

## **Chômage des jeunes et occurrence des conflits armés au sein des économies de la CEEAC**

### **Youth unemployment and the occurrence of armed conflicts in ECCAS economies**

**DEBLEME Thomas**

Enseignant chercheur

Faculté de Sciences Economiques et de Gestion (FSEG)

Université de Maroua

Cameroun

**ZOM à Mbassa Estelle Tatiana**

Doctorante, Assistante

Faculté de Sciences Economiques et de Gestion (FSEG)

Université de Yaoundé II - SOA

Cameroun

**Date de soumission** : 21/04/2024

**Date d'acceptation** : 01/06/2024

**Pour citer cet article** :

DEBLEME.T & ZOM à M.E.T.(2024) «Chômage des jeunes et occurrence des conflits armés au sein des économies de la CEEAC », Revue Française d'Economie et de Gestion «Volume 5 : Numéro 6 » pp : 322 - 350.

Author(s) agree that this article remain permanently open access under the terms of the Creative Commons

Attribution License 4.0 International License



## Résumé

L'objectif de cet article est de vérifier le lien entre le chômage des jeunes et l'occurrence des conflits armés au sein de la Communauté Economique des Etats d'Afrique Centrale (CEEAC) entre 1990 et 2022. À travers une spécification économétrique par modèle logistique en panel à effets aléatoires, nous avons vérifié notre hypothèse. Les principaux résultats de nos estimations attestent d'abord qu'au seuil de 5%, le chômage des jeunes explique l'occurrence des conflits armés au sein des économies de la CEEAC. Par ailleurs, le faible effectif du personnel de défense nationale des Etats, le décrochage précoce de l'école primaire, l'afflux des réfugiés, la durée du régime gouvernant ainsi que la fragmentation religieuse concourent respectivement à expliquer l'occurrence des conflits armés au sein des économies de la CEEAC. Nous préconisons une politique d'emploi massif, un renforcement des effectifs de force de défense, une promotion de l'éducation orientée vers les enfants en situation d'urgence ou des ménages vulnérables comme solution à la réduction des risques de conflits armés au sein de cet espace économique.

**Mots clés :** Conflits armés ; facteurs économiques ; gouvernance ; compositions sociolinguistique et religieuse de populations

Classification JEL : C23, C25, E24, H56

## Abstract

The aim of this article is to verify the link between youth unemployment and the occurrence of armed conflicts in the Economic Community of Central African States (ECCAS) between 1990 and 2022. Using an econometric specification based on a random-effects panel logistic model, we tested our hypothesis. The main results of our estimates show that, at the 5% threshold, youth unemployment explains the occurrence of armed conflicts in the ECCAS economies. Furthermore, the low number of national defence personnel, early primary school leaving, the influx of refugees, the duration of the governing regime and religious fragmentation all contribute to explaining the occurrence of armed conflicts in the ECCAS economies. We recommend a policy of mass employment, a strengthening of the defence force and the promotion of education geared towards children in emergency situations or vulnerable households as a solution to reducing the risk of armed conflict within this economic area.

**Key words:** Armed conflicts; economic factors; governance; sociolinguistic and religious composition of populations.

J.E.L. Classification: C23, C25, E24, H56

## Introduction

L'Afrique Subsaharienne, malgré sa démographie jeune et croissante et sa très forte dotation en ressources naturelles tant convoitée par les économies développées et celles émergentes, reste l'un des continents le plus retardé en termes de l'industrialisation de son système productif. Dans la logique économique classique, détenir une démographie jeune et une grande dotation en ressources naturelles sont une source d'une dynamique économique prospère lorsqu'elles sont efficacement exploitées.

Toutefois, lorsque l'exploitation de ses ressources naturelles ne profite pas véritablement à l'implémentation des politiques économiques visant structurellement la modernisation du tissu économique intérieur ; cela induit de nombreuses crises sociopolitiques liées aux perceptions d'injustice de redistribution entre les gouvernants et les gouvernés. Ces crises sociopolitiques, pour la plupart, se matérialisent par des revendications allant des formes souples<sup>1</sup> à celles radicales menées par des groupes de rébellions dont les réponses du gouvernement à travers son armée régulière entraînent des conséquences plus ou moins graves sur son économie et sa stabilité intérieure. En outre, lorsque le gouvernement d'un Etat vit un climat de mauvaise gouvernance et qu'il détient une démographie jeune et croissante ; l'occurrence de l'embrasement sociopolitique (conflits armés) est plus probable (**Munive, 2010**). Selon certains travaux, le sous-emploi de la population jeune induit un détournement facile de cette catégorie de la population vers des groupes de violences susceptibles de semer la terreur en bande d'assassinats ou d'actions militaires contre l'armée régulière à l'intérieur d'un pays (**Babalola & Ayuba, 2015 ; Cramer, 2015 ; Azeng & Thierry, 2013**).

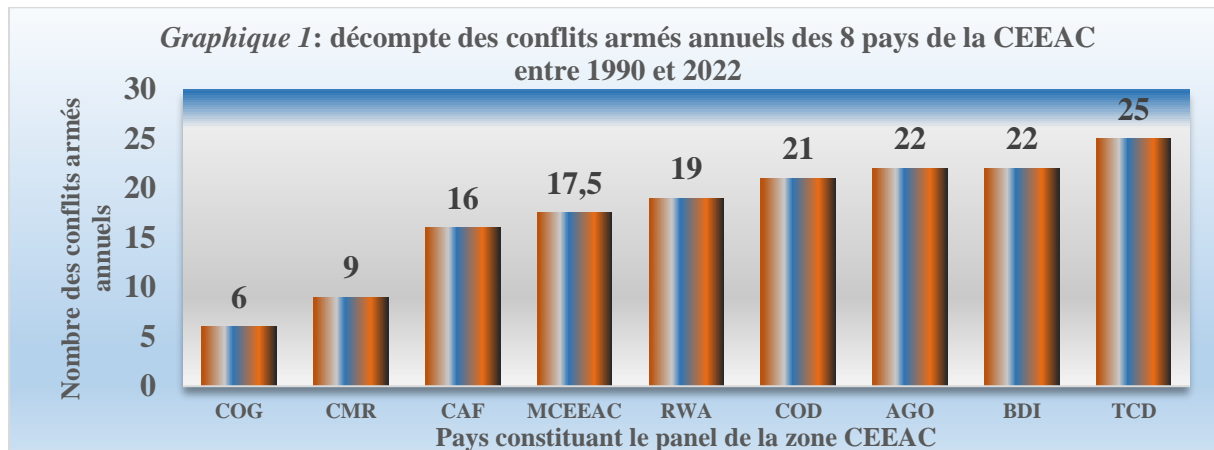
Depuis plus de trois décennies, la Communauté Economique des Etats de l'Afrique Centrale (CEEAC) reste parmi les espaces économiques d'intégration africaine les moins avancés en raison des multiples occurrences des crises intérieures et transfrontalières dans ses nombreux pays membres, stoppant ainsi leurs efforts respectifs au respect de calendrier du processus d'intégration commerciale, économique et politique. Entre 1995 et 2022, sur deux cents soixante-quatre années d'observations (264, soit 33 ans x 8) des pays de la zone constituant notre panel<sup>2</sup>, cent quarante (140) observations annuelles sont teintées des conflits armés du type

---

<sup>1</sup> Nous désignons par revendications souples, les grèves des travailleurs au sein d'une structure ou au plan national

<sup>2</sup> Les huit pays de la CEEAC faisant l'objet de cette analyse sont : 4 pays appartenant à la Communauté Economique et Monétaire d'Afrique Centrale (CEMAC : **le Cameroun, le Congo, la Centrafrique et le Tchad**) et les 4 autres pays de l'espace CEEAC non membre de la CEMAC (**l'Angola, le Burundi, la République Démocratique du Congo et le Rwanda**). La Guinée Equatoriale, le Gabon (membre de la CEMAC) et le Soa Tomé et Principes n'ont pas été pris en compte du fait de l'absence de données les concernant.

mineur ou majeur<sup>3</sup>, au moins, au sein de l'un des pays de la zone, selon la base de données du programme d'Uppsala Conflict (UDCP/PRIO). Le graphique 1 ci-dessous présente cet état des conflits avec un décompte moyen d'environ 18 ans des conflits armés sur 33 années d'observations par pays dans cet espace économique. Cinq pays dont le Rwanda, la République Démocratique du Congo, le Burundi, l'Angola et le Tchad détiennent des années des conflits armés au-dessus de la moyenne communautaire.



**Source :** Auteurs, à partir de l'Excel

Face à ses multiples conflits armés qui fragilisent les efforts au développement respectivement des pays en développement en général et particulièrement ceux de l'espace CEEAC, plusieurs travaux (Evans & Kelikume, 2019 ; Negret et al., 2019 ; Koren, 2018 ; Smith, 2014 ; Ugarriza & Craig, 2013 ; Hegre et al., 2013 ; Hellendorff, 2012 ; Savun & Tirone, 2012 ; Harsch, 2007 ; Miguel et al., 2004 ; Le Billon, 2003 ; Hugon, 2001) ont empiriquement examiné le rôle joué par les facteurs socioéconomiques, les dotations en ressources naturelles ainsi que les chocs exogènes sur les conflits armés ou l'instabilité politique. Cependant, seulement quelques travaux se sont intéressés spécifiquement au lien entre l'évolution (taux) des capacités endogènes des marchés locaux du travail à absorber le chômage des jeunes et la survenue des conflits armés du type mineur ou majeur au sein de cet espace (Babalola & Ayuba, 2015 ; Cramer, 2015 ; Azeng & Thierry, 2013 ; Cramer, 2011 ; Munive, 2010).

