q75	q90	q10	q25	q50	q75	q90
âge	0,0716*** (4,21)	0,0692*** (6,94)	0,0568*** (7,00)	0,0490*** (4,28)	0,0242* (1,81)	0,0775*** (4,50)	0,0575*** (11,40)	0,0658*** (9,04)	0,0636*** (5,01)	0,0498*** (5,39)
âge <sup>2</sup>	-0,0891*** (-3,89)	-0,0844*** (-7,06)	-0,0634*** (-5,95)	-0,0521*** (-3,61)	-0,0170 (-0,93)	-0,0920*** (-4,17)	-0,0632*** (-11,05)	-0,0720*** (-7,25)	-0,0697*** (-4,47)	-0,0541*** (-4,67)
primaire	0,0412 (0,71)	0,175** (2,35)	0,167*** (2,71)	0,126 (1,43)	0,121 (1,48)	0,267 (1,93)	0,214*** (5,53)	0,437*** (5,95)	0,277*** (2,98)	0,384*** (3,49)
secondaire1	0,181*** (3,70)	0,279*** (3,60)	0,287*** (4,94)	0,223** (2,98)	0,195*** (2,39)	0,328** (2,78)	0,284*** (6,24)	0,628*** (7,30)	0,477*** (6,21)	0,523*** (5,33)
secondaire2	0,298*** (4,15)	0,310*** (3,52)	0,361*** (6,30)	0,318*** (4,02)	0,243*** (3,05)	0,537*** (3,75)	0,426*** (7,20)	0,707*** (8,73)	0,593*** (6,61)	0,709*** (5,59)
supérieur	0,231** (2,60)	0,456*** (4,68)	0,510*** (6,08)	0,545*** (6,81)	0,498*** (5,74)	0,597*** (3,36)	0,690*** (11,01)	0,966*** (13,12)	0,916*** (8,67)	1,032*** (8,90)
fpro	-0,0301 (-0,45)	0,0824** (2,05)	0,108** (3,11)	0,140*** (5,05)	0,193*** (4,02)	-0,0160 (-0,13)	0,0135 (0,21)	0,0946** (1,83)	0,0579 (1,50)	0,0499 (0,80)
ancienneté	-0,0005 (-0,09)	0,01*** (1,81)	0,0116*** (3,01)	0,0131*** (3,77)	0,0134*** (2,44)	0,0489*** (4,55)	0,0235*** (5,32)	0,0371*** (5,74)	0,0348*** (4,94)	0,0454*** (3,78)
ancienneté <sup>2</sup>	0,0001 (0,01)	-0,00921 (-0,88)	-0,0208* (-2,06)	-0,0155* (-2,46)	-0,0133 (-1,54)	-0,108** (-2,34)	-0,0521*** (-4,35)	-0,0860*** (-5,03)	-0,0666** (-2,66)	-0,101*** (-2,49)
marié	0,109* (2,32)	0,122*** (2,86)	0,113** (3,29)	0,0909** (2,26)	0,0918** (2,21)	-0,113** (-2,62)	-0,0411* (-2,30)	-0,0310 (-0,80)	-0,0516 (-1,35)	-0,0198 (-0,46)
nenf10	0,00098 (0,07)	-0,0114 (-1,25)	-0,0203** (-1,89)	-0,0107 (-1,44)	0,00278 (0,21)	0,00338 (0,23)	-0,00124 (-0,24)	-0,0224** (-2,85)	-0,0216* (-1,69)	-0,00444 (-0,22)
ME	0,180*** (3,77)	0,151*** (3,11)	0,115*** (2,57)	0,0750 (1,54)	0,117* (1,67)	0,382** (2,93)	0,232*** (3,31)	0,182** (2,42)	0,107* (1,46)	0,104 (0,96)
GE	0,362*** (5,29)	0,231*** (3,23)	0,225*** (5,49)	0,163*** (3,47)	0,234*** (5,38)	0,347 (1,95)	0,177 (1,30)	0,125 (1,06)	0,171* (1,27)	0,243** (1,85)

