

# 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<br><b>Commerce des services et inégalités des revenus en Afrique</b> .....                                                          | 9   |
| Dramane ABDOULAYE<br><b>Corruption, droits de propriété et croissance économique en Afrique subsaharienne</b> .....                                                                                     | 32  |
| Charlemagne B. IGUE, Yves ESSEHOU<br><b>Dynamique et déterminants de la productivité totale du travail dans les pays d’Afrique subsaharienne</b> .....                                                  | 54  |
| Owodon AFO-LOKO<br><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<br><b>Politique monétaire et stabilité macroéconomique dans la Communauté Économique et Monétaire de l’Afrique Centrale</b> .....      | 102 |
| Ousmane AMADOU<br><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<br><b>Analyse macro-économétrique du chômage dans les pays de l’UEMOA</b> .....                                                                                           | 154 |
| Georges Bertrand TAMOKWÉ PIAPTIE, Fayllonne Marina PIAME NJANPOU<br><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<br><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*

# EFFET DE L'AUTONOMISATION DE LA FEMME SUR LA VIOLENCE CONJUGALE AU TCHAD À PARTIR DE DONNÉES EDS-MICS, 2014–2015

## Effect of women's empowerment on domestic violence in Chad based on DHS-MICS data, 2014–2015

**Eric ALLARA NGABA<sup>1</sup>**

Université de N'Djamena, Tchad  
Faculté des Sciences Économiques et de Gestion  
Département d'Économie  
allara.ngaba@yahoo.fr  
<https://orcid.org/0000-0002-9574-4613>

**Michèle Estelle NDONOU TCHOUMDOP<sup>2</sup>**

Université de Yaoundé-II (Soa), Cameroun  
Faculté des Sciences Économiques et de Gestion  
Département d'Analyse et Politique Économique  
estellendonou@yahoo.fr  
<https://orcid.org/0000-0002-0843-9179>

**Hamadoum TAMBOURA<sup>3</sup>**

Université Thomas Sankara, Dori, Burkina Faso  
Département d'Économie  
Centre Universitaire de Dori  
tambourahamadoum65@yahoo.fr  
<https://orcid.org/0000-0003-0916-4434>

### Abstract

**Purpose :** This article looks at the effect of women's empowerment on domestic violence in Chad.

**Design/methodology/approach :** The binary probit model is used to analyse the effect of empowerment in its various dimensions as well as globally. The analyses were based

---

<sup>1</sup> BP : 1117, N'Djamena-Tchad.

<sup>2</sup> BP : 18, Soa-Cameroun.

<sup>3</sup> 12 BP 417, Ouagadougou 12, Saaba, Dori-Burkina Faso.

on data from demographic health surveys and multiple indicator surveys collected by INSEED in 2014–2015.

**Findings :** The analysis shows that women's empowerment has a positive impact on domestic violence in Chad. A woman who expresses her disagreement with violence, participates in the decision-making process within the household, and has economic autonomy and social independence, has 4.01% and 10.4% more chances of experiencing domestic violence respectively for a medium and high level of autonomy compared with a low level of autonomy. Awareness-raising must therefore be stepped up if the process of empowering women is to benefit Chadian society.

**Originality/value :** Empowerment plays a substantial role in women's achievement but very few studies have focused on Chad. The study makes a significant contribution to the literature through this first empirical attempt to understand the effect of women's empowerment on domestic violence in Chad by taking into account various dimensions of empowerment. It breaks down domestic violence into several forms and adopts the quartile approach by grouping factors by dimension in order to establish the level of women's empowerment before their links with the different forms of domestic violence.

**Keywords :** empowerment, power relations, domestic violence, Chad.

## Résumé

**Objectif :** Cet article étudie l'effet de l'autonomisation de la femme sur la violence conjugale au Tchad.

**Conception/méthodologie/approche :** 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.

**Résultats :** L'analyse montre 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.

**Originalité/valeur :** L'autonomisation joue un rôle substantiel dans l'accomplissement des femmes mais très peu d'études ont concerné le Tchad. Ce faisant, 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.

**Mots-clés :** autonomisation, rapport de pouvoir, violence conjugale, Tchad.

**JEL classification :** J12, I18, J16.

## Introduction

La violence conjugale faite aux femmes a été reconnue comme une entrave à l'égalité entre les sexes, aux droits humains des femmes et aux libertés fondamentales (Commission, 1993). Elle est un problème majeur de société et de santé publique (Burelomova & Gulina, 2018). Elle limite le potentiel d'épanouissement individuel et collectif en affectant la santé physique et mentale des victimes.

La violence conjugale peut aussi entraîner des coûts sociaux-économiques tels que l'isolement, une incapacité de travailler, des pertes de revenu, un défaut de participation aux activités ordinaires et une capacité limitée des femmes à prendre soin d'elles-mêmes et de leurs enfants. Elle constitue un abus de pouvoir, de confiance et entrave des relations basées sur l'égalité et le respect. Sa récurrence vise à instaurer et à maintenir une relation de domination, de contrôle, privant les femmes de toute forme d'autonomie, niant leurs désirs et leurs droits élémentaires.

Selon les données de l'ONU-femme, 736 millions de femmes, soit près d'une sur trois ont subi au moins une violence, physique ou sexuelle, de la part d'un partenaire intime et 30% des femmes de plus de 15 ans ont subi des violences sexuelles de la part d'une autre personne. Ce taux est un peu plus d'un tiers dans les pays en développement et particulièrement en Afrique subsaharienne.

La violence conjugale peut survenir au sein des couples, mariés, pacés ou en union libre entre personnes de même sexe ou non. Elle peut se manifester à n'importe quel âge et entraîne souvent un déséquilibre de pouvoir au sein de la relation. Pour contrôler la victime, la personne violente utilise de multiples stratégies, comme les insultes, les menaces ou encore l'intimidation. Elle ne se limite pas aux coups et aux blessures physiques. Elle couvre un large éventail de comportement et peut se manifester sous une forme verbale, psychologique, physique, sexuelle, économique et administrative. Sans nier l'importance des autres formes de violence, cet article s'intéresse à la violence sexuelle, émotionnelle et physique qui constituent les formes de violence conjugale les plus dominantes au Tchad. En effet, plus d'un tiers des femmes ont été victimes d'actes de violence physique, émotionnelle ou sexuelles au Tchad en 2014. Une femme sur cinq est victime de violences physiques dont 7% des femmes enceintes et 12% des violences sexuelles chaque année (INSEED, 2014–2015). Parmi les femmes en rupture d'union, une femme sur deux est victime des violences sous quelque forme que ce soit de la part du conjoint le plus récent. Par ailleurs, parmi les femmes ayant subi des actes de violence, 44% n'ont pas recherché d'aide et n'ont parlé à personne des violences dont elles avaient été victimes.

Pour Amnesty International, les femmes victimes de violations des droits humains au Tchad ont rarement accès à la justice (Amnesty International, 2011). Cela est

plus flagrant pour la violence conjugale car les victimes s'immiscent dans la peur, se plongent dans le silence et n'envisage pas une issue à la souffrance. En plus de la peur de représailles, elles n'ont quelques fois pas d'informations sur leurs droits et les mécanismes pour faire valoir ces droits.

Au Tchad, les questions de la violence faite aux femmes en général, et celles de la violence conjugale en particulier, suscitent un grand intérêt. En effet, le Tchad est habitué à subir différentes formes de violence dont la violence entre partenaire intime est la plus importante et récurrente. En plus, très peu d'études sur le rôle de l'autonomisation de la femme sur la violence conjugale ont été menées. Cette étude répond alors à cette insuffisance de la littérature en cherchant à estimer l'effet de l'autonomisation de la femme sur la violence conjugale au Tchad.