Ainsi, face aux faibles preuves empiriques sur la question du rôle joué par chômage dans les conflits armés dans les pays en développement ; cet article vise à répondre à la question de savoir si les facteurs socioéconomiques, spécifiquement le chômage des jeunes accroît le risque de survenue d'un conflit armé annuel au sein des économies de la CEEAC ? Spécifiquement,

<sup>3</sup> Selon la nomenclature des conflits faite par l'Uppsala Conflict Data Program (UCDP), les conflits mineurs sont des conflits armés impliquant un ou plusieurs groupes armés contre l'armée régulière d'un pays conduisant à un nombre des décès compris entre 25 et 999 personnes. Les conflits d'ampleurs des décès supérieurs ou égaux à 1000 sont classés des conflits armés majeurs.

l'article cherche à vérifier si le chômage des femmes et/ou des hommes accroît l'occurrence des conflits armés au sein de l'espace CEEAC ? Ou encore, si le chômage des jeunes de la tranche d'âge comprise entre 15 et 24 ans accroît l'occurrence des conflits armés au sein de cet espace économique ?

L'entreprise de cette analyse est motivée par plusieurs raisons. Premièrement très peu d'études se sont intéressées au rôle que joue l'évolution des capacités endogènes d'emploi des jeunes sur le risque de survenue d'un conflit armé mineur ou majeur et spécifiquement au sein de la CEEAC. Deuxièmement, la plus part des travaux dans le domaine ont plus utilisé comme variable dépendante, l'instabilité politique plutôt qu'utiliser la variable dépendante du type dichotomique de l'occurrence d'un conflit armé dans un pays de l'échantillon de l'étude, comme l'ont fait **Hegre et al., 2013**. Selon ces auteurs, l'utilisation de la variable dépendante dichotomique (survenue ou absence d'un conflit armé au cours d'une année) est plus intéressante car elle détient des informations peu transformées comme dans le cas de la variable *instabilité politique* qui est une variable composite calculée sur la base des plusieurs indicateurs. Son utilisation est aussi capitale car elle conduit à des prédictions plus pertinentes en termes des risques des conflits armés futurs sur la base de la régression logistique faite sur une telle variable dépendante. Troisièmement, l'espace CEEAC est actuellement l'espace d'intégration économique le plus en retard sur le continent africain en termes de coopérations commerciales et l'une de raisons de ce retard pourrait être les multiples conflits armés qu'ont subi et qui continuent de subir ses nombreux pays. A l'heure actuelle, trois pays de la CEMAC, un sous-espace de la CEEAC dont le Cameroun, le Tchad et la Centrafrique connaissent respectivement des conflits armés internes et/ou transfrontaliers en cours au-delà des nombreux autres anciens conflits armés vécus par ces derniers et les autres pays de ce sous-espace. Au sein des autres économies de la CEEAC hors-CEMAC, l'on note la situation d'un conflit armé en cours au sein de la République Démocratique du Congo (RDC) dans le Nord Kivu, conflit induit par les incursions du groupe des rebelles dénommé le M23, groupe accusé d'être appuyé par le Rwanda à tel point que certains travaux qualifient d'une guerre entre les deux pays mitoyens (**El Miviri, 2023**). Ces multiples raisons évoquées justifient notre intérêt à examiner le lien spécifique entre le chômage des jeunes et la survenue d'un conflit armé annuel à la CEEAC.

La suite de ce travail est organisée en trois sections dont la revue critique de la littérature (1), l'approche méthodologique de l'étude (2), la présentation et la discussion de nos principaux résultats (3).

## 1. Revue de littérature

### 1.1- Ancrage théorique : participation au marché du travail et risque d'un conflit armé

Si la littérature empirique actuelle souligne comme sources des conflits armés, des déterminants endogènes de nature socioéconomique et politique ainsi que des chocs internationaux ; l'hypothèse du lien d'influence entre le chômage des jeunes et les conflits armés est faiblement examiné en raison de manque de données (**Rohner, 2018**). Or, selon des anciens travaux précurseurs de l'analyse en économie du travail, la participation des populations au marché local de l'emploi est un facteur majeur de stabilité politico-sociale lorsque celle-ci est forte et dévient une source des conflits armés lorsque celle-ci est faible induisant ainsi un taux du chômage élevé (**Naville, 1959**). Cet auteur, dans ses travaux sur le travail et la guerre, a souligné la relation constante et presque indissociable entre l'organisation sur le marché du travail et la survenue d'une guerre au sein d'une société. L'auteur a résumé sur la base des nombreuses contributions des théoriciens du travail dont Karl Marx que la guerre entre des groupes armés est une relation constante des rapports sanglants entre une ou plusieurs nations (guerres internationales) avec une ou plusieurs autres nations (conflits armés internationaux) ou encore entre les groupes armés au sein d'une nation (conflits internes). Le conflit armé international est considéré comme un moyen sanglant d'expression de puissance ou une nécessité de défense que fait un Etat vis-à-vis d'une ou des autres Nations qu'il estime s'éloignant des bons termes du rapport de coopérations commerciales, économiques et socioculturelles amicales et pacifiques.

Cependant, le conflit armé intra-Etat, survient suite à l'embrassement de relations sociales pacifiques du fait de la montée des perceptions d'exclusion des droits acquis à tous pour une participation au système de production et à une distribution nationale équitable de revenu par l'équipe gouvernante. Sur la base de cette ancrage théorique, quelques travaux empiriques se sont greffés pour examiner la relation d'influence entre le chômage des jeunes et leurs participations aux conflits armés surtout dans les pays en développement (**Evans & Kelikume, 2019 ; Cramer, 2015 ; Babalola & Ayuba, 2015 ; Azeng & Thierry, 2013 ; Cramer, 2011 ; Munive, 2010**). A côté des travaux ayant examinés objectivement la relation entre le chômage des jeunes et les conflits armés, plusieurs autres auteurs ont examinés les rôles influents des certains facteurs socioéconomiques tels que la trappe à la pauvreté (**Hugon, 2006**), l'abondance et l'exploitation des ressources naturelles (**Koren, 2018 ; Le Billon, 2003**), le type de gouvernance politique coercitive (**Pamp et al., 2018**) ainsi que les chocs économiques endogènes et/ou exogènes (**Savun & Tirone, 2012 ; Hugon, 2006 ; Miguel & al., 2004**) sur la

survenue des conflits armés ou sur l'instabilité politique au sein des économies en développement.

Toutefois, notre revue empirique sélective s'intéresse spécifiquement aux travaux ayant examinés la relation entre le chômage dans les économies en développement et les risques des conflits armés.

### **1.2- Revue empirique sélective de littérature sur le rôle du chômage dans les conflits armés**

L'analyse empirique de la relation entre le chômage des jeunes et les risques des conflits ou l'instabilité dans les pays en développement ont fait l'objet des plusieurs travaux empiriques. Mais les résultats sont plus au moins concordants en raison des différences de taille de l'échantillon ainsi que des approches d'analyse empirique convoquées.

**Munive (2010)**, utilisant une approche d'analyse qualitative de la relation entre le chômage des jeunes et la promotion de l'emploi post-conflit armé au Libéria, est arrivé à une conclusion que l'autonomisation des jeunes est un facteur déterminant dans la stabilisation de la paix post-conflit armé.

**Cramer (2011)**, examinant par une approche qualitative la relation entre la participation à la violence des jeunes désœuvrés, est arrivé à une conclusion que le chômage est source de participation aux violences et aux conflits armés dans les pays en développement. Par ailleurs, Reprenant cette analyse plus tard (**Cramer, 2015**), il est toujours arrivé à une conclusion que le chômage est un problème crucial pour les pays en développement car il contribue à accroître les motivations d'adhésion des jeunes aux groupes des violences sociales et au risque de conflits armés.

**Azeng & Thierry (2013)**, traitant de cette question entre le chômage et le risque des conflits ou l'instabilité politique sur un échantillon de 24 pays africain entre 1980 et 2010 et utilisant la technique d'estimations avec variable instrumentale, arrivent à une conclusion que le chômage des jeunes entraîne une instabilité à côté des autres variables telles que les militaires en politique, l'inégalité et les tensions religieuses.

**Babalola & Ayuba (2015)** travaillant sur le risque de conflits armés et notamment comme celui de Nigeria, ils ont mené une analyse empirique du type qualitatif les ayant conduits à des résultats selon lesquels, la non occupation des jeunes augmente le risque de l'embrasement au sein du Nigéria dont les organisateurs ont la facilité de recruter des jeunes parmi ceux désœuvrés comme c'était le cas du début de la secte Boko Haram et qui sévit actuellement dans les quatre pays partageant les frontières commune dans la zone de lac Tchad (Nigéria, Cameroun, Tchad

et le Niger). Ils ont préconisé à l'issue de leur analyse une autonomisation socioéconomique des jeunes comme de l'antidote aux sous-emplois jeunes et par là une solution de non-participation aux groupes de rebelles, source des conflits armés.

**Pamp et al. (2018)**, s'inclinant sur la question des risques des conflits armés en fonction du renforcement des capacités coercitives de l'armée régulière d'un Etat et d'autres variables macroéconomiques, ils ont opté pour une double spécification économétrique de l'équation d'importation d'armes sur les risques des conflits armés par la méthode de régression simultanée et la spécification avec variables instrumentales sur un échantillon de 137 pays dont les observations annuelles partent de 1949 à 2013. Ils sont arrivés à une conclusion que l'importation des armes conduit à augmenter les risques de conflits internes au sein des économies étudiées. Ces résultats minimisent le rôle influent du chômage surtout celui des jeunes et pourtant certains travaux l'ont souligné.

**Evans & Kelikume (2019)**, utilisant la méthode d'estimation par les Moindres Carrés Ordinaires Modifiés (MCOM) sur la spécification économétrique des conflits armés induit par la secte Boko Haram dans le Delta du Niger sur un ensemble des variables macroéconomiques et sociopolitiques du Nigeria sous la période allant de 1980 à 2017, ils sont arrivés à une conclusion que le chômage des jeunes fait partie de certaines variables macroéconomiques qui concourent à expliquer les risques des conflits dans ce pays.