Variables	Variable dépendante : In Salaire													
	Hommes							Femmes						
	q10	q25	q50	q75	q90	q10	q25	q50	q75	q90				
cadre	1,884** (2,58)	1,021** (2,58)	1,102*** (5,38)	1,195*** (5,06)	0,946** (1,75)	1,635* (2,50)	1,081*** (4,09)	0,763*** (7,49)	0,925*** (2,99)	0,895*** (1,84)				
employéqua-é	1,220* (1,64)	0,467 (1,23)	0,555** (2,62)	0,687*** (2,73)	0,414 (0,73)	1,357** (2,14)	0,710** (2,97)	0,477*** (6,04)	0,609*** (1,98)	0,557** (1,27)				
manoeuvre	0,990 (1,32)	0,291 (0,77)	0,348 (1,63)	0,561** (2,14)	0,163 (0,29)	1,199* (1,83)	0,472* (1,83)	0,266** (2,73)	0,370** (1,14)	0,308*** (0,71)				
patron	1,527* (1,84)	1,081** (2,50)	1,395*** (6,46)	1,827*** (7,89)	1,538*** (2,63)	1,356* (2,00)	0,935*** (3,56)	1,081*** (6,94)	1,458*** (4,20)	1,516*** (3,21)				
travailleur-t	1,133 (1,50)	0,552 (1,47)	0,756*** (3,68)	1,022*** (4,26)	0,845 (1,52)	1,008 (1,56)	0,452 (1,83)	0,463*** (5,44)	0,841*** (2,68)	1,017*** (2,19)				
public	0,343*** (5,34)	0,412*** (5,91)	0,442*** (15,40)	0,357*** (7,89)	0,274*** (7,80)	0,327*** (3,37)	0,489*** (6,39)	0,629*** (8,04)	0,547*** (7,62)	0,405*** (3,85)				
privéformel	0,197** (3,24)	0,271*** (5,52)	0,314*** (9,18)	0,300*** (5,87)	0,279*** (4,22)	0,178 (0,88)	0,428*** (4,58)	0,594*** (9,80)	0,524*** (7,56)	0,357*** (5,00)				
contratCDI	0,327*** (7,26)	0,289*** (6,19)	0,220*** (4,80)	0,173*** (4,16)	0,0276 (0,63)	0,332*** (3,48)	0,313*** (5,17)	0,169*** (3,03)	0,162*** (2,21)	0,215*** (2,50)				
Inhbhts	-0,665*** (-17,20)	-0,626*** (-19,87)	-0,629*** (-17,02)	-0,714*** (-20,72)	-0,762*** (-19,09)	-0,672*** (-13,61)	-0,785*** (-25,86)	-0,725*** (-20,78)	-0,709*** (-15,56)	-0,727*** (-16,03)				
urbain	0,530*** (5,22)	0,347*** (7,23)	0,270*** (7,25)	0,161*** (3,38)	0,132*** (3,07)	0,447*** (2,89)	0,111** (3,13)	0,00767 (0,14)	0,0449 (0,62)	-0,0219 (-0,20)				
_cons	3,965*** (4,54)	4,960*** (12,89)	5,540*** (23,50)	6,377*** (23,21)	7,694*** (12,08)	3,401*** (5,42)	5,535*** (16,30)	5,485*** (25,03)	5,785*** (14,32)	6,393*** (11,11)				
N	4330	4330	4330	4330	4330	2888	2888	2888	2888	2888				
R <sup>2</sup>	0,19	0,24	0,29	0,32	0,33	0,19	0,27	0,30	0,31	0,30				

Note : ( ) : Écart type, \*\*\* significatif à 1%, \*\* : significatif à 5%, \* : significatif à 10%.

Source : calculs des auteurs.

Étant donné que la finalité de cette étude est de répondre à la question de savoir si les sources des inégalités salariales entre les hommes et les femmes sur le marché du travail camerounais révèlent l'existence d'un plafond de verre et/ou d'un plancher collant, il semble judicieux de retenir de ces résultats, essentiellement le fait que la faisabilité d'une telle catégorisation augure déjà la non-homogénéité des sources de ces inégalités, les unes pouvant être endogènes aux caractéristiques intrinsèques des femmes alors que les autres leur seraient exogènes. Cette option commande de poursuivre immédiatement avec la décomposition afin de construire la distribution contrefactuelle (tableau 6).