Cette étude se présente donc comme une nécessité car elle servira à orienter les politiques publiques. Elle utilise la base de données INSEED (2014–2015) qui est la plus récente base à contenir l'ensemble des dimensions de l'autonomisation de la femme analysées dans cet article.

Selon les auteurs tels que Schuler et al. (2017), Jatfors (2017), Désilets et al. (2019), CWEEN (2020), il existe dans la littérature des facteurs d'autonomisation ayant un effet catalyseur sur la violence conjugale. Ainsi, l'objectif de cet article est de déterminer l'effet de l'autonomisation de la femme sur la violence conjugale au Tchad.

L'article se structure de la manière suivante : après une revue de la littérature émaillée d'études théoriques et empiriques (section 1) qui a permis de cerner les contours du sujet ; il sera question de présenter la méthodologie (section 2) et les principaux résultats (section 3) avant de conclure.

## **1. Cadre théorique et controverse empirique de la relation autonomisation-violence**

### **1.1. Cadre théorique de l'étude**

De nombreuses théories tentent de montrer la perpétuation de la violence par l'autonomisation de la femme. Ces approches théoriques se complètent même s'il y a des nuances sur la perception dans les dimensions de l'autonomisation. De la théorie de l'apprentissage sociale, à la théorie de la personnalité en passant par la théorie du pouvoir et la théorie féministe, la violence conjugale a pour objectif une emprise et la domination des femmes par les hommes.

La théorie de l'apprentissage sociale montre que les manières violentes de régler les conflits familiaux sont souvent apprises en observant les relations entre parents

et pairs pendant l'enfance (Bandura, 1973 ; Mihalic & Elliot, 1997 ; Wareham et al., 2009). Cette théorie révèle que les victimes et les auteurs de la violence conjugale aient été témoin ou victime d'abus physiques pendant l'enfance, ce qui les amène à accepter ou à tolérer la violence au sein de la famille (Jin & al., 2007 ; Lewis & Fremouw, 2001 ; Vung & Krantz, 2009).

La théorie de la personnalité identifie la psychopathologie et les traits de personnalité qui pourraient affecter la susceptibilité d'une personne à commettre des violences entre partenaires intimes. Il a été suggéré que les facteurs génériques / prénataux, les expériences de la petite enfance et l'expérience des pairs affecteraient le développement des variables les plus étroitement associées à la perpétration de la violence entre partenaire intime. Ces variables comprennent l'attachement aux autres, l'impulsivité, le niveau de compétences sociales et les attitudes envers les femmes et la violence (Holtzworth-Munroe & Stuart, 1994).

La théorie du pouvoir suggère que les origines de la violence sont ancrées dans la culture et les structures familiales (Straus, 1977-1978). L'inégalité des sexes et l'acceptation sociale de la violence et des conflits familiaux sont supposées interagir et conduire au développement et au maintien de la violence entre partenaires intimes. Les individus recourent à la violence pour régler les conflits au sein de la famille et entre partenaires intimes, parce que cette façon d'aborder les conflits a été apprise dans l'enfance en étant témoin ou en subissant des violences physiques. Les déséquilibres de pouvoir entre les partenaires peuvent accroître la tension au sein de l'unité familiale et, par conséquent augmenter le risque de la violence entre partenaire intime (Sagrestano et al., 1999).

Pour la théorie féministe, l'inégalité des sexes et le sexisme au sein des sociétés patriarcales sont les pierres angulaires de la violence conjugale (Bell & Naugle, 2008). Ce sont des violences des hommes envers les femmes, causés par des règles sociétales et de croyances patriarcales encourageant la domination masculine et la subordination féminine (Abrar et al., 2000 ; Yllö, 1988). Les hommes utilisent souvent différentes tactiques, y compris la violence physique, pour exercer un contrôle et une domination sur les femmes et leurs familles (Dobash & Dobash, 1978), et que le comportement violent des femmes envers leurs partenaires masculins devrait être compris comme de l'auto-défense, de la rétorsion ou de la préemption pour la violence masculine.

L'autonomie des femmes traduit un ensemble de composantes ou de phénomènes discrets essentiels pour garantir l'exercice de droit des femmes avec tout leur potentiel (Ghose et al., 2017 ; Kareem et al., 2021). Elle indique donc la capacité des femmes à prendre une décision indépendante, à manipuler son environnement, à contrôler les ressources et à engager et tenir les institutions responsables (Chol et al., 2019). Or les femmes ne sont généralement pas libres dans l'exercice de ces droits. Elles sont à leur tour marginalisées et contrôlées dans le processus

de cet exercice par leur partenaire intime. En plus les conjoints ne négocient pas leur pouvoir en fonction des ressources mais de l'utilisation de la violence au sein du couple.

## **1.2. Controverses empiriques sur la relation violence conjugale et autonomisation**

Sur le plan empirique, les études ne s'accordent pas sur l'effet de l'autonomisation des femmes sur la violence conjugale. Certaines études montrent que l'autonomisation de la femme est susceptible de réduire la violence conjugale (Arnaud, 2018 ; Hidrobo & Fernald, 2013). En revanche, d'autres concluent que l'autonomisation de la femme peut créer des tensions au sein des ménages (Dalal, 2011 ; Dalal et al., 2013 ; Falb et al., 2014 ; Hughes, 2015 ; Krishnan, Rocca et al., 2010 ; Vyas & Watts, 2009). En effet, pour les femmes ayant un niveau d'éducation supérieur à l'école primaire, un transfert d'argent réduit significativement la violence psychologique de la part de leur partenaire (Hidrobo & Fernald, 2013). Plus les femmes sont en mesure d'assumer elles-mêmes les frais associés aux dépenses du foyer et de la famille (indépendance financière), moins elles seraient susceptibles de subir de la violence domestique, et que cette autonomisation économique pourrait leur permettre d'éviter des conflits, voire même de quitter une relation abusive (Arnaud, 2018).

L'autonomisation des femmes, peut par ailleurs, favoriser une prise de pouvoir, un épanouissement professionnel et une indépendance matérielle. Ce qui peut créer des tensions au sein des ménages ou des communautés (De Champlain-Bringué & Bastille-Lavigne, 2021). Elle remet en question les rôles, mœurs et normes de genre traditionnels. Cette remise en question peut partiellement expliquer, le risque accru de subir de la violence conjugale chez les femmes qui s'autonomisent (Dalal, 2011). Les femmes les plus scolarisées participant à un programme de microfinance seraient deux fois plus nombreuses à avoir subi de la violence domestique que les femmes moins scolarisées, et ce, malgré des relations apparemment plus égalitaires entretenues avec leur conjoint (Dalal et al., 2013). D'autres facteurs tels que, le statut d'employée et la transition vers le marché du travail, le niveau du revenu des femmes par rapport à leur mari (Dalal, 2011 ; Krishnan, Rocca et al., 2010 ; Krishnan, Subbiah et al., 2012 ; Vyas et al., 2015), l'occupation de l'emploi rémunéré (Dalal, 2011 ; Krishnan, Rocca et al., 2010 ; Krishnan, Subbiah et al., 2012 ; Vyas et al., 2015), la possession d'une entreprise de manière autonome (Vyas et al., 2015), la remise en question des rôles de genre traditionnels à travers la prise des décisions importantes concernant le foyer (Fries & Finigan, 2014), l'augmentation du pouvoir économique des femmes (Falb et al., 2014) augmentent également la victimisation de la violence conjugale chez les femmes.