Plus récemment, **Eggho & Kobbi (2022)** se sont penchés sur les déterminants de l'instabilité politique dans les pays en développement. Dans leur démarche méthodologique combinant deux approches de spécifications économétriques dont la spécification linéaire simple estimée par les moindres carrés ordinaires et la spécification en panel dynamique estimée par la méthode des moments généralisés en système, sur un échantillon large de 103 pays en développement, sous une période de 1975 et 2015, ils sont arrivés à une conclusion que l'amélioration des indicateurs macroéconomiques et des indices de gouvernance conduisent à la réduction des instabilités du type formel ou informel dans ces pays. Toutefois, leurs résultats ne confirment pas de manière robuste, le rôle joué par le chômage sur les instabilités surtout sur celle formelle. Les différents résultats empiriques obtenus par les travaux susmentionnés soulignent l'influence mitigée du chômage total ou du chômage des jeunes sur les risques des conflits armés dans les pays en développement. Il faut souligner que la non concordance de ces résultats peut être liée aux diverses approches de recherche utilisées, aux différentes tailles de l'échantillon des pays constituant les panels d'analyse ainsi qu'aux périodes des études menées. A travers l'approche qualitative d'analyse (**Babalola & Ayuba, 2015 ; Cramer, 2015 ;**

**Cramer, 2011 ; Munive, 2010**) les hypothèses de lien entre le chômage et la participation aux conflits des jeunes désœuvrés est vérifiée. Cependant, d'un point de vue quantitatif, seulement quelques travaux (**Evans & Kelikume, 2019 ; Azenz & Thierry, 2013**) ont confirmé cela. Par contre, d'autres analyses soulignent l'impertinence du facteur chômage (**Eggoh & Kobbi, 2022 ; Pamp et al., 2018**) mettant en avance le rôle des autres facteurs macroéconomiques comme déterminant de l'instabilité ou des risques des conflits armés.

Ainsi, dans le cadre de cette étude, nous optons pour un échantillon des 8 pays faisant partie d'un même espace économique, la CEEAC plutôt que de constituer un échantillon aléatoire et plus large comme l'ont fait d'autres travaux (**Eggoh & Kobbi, 2022 ; Pamp et al., 2018**) et donc les résultats n'apportent pas des recommandations spécifiques ou beaucoup plus précises à un ensemble des pays partageant une même aspiration économique et monétaire. Par ailleurs, en raison de la nature dichotomique de notre variable dépendante (survenue ou absence d'un conflit armé annuel du type 1 ou 2<sup>4</sup> au sein de nos économies constituant notre panel) nous optons également pour une spécification logistique dont la section méthodologique suivante justifie et explique les démarches.

## 2. Approche méthodologique de l'analyse

Dans cette section, nous présentons la spécification économétrique, nos sources de données ainsi que la procédure d'estimations.

### 2.1- Spécification économétrique de l'étude

En raison de la nature dichotomique de notre variable dépendante : l'occurrence d'un conflit armé annuel (conflit de magnitude 1 ou 2) ou pas au sein des économies constituant notre panel, la spécification économétrique du modèle à estimer fait appel à plusieurs méthodes notamment les méthodes d'estimations probabiliste et logistique en panel. Dans le cadre de cette étude, nous optons pour la spécification économétrique logistique tels que l'ont entrepris **Hegre et al. (2013)**. En effet, d'un point de vue technique, le choix de la méthode logistique en panel au détriment de celle probabiliste se justifie par deux raisons fondamentales.

Premièrement, la spécification économétrique par la technique de régression logistique en panel est conditionnée par la nature de distribution des observations de la variable dépendante.

---

<sup>4</sup> Notre variable dépendante est issue d'une transformation en variable dichotomique dont les modalités sont zéro (0) pour absence d'un conflit annuel et 1 pour présence d'un conflit armé annuel de la variable **type du conflit** extraite de la base de données de Uppsala Conflict Data program/PRIO sur les conflits armés au sein des pays du monde. En effet, cette variable a trois modalités de réponse initialement à savoir absence de conflit armé codé par le chiffre zéro (0) et présence des conflits armés annuels mineurs codé par le chiffre 1 et majeur codé par le chiffre 2 soulignant respectivement les conflits annuels survenus au sein d'une économie ayant de décomptes des décès compris dans les intervalles de [25 à 1000] et [1000 et Plus].

Lorsque la distribution des observations de la variable dépendante ne suit pas une loi normale, il est préférable d'utiliser la régression logistique en panel qui apparaît plus appropriée au regard de ses estimateurs qui sont asymptotiquement convergents que ceux obtenus par la régression probabiliste en panel. Dans le cadre de cette étude, notre variable dépendante  $Aconflict_{it}$  n'est pas normalement distribuée, selon les résultats de test contenu dans le **tableau 1** ci-dessous. Sous l'hypothèse nulle de normalité de distribution des observations, la probabilité associée à ce test de normalité nous permet de rejeter cette hypothèse au seuil de 1%. Ce qui nous oblige à opter pour la spécification logistique de l'équation à estimer au détriment de la spécification probabiliste.

**Tableau 1 : test de normalité de la distribution de la variable dépendante**

<i>Variable dépendante</i>	<i>ACONFLICTI</i>
<i>Maximum</i>	1
<i>Minimum</i>	0
<i>Nombre de conflits annuels au sein du panel</i>	122
<i>Nombre total d'observations 1995-2022</i>	252
<b>Tests de normalités de JB et ses coefficients d'asymétrie (S) et d'aplatissement (K)</b>	
<i>Jarque-Bera (JB)</i>	42.00017
<i>Probability (Pr(JB))</i>	0.000000
<i>Skewness (S)</i>	0.063524
<i>Kurtosis (K)</i>	1.004035

*Source : Auteurs, à partir de Eviews 10*

Deuxièmement, la spécification de l'équation à estimer par la fonction logistique est, dans la pratique, beaucoup plus facile à utiliser. Etant donné que la variable dépendante est transformée en une variable booléenne (*Aconflict*) renfermant d'une part, tout type des conflits armés annuels (1 ou 2) survenu et d'autre part, l'absence d'un conflit armé annuel au sein des économies du panel :

$\{ Aconflict_{it} = 1 \text{ conflit armé annuel du type 1 \& 2 au sein de } i \text{ pays à l'année } t$   
 $\{ Aconflict_{it} = 0, \text{ Absence de conflit armé annuel au sein de } i \text{ pays à l'année } t$

Ainsi, notre fonction logistique de prédiction des événements dont les valeurs de la variable dépendante sont comprises entre 0 et 1 en fonction de l'ensemble de nos variables indépendantes s'écrit sous la forme réduite suivante :

$$F(Y_{it} = 1 | X_{it}\beta) = \frac{1}{1+e^{-(X_{it}\beta+\varepsilon_{it})}} \dots\dots\dots(1)$$

Où  $X_{it}$  représente le vecteur des variables explicatives du modèle et  $\beta$  le vecteur des paramètres à estimer.

L’estimation de cette fonction fait appel à une itération par l’algorithme de maximisation de vraisemblance (log-vraisemblance) en raison du caractère binaire de notre variable dépendante.

La fonction de maximisation s’écrit :

$$LogL_i = \prod_{it}^N \left[ \log(G(X_{it}\beta))^{y^i} \right] \left[ \log(1 - G(X_{it}\beta))^{1-y^i} \right] \dots\dots\dots(2)$$

Avec  $G(X_{it}\beta) = \frac{e^{X_{it}\beta + \varepsilon_{it}}}{1 + e^{X_{it}\beta + \varepsilon_{it}}}$ , la fonction exponentielle des variables explicatives où  $\varepsilon_{it}$  est le vecteur des termes d’erreurs de l’équation de la base constituée en panel et est idempotente  $\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$  approximée par la fonction quadratique de Gausse-Hermite dans le cadre d’une estimation logistique. En intégrant l’ensemble de nos variables explicatives dans l’équation 1 et en linéarisant cela par la fonction logarithme, on obtient notre équation 3 suivante :

$$Logit_Y(X_{it}\beta) = \log\left(\frac{1}{1 + e^{-(\alpha + \sum_{p \geq 2} \beta_p X_{itp} + \varepsilon_{it})}}\right) = \alpha + \sum_{p \geq 1} \beta_p \log(X_{itp}) + \varepsilon_{it} \dots\dots\dots(3)$$

Avec  $\alpha$  le paramètre à estimer reliant notre variable d’intérêt (chômage codé par *ttunemp* : pour le chômage total) à la variable dépendante et  $\beta_p$  vecteurs des autres paramètres à estimer associés à nos  $p$  variables du contrôle.  $\varepsilon_{it}$  représente les termes d’erreur du modèle. De manière plus détaillée, le modèle 3 peut être réécrit comme suit :

$$\begin{aligned} Aconflict = & \beta_1 aconflict_{it-1} + \alpha ttunemp_{it} + \beta_2 gdpcap_{it} + \beta_3 cconsexp_{it} + \\ & \beta_4 psschout_{it} + \beta_5 ttren_{it} + \beta_6 infl_{it} + \beta_7 armforc_{it} + \beta_8 lnpop_{it} + \beta_9 refupop_{it} + \\ & \beta_{10} corr\_indx_{it} + \beta_{11} p\_durable_{it} + \beta_{12} f\_ethnic_i + \beta_{13} f\_lang2_i + \beta_{14} f\_relig2_i + \\ & \beta_{15} Dum9520 + \varepsilon_{it} \dots\dots\dots(4) \end{aligned}$$

Notre équation logistique (4) ainsi spécifié renferme l’ensemble de nos variables explicatives. En raison du fait qu’il devrait y avoir normalement une probabilité constante ( $\beta_0$ ) de survenue d’un conflit, nous optons plutôt introduire parmi nos variables explicatives, la variable retardée d’une période ( $aconflict_{it-1}$ ) captant ainsi une influence éventuelle d’un conflit armé annuel de l’année précédente sur un conflit en cours et estimons qu’il n’existe par une probabilité constante ( $\beta_0$ ) de survenue d’un conflit. Parmi nos variables du contrôle, nous avons, sur la base des travaux cités dans la revue empirique, convoqué le logarithme du Pib par tête ( $gdpcap_{it}$ ), le logarithme de la consommation courante annuelle ( $cconsexp_{it}$ ), le logarithme des effectifs des enfants ayant décrochés précocement l’école primaire ( $psschout_{it}$ ), le logarithme de la rente totale des ressources naturelles des pays du panel ( $ttren_{it}$ ), l’inflation ( $infl_{it}$ ), l’effectif annuel du personnel armé ( $armforc_{it}$ ), le logarithme de la taille annuelle de la population ( $lnpop_{it}$ ), le logarithme de l’effectif annuel de réfugiés accueillis par les pays du panel ( $refupop_{it}$ ) et l’indice de contrôle de corruption ( $corr\_indx_{it}$ ). Toutes ses variables ont été extraites de la banque de données des indicateurs de la Banque Mondiale (WDI) de 2024.