**Tableau 6. Résultats de la décomposition quantile contrefactuelle**

Quantiles	Différences totales		Différences expliquées		Différences non expliquées	
	coefficient	pourcentage	coefficient	pourcentage	coefficient	pourcentage
$\theta = 0,10$	-0,292*** (0,030)	100	-0,036* (0,040)	12,4	-0,256*** (0,021)	87,6
$\theta = 0,25$	-0,324*** (0,017)	100	-0,040** (0,021)	12,4	-0,284*** (0,016)	87,6
$\theta = 0,50$	-0,283*** (0,019)	100	-0,063*** (0,023)	21,2	-0,221*** (0,021)	78,8
$\theta = 0,75$	-0,245*** (0,023)	100	-0,111*** (0,022)	45,3	-0,134*** (0,024)	54,7
$\theta = 0,90$	-0,235*** (0,028)	100	-0,143*** (0,027)	60,9	-0,092*** (0,030)	39,1

Note : (.) : Écart type, \*\*\* significatif à 1%, \*\* : significatif à 5%, \* : significatif à 10%.

Source : calculs des auteurs.

Utilisant comme annoncé la technique de décomposition quantile de Melly (2006), le tableau 6 nous donne, les résultats non seulement des différences totales des salaires au niveau de chacun de cinq percentiles retenus, mais aussi des écarts homme/ femme de salaire expliqués et non expliqués tout au long de la distribution des salaires. L'intérêt de cette décomposition réside dans son aptitude à mettre en évidence l'existence d'un éventuel « plafond de verre » ou d'un éventuel « plancher collant ».

D'emblée, on constate que tous les coefficients sont significatifs, ce qui confirme la réalité d'un traitement salarial différencié des hommes et des femmes sur le marché du travail au Cameroun. De plus, ces résultats montrent que les inégalités hommes/femmes de salaires décroissent au fur et à mesure que l'on s'élève le long de la distribution des salaires. Les coefficients associés aux différences totales passent en effet de 0,29 au 10e percentile à 0,23 au 90e percentile en suivant une pente décroissante quasi permanente à partir du percentile vingt cinquième. Il apparaît

ainsi que les femmes gagnent 29,2% de moins que les hommes au 10e quantile ; 32,4% de moins au 25e quantile ; 28,3% de moins au 50e quantile ; 24,5% de moins au 75e quantile ; et 23,5% de moins que les hommes au 90e percentile.

Ces résultats montrent donc que l'écart salarial est plus élevé au bas qu'au sommet de la distribution, ce qui met en évidence l'existence d'un « plancher collant » sur le marché du travail au Cameroun. Par ailleurs, bien qu'il demeure significatif, la permanente décroissance de cet écart au fur et à mesure qu'on s'élève dans l'échelle des rémunérations induit à réfuter l'hypothèse d'existence d'un plafond de verre sur ce marché.

On constate également que la part expliquée, c'est-à-dire liée aux différences des caractéristiques observables, entre les hommes et les femmes croît au fur et à mesure que l'on s'élève le long de la distribution des salaires, ce qui implique littéralement que les différences de caractéristiques individuelles sont de plus en plus explicatives des salaires à des niveaux élevés de la distribution. Inversement, la part inexpliquée, c'est-à-dire liée aux différences de rendements des caractéristiques observables et donc à la discrimination, a une allure décroissante le long de la distribution des salaires. De ces résultats, on peut donc inférer que, au sommet de la distribution, l'écart salarial entre les hommes et les femmes au détriment de ces dernières trouve principalement sa source dans les différences de caractéristiques individuelles observables, alors qu'au bas de la distribution, cet écart est davantage dû à des facteurs exogènes à ces caractéristiques observables. C'est donc dire que sur le marché du travail au Cameroun, les femmes souffrent de discrimination surtout dans les emplois à bas salaires. À cet égard, on observe que pour des écarts de salaires entre les hommes et les femmes évalués à 29,2% et à 32,4% respectivement au niveau des 10ième et 25ième quantile, les caractéristiques individuelles observables de chacune de ces deux sous-populations en expliquent respectivement 87,6% et 87,6% alors que, pour un écart évalué à 23,5% au niveau du 90e décile, ces caractéristiques n'en expliquent que 39,1%. Au total, on peut donc dire que sur le marché du travail au Cameroun, les inégalités des salaires constatées dans les échelles supérieures des salaires au détriment des femmes sont moins le reflet d'une discrimination à leur encontre que la conséquence objective de l'infériorité relative de leurs caractéristiques individuelles observables qui déterminent les niveaux des salaires. En soulignant que notre échantillon d'étude est constitué en majorité de femmes dont le niveau d'éducation le plus élevé est le premier cycle du secondaire (66%), il apparaît que nos résultats sont convergents avec ceux que De la Rica et al. (2008) obtiennent sur leur sous-échantillon de femmes de niveau d'éducation inférieur.