## 2. Méthodologie

### 2.1. Modèle d'estimation économétrique

L'estimation de la violence conjugale en fonction de l'autonomisation de la femme se fait par le probit binaire. Les variables dépendantes sont dichotomiques et données par :

$$\begin{cases} 1 & \text{Si la femme subie une violence physique ou sexuelle ou} \\ & \text{émotionnelle ou au moins une forme de violence conjugale} \\ 0 & \text{Sinon} \end{cases} \quad (1)$$

Ainsi, la distribution de probabilité de la violence conjugale  $Y_i$  en fonction des variables explicatives  $X_i$  est formulée comme suit :

$$(Y, B) = [(X_i B)] [1 - F(X_i B)] (1 - Y_i), Y = 0, 1 \quad (2)$$

Après avoir effectué tous les développements (logarithme de vraisemblance, maximisation de la fonction LogL par rapport à  $\beta$  et l'inversé la matrice Hessienne évaluée en  $\hat{\beta}_{MV}$ ), la probabilité estimée pour chaque femme est donnée par :

$$\hat{P}_i = \theta(X_i' \hat{\beta}_{probit}) \quad (3)$$

### 2.2. Données et variables

#### *Données*

Les données utilisées pour cette étude, proviennent de l'enquête démographique et de santé et à indicateur multiples au Tchad (INSEED, 2014–2015). Cette base est la plus récente qui comporte à la fois les indicateurs de la violence conjugale et les diverses dimensions de l'autonomisation de la femme. L'enquête en grappes à indicateurs multiples au Tchad (INSEED, 2019) n'a pas inclus ces volets analysés, raison pour laquelle elle est isolée. L'enquête démographique et de santé et à indicateur multiples au Tchad (INSEED, 2014–2015) a permis donc de recueillir de l'information détaillée sur les conditions de vie économiques, sociales et sanitaires de 17 233 ménages repartis en 624 grappes. Ces 17 233 ménages sont repartis entre trois catégories de population dont 17 719 femmes en âges de procréer ont été enquêtées.

#### *Variables d'intérêt*

Une variable dépendante mesurée par quatre indicateurs est analysée dans le cadre de cette étude. Il s'agit de la violence conjugale dont les indicateurs sont : la violence

physique, violence sexuelle, violence émotionnelle et au moins une des formes de violence conjugale. Les mesures de ces indicateurs prennent la forme binaire : la variable prend la valeur 1 si la femme a subi la violence physique, sexuelle, émotionnelle ou au moins une forme des violences et 0 sinon.

### *Variables explicatives*

Quatre dimensions de l'autonomie des femmes sont retenues. Il s'agit de l'attitude des femmes face à la violence, la prise de décision, l'indépendance sociale et l'indépendance économique.

L'attitude à l'égard de la violence conjugale a été mesurée sur la base des réponses à 5 questions à partir de laquelle l'indice est construit. Ainsi, L'attitude à l'égard de la violence conjugale était basée sur les réponses des femmes à ces 5 questions de l'EDS demandant si un mari était justifié de battre sa femme si elle refusait d'avoir des relations sexuelles avec son mari, sortait sans le prévenir ; néglige les enfants, se dispute avec lui et brûle de la nourriture. Les réponses positives sont codées par 1 et négatives par 0 pour chacun de ces 5 indicateurs.

La prise de décision de la femme a été mesurée à partir de la réponse aux questions relatives à la visite de la famille, l'achat du ménage, la santé et aux dépenses de salaire du mari. Les réponses de prise de décision par la femme sont codées par 1 et les prises de décisions par l'homme ou autres codées par 0 pour chaque indicateur.

L'indépendance sociale de la femme est captée par son exposition au média (Radio et TV), sa différence d'éducation avec son mari, sa position au sein du ménage, son âge à la première naissance et son âge à la première cohabitation. Les réponses concordent à une indépendance sociale de la femme si elle est exposée au média, elle a un niveau d'instruction supérieur ou égale à celui de son mari, est cheffe de ménage, a de l'âge à la première naissance supérieur ou égale à 18 ans, et enfin de l'âge à la première cohabitation supérieur ou égale à 18 ans. Les réponses positives sont codées par 1 et négatives par 0 pour les indicateurs de l'indépendance sociale.

L'indépendance économique de la femme est mesurée par son éducation, son salaire rémunéré en espèce, ses actifs (maison et terrain) et le niveau élevé de son salaire par rapport à celui de son mari. Ici pour qu'une femme soit indépendante économiquement il faudrait qu'elle ait un niveau d'instruction supérieur ou égal à celui de son mari, qu'elle ait de salaire rémunéré en espèce, qu'elle ait ses propres actifs, et enfin qu'elle ait un niveau de salaire élevé par rapport à celui de son mari. De la même façon, les réponses positives sont codées par 1 et négatives par 0 pour chacun de ces indicateurs de l'indépendance économique.

Les indices sont donc construits sur la base de la réponse à ces questions. Les mesures de ces différentes dimensions ont été classées en trois catégories dans ces indices à savoir faibles, moyennes et élevées, correspondant respectivement au quartile 1, 2 et 3.

En additionnant des indicateurs par dimension, un score final, allant de 0 à 5, a été généré pour les dimensions, l'attitude face à la violence et l'indépendance sociale. Ce score va de 0 à 4 pour la prise de décision et l'indépendance économique. Les femmes ayant obtenu un score de 0 à 1 ont été considérées comme ayant une attitude faible face à la violence, 2 à 4 comme attitude moyen et 5 comme de l'attitude élevée. En ce qui concerne la prise de décision, l'autonomie est élevée lorsque le score va de 3 à 4, moyenne pour un score de 1 à 2 et faible pour un score de 0. L'indépendance économique est faible lorsque le score va de 0 à 1, moyenne pour un score de 2 et élevée pour un score de 3 à 4. L'indépendance sociale est élevée pour un score de 2 à 5, moyenne pour un score de 1 et faible pour un score de 0.

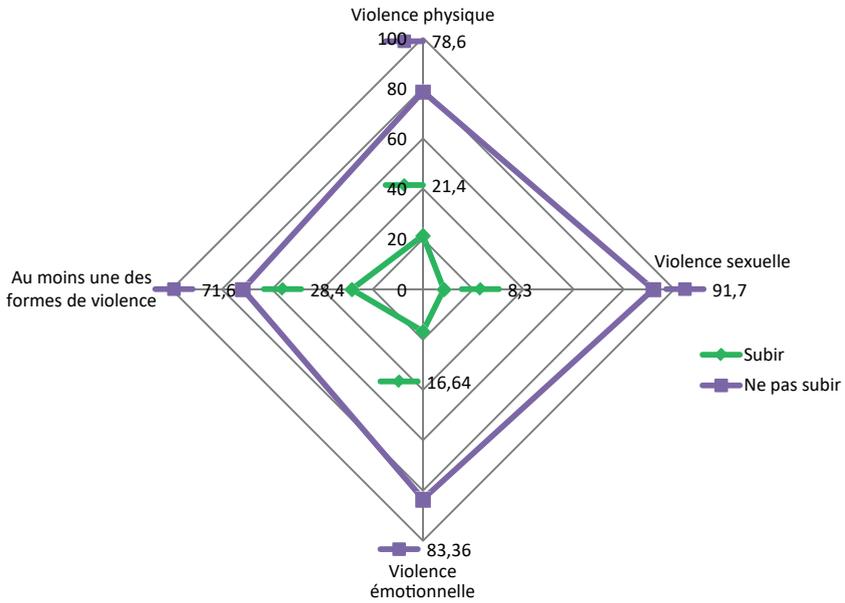
Pour les quatre dimensions de l'autonomie mises ensemble, le score final va de 0 à 18. L'autonomie globale faible correspond au score de 0 à 4, moyenne va de 5 à 7 et élevée va de 8 à 18.