Par ailleurs, afin de capter l'influence des systèmes de gouvernance ainsi que des facteurs socioculturels et religieux sur l'occurrence des conflits armés au sein de nos pays du panel, nous avons convoqué d'autres variables du contrôle obtenues à partir de la base Quality Of Government (QoG 2023) comme l'ont fait **Eggoh & Kobbi (2022)**. Sur la base de leur pertinence à augmenter le caractère prédictif global du modèle, seules quatre variables font partie de nos variables explicatives. La variable définie par  $p\_durable_{it}$ , récapitulant la durée du régime gouvernant en place. La variable définie par  $f\_ethnic_i$  traduisant le niveau de la fragmentation ethnique au sein des  $i$  pays, et celles définies par  $f\_lang2_i$  et  $f\_relig2_i$  qui traduisent respectivement les niveaux de fragmentation linguistique et religieuse au sein de nos  $i$  pays constituant notre panel. Ces trois variables sont invariantes dans le temps et traduisent la probabilité que deux personnes enquêtées appartiennent à un même groupe ethnique (respectivement partageant une même langue maternelle ou encore appartiennent à une même religion). Par ailleurs, afin de capter les chocs exogènes à ses économies, nous avons constitué quatre variables Dummy dont la première capte les situations d'instabilité sous la période de 1995 à 2000 (*Dum9520*) où la plupart de ces pays étaient sous les chocs externes de plusieurs natures. C'est le cas par exemple de l'Angola qui a connu plusieurs conflits armés sur la période dont l'on observe la mainmise du bloc occidental visant à déstabiliser les anciens alliés de l'ex-URSS démantelée en 1991. Au Rwanda, les risques des conflits armés sous cette période est en partie justifiée par les vellétés exogènes de manipulation ethnique pour la course au pouvoir débouchant sur un génocide entre les deux grandes communautés (Jordane, 2000). Par ailleurs, cette même période est marquée par la tension financière internationale ayant débouchée sur une mise sous régime de l'ajustement structurel du Fond Monétaire Internationale pour la plupart de pays de ce panel. La deuxième variable Dummy est celle captant la situation de la crise financière mondiale de 2007 et ses conséquences qui se sont étalées jusqu'en 2009 (*Dum0709*). La troisième variable Dummy est celle captant le choc pétrolier international de 2014 à 2016 (*Dum1416*) et la dernière variable Dummy est celle captant les chocs sanitaires et sécuritaires de 2020 à 2022 (*Dum2022*). En raison de leur pertinence à accroître la qualité prédictive du modèle à travers la technique d'intégration et rejet des variables non pertinentes à la significativité globale du modèle, seule la première variable Dummy (*Dum9520*) est retenue dans le modèle estimé.

## 2.2- Source de données et procédure d'estimations

Nous avons exploité trois sources de données secondaires notamment, la base de données UCDP/PRIO de 2023, pour la variable dépendante (*Aconflict1*) ; la base de données (QoG : Quality of Government de l'Université Gothenburg de 2023) pour les cinq variables suivantes : *Polity\_IV*, *p\_durable*, *f\_ethnic*, *f\_lang* et *f\_relig*. Cependant, la variable *Polity\_IV* a fait l'objet du retrait de notre modèle estimé parce qu'elle était non pertinente. Le reste de nos variables proviennent de la base de World Development Indicator de 2024.

Avant toute estimation, nous procédons aux tests de stationnarité de variable ainsi qu'à l'analyse descriptive comme préalable à l'appréciation de nos variables devant rentrer dans la régression. Après le test de stationnarité, nous procédons à la linéarisation de nos variables par le logarithme népérien.

En matière de la procédure d'estimations, la spécification économétrique de notre modèle (4) plus haut se prête à plusieurs techniques d'estimations logistiques à Effets fixes, à effets aléatoires ou de la moyenne de population (average-population logistic panel regression). Toutefois, du fait de certaines variables qui sont invariantes dans le temps (*f\_ethnic*, *f\_lang* et *f\_relig*), l'utilisation de la technique d'estimation par l'effet fixe est écartée. Pour ce qui est du choix entre le modèle logistique en panel à effets aléatoires et celui à moyenne de population, nous avons procédé à l'appréciation de logarithme de la variance après estimation du modèle à effets aléatoires. Sous l'hypothèse nulle soutenant que la variance issue de l'estimation logistique à effets aléatoires est non nulle, la statistique associée à ce test nous donne la pertinence du modèle. Par ailleurs, l'estimateur issu du modèle logistique à effets aléatoires est pertinent par rapport à celui du modèle à moyenne de population dont les estimateurs apparaissent non convergents. Nous procédons progressivement à l'ajout et à l'élimination des variables qui ne concourent pas à l'amélioration de la significativité globale du modèle. Pour vérifier l'hypothèse de lien entre notre variable dépendante et la variable d'intérêt qui est le chômage total ou celui des jeunes, nous interprétons le résultat du test d'hypothèse technique de nullité sur le coefficient associé à la variable d'intérêt (*ttunemp* ou *ttyunemp*) qui est  $\alpha$  :

$$\begin{cases} H_{nulle} : \alpha = 0 \\ H_{alternative} : \alpha \neq 0 \end{cases}$$
 ; la comparaison de la probabilité associée au  $t$  de student pour ce coefficient aux seuils statistiques usuels (10%, 5% et 1%) nous permettra de confirmer le lien statistiquement vérifié ou non. Par ailleurs, nous avons changé la variable d'intérêt par plusieurs dont le taux de chômage des jeunes âgés entre 15 et 24 (*ttyunemp<sub>it</sub>*) ainsi que leur clivage

chômage jeunes chez les hommes ( $myunemp_{it}$ ) et chômage jeunes chez les femmes ( $fyunemp_{it}$ ) afin de nous rendre compte sur ces différentes options.

En outre, afin de confirmer effectivement l'influence d'une variable sur la survenue d'un conflit, il est préférable de mener l'estimation par le rapport de cotes (Odds Ratio=OR) après la régression logistique. Cette technique est très pertinente pour savoir effectivement si une variable a réellement un ratio de cotes important et donc contribue à expliquer les risques des conflits futurs, sur la base du modèle estimé. Selon cette technique, seules les variables explicatives ayant le ratio de cotes supérieur à un ( $OR \geq 1$ ) et significatif aux seuils statistiques usuels, ont une influence sur le risque des conflits armés. D'un point de vue pratique, nous avons utilisé trois logiciels statistiques pour réaliser nos analyses. Nous avons utilisé le logiciel Excel pour apurer les données et compléter les données manquantes par les techniques d'interpolation et d'extrapolation des observations manquantes. Ensuite nous avons utilisé les logiciels Eviews 10 et Stata 17 qui sont tous deux, complémentaires en ce sens que le premier est un logiciel performant pour les tests de stationnarité et de normalité des variables car il retourne plusieurs résultats des tests dans un tableau synthétique. Le second logiciel est un logiciel le plus utilisé et le plus prisé pour les estimations et la modélisation des résultats sur des formats acceptés par plusieurs revues en sciences humaines et sociales.

### 3. Résultats et discussion

#### 3.1- Analyses descriptives

Nous combinons deux techniques d'analyse ici, graphique et descriptive. Il convient d'abord de souligner que notre variable dépendante qui est du type dichotomique renferme 140 observations annuelles de situations de conflits armés contre seulement 124 observations de non conflit sous la période allant de 1990 à 2022 au sein des huit économies de la CEEAC dont quatre sont de l'espace CEMAC (Centrafrique : CAF, le Cameroun : CMR, le Congo : COG et le Tchad : TCD) et quatre autres pays membres de la CEEAC hors CEMAC (L'Angola : AGO, le Burundi : BDI, la République Démocratique du Congo : COD et le Rwanda : RWA)<sup>5</sup>. Le chômage est en moyenne de 8,43% avec le taux le plus faible du panel qui est de l'ordre de 0,63 (au Tchad) et le taux maximal qui est de 22,67% des chômeurs détenu par l'Angola.

En termes des effectifs des enfants quittant précocement l'école, la moyenne du panel est d'environ 1.432.664 enfants. L'inflation est en moyenne de 177, 3% tirés par les situations de

---

<sup>5</sup> En réalité, l'espace CEEAC a 11 Etats membres. Pour de raisons d'indisponibilité de données sur les Conflits armés, deux pays de la CEMAC (le Gabon et la Guinée Equatoriale) ne font pas partie de l'échantillon. À l'espace hors-CEMAC, seul le Sao Tomé et Principes ne détient pas de données et a fait l'objet d'exclusion dans notre panel.