Le plancher collant ainsi mis en évidence pourrait trouver une explication dans le fait que, les femmes étant en majorité de niveau d'instruction inférieur, elles sont supposées être bien moins stables que les hommes, avec en plus un attachement au marché du travail négativement et fortement influencé par les variables familiales, comme l'atteste les effets estimés du statut matrimonial en couple.

Conséquemment, elles tendent à recevoir un salaire relativement bien plus bas à l'entrée du marché du travail, mais, au fur et à mesure qu'elles font leurs preuves et avec de l'ancienneté, les stéréotypes qui pèsent sur elles disparaissent peu à peu et l'écart salarial se rétrécit. Une explication complémentaire peut résider dans la ségrégation horizontale des professions, c'est-à-dire dans les statuts d'occupation des femmes et des hommes dans leurs secteurs d'emploi. Les chiffres du marché du travail au Cameroun indiquent une forte concentration des femmes dans des professions les moins bien payées. Dans notre échantillon, elles sont en effet plus nombreuses (environ 27 femmes sur 100, contre 13 hommes sur 100) à occuper des emplois d'aide familiale, et encore plus nombreuses (54 femmes sur 100, contre 43 hommes sur 100) à occuper des emplois d'indépendant. Par contre, l'inverse se remarque dans des « emplois qualifiés » où elles sont moins nombreuses (seulement 8 femmes sur 100 contre 20 hommes sur 100).

## Conclusion

Dans cet article, nous cherchons à savoir si les sources des inégalités salariales entre les hommes et les femmes sur le marché du travail camerounais révèlent l'existence d'un plafond de verre et/ou d'un plancher collant. À cet effet, nous procédons à une décomposition quantile contrefactuelle des salaires qui nous permet d'évaluer l'évolution des écarts entre les genres le long de la distribution des salaires. Les résultats trouvés sur l'estimation de l'équation de gains indiquent que le capital humain, les variables familiales (statut matrimonial et nombre d'enfants), les caractéristiques de l'emploi et le milieu de résidence sont des déterminants significatifs du niveau des salaires au Cameroun. La façon dont certaines de ces variables affectent ces salaires diffère selon que l'individu est un homme ou une femme et varie selon le niveau de salaire, montrant ainsi que la détermination du salaire ne suit pas un processus similaire dans les deux sous populations. Nous avons ainsi pu distinguer trois grandes catégories de variables et modalités déterminantes des salaires, notamment : la catégorie des variables et modalités à effets convergents et similaires sur les salaires des hommes et des femmes, la catégorie des variables et modalités à effets convergents, mais différenciés sur les salaires des hommes et des femmes et la catégorie des variables à effets divergents sur les salaires des hommes et des femmes.

Les résultats de la décomposition quantile contrefactuelle effectuée à la suite de ces régressions quantiles confirment l'existence des inégalités de salaire entre les hommes et les femmes au Cameroun expliquées aussi bien par les différences des caractéristiques individuelles observables des individus que par des facteurs exogènes à ces caractéristiques intrinsèques. Précisément, au sommet de la distribution

des salaires, l'écart salarial apparaît être plus expliqué par les caractéristiques observables, ce qui nous conduit à récuser l'hypothèse de l'existence d'un plafond de verre sur le marché du travail au Cameroun, alors qu'au bas de cette distribution, cet écart est davantage dû à des facteurs exogènes à ces caractéristiques observables, ce qui ne permet pas de réfuter l'hypothèse de l'existence d'un plancher collant. Ces résultats révèlent ainsi que, sur le marché du travail au Cameroun, les femmes sont essentiellement discriminées dans les emplois à bas salaire et que, si les femmes n'ont pas des salaires aussi élevés que ceux des hommes, c'est moins du fait d'une discrimination délibérée à leur encontre que le fait de leurs propres caractéristiques individuelles observables relativement moindre. Plancher collant de nos jours est synonyme de bas salaire, de temps partiel. Au Cameroun, les emplois proposant de bas salaires se trouvent plus dans le secteur informel dont la principale caractéristique est qu'il est non réglementé. Or, c'est précisément dans ce secteur que les femmes ont le plus de chance de trouver du travail à temps partiel afin d'assurer l'équilibre travail-famille. C'est encore dans ce secteur qu'elles se retrouvent le plus dans une position où elles doivent négocier leur salaire ou subir le salaire proposé par l'employeur parce qu'il n'y existe pas de conventions collectives régissant les salaires en lien avec le niveau de qualification.