Les autres variables traitées comme variables de contrôle introduites dans l'analyse sont le niveau de richesse de la femme, son milieu d'habitation, la taille du ménage de la femme, le nombre de ces coépouse et l'âge de la femme. Ces covariables sont introduites pour contrôler l'effet des variables d'intérêts. Ainsi, le niveau de richesse est subdivisé en trois catégories à savoir les plus pauvres, les moyens et les plus riches. Le milieu d'habitation a été codé 1 pour le milieu urbain et 0 pour le milieu rural. La taille du ménage a été introduite comme une variable quantitative dans le modèle sans être catégorisée. Le nombre des coépouses a été subdivisé selon que la femme n'a pas de coépouse, a une coépouse et a deux coépouses ou plus. L'âge de la de la femme se subdivise en quatre modalité à savoir de 15 à 24, de 25 à 34, de 35 à 44 et de 45 à 49 ans.

### 3. Résultats

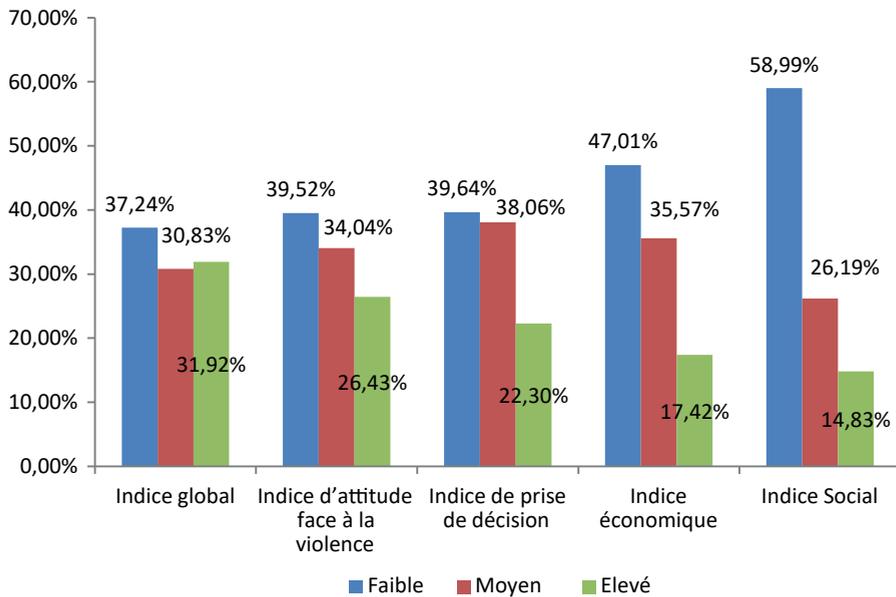
#### 3.1. Résultats statistiques

Les statistiques descriptives sont présentées dans les figures 1 et 2 et tableau 1. Il ressort de l'analyse de la figure 1 que la proportion des femmes en couples ayant subies au moins une forme ou une autre de la violence conjugale est de 28,4%. Cette proportion s'établit à 21,4% pour la violence physique, 16,64% pour la violence émotionnelle et de 8,3% pour la violence sexuelle. La figure 2 souligne que moins de quatre dixièmes des femmes ont au moins une forme d'autonomie faible. Plus d'un-tiers ont au moins une forme d'autonomie élevée contre 33,83% ayant une autonomie moyenne. Des raisonnements similaires sont lisibles pour l'attitude des femmes face à la violence, leur participation à la prise de décision, leur indépendance économique et sociale.



**Figure 1. Proportion de la violence subie par les femmes**

Source : élaboration propre, à partir de données (INSEED, 2014–2015).



**Figure 2. Indice d'autonomisation global et par dimension**

Source : élaboration propre, à partir de données (INSEED, 2014–2015).

Quant-ils sont inclut dans les facteurs d'autonomisation, les autres caractéristiques des femmes vivant en couple, il ressort que, le fait que les femmes soient autonomes est positivement et significativement corrélé avec différente forme de violence qu'elles subissent. Cependant, cette relation varie d'une dimension d'autonomisation à une autre et d'une forme de violence à une autre. Par exemple, la proportion de subir au moins une forme de violence est de 39,22% pour les femmes ayant un niveau d'autonomie élevé et de 27,16% pour les femmes avec des faibles niveaux d'autonomie (tableau 1).

**Tableau 1. Association entre la violence conjugale, l'autonomisation des femmes et les autres caractéristiques de la femme**

| Variable dépendante                      | Violence | Violence physique | Violence sexuelle | Violence émotionnelle |
|------------------------------------------|----------|-------------------|-------------------|-----------------------|
| Faible                                   | 27,16    | 25,71             | 33,46             | 25,82                 |
| Moyen                                    | 33,62    | 33,29             | 34,94             | 33,82                 |
| Elevé                                    | 39,22    | 41,00             | 31,60             | 40,36                 |
| $P >  z $                                | 0,0000   | 0,0000            | 0,2547            | 0,0000                |
| <b>I_ATFV</b>                            |          |                   |                   |                       |
| Faible                                   | 27,70    | 25,91             | 29,62             | 29,26                 |
| Moyen                                    | 41,14    | 40,35             | 39,72             | 41,33                 |
| Elevé                                    | 31,16    | 33,74             | 30,66             | 29,41                 |
| $P >  z $                                | 0,0000   | 0,0461            | 0,0016            | 0,0000                |
| <b>I_DECISION</b>                        |          |                   |                   |                       |
| Faible                                   | 35,77    | 35,75             | 46,81             | 31,13                 |
| Moyen                                    | 41,13    | 39,86             | 33,33             | 44,34                 |
| Elevé                                    | 23,09    | 24,38             | 19,86             | 24,53                 |
| $P >  z $                                | 0,0121   | 0,0461            | 0,0374            | 0,0000                |
| <b>I_ECO</b>                             |          |                   |                   |                       |
| Faible                                   | 42,05    | 40,52             | 49,29             | 40,19                 |
| Moyen                                    | 37,09    | 37,50             | 31,56             | 37,83                 |
| Elevé                                    | 20,87    | 21,98             | 19,15             | 21,98                 |
| $P >  z $                                | 0,0002   | 0,0000            | 0,3256            | 0,0001                |
| <b>I_SOCIAL</b>                          |          |                   |                   |                       |
| Faible                                   | 55,85    | 58,50             | 56,84             | 52,97                 |
| Moyen                                    | 27,31    | 26,53             | 24,56             | 28,91                 |
| Elevé                                    | 16,84    | 14,97             | 18,60             | 18,13                 |
| $P >  z $                                | 0,0364   | 0,9527            | 0,1720            | 0,0017                |
| <b>Indice du bien-être (3 quintiles)</b> |          |                   |                   |                       |
| Plus pauvre                              | 45,30    | 46,85             | 38,75             | 45,30                 |
| Moyen                                    | 22,45    | 23,22             | 22,49             | 21,88                 |
| Plus riche                               | 32,25    | 29,93             | 38,75             | 32,82                 |
| $P >  z $                                | 0,0000   | 0,0000            | 0,9347            | 0,0028                |

| Variable dépendante         | Violence | Violence physique | Violence sexuelle | Violence émotionnelle |
|-----------------------------|----------|-------------------|-------------------|-----------------------|
| <b>Age de la femme</b>      |          |                   |                   |                       |
| 15–24                       | 26,79    | 25,37             | 28,03             | 26,35                 |
| 25–34                       | 42,57    | 42,82             | 43,60             | 43,76                 |
| 35–44                       | 24,47    | 24,97             | 24,57             | 25,27                 |
| 45–49                       | 6,17     | 6,85              | 3,81              | 4,62                  |
| $P >  z $                   | 0,0298   | 0,0178            | 0,1193            | 0,0033                |
| <b>Milieu de résidence</b>  |          |                   |                   |                       |
| rural                       | 78,87    | 80,00             | 75,43             | 79,20                 |
| urbain                      | 21,13    | 20,00             | 24,57             | 20,80                 |
| $P >  z $                   | 0,9157   | 0,4526            | 0,1231            | 0,8782                |
| <b>Nombre des coépouses</b> |          |                   |                   |                       |
| Aucune                      | 61,38    | 61,74             | 64,71             | 58,71                 |
| une                         | 28,21    | 27,38             | 24,57             | 30,51                 |
| Au moins deux               | 10,41    | 10,87             | 10,73             | 10,79                 |
| $P >  z $                   | 0,0033   | 0,0061            | 0,1472            | 0,0012                |
| Taille                      | 6,655    | 6,768             | 6,606             | 6,778                 |