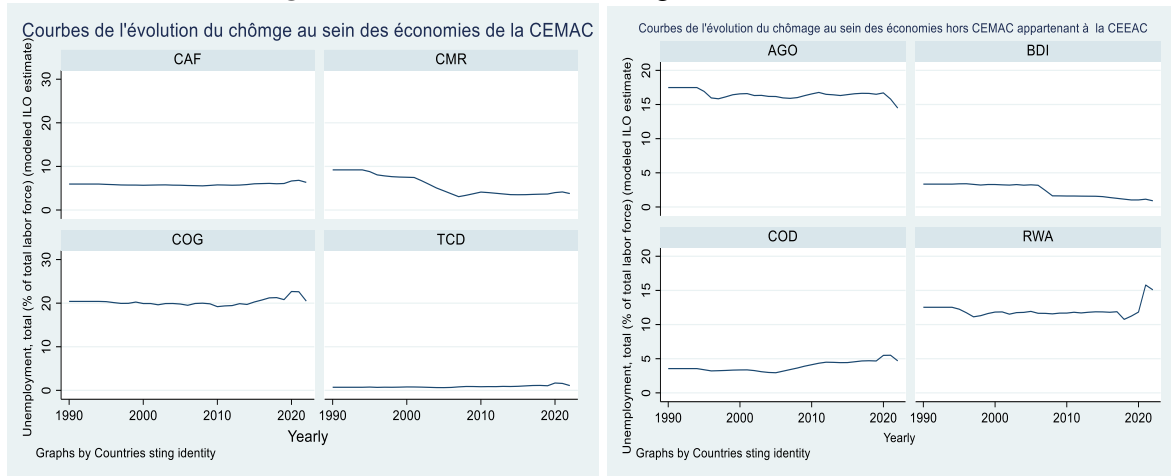
l'inflation forte en Angola et au Burundi sous la période de 1990 et 2005. Il faut aussi souligner que les taux d'inflation du panel apparaît plus maîtrisée autour de 22% vers la fin de la période de l'étude en Angola et au Burundi. La population moyenne est d'environ 17.362.624 habitants et l'effectif moyen de personnel armé est d'environ 50.779 Hommes.

**Tableau 2: Statistiques descriptives de l'ensemble des variables**

Variables	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
Aconflict	264	(1) 122 (0) 152	/	0	1
Gdpcap	264	876.353	932.567	99.757	5101.98
Dconscrr	264	1.042e+10	1.403e+10	7.700e+08	8.600e+10
Ttunemp	264	8.426	6.671	.63	22.667
Chldoutps	259	1432664.3	3032446.2	152264.67	15386023
Ttren	264	19.901	13.218	3.152	59.684
Infl	264	177.282	1524.258	-8.975	23773.1
pop	264	17362824	19336788	2385435	98613187
armfp	224	50779.063	42687.072	0	159000
corr indx	264	.567	.223	0	.792
p durable	264	9.523	9.358	0	32
f ethn	264	.714	.236	.295	.875
f lang	231	.747	.195	.298	.89
f relig	264	.648	.093	.507	.792

*Source : Auteurs, à partir de Stata 17.0*

L'indice de contrôle de corruption est en moyenne de 0,57 et l'âge de la durée du régime de gouvernance est d'environ 10 ans avec un record de 32 ans de même régime pour certains Etats comme le Cameroun, sous la période de l'étude. En matière de notre variable d'intérêt, au-delà de l'analyse descriptive, nous avons fait l'analyse graphique présentée dans la figure 1 ci-dessous concernant notre variable d'intérêt qui mérite une attention particulière en termes de son évolution. Nous observons un fort taux de chômage qui est de l'ordre de 20% en l'Angola, au Congo et au Rwanda. Il est relativement moyen autour de 8% au sein de l'économie camerounaise et centrafricaine et très bas autour de 1% au Tchad. Cependant, le taux le plus faible observé à l'économie tchadienne peut s'expliquer par le faible taux de scolarisation tendant à réduire le rapport demandeurs d'emploi sur la population active.

**Figure 1 : Évolution du chômage au sein de la CEEAC**

**Source :** Auteurs, à partir de Stata 17.0

Le tableau 3 ci-dessous reporte les résultats de tests de stationnarité de l'ensemble des variables convoquées pour notre modèle.

**Tableau 3 : Tests de stationnarité des variables du modèle**

Niveau de stationnarité	Stationnaire à niveau			Stationnarité à l'ordre 1			Niveau d'intégration
	Variables	Levin, Lin & Chu t*	Im, Pesaran and Shin W-stat	ADF-Fisher Chi-square	Levin, Lin & Chu t*	Im, Pesaran and Shin W-stat	
CONFLICT	(-3.73) ***	(-3.49) ***	(40.96) ***	trace	trace	Trace	(1)
TTUNEMP	(-0.68)	(-0.65)	(16.91)	(-4.74) ***	(-8.44) ***	(101.63) ***	(1)
TTYUNEMP	(-0.06)	(1.45)	(10.45)	((-4.87) ***	(-8.33) ***	(99.95) ***	(1)
GDPCAP	(0.94)	(2.09)	(6.59)	(-7.57) ***	(-8.37) ***	(102.08) ***	(1)
ARMFORC	(-3.53) ***	(-1.75) ***	(37.12) ***	trace	trace	Trace	(0)
CCORR_INDX	(-0.23)	(0.02)	(20.67)	(-8.76) ***	(-8.71) ***	(106.63) ***	(1)
CHLDOUTPS	(-1.53) *	(-1.98) **	(33.39) ***	trace	trace	Trace	(0)
TTUNEMP	(0.60)	(2.65)	(7.50)	(-6.99) ***	(-8.01) ***	(98.20) ***	(1)
DCONSCRR	(3.57)	(5.66)	(2.16)	(-2.39) ***	(-7.79) ***	(95.56) ***	(1)
POP	(-2.08)	(5.17)	(24.00)	(-2.91) ***	(-2.22) **	(37.34) ***	(1)
INFL	(-7.46) ***	(92.60) ***	trace	trace	trace	Trace	(0)
TTREN	(-3.80) ***	(-3.76) ***	(44.47) ***	trace	trace	Trace	(0)
REFUGEPOP	(3.78)	(3.51)	(17.69)	(-7.82) ***	(-7.91) ***	(100.52) ***	(1)

**Source :** Auteurs, à partir de Eviews 10

Il est à souligner que nous avons retenu trois tests statistiques d'examen de la stationnarité des variables que sont le test stationnarité de Levin et *al.*, (2002) pour évaluer la non stationnarité globale du panel et les deux autres tests proposé par Im et *al.*, (2003) et le test augmenté de Dickey- Fuller évaluant conjointement la non stationnarité individuelle dans le panel constitué. Globalement, la plupart de nos variables sont intégrées d'ordre 1 (non stationnaire à niveau) et à niveau (stationnaire à niveau) selon les résultats de ses différents tests contenu dans le tableau ci-dessus. D'où, nous optons pour une linéarisation à travers le logarithme népérien qui est l'une des techniques les plus utilisées en économétrie et qui conduit à lever l'état non stationnaire d'une variable.

Par ailleurs, nous avons réalisé l'analyse de corrélation bivariée de l'ensemble des variables rentrant dans notre modèle spécifié. Les résultats contenus dans le tableau 4 sur la matrice de corrélation ci-dessus attestent que plusieurs variables explicatives sont fortement corrélées à la variable dépendante. Ce qui lève le doute sur la non pertinence des variables explicatives convoquées dans l'équation à estimer. En dehors de corrélation bivariée des certaines variables explicatives avec la variable dépendante, plusieurs autres corrélations se sont aussi avérées significatives entre les variables explicatives. Toutefois, ces corrélations sont moins fortes (inférieure à 0.65) exceptées la corrélation bivariée entre abandon précoce de l'école primaire et le logarithme de la taille de population (0.64) qui est significative ainsi que les corrélations bivariées entre les trois dernières variables (Fragmentation ethnique, religieuse et linguistique). Cette forte corrélation significative entre ces trois dernières variables est normale car ces variables sont invariantes dans le temps et sont sujettes à une question de multicollinéarité. C'est d'ailleurs sur cette base de détection de multicollinéarité préalable que nous allons, dans la régression, convoquer la technique de correction de la question de multicollinéarité entre les variables explicatives du modèle.

**Tableau 4 : Matrice de corrélation de l'ensemble des variables du modèle**

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
<i>aconflikt1 (1)</i>	1														
<i>Gdpgcap (2)</i>	<b>-0.0692</b>	1													
<i>Cconsexp (3)</i>	<b>-0.0548</b>	0.0679	1												
<i>Ttunemp (4)</i>	<b>-0.195</b> ***	0.002	0.111 *	1											
<i>Psschout (5)</i>	<b>0.167</b> ***	-0.022	0.345 ***	-0.298 ***	1										
<i>Ttren (6)</i>	<b>-0.039</b>	0.016	0.061	0.481 ***	0.039	1									
<i>Infl (7)</i>	<b>-0.059</b>	-0.163 ***	0.004	-0.027	0.097	-0.003	1								
<i>Armforc (8)</i>	<b>0.306</b> ***	0.117 *	-0.241 ***	0.186 ***	-0.111 *	0.323 ***	-0.019	1							
<i>Lnpop (9)</i>	<b>0.146</b> **	0.022	0.782 ***	-0.269 ***	<b>0.640</b> ***	-0.006	0.127 **	-0.149 **	1						
<i>Refupop (10)</i>	<b>0.449</b> ***	0.105*	0.052	-0.242 ***	0.068	0.037	0.036	0.260 ***	0.355 ***	1					
<i>p_durable (11)</i>	<b>-0.111</b> *	0.035	0.446 ***	0.136 **	-0.206 ***	-0.182 ***	-0.073	-0.300 ***	0.119 *	-0.146 **	1				
<i>corr_indx (12)</i>	<b>-0.047</b>	-0.078	0.029	-0.202 ***	0.086	0.222 ***	0.035	-0.025	0.0191	-0.216 ***	-0.177 ***	1			
<i>f_ethnic (13)</i>	<b>-0.121</b> **	-0.085	0.350 ***	0.084	0.345 ***	0.242 ***	0.066	-0.323 ***	0.174 ***	-0.380 ***	-0.008 ***	0.323 ***	1		
<i>f_lang2 (14)</i>	<b>-0.053</b>	0.072	0.454 ***	0.028	0.382 ***	-0.191 ***	0.063	-0.365 ***	0.326 ***	-0.238 ***	0.203 ***	-0.084	<b>0.939</b> ***	1	
<i>f_relig2 (15)</i>	<b>-0.154</b> **	-0.103 *	0.161 ***	-0.098	0.248 ***	-0.053	0.043	-0.538 ***	0.042	-0.379 ***	-0.113 *	0.352 ***	<b>0.851</b> ***	<b>0.798</b> ***	1