Dans la perspective de l'Objectif de Développement Durable numéro 5 qui prône l'égalité des sexes, ces résultats induisent quelques recommandations. Entre autres, d'abord l'élimination de toute forme de prédiscrimination à l'instar des barrières culturelles à la scolarisation des filles qui ont pour conséquence de réduire leurs chances de participation à des emplois de qualité. Ensuite un meilleur accès des femmes au niveau d'études supérieures et à des formations de type STIM<sup>4</sup> pour leur permettre de postuler davantage à des emplois hautement qualifiés. Enfin, et de manière générale, la promotion de l'emploi des femmes dans le secteur moderne au Cameroun. La dimension structurelle du marché du travail camerounais et culturelle de sa société est à prendre davantage en considération pour réduire l'écart salarial. Un meilleur encadrement du secteur informel et la réduction de toute barrière empêchant les femmes mariées et mères de réaliser leur plein potentiel sur le marché du travail sont à prioriser. Ce dernier point passe par une meilleure répartition négociée des charges domestiques et aussi par une meilleure organisation de la société par exemple avec le développement de services de garde d'enfants à moindre coût.

---

<sup>4</sup> Science, technologie, ingénierie et mathématiques.

## References

- Baye, F., Epo, N., & Ndenzako, J. (2016). Wage differentials in Cameroon: A gendered analysis. *African Development Review*, 28(1), 75–91.
- Becker, G. (1957). *The economics of discrimination*. University of Chicago Press.
- Becker, G. (1964). *Human capital: A theoretical and empirical analysis, with special reference to education*. University of Chicago Press.
- Buchinsky, M. (1998). Recent advances in quantile regression models: A practical guideline for empirical research. *The Journal of Human Resources*, 33(1), 88–126.
- Challe, L., Chareyron, S., L'Horty, Y., & Petit, P. (2020). *Discrimination dans le recrutement des grandes entreprises: Une approche multicanale*. TEPP Research Report 2020-01.
- De La Rica, S., Dolado, J., & Lorens, V. (2008). Ceiling or floors? Gender wage gaps by education in Spain. *Journal of Population Economics*, 21(3), 751–776.
- Di Paola, V., & Epiphane, D. (2023). Inégalités de genre en début de vie active, un bilan décourageant. *Céreq Bref*, 442, 1–4. <https://doi.org/10.57706/cereqbref-0442>
- Goldin, C., Kerr, S. P., & Olivetti, C. (2022). *When the kids grow up: Women's employment and earnings across the family lifecycle*. NBER Working Paper, 30323.
- Havet, N., & Sofer, C. (2004). Écarts salariaux et disparités professionnelles entre sexes: Développements théoriques et validité empirique. *L'Actualité Économique, Revue d'Analyse Économique*, 80(1), 4–39.
- INSEE. (2020). Écart de rémunération femmes-hommes: Surtout l'effet du temps de travail et de l'emploi occupé. *Insee Première*, 1803.
- Koenker, R. (2005). *Quantile regression, econometric society monographs*. Cambridge University Presse.
- Koenker, R., & Bassett, G. (1978). Régression quantiles. *Econometrica*, 46(1), 33–50.
- Lalive, R., Oesch, D., & Pellizzari, M. (2023). How personal relationships affect employment outcomes: On the role of social networks and family obligations. In D. Spini & E. Widmer (Eds.), *Withstanding vulnerability throughout adult life: Dynamics of stressors, resources, and reserves* (pp. 49–66). Palgrave Macmillan.
- Machado, J., & Mata, J. (2005). Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression. *Journal of Applied Econometrics*, 20(4), 445–465.
- Melly, B. (2006). *Estimation of counterfactual distributions using quantile regression*. Swiss Institute for International Economics and Applied Economic Research.
- Oaxaca, R., & Ransom, M. (1994). On discrimination and the decomposition of wage differentials. *Journal of Econometrics*, 61(1), 5–21.
- OIT. (2016). *Women at work: Trends 2016*. International Labour Organisation.
- Rosen, S. (1974). Hedonic prices and implicit markets: Product differentiation in pure competition. *Journal of Political Economy*, 82, 34–55. <https://doi.org/10.1086/260169>

**Alain REDSLOB**

Professeur émérite à l'Université Panthéon Assas (Paris 2)

Président de l'AIELF

L'Association Internationale des Economistes de Langue Française (AIELF) réunit des économistes sans parti pris, respectueux des convictions de celles et de ceux qui les portent. Fusion d'une diversité culturelle dans le creuset d'une communauté d'intérêt, elle rassemble universitaires, chercheurs et hommes de culture qui réfléchissent, coopèrent et diffusent une pensée économique vivée à la passion de la langue de Molière.