Source : élaboration propre, à partir de données (INSEED, 2014–2015).

En outre, l'association avec les covariables suggère que les femmes riches subissent moins de violence que les femmes pauvres (32,25% vs 45,30%). L'intervalle d'âge de 25 à 34 subit plus de violence que les autres intervalles d'âge (42,57% vs 26,79%, 24,47% et 6,17% respectivement pour l'intervalle d'âge de 15 à 24, 35 à 44 et 45 à 49). Pour les différentes formes de violence, les femmes du monde rural subissent plus de violence que les femmes du milieu urbain (plus de 75% partout dans les différentes formes de violence étudiées). Le fait de ne pas avoir de coépouse est associé à des proportions importantes de différentes formes de violence contre l'existence d'un, deux ou plusieurs coépouses.

### 3.2. Résultats économétriques

Le modèle probit est estimé pour déterminer comment les différentes dimensions d'autonomisation des femmes influencent la survenance de la violence conjugale. Les résultats du modèle probit sont présentés dans les tableaux 2 et 3 présentant respectivement les coefficients des estimations et les effets marginaux. Les deux tableaux comportent les dimensions combinées de l'autonomisation de la femme (1), la dimension incluant l'attitude de la femme face à la violence (2), la participation à la prise de décision (3), l'autonomie financière (4), l'indépendance sociale (5) et le modèle incorporant les quatre dimensions d'autonomisation mise ensemble (6) mais de manière séparée. L'analyse a été faite pour une seule variable dépendante :

subir au moins une forme de violence conjugale. Les deux tableaux présentent la relation estimée entre la violence conjugale et les variantes de l'autonomisation de la femme après les contrôlées par les principaux covariables qui peuvent déconcerter les relations. Le test de Wald montre que le modèle est globalement significatif.

Les signes des coefficients de toutes les variables explicatives répondent à nos attentes préalables. Etant donné que le modèle de régression probit ne fournit que les signes des coefficients, les effets marginaux de toutes les covariables sont estimés séparément pour observer l'ampleur des impacts. Ces effets marginaux du modèle probit sont présentés dans le tableau 3. Tous les facteurs représentant les quatre dimensions de l'autonomisation des femmes utilisés dans l'étude, soit de manière combinée, soit de manière séparée, s'avèrent positifs et statistiquement significatifs. Les covariables telles que le niveau de richesse, l'intervalle d'âge, le milieu de résidence, le nombre des membres de ménage et le nombre des coépouses sont aussi utilisées au second plan, soit pour contrôler les signes des variables d'intérêts, soit pour voir leur effet sur la violence conjugale.

Il ressort de l'analyse que l'effet marginal estimé de l'indice d'autonomie de la femme se situe à 14% (niveau moyen) et 12,9% (niveau élevé) pour l'attitude face à la violence ; 5,3% et 3,55% pour la participation à la prise de décision, 4,11% et 8,28% pour l'autonomie économique et 3,09% et 8,3% pour l'autonomie financière. Par contre, lorsque les quatre dimensions sont mis ensemble, les effets marginaux de l'attitude face à la violence, la participation à la prise de décision, l'autonomie économique et l'indépendance sociale sont respectivement de 12,5% et 12,5% (moyen et élevé), 5,85% et 3,33% (moyen et élevé), 2,89% et 4,95% (moyen et élevé) et 2,07% et 5,64% (moyen et élevé). Ces résultats impliquent que les femmes qui expriment un désaccord face à la violence ont 14% de chances supplémentaires pour le niveau moyen et environ 13% pour le niveau élevé de subir une violence conjugale. Les chances se situent à plus de 5% et plus de 3% pour la participation à la prise de décision, plus de 4% et plus de 8% pour l'autonomie économique et environ 3% et 8% pour l'indépendance sociale. De même, lorsque les quatre dimensions sont isolés, le désaccord des femmes face à la violence augmente la chance de subir une violence conjugale respectivement de 1,5% et de 0,4% (pour niveau moyen et élevé) par rapport au cas où tous les indicateurs sont mis ensemble. La participation à la prise de décision diminue de 0,55% de chances pour le niveau moyen et augmente de 0,22% de chances pour un niveau élevé. L'autonomie économique de la femme augmente la chance de 1,22% et de 3,33% respectivement pour le niveau moyen et élevé alors que l'indépendance sociale augmente la chance de 1,02% et 2,66%. Il faut noter que les effets marginaux de ces quatre dimensions de l'autonomie de la femme ne sont pas très importants individuellement de manière isolée ou ensemble. Cependant, l'effet combiné de quatre dimensions est significativement important. Par exemple, une femme autonome, définie comme exprimant un désaccord face à la violence, participant au processus de prise de décision de

**Tableau 2. Estimation de la relation entre violence conjugale et autonomisation des femmes mariées ou en union conjugale**