Source : Auteurs, à partir de Stata 17.0, \* p<0.1, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01

## 3.2- Résultats essentiels des estimations et tests de robustesse des modèles estimés

Tableau 5 : Résultats des estimations de la variable Conflits armés s

MODELS	(PPMA)	(PLMA)	(PLMRE1)	(PLMRE2)	(PLMRE3)	(PLMRE4)
<i>DV</i>	<i>aconflikt1</i>	<i>aconflikt1</i>	<i>aconflikt1</i>	<i>aconflikt1</i>	<i>aconflikt1</i>	<i>aconflikt1</i>
<i>L.aconflikt1</i>	0.622*** (2.58)	0.967** (2.38)	0.972** (2.38)	0.989** (2.42)	0.997** (2.44)	0.982** (2.41)
<i>gdpgcap</i>	-0.0113 (-0.53)	-0.0134 (-0.39)	-0.0209 (-0.56)	-0.0222 (-0.59)	-0.0226 (-0.60)	-0.0220 (-0.58)
<i>cconsexp</i>	-0.749** (-2.51)	-1.245*** (-2.66)	-1.303** (-2.48)	-1.289** (-2.44)	-1.302** (-2.42)	-1.264** (-2.44)
<i>ttunemp</i>	0.0626* (1.83)	0.123*** (3.10)	0.107* (1.80)			
<i>ttyunemp</i>				0.0474* (1.72)		
<i>fyunemp</i>					0.0465* (1.69)	
<i>myunemp</i>						0.0476* (1.74)
<i>psschout</i>	0.433*** (2.94)	0.591** (2.34)	0.674** (2.40)	0.681** (2.45)	0.685** (2.47)	0.677** (2.42)
<i>ttren</i>	-0.0375** (-2.44)	-0.0649** (-2.57)	-0.0654** (-2.44)	-0.0658** (-2.43)	-0.0659** (-2.42)	-0.0655** (-2.43)
<i>infl</i>	-0.000441* (-1.91)	-0.000722* (-1.89)	-0.000801** (-2.03)	-0.000798** (-2.02)	-0.000796** (-2.01)	-0.000797** (-2.02)
<i>armforc</i>	1.637*** (3.25)	2.299*** (3.81)	2.797*** (3.04)	2.727*** (2.99)	2.679*** (2.94)	2.783*** (3.05)
<i>lnpop</i>	0.305 (0.70)	0.636 (0.90)	0.591 (0.77)	0.584 (0.76)	0.610 (0.78)	0.539 (0.71)
<i>refupop</i>	0.378*** (4.40)	0.641*** (4.22)	0.689*** (4.12)	0.674*** (4.11)	0.664*** (4.09)	0.683*** (4.12)
<i>corr_indx</i>	0.0895 (0.12)	-0.236 (-0.19)	-0.148 (-0.11)	-0.106 (-0.08)	-0.144 (-0.11)	-0.0599 (-0.04)
<i>p_durable</i>	0.0936*** (3.35)	0.153*** (3.33)	0.164*** (3.28)	0.163*** (3.27)	0.162*** (3.26)	0.164*** (3.28)
<i>f_ethnic</i>	-0.347 (-0.54)	-0.534 (-1.11)	-0.698 (-0.62)	-0.533 (-0.48)	-0.435 (-0.40)	-0.629 (-0.56)
<i>f_lang2</i>	0.0626 (0.12)	0.182 (0.52)	0.283 (0.31)	0.119 (0.13)	0.0649 (0.07)	0.171 (0.19)
<i>f_relig2</i>	0.558 (1.45)	0.659 (1.52)	0.893 (1.33)	0.910 (1.36)	0.848 (1.27)	0.973 (1.45)
<i>dumy9520</i>	0.326 (0.93)	0.819 (1.28)	0.769 (1.14)	0.795 (1.18)	0.796 (1.18)	0.797 (1.18)
<i>/lnsig2u</i>	-19.30 (-0.01)		-14.24 (-0.21)	-14.22 (-0.21)	-14.21 (-0.21)	-14.23 (-0.21)
<i>N</i>	224	224	224	224	224	224
<i>p</i>	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

Source: Auteurs, les valeurs t entre parenthèses sont des erreurs standard issues de corrélation bivariée entre la variable dépendante et celles explicatives, \* p<0.1, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01

Le tableau 5 ci-dessus présente les résultats de nos estimations réalisées sur le modèle spécifié. Les deux premières estimations que sont : l'estimation probabiliste en panel (PPMA), et l'estimation logistique en panel (PLMA) sont réalisées avec la technique de moyenne de population (average-population). Les quatre dernières colonnes reportent les résultats des estimations logistiques en panel à effets aléatoires (PLMRE =Panel logistic Random Model 1, 2, 3 et 4) qui sont définies dans notre spécification économétrique, testant l'une après l'autre, la série des variables définissant notre variable d'intérêt ( $ttunemp = \text{ch\^o}mage \text{ global}$ ,  $ttyunemp = \text{ch\^o}mage \text{ total des jeunes}$ ,  $fyunemp = \text{ch\^o}mage \text{ des jeunes femmes}$  et  $myunemp = \text{ch\^o}mage \text{ des jeunes hommes}$ ). Les probabilités associées à la signification globale de nos modèles estimés sont approximées par le test de Wald, elles sont largement inférieures au seuil de 1% (dernière ligne du tableau 5). Sous l'hypothèse nulle qu'aucun coefficient des régresseurs n'est significatifs pour expliquer la variable dépendante, l'on rejette cette hypothèse au seuil de 1% et atteste qu'au moins un des coefficients est non nul. Ce qui nous donne quitus d'interpréter nos résultats obtenus.

En termes d'interprétations statistiques, ces résultats attestent le coefficient associé à notre variable d'intérêt est statistiquement significatif au seuil de 10% et a un signe positif pour chacune de nos variables définissant la variable d'intérêt (Colonne PLMRE1, 2, 3 et 4 du tableau ci-dessus). Cela explique que l'évolution du chômage total ou celui des jeunes âgés entre 15 et 24 ans accroît l'occurrence des conflits armés au sein de l'espace CEEAC sous la période de l'étude (résultat colonnes PLMRE1-PLMRE2). Par ailleurs, les coefficients associés aux variables chômage jeunes chez les femmes (PLMRE3) ou chez les hommes (PLMRE4) sont tous aussi significatifs au seuil de 10% avec un signe positif.

La deuxième série d'interprétations est celle à faire sur les variables du contrôle du modèle. Le coefficient associé à la variable retardée ( $aconflict_{it-1}$ ) d'une période est significatif au seuil de 5% et ayant un signe positif. Ce qui explique aussi que l'occurrence des conflits armés au sein des économies des pays de la CEEAC s'explique par la situation du conflit de l'année précédente. Cela sous-tend qu'une situation d'un conflit armé à la date  $t-1$  accroît le risque du conflit à la date  $t$ . En matière des autres variables du contrôle, les coefficients associés aux variables sur l'évolution des dépenses courantes de consommation des ménages au sein des économies ( $cconsexp$ ), la rente totale sur l'exploitation des ressources naturelles ( $ttren$ ) ainsi que la maîtrise de taux d'inflation ( $infl$ ) ont tous un signe négatif respectivement significatifs au seuil de 5%. Ce qui nous permet d'affirmer que ces variables réduisent respectivement les risques de survenue des conflits armés annuels des pays du panel de cet espace économique.

Quatre autres variables du contrôle ont des coefficients à signe positif et significatifs au seuil de 5%. Il s'agit de la variable : l'effectif du personnel de défense nationale (*armforc*), l'abandon scolaire précoce des enfants de l'école primaire (*psschout*), l'accueil des populations réfugiés (*refupop*) ainsi que la durée de régime gouvernant (*p\_durable*). Ces variables contribuent respectivement à accroître les risques des conflits armés annuels au sein des économies du panel.

Toutefois, ces résultats n'intègrent pas les tests de robustesse. D'où nous allons interpréter les résultats des estimations avec correction des vecteurs d'erreurs *vce(cluster, countries identity)* dues à la faible prise en compte de l'effet spécifique pays dans le panel estimé par la technique logistique à effets aléatoires ou encore par la correction des vecteurs d'erreurs *vce(robust)* liées à la question de multicolinéarité soulignée plus haut. Le tableau 6 ci-dessous présente les résultats issus de ces deux techniques de correction des vecteurs d'erreurs.