Vaste est sa mission. Parce qu'elle instaure, élargit et renforce des liens culturels aux fins de propager notre discipline, dans son aspect humain, institutionnel et formel. Parce qu'elle participe au rayonnement de la recherche, favorise l'élévation des niveaux d'éducation et incite les jeunes à s'investir. Parce qu'en écartant toute pompe, elle encourage le rapprochement des peuples en densifiant des échanges propres à la compréhension de cultures si diverses.

Aujourd'hui, les difficultés abondent, les défis se multiplient, les solutions tardent. À vrai dire, l'économie politique se trouve contrainte d'explorer des champs dont l'étendue grandissante n'a de cesse de le disputer à une aridité parfois inquiétante. Aussi, avec l'ardeur qui nous anime, valorisons nos connaissances, suscitons des confrontations d'opinions, propageons des idées neuves, tout en portant haut les couleurs de ce si beau langage qui est le nôtre.

La Revue Internationale des Economistes de Langue Française (RIELF) ambitionne de prendre sa juste part à cet élan avoué et prometteur.

**Prof. dr hab. Maciej ŻUKOWSKI**

Recteur de l'USEGP

L'Université des Sciences Economiques et de Gestion de Poznań est l'une des écoles d'économie et d'affaires les plus anciennes et les plus prestigieuses de Pologne. Depuis 1926, nous développons continuellement l'enseignement supérieur et garantissons des études scientifiques de haute qualité et un développement constant des infrastructures de recherche. Nous préparons de nombreux expertises économiques et réalisons des projets innovants. Une éducation de haute qualité, que nous offrons depuis des années, permet à nos étudiants et diplômés de relever avec succès les défis d'un marché du travail dynamique.

L'innovation de nos méthodes de recherche et d'enseignement a été confirmée par de nombreux classements et réalisations de nos étudiants et employés. Nous combinons notre souci de la meilleure qualité d'enseignement avec le développement de la coopération avec d'autres pays et des pratiques commerciales largement définies.

**Dr Claudio RUFF ESCOBAR**

Recteur de l'Université Bernardo O'Higgins, Chili

L'Université Bernardo O'Higgins (UBO), de Santiago du Chili, est une fondation sans but lucratif, de droit privé, accréditée par la Commission Nationale d'Accréditation (CNA-Chile), pour sa qualité académique, sa gestion et sa politique en matière de relations extérieures avec la Société. Comptant près de 7.000 étudiants répartis sur quatre facultés offrant des programmes de niveaux Licence, Master et Doctorat, ainsi que des départements et centres de recherche, l'Université a pour axe stratégique de développer l'excellence académique et consolider sa politique d'internationalisation, vecteur de croissance académique et culturelle pour toute la communauté universitaire. Cette stratégie est d'ailleurs distinguée par les ranking internationaux (Scimago et Times Higher Education (THE), et régionaux (Revue América Economía), notamment sur les axes de Recherche et d'ouverture à l'international.

L'Université Bernardo O'Higgins compte plus de 125 accords de coopération internationale, parmi lesquels, nombreux sont célébrés avec des pays francophones, cherchant à promouvoir la Francophonie comme axe stratégique d'internationalisation se positionnant ainsi comme l'Université chilienne la plus engagée dans cette vocation tant sur plan académique, que culturel et linguistique. Depuis 2018, l'UBO est membre actif de l'Agence Universitaire de la Francophonie (AUF). Dans ce contexte, l'adhésion au prestigieux réseau de l'AIELF, et l'organisation de son 61<sup>e</sup> Congrès à Santiago du Chili en mai 2019, contribuent largement à enrichir cette vision et au rayonnement de la francophonie en Amérique Latine.

Note aux lecteurs : Les textes à soumettre sont à adresser via le système électronique <https://journals.ue.poznan.pl/rielf/user/register>

Le « guide de soumission » est disponible auprès de site officiel de la RIELF <https://journals.ue.poznan.pl/rielf> ou bien sur le site de l'AIELF : <http://www.aielf.org>