| Variables                                       | Probit_dv | ATFV      | DECI-SION | ECO       | SOCIAL    | ENS       |
|-------------------------------------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| Indice Global = 1, Moyen                        | 0,328***  |           |           |           |           |           |
|                                                 | (0,0583)  |           |           |           |           |           |
| Indice Global = 2, Elevé                        | 0,418***  |           |           |           |           |           |
|                                                 | (0,0572)  |           |           |           |           |           |
| Indice du bien-être<br>(3 quintiles) = 1, moyen | -0,117*   | -0,117*   | -0,112*   | -0,127**  | -0,150**  | -0,115*   |
|                                                 | (0,0616)  | (0,0601)  | (0,0600)  | (0,0603)  | (0,0600)  | (0,0618)  |
| Indice du bien-être<br>(3 quintiles) = 2, élevé | -0,321*** | -0,312*** | -0,327*** | -0,325*** | -0,355*** | -0,321*** |
|                                                 | (0,0589)  | (0,0577)  | (0,0571)  | (0,0575)  | (0,0578)  | (0,0599)  |
| Age de la femme = 1, 25-34                      | 0,0854    | 0,115**   | 0,0713    | 0,0826    | 0,0816    | 0,110*    |
|                                                 | (0,0592)  | (0,0580)  | (0,0579)  | (0,0580)  | (0,0578)  | (0,0597)  |
| Age de la femme = 2, 35-44                      | 0,104     | 0,151**   | 0,0859    | 0,106     | 0,0944    | 0,139*    |
|                                                 | (0,0708)  | (0,0692)  | (0,0690)  | (0,0693)  | (0,0688)  | (0,0716)  |
| Age de la femme = 3, 45-49                      | -0,0384   | 0,0409    | -0,0536   | -0,0484   | -0,0161   | 0,0250    |
|                                                 | (0,102)   | (0,101)   | (0,100)   | (0,101)   | (0,0997)  | (0,104)   |
| Milieu de résidence = 1,<br>urbain              | 0,125*    | 0,159**   | 0,151**   | 0,188***  | 0,0802    | 0,123*    |
|                                                 | (0,0647)  | (0,0634)  | (0,0629)  | (0,0632)  | (0,0675)  | (0,0703)  |
| Nombre des membres du<br>ménage                 | 0,0209*** | 0,0127    | 0,0200**  | 0,0205**  | 0,0226*** | 0,0148*   |
|                                                 | (0,00810) | (0,00800) | (0,00796) | (0,00800) | (0,00794) | (0,00822) |
| Nombre des coépouses<br>= 1, un                 | 0,0456    | 0,0378    | 0,0324    | 0,0203    | 0,0333    | 0,0616    |
|                                                 | (0,0545)  | (0,0532)  | (0,0532)  | (0,0534)  | (0,0532)  | (0,0550)  |
| Nombre des coépouses = 2,<br>au moins deux      | 0,224***  | 0,213**   | 0,237***  | 0,216**   | 0,211**   | 0,246***  |
|                                                 | (0,0866)  | (0,0851)  | (0,0855)  | (0,0848)  | (0,0845)  | (0,0874)  |
| 3 quantiles de IA_ATFV<br>= 1, Moyen            |           | 0,435***  |           |           |           | 0,394***  |
|                                                 |           | (0,0545)  |           |           |           | (0,0563)  |
| 3 quantiles de IA_ATFV<br>= 2, Elevé            |           | 0,402***  |           |           |           | 0,392***  |
|                                                 |           | (0,0585)  |           |           |           | (0,0613)  |
| 3 quantiles de IA_DECI-<br>SION = 1, Moyen      |           |           | 0,160***  |           |           | 0,181***  |
|                                                 |           |           | (0,0524)  |           |           | (0,0547)  |
| 3 quantiles de IA_DECI-<br>SION = 2, Elevé      |           |           | 0,108*    |           |           | 0,105     |
|                                                 |           |           | (0,0609)  |           |           | (0,0650)  |
| 3 quantiles de IA_ECO<br>= 1, Moyen             |           |           |           | 0,125**   |           | 0,0898*   |
|                                                 |           |           |           | (0,0513)  |           | (0,0529)  |
| 3 quantiles de IA_ECO<br>= 2, Elevé             |           |           |           | 0,244***  |           | 0,151**   |
|                                                 |           |           |           | (0,0633)  |           | (0,0684)  |
| 3 quantiles de IA_SOCIAL<br>= 1, Moyen          |           |           |           |           | 0,0936*   | 0,0641    |
|                                                 |           |           |           |           | (0,0540)  | (0,0556)  |
| 3 quantiles de IA_SOCIAL<br>= 2, Elevé          |           |           |           |           | 0,242***  | 0,170**   |
|                                                 |           |           |           |           | (0,0736)  | (0,0787)  |
| Constant                                        | -0,932*** | -0,929*** | -0,752*** | -0,766*** | -0,715*** | -1,123*** |
|                                                 | (0,0709)  | (0,0692)  | (0,0678)  | (0,0663)  | (0,0639)  | (0,0817)  |
| Observations                                    | 3,308     | 3,469     | 3,431     | 3,416     | 3,433     | 3,308     |

Erreurs types entre parenthèses \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ .

Source : élaboration propre, à partir de données (INSEED, 2014-2015).

**Tableau 3. Effet marginaux de la relation entre violence conjugale et autonomisation des femmes mariées ou en union conjugale**

| Variables                                            | Probit_dv  | ATFV      | DECI-SION | ECO        | SOCIAL     | ENS       |
|------------------------------------------------------|------------|-----------|-----------|------------|------------|-----------|
| Indice Global = 1, Moyen                             | 0,103***   |           |           |            |            |           |
|                                                      | (0,0184)   |           |           |            |            |           |
| Indice Global = 2, Elevé                             | 0,135***   |           |           |            |            |           |
|                                                      | (0,0184)   |           |           |            |            |           |
| Indice du bien-être<br>(3 quintiles) = 1, moyen      | -0,0403*   | -0,0401** | -0,0392*  | -0,0442**  | -0,0526**  | -0,0390*  |
|                                                      | (0,0209)   | (0,0204)  | (0,0209)  | (0,0208)   | (0,0208)   | (0,0208)  |
| Indice du bien-être<br>(3 quintiles) = 2, plus riche | -0,104***  | -0,102*** | -0,108*** | -0,107***  | -0,117***  | -0,103*** |
|                                                      | (0,0188)   | (0,0185)  | (0,0186)  | (0,0187)   | (0,0187)   | (0,0189)  |
| Age de la femme = 1, 25-34                           | 0,0277     | 0,0370**  | 0,0236    | 0,0273     | 0,0270     | 0,0352*   |
|                                                      | (0,0191)   | (0,0186)  | (0,0191)  | (0,0191)   | (0,0190)   | (0,0190)  |
| Age de la femme = 2, 35-44                           | 0,0338     | 0,0491**  | 0,0286    | 0,0351     | 0,0314     | 0,0448*   |
|                                                      | (0,0232)   | (0,0226)  | (0,0230)  | (0,0231)   | (0,0229)   | (0,0232)  |
| Age de la femme = 3, 45-49                           | -0,0120    | 0,0129    | -0,0171   | -0,0154    | -0,00517   | 0,00781   |
|                                                      | (0,0318)   | (0,0321)  | (0,0316)  | (0,0317)   | (0,0320)   | (0,0325)  |
| Milieu Résidence = 1,<br>urbain                      | 0,0417*    | 0,0532**  | 0,0513**  | 0,0641***  | 0,0270     | 0,0406*   |
|                                                      | (0,0219)   | (0,0216)  | (0,0218)  | (0,0221)   | (0,0230)   | (0,0236)  |
| Nombre des membres du<br>ménage                      | 0,00683*** | 0,00414   | 0,00667** | 0,00683*** | 0,00752*** | 0,00478*  |
|                                                      | (0,00264)  | (0,00261) | (0,00264) | (0,00265)  | (0,00263)  | (0,00266) |
| Nombre des coépouses<br>= 1, une                     | 0,0148     | 0,0123    | 0,0107    | 0,00671    | 0,0110     | 0,0199    |
|                                                      | (0,0179)   | (0,0174)  | (0,0177)  | (0,0177)   | (0,0177)   | (0,0179)  |
| Nombre des coépouses = 2,<br>au moins deux           | 0,0765**   | 0,0725**  | 0,0827*** | 0,0750**   | 0,0734**   | 0,0835*** |
|                                                      | (0,0307)   | (0,0301)  | (0,0310)  | (0,0306)   | (0,0305)   | (0,0308)  |
| 3 quantiles de IA_ATFV<br>= 1, Moyen                 |            | 0,140***  |           |            |            | 0,125***  |
|                                                      |            | (0,0175)  |           |            |            | (0,0179)  |
| 3 quantiles de IA_ATFV<br>= 2, Elevé                 |            | 0,129***  |           |            |            | 0,125***  |
|                                                      |            | (0,0190)  |           |            |            | (0,0198)  |
| 3 quantiles de IA_DECI-<br>SION = 1, Moyen           |            |           | 0,0530*** |            |            | 0,0585*** |
|                                                      |            |           | (0,0174)  |            |            | (0,0177)  |
| 3 quantiles de IA_DECI-<br>SION = 2, Elevé           |            |           | 0,0355*   |            |            | 0,0333    |
|                                                      |            |           | (0,0201)  |            |            | (0,0207)  |
| 3 quantiles de IA_ECO<br>= 1, Moyen                  |            |           |           | 0,0411**   |            | 0,0289*   |
|                                                      |            |           |           | (0,0169)   |            | (0,0171)  |
| 3 quantiles de IA_ECO<br>= 2, Elevé                  |            |           |           | 0,0828***  |            | 0,0495**  |
|                                                      |            |           |           | (0,0220)   |            | (0,0228)  |
| 3 quantiles de IA_SOCIAL<br>= 1, Moyen               |            |           |           |            | 0,0309*    | 0,0207    |
|                                                      |            |           |           |            | (0,0180)   | (0,0180)  |
| 3 quantiles de IA_SOCIAL<br>= 2, Elevé               |            |           |           |            | 0,0830***  | 0,0564**  |
|                                                      |            |           |           |            | (0,0261)   | (0,0267)  |
| Observations                                         | 3,308      | 3,469     | 3,431     | 3,416      | 3,433      | 3,308     |

Erreurs types entre parenthèses \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ .

Source : élaboration propre, à partir de données (INSEED, 2014-2015).

ménage, ayant l'autonomie économique et de 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. Ces résultats confirment l'argument selon laquelle une femme qui ne partage pas les mêmes avis que son mari, c'est-à-dire être en désaccord à l'égard de la violence, prend des décisions seule, a de l'autonomie économique et une indépendance sociale, est considérée comme récalcitrant et donc n'adhère pas aux opinions de son mari. Ceci est perçu par l'homme comme un renversement de la norme et une perte de pouvoir. Pour reprendre contrôle l'homme fait usage de la violence. Ainsi les quatre dimensions de l'autonomisation des femmes jouent un rôle essentiel dans l'endurance de la violence conjugale au Tchad.

Les estimations suggèrent, par ailleurs, qu'une femme d'un ménage ayant soit une autonomie ou n'importe quelle forme d'autonomie moyenne ou élevée a plus de chances de subir au moins une forme de violence conjugale par rapport à celles qui ont une autonomie faible. Néanmoins, les chances diminuent lorsque les quatre dimensions d'autonomisation de la femme sont mises ensemble de manière séparées sauf la dimension prise de décision de la femme. L'hypothèse selon laquelle l'autonomisation de la femme et la violence conjugale sont déterminées de manière indépendante, est rejetée pour toutes les estimations sur les différentes dimensions de l'autonomisation à des niveaux de signification statistique inférieurs à au moins 10%.

En outre, en ce qui concerne les covariables, une femme qui habite le milieu urbain est plus susceptible de subir une violence conjugale par rapport à celle du milieu rural. Cette probabilité va de 4,17% pour l'indice d'autonomie globale, 5,32% pour l'indice de l'attitude face à la violence, 5,13% pour l'indice de la prise des décisions, 6,41% pour l'indice de l'indépendance économique, 2,70% pour l'indice de l'indépendance sociale et 4,06% pour les indices mises ensemble. Le nombre de membre de ménage et le nombre des coépouses sont statistiquement significatifs et affectent positivement la violence conjugale. En revanche, le niveau de richesse est corrélé négativement à la violence conjugale. En effet, les femmes plus riches et riches subissent moins de violence conjugale que les femmes pauvres. Elles ont respectivement moins de 10,4% et 4,03% de chance de subir une violence conjugale par rapport aux femmes pauvres (colonne 1 de tableau 3). Il se dégage les mêmes observations et tendances pour les cinq autres équations (2), (3), (4), (5) et (6).

## Conclusion et recommandations

Cet article examine l'effet combiné, isolé et séparé des dimensions de l'autonomisation de la femme sur la violence conjugale au Tchad en utilisant l'enquête démographique et sanitaire et à indicateurs multiples du Tchad 2014–2015 (INSEED)

– un échantillon d'enquête représentatif au niveau national. Quatre dimensions de l'autonomisation des femmes ont été construites pour examiner leurs effets sur la violence conjugale. Il s'agit de l'attitude de la femme face à la violence, sa participation à la prise de décision, son autonomie économique et son indépendance sociale. Des hypothèses ont été testées pour déterminer si ces dimensions de l'autonomisation des femmes contribuent à l'explication de la violence conjugale au Tchad.

Le modèle probit binaire est spécifié pour déterminer si l'autonomisation des femmes et d'autres variables jouent un rôle significatif dans la survenance de la violence conjugale. Les données s'adaptent au modèle et toutes les variables explicatives répondent à nos attentes préalables. Les résultats montrent que chaque dimension de l'autonomisation de la femme contribue positivement à la fois de manière combinée, isolée et séparée. Sur les quatre dimensions, l'attitude de la femme face à la violence s'avère être le facteur le plus dominant dans la survenance de la violence conjugale. Ce résultat suggère qu'avec une augmentation du niveau d'autonomisation par le biais du désaccord à l'égard de la violence, la probabilité de la survenance de la violence conjugale croît rapidement. Les trois autres dimensions de l'autonomisation de la femme contribuent également de manière positive à la survenance de la violence conjugale. Ces résultats confirment l'argument selon laquelle une femme qui ne partage pas les mêmes avis que son mari est considérée comme récalcitrant et donc n'adhère pas à l'opinion de son mari. Ceci est perçu par l'homme comme un renversement de la norme et une perte de pouvoir. Pour reprendre contrôle l'homme fait usage de la violence. D'autres facteurs importants affectant la violence conjugale sont le niveau de richesse, l'intervalle d'âge, le milieu de résidence, le nombre des membres de ménage et le nombre des coépouses. La richesse expose moins les femmes à de violences conjugales. L'âge des femmes les expose à la violence tout comme le fait de résider en milieu urbain, d'avoir des coépouses et des membres de ménage.

Pour prévenir, déceler et contrer la violence conjugale au Tchad, les décideurs publics doivent davantage légiférer et renforcer les mécanismes de lutte contre cette violence, mettre en place des dispositifs de prévention et d'aide à l'égard des victimes et également sensibilisés les partenaires responsables sur les méfaits en termes de santé publique. L'autonomisation de la femme, dans le monde patriarcal, doit être perçu par les hommes comme les femmes non comme un renversement de rôles, mœurs et normes mais plutôt comme un moyen d'épanouissement de la femme et un soutien à son mari, qui autrefois assure presque seul les charges familiales. Un consensus conjugal vaut mieux qu'une friction stérile au bien-être familiale et au développement. Toutefois, d'autres recherches sont nécessaires pour mieux cerner le rôle de l'autonomie de la femme sur la violence conjugale, en prenant en compte d'autres facteurs tels que l'homosexualité et l'ambivalence des effets.