**Tableau 6 : Résultats des estimations avec tests de robustesse du modèle estimé**

<b>MODELES</b>	<b>(1)</b>	<b>(2)</b>	<b>(3)</b>	<b>(4)</b>
<b>VD</b>	<b><i>aconflikt1</i></b>	<b><i>aconflikt1</i></b>	<b><i>aconflikt1</i></b>	<b><i>aconflikt1</i></b>
<b><i>L.aconflikt1</i></b>	0.972** (2.48)	0.989*** (2.58)	0.972** (2.48)	0.989*** (2.58)
<b><i>gdpgcap</i></b>	-0.0209 (-0.84)	-0.0222 (-0.89)	-0.0209 (-0.84)	-0.0222 (-0.89)
<b><i>cconsexp</i></b>	-1.303** (-2.15)	-1.289** (-2.15)	-1.303** (-2.15)	-1.289** (-2.15)
<b><i>ttunemp</i></b>	0.107** (2.44)		0.107** (2.44)	
<b><i>ttyunemp</i></b>		0.0474** (2.57)		0.0474** (2.57)
<b><i>psschout</i></b>	0.674** (2.26)	0.681** (2.33)	0.674** (2.26)	0.681** (2.33)
<b><i>ttren</i></b>	-0.0654* (-1.86)	-0.0658* (-1.90)	-0.0654* (-1.86)	-0.0658* (-1.90)
<b><i>infl</i></b>	-0.000801** (-2.37)	-0.000798** (-2.40)	-0.000801** (-2.37)	-0.000798** (-2.40)
<b><i>armforc</i></b>	2.797** (2.46)	2.727** (2.44)	2.797** (2.46)	2.727** (2.44)
<b><i>lnpop</i></b>	0.591 (0.81)	0.584 (0.80)	0.591 (0.81)	0.584 (0.80)
<b><i>refupop</i></b>	0.689*** (2.80)	0.674*** (2.79)	0.689*** (2.80)	0.674*** (2.79)
<b><i>corr_indx</i></b>	-0.148 (-0.08)	-0.106 (-0.05)	-0.148 (-0.08)	-0.106 (-0.05)
<b><i>p_durable</i></b>	0.164*** (2.65)	0.163*** (2.68)	0.164*** (2.65)	0.163*** (2.68)

<i>f_ethnic</i>	-0.698 (-1.08)	-0.533 (-0.77)	-0.698 (-1.08)	-0.533 (-0.77)
<i>f_lang2</i>	0.283 (0.40)	0.119 (0.17)	0.283 (0.40)	0.119 (0.17)
<i>f_relig2</i>	0.893* (1.87)	0.910* (1.94)	0.893* (1.87)	0.910* (1.94)
<i>dumy9520</i>	0.769 (0.74)	0.795 (0.77)	0.769 (0.74)	0.795 (0.77)
<i>lnsig2u</i>	-14.24	-14.22	-14.24	-14.22
<i>N</i>	224	224	224	224
<i>p</i>	0.00	0.00	0.00	0.00
<i>vce(robust)test</i>	YES	YES	NO	NO
<i>vce(cluster)test</i>	NO	NO	YES	YES

*Source: Auteurs, Les t valeurs entre parentheses sont les erreurs standard issues des modèles corrigés de question de multicollinéarité 2 premières estimations et d'effets spécifiques pays. \* p<0.1, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01*

Le **tableau 6** ci-dessous reporte les résultats des estimations avec tests de robustesse de correction des vecteurs des résidus par les deux techniques (*vce\_clustering and robustness multicollinearity*) de nos modèles logistiques en panel à effets aléatoires. Les deux premiers modèles estimés (1) et (2) intègrent la technique de correction de question de multicollinéarité entre les variables explicatives alors que les deux derniers modèles estimés (3 et 4) sont les résultats de correction des vecteurs des résidus basée sur les erreurs individuels. Dans ce tableau nous nous intéressons seulement aux coefficients de nos deux variables d'intérêts en raison du fait que ces tests de robustesse n'ont pas altérés les autres significativités par rapport à nos estimations précédentes. Que ce soit dans les colonnes 1 et 3 ou encore dans les colonnes 2 et 4, les coefficients reliant la variable chômage total au sein des économies (respectivement chômage des jeunes âgés entre 15-24 ans) sont toujours positifs et significatifs, cette fois au seuil de 5%. Ce qui nous permet de confirmer notre hypothèse technique soutenant que le chômage est un facteur de risque des conflits armés au sein des économies de la CEEAC, au seuil de 5%.

Toutefois, ces résultats ne nous permettent pas également d'affirmer le poids effectif de chacun de ses variables ayant des coefficients significatifs sur les risques de conflits armés aux seuils usuels. La technique d'estimation capable de nous permettre de faire cette lecture est l'estimation reportant les cotes ainsi que leurs intervalles de confiance. D'où, nous continuons à estimer à travers la technique de capitalisation des cotes (Odds Ratio : ratio des cotes).

### 3.3- Résultats des cotes (Odds Ratio)

Le tableau 9 ci-dessous présente les résultats des estimations avec les ratios ou les cotes (Odds ratio=OR). La technique de calcul des coefficients suit une fonction du rapport de survenue de l'événement ( $P(\text{aconflikt1}=1)$ ) sur sa non-réalisation ( $1- P(\text{aconflikt1}=1)$ ). Ainsi, chaque cote de coefficient ( $OR_{coef}$ ) est obtenu par ce rapport de réalisation et non réalisation selon la formule suivante :  $OR_{coef} = \frac{P(\text{Aconflikt1}=1)_{\beta}}{1-P(\text{Aconflikt1}=1)_{\beta}}$ . Comme stipulé plus haut, lorsque le Odds ratio est supérieur ou égal à 1, cela signifie que la variable indépendante détenant ce rapport influence réellement le risque de survenue d'un conflit armé.

**Tableau 9 : Résultats des estimations avec les ratios de cotes (Odds ratio=OR)**

OR	Odds ratio avec ttunemp					Odds ratio avec ttyunemp				
	OR	Sig	t-value	[95% CI]		OR	Sig	t-value	[95% CI]	
<i>L.aconflikt1</i>	<b>2.643</b>	**	2.48	<b>1.227</b>	<b>5.691</b>	<b>2.689</b>	***	2.58	<b>1.267</b>	<b>5.706</b>
<i>gdpgcap</i>	.979		- 0.84	.933	1.028	.978		- 0.89	.931	1.027
<i>cconsexp</i>	.272	**	- 2.15	.083	.891	.275	**	- 2.15	.085	.891
<i>ttunemp</i>	<b>1.113</b>	**	2.44	<b>1.021</b>	<b>1.214</b>					
<i>ttyunemp</i>						<b>1.049</b>	**	2.57	<b>1.011</b>	<b>1.087</b>
<i>psschout</i>	<b>1.963</b>	**	2.26	<b>1.094</b>	<b>3.522</b>	<b>1.975</b>	**	2.33	<b>1.114</b>	<b>3.503</b>
<i>ttren</i>	.937	*	- 1.86	.874	1.004	.936	*	- 1.90	.875	1.002
<i>infl</i>	.999	**	- 2.37	.999	1	.999	**	- 2.40	.999	1
<i>armforc</i>	<b>16.392</b>	**	2.46	<b>1.772</b>	<b>151.604</b>	<b>15.28</b>	**	2.44	<b>1.716</b>	<b>136.088</b>
<i>lnpop</i>	1.806		0.81	.435	7.49	1.793		0.80	.426	7.553
<i>refupop</i>	<b>1.992</b>	***	2.80	<b>1.231</b>	<b>3.226</b>	<b>1.962</b>	***	2.79	<b>1.221</b>	<b>3.152</b>
<i>corr_indx</i>	.863		- 0.08	.019	38.881	.9		- 0.05	.021	39.397
<i>p_durable</i>	<b>1.178</b>	***	2.65	<b>1.043</b>	<b>1.33</b>	<b>1.177</b>	***	2.68	<b>1.045</b>	<b>1.326</b>
<i>f_ethnic</i>	.498		- 1.08	.14	1.771	.587		- 0.77	.15	2.296
<i>f_lang2</i>	1.327		0.40	.337	5.232	1.126		0.17	.277	4.572
<i>f_relig2</i>	<b>2.442</b>	*	1.87	<b>.957</b>	<b>6.235</b>	<b>2.484</b>	*	1.94	<b>.99</b>	<b>6.231</b>
<i>dumy9520</i>	2.158		0.74	.283	16.481	2.215		0.77	.289	16.979
<i>lnsig2u</i>	- 14.244		.b	.	.	- 14.218		.b	.	.

Source : Auteurs, \*\*\*  $p < .01$ , \*\*  $p < .05$ , \*  $p < .1$

A partir de nos modèles estimés précédemment nous avons réestimé en reportant cette fois ci, dans le tableau 9 ci-dessus, les cotes (Odds ratio=OR), la significativité associée à chacune des cotes (Sig), la valeur de test de student (t-value) et les cotes estimées dans l'intervalle de confiance à 95% ([95% CI] extraits des tableaux 7 et 8 renvoyés à l'annexe.

Nous avons trouvé six variables (le chômage global ou celle des jeunes, la variable dépendante retardée d'une année, l'abandon scolaire précoce, l'effectif du personnel armé, l'afflux des populations réfugiées d'un pays en guerre vers un autre, la durée du régime gouvernant ainsi que la fragmentation religieuse) qui ont toutes, des cotes supérieures à 1 et significatives aux seuils statistiques usuels de 1%, et de 5% exceptée la cote de la variable sur la fragmentation religieuse qui n'est significative qu'au seuil de 10%. Ces six variables ayant des cotes supérieures à 1 ( $OR \geq 1$ ), attestent qu'elles ont réellement d'influence, respectivement, sur l'occurrence des conflits armés annuels au sein des économies de l'espace CEEAC.

Ces résultats des rapports des cotes témoignent respectivement que l'effectif de l'armée régulière (*armforc*) a plus d'influence sur la survenue d'un conflit armé annuel suivi de la situation du conflit à la date t-1 (*aconflikt<sub>it-1</sub>*), de l'abandon précoce (*psschout*) de l'école primaire par les enfants ainsi que l'afflux des populations réfugiées. Notre variable d'intérêt a une cote strictement supérieure à 1 avec la valeur de sa borne inférieure supérieure à 1 et significative au seuil de 5%. Ce qui nous permet d'affirmer donc que le chômage total ou celui des jeunes âgés entre 15 - 24 ans reste un déterminant influent dans l'occurrence des conflits armés au sein des économies de la CEEAC. Par ailleurs, la lecture de leurs valeurs prises dans les intervalles de coefficients à 95%, témoigne que ses différentes variables ont des cotes supérieures à 1 exceptée l'intervalle de confiance associée à la variable liée à la Fragmentation religieuse dont sa significativité à borne inférieure est en dessous de 1 (0.99) et seulement vérifiée au seuil de 10%.