## References

- Abrar, S., Lovenduski, J., & Margetts, H. (2000). Feminist ideas and domestic violence policy change. *Political Studies*, 48(2), 239–262. <https://doi.org/10.1111/1467-9248.00258>
- Amnesty International. (2011). *Rapport présenté au comité pour l'élimination de la discrimination à l'égard des femmes*. Publications Amnesty International. <https://www.amnesty.org/fr/wp-content/uploads/sites/8/2021/06/afr200092011fr.pdf>
- Arnaud, M. (2018). *Exploring the impacts of women's economic empowerment on the prevalence of domestic violence, data analysis report, occupied Palestinian territory*. Oxfam.
- Bandura, A. (1973). *Aggression: A social learning analysis*. Prentice-Hall.
- Bell, K. M., & Naugle, A. E. (2008). Intimate partner violence theoretical considerations: Moving towards a contextual framework. *Clinical Psychology Review*, 28(7), 1096–1107. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2008.03.003>
- Burelomova, A. S., & Gulina, M. A. (2018). *Intimate partner violence : An overview of the existing theories, conceptual frameworks, and definitions*, 11(3), 128–144. <https://doi.org/10.11621/pir.2018.0309>
- Chol, C., Negin, J., Agho, K. E., & Cumming, R. G. (2019). Women's autonomy and utilisation of maternal healthcare services in 31 sub-Saharan African countries: Results from the demographic and health surveys, 2010–2016. *BMJ Open*, 9(3), 1–9. <https://doi.org/10.1136/bmjopen-2018-023128>
- Commission. (1993, 1 décembre). Commission de L'Assemblée Générale des Nations Unies. Déclaration de l'Organisation des Nations Unies sur l'élimination de la violence faite aux femmes.
- CWEEE (Coalition for Women's Economic Empowerment and Equality). (2020). *Preventing and responding to gender-based violence, a critical component of economic development and women's economic empowerment*. International Center for Research on Women. <https://www.icrw.org/publications/preventing-and-responding-to-gender-based-violence-a-critical-component-of-economic-development-and-womens-economic-empowerment/>
- Dalal, K. (2011). Does economic empowerment protect women from intimate partner violence? *Injury & Violence*, 3(1), 35–44.
- Dalal, K., Dahlström, Ö., & Timpka, T. (2013). Interactions between microfinance programmes and non-economic empowerment of women associated with intimate partner violence in Bangladesh: A cross-sectional study. *BMJ Open*, 3(12), 002941.
- De Champlain-Bringué, I., & Bastille-Lavigne, E. (2021). *Guide de la prévention et atténuation de la violence domestique en contexte d'autonomisation économique des femmes*. Equipe Violence Conjugale.
- Désilets, L., Fernet, M., Videau, M., Qazzaz, H., & Galant, R. (2019). *Exploring the impacts of women's economic empowerment initiatives on domestic violence*. Oxfam Research Reports.
- Dobash, R. E. & Dobash, R. P. (1978). Wives: The appropriate victims of marital violence. *Victimology*, 2(3–4), 426–442.

- Falb, K. L., Annan, J., King, E., Hopkins, J., Kpebo, D., & Gupta, J. (2014). Gender norms, poverty and armed conflict in Côte D'Ivoire: Engaging men in women's social and economic empowerment programming. *Health Education Research*, 29(6), 1015–1027.
- Fries, R., & Finigan, S. (2014). *Women's economic leadership in Latin America and the Caribbean. Book 3: Prevention of violence against women in the context of programmes*. Oxfam.
- Ghose, B., Feng, D., Tang, S., Yaya, S., He, Z., Udenigwe, O., Ghosh, S., & Feng, Z. (2017). Women's decision-making autonomy and utilisation of maternal healthcare services: Results from the Bangladesh Demographic and Health Survey. *BMJ Open*, 7(9), 1–8. <https://doi.org/10.1136/bmjopen-2017-017142>
- Hidrobo, M., & Fernald, L. (2013). Cash transfers and domestic violence. *Journal of Health Economics*, 32, 304–319.
- Holtzworth-Munroe, A., & Stuart, G. L. (1994). Typologies of male batterers: Three subtypes and the differences among them. *Psychological Bulletin*, 116(3), 476–497. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.116.3.476>
- Hughes, C., Bolis, M., Fries, R. & Finigan, S. (2015). Women's economic inequality and domestic violence: Exploring the links and empowering women. *Gender & Development*, 23(2), 279–297.
- INSEED (Institut National de la Statistique, des Études Économiques et Démographiques). (2014–2015). *Enquête démographique et de santé et à indicateurs multiples. Rapport EDS-MICS*.
- INSEED (Institut National de la Statistique, des Études Économiques et Démographiques). (2019). *Enquête par grappes à indicateurs multiples*. Base de données MICS.
- Jatfors, A. K. (2017). *Violence against women and women's economic empowerment*. UN Women Regional office for Asia and the Pacific: Presentation of Deputy Regional Director. <https://www.unescap.org/sites/default/files/Session%203%20-%20Anna-Karin%20Jatfors.pdf>
- Jin, X., Eagle, M., & Yoshioka, M. (2007). Early exposure to violence in the family of origin and positive attitudes towards marital violence: Chinese immigrant male batterers vs. controls. *Journal of Family Violence*, 22(4), 211–222. <https://doi.org/10.1007/s10896-007-9073-3>
- Kareem, Y. O., Morhason-Bello, I. O., OlaOlorun, F. M., & Yaya, S. (2021). Temporal relationship between Women's empowerment and utilization of antenatal care services: Lessons from four National Surveys in sub-Saharan Africa. *BMC Pregnancy and Childbirth*, 21(1), 198. <https://doi.org/10.1186/s12884-021-03679-8>
- Krishnan, S., Rocca, C. H., Hubbard, A. E., Subbiah, K., Edmeades, J., & Padian, N. S. (2010). Do changes in spousal employment status lead to domestic violence? Insights from a prospective study in Bangalore, India. *Social Science Medicine*, 70(1), 136–143.
- Krishnan, S., Subbiah, K., Khanum, S., Chandra, P. S., & Padian, N. S. (2012). An intergenerational women's empowerment intervention to mitigate domestic violence: Results of a pilot study in Bengaluru, India. *Violence Against Women*, 18(3), 346–370.
- Lewis, S. F. & Fremouw, W. (2001). Dating violence: A critical review of the literature. *Clinical Psychology Review*, 21(1), 105–127. [https://doi.org/10.1016/S0272-7358\(99\)00042-2](https://doi.org/10.1016/S0272-7358(99)00042-2)
- Mihalic, S. W., & Elliott, D. (1997). A social learning theory model of marital violence. *Journal of Family Violence*, 12(1), 21–47.

- Sagrestano, L. M., Heavey, C. L., & Christensen, A. (1999). Perceived power and physical violence in marital conflict. *Journal of Social Issues*, 55(1), 65–79. <https://doi.org/10.1111/0022-4537.00105>
- Schuler, S. R., Lenzi, R., & Bates, L. M. (2017). Against intimate partner violence in Bangladesh: A qualitative exploration of the process and limitations of its influence. *Violence Against Women*, 23(9), 1100–1121. <https://doi.org/10.1177/1077801216654576>
- Straus, M. A. (1977–1978). Wife beating: How common and why? *Victimology*, 2(3–4), 443–458.
- Vung, N. D., & Krantz, G. (2009). Childhood experiences of interparental violence as a risk factor for intimate partner violence: A population-based study from northern Vietnam. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 63(9), 708–714. <https://doi.org/10.1136/jech.2008.076968>
- Vyas, S., Jansen, H., Heise, L., & Mbwambo, J. (2015). Exploring the association between women's access to economic resources and intimate partner violence in Dar es Salaam and Mbeya, Tanzania. *Social Science & Medicine*, 146, 307–315.
- Vyas, S., & Watts, C. (2009). How does economic empowerment affect women's risk of intimate partner violence in low and middle income countries? A systematic review of published evidence. *Journal of International Development*, 21, 577–602.
- Wareham, J., Boots, D. P., & Chavez, J. M. (2009). A test of social learning and intergenerational transmission among batterers. *Journal of Criminal Justice*, 37(2), 163–173. <https://doi.org/10.1016/j.jcrimjus.2009.02.011>
- Yllö, K. (1988). *Political and methodological debates in wife abuse research*. In K. Yllö & M. Bograd (Eds.), *Feminist perspectives on wife abuse* (pp. 28–50). Sage.

**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>