En outre, cette technique d'estimation par le ratio des cotes nous permet aussi de vérifier la contribution des autres variables à l'apaisement sociopolitique. Dans nos résultats précédents, nous avons trouvé que trois variables dont l'augmentation de dépenses de consommation courante des ménages (*cconsexp*), la rente totale liée à l'exploitation des ressources naturelles (*ttren*) et l'évolution maîtrisée de l'inflation (*infl*) ont respectivement des coefficients significatifs aux seuils statistiques usuels et ont un signe négatif, c'est-à-dire elles contribuent à la réduction des risques de survenue des conflits armés annuels au sein de notre espace. Cependant, les cotes associées à chacune de ses variables sont toutes inférieures 1 bien qu'elles soient respectivement significatives au seuil de 5%. Cela témoigne que ses variables ne sont pas suffisamment très importantes à apporter une paix durable si les autorités n'essaient de les accroître (dépenses courantes et la rente totale d'exploitation) à tel point que leurs cotes apparaissent significatives et supérieures à 1.

### 3.4- Discussion

Le principal résultat de cette étude est que le chômage global ou le chômage des jeunes de la tranche d'âge 15 à 24 ans accroît la survenue des conflits armés au sein des économies de la CEEAC. Ce résultat rejoint celui de (Asal & Jadoon, 2020 ; Evans & Kelikume, 2019 ; Babalola & Ayuba, 2015) qui ont aussi confirmé dans plusieurs pays d'Afrique et d'ailleurs que le chômage des jeunes est globalement un des facteurs explicatifs de l'occurrence d'un conflit armé au sein des économies en développement. En effet, comme Babalola & Ayuba (2015) ont souligné dans le cadre de leur analyse empirique sur la situation de conflit dans le Delta du Nigéria que la non-participation des jeunes aux activités économiques régulières est un risque éminent conduisant les jeunes à rejoindre les groupes de rébellions comme la secte Boko Haram et bien d'autres groupes. Cependant, cette analyse infirme partiellement celle de Eggoh & Kobbi (2022) qui n'a pas confirmé de manière stricte cette hypothèse du poids du chômage sur l'instabilité dans les pays en développement. Cette limite est liée certainement à son échantillon du panel plus large (103 pays en développement) ne permettant pas de constater comme dans le cas de notre étude, l'action du chômage qui est un enjeu crucial sur l'avenir de la jeunesse spécialement celle désœuvrée en Afrique subsaharienne et en particulier au sein de l'espace CEEAC.

Par ailleurs, nos analyses empiriques confirment que plusieurs autres variables expliquent les risques des conflits armés au sein des économies de l'espace CEEAC. Les variables telles que la valeur retardée d'une période d'un conflit armé annuel, l'abandon scolaire précoce, le faible effectif des personnels armés attirent les groupes rebelles à tenter leur chance à la déstabilisation. En termes de renforcement de l'effectif du personnel armée ce résultat s'éloigne de celui obtenu par **Pamp et al., (2018)** qui ont plutôt avancé que le renforcement de la capacité coercitive accroît la survenue des conflits armés. Toutefois, cette divergence est due à la nature de la variable proxy prise. En effet, nous avons retenu comme variable proxy l'effectif du personnel armé d'un pays alors qu'eux, ils ont pris comme variable proxy, le volume d'importation des matériels d'armement comme variable mesurant la croissance de la capacité coercitive. Il est donc fort probable que l'importation ne soit véritablement une variable capable de jauger la capacité coercitive d'un Etat. Lorsque l'effectif de personnel de défense est en constante accroissement, l'importation d'armes ne pourraient être un risque de conflit car cela traduit la modernisation de l'appareil de défense qui constitue une force de dissuasion réelle aux potentiels groupes rebelles à l'origine des multiples crises sécuritaires intérieures et transfrontalières aux économies africaines et en particulier celles d'Afrique subsaharienne.

En outre, l'afflux des populations d'un pays vers un autre, fait une transmission de situation de crise. Cet autre résultat très peu testé par des précédents travaux, s'explique bien par la réalité des mouvements des populations aux frontières des économies d'Afrique Centrale. Le conflit actuel au Nord Kivu, à l'Est de la RDC est la résultante d'un déplacement des rwandais après leur guerre intérieure de 1994 à 1995. La formation du groupe M23 est donc faite sur cette base d'afflux des réfugiés qui s'estiment légers dans leurs droits de vivre sur le territoire d'accueil. A l'Est Cameroun, l'accueil des populations réfugiées conduit actuellement à une prolifération des petits groupes rebelles qui se forment et créent une situation d'instabilité. La situation est presque la même entre le sud de la République du Congo et le Nord de l'Angola. La durée du régime gouvernant induit aussi un haut risque de conflit. Ce qui doit attirer l'attention des dirigeants africains qui s'éternisent au pouvoir laissant ainsi s'accroître, les tensions internes susceptibles de déboucher sur l'embrasement armé.

### **Conclusion**

L'objectif de cet article est de vérifier le lien entre le chômage des jeunes et les conflits armés au sein des économies de la CEEAC sous la période de 1990 à 2022. En effet, très peu d'études se sont intéressées à l'analyse de lien entre le chômage des jeunes et les risques des conflits armés si ce ne sont que quelques études du type qualitatif. Pourtant la question du rôle du chômage plombant des jeunes sur l'occurrence des conflits armés au sein de la CEEAC se pose avec acuité. D'un point de vue qualitatif, certains travaux ont souligné que le chômage est un élément de motivations des jeunes à intégrer les groupes des revendications violentes comme la Secte du Boko Haram dans le Delta du Niger et qui s'est étendue à l'Extrême Nord du Cameroun, les Antibalaka et les Balaka en Centrafrique, les M23 à l'Est de la République Démocratique du Congo, etc. La CEEAC, bien qu'elle ait une population actuellement jeune, elle est l'espace économique la moins intégrée en Afrique en raison de ses multiples situations des conflits armés qui sévissent à travers ses pays. Sur un échantillon de 8 pays dont 4 appartenant à la CEMAC et 4 autres pays hors-CEMAC, nous avons mené l'analyse empirique en utilisant la spécification économétrique logistique en panel estimable par la technique des effets aléatoires. Par ailleurs, nous avons aussi recueilli les cotes (Odds Ratio) après estimations afin de se rendre compte des véritables facteurs ayant vraisemblablement de l'influence sur l'occurrence des conflits armés annuels au sein des économies de cet espace CEEAC.

Nos principaux résultats confirment que le chômage global ou le chômage des jeunes de la tranche d'âge variant entre 15 et 24 ans accroît la survenue d'un conflit armé annuel au sein des économies de la CEEAC. Plusieurs autres variables explicatives telles que le faible effectif de

personnel armé, la longue durée du régime gouvernant, le décrochage précoce de l'école par les enfants et l'afflux des populations réfugiées d'un pays en guerre vers un autre, accroissent respectivement les risques des conflits au sein des économies de l'espace CEEAC qui est actuellement à la traîne de son processus d'intégration économique. Nous recommandons d'abord que les pays de cet espace économique, accroissent leurs capacités respectives de recrutement notamment ceux des jeunes afin d'éviter que ceux-ci s'orientent vers les forces obscures qui recrutent et opèrent pour l'instabilité des leurs pays. Il faut aussi renforcer les effectifs de l'armée régulière ainsi qu'accroître leur dotation en matérielle d'armement afin de dissuader les groupes d'extrémisme qui sont toujours tentés de mettre au défi, la force républicaine. Il faut par ailleurs, promouvoir l'éducation de base de sorte que même en situation d'urgence que les enfants orphelins ou ceux des familles vulnérables ne décrochent pas leurs études précocement.

## Annexe

**Tableau 7: Estimation logistiquie en panel à effets aléatoires reportant les rapports de cotes**

aconflict1	Odds Ratio	St.Err.	t-value	p-value	[95% Conf	Interval]	Sig
L	2.643	1.034	2.48	.013	1.227	5.691	**
Gdpgcap	.979	.024	-0.84	.4	.933	1.028	
Cconsexp	.272	.165	-2.15	.032	.083	.891	**
Ttunemp	1.113	.049	2.44	.015	1.021	1.214	**
Psschout	1.963	.586	2.26	.024	1.094	3.522	**
Ttren	.937	.033	-1.86	.063	.874	1.004	*
Infl	.999	0	-2.37	.018	.999	1	**
Armforc	16.392	18.604	2.46	.014	1.772	151.604	**
Lnpop	1.806	1.311	0.81	.415	.435	7.49	
Refupop	1.992	.49	2.80	.005	1.231	3.226	***
corr_indx	.863	1.676	-0.08	.939	.019	38.881	
p_durable	1.178	.073	2.65	.008	1.043	1.33	***
f_ethnic	.498	.322	-1.08	.281	.14	1.771	
f_lang2	1.327	.929	0.40	.686	.337	5.232	
f_relig2	2.442	1.168	1.87	.062	.957	6.235	*
dumy9520	2.158	2.239	0.74	.458	.283	16.481	
Insig2u	-14.244	.	.b	.b	.	.	
Mean dependent var		0.531	SD dependent var			0.500	
Number of obs		224	Chi-square			.	
Prob > chi2		.	Akaike crit. (AIC)			220.372	

**Source** : Auteurs, à partir de Stata 17.0, \*\*\*  $p < .01$ , \*\*  $p < .05$ , \*  $p < .1$

**Tableau 8 : Estimation logistiquie en panel à effets aléatoires reportant les rapports de cotes**

aconflict1	Odds Ratio	St.Err.	t-value	p-value	[95% Conf	Interval]	Sig
L	2.689	1.032	2.58	.01	1.267	5.706	***
Gdpgcap	.978	.024	-0.89	.373	.931	1.027	
Cconsexp	.275	.165	-2.15	.031	.085	.891	**
Ttyunemp	1.049	.019	2.57	.01	1.011	1.087	**
Psschout	1.975	.577	2.33	.02	1.114	3.503	**
Ttren	.936	.032	-1.90	.057	.875	1.002	*
Infl	.999	0	-2.40	.016	.999	1	**
Armforc	15.28	17.048	2.44	.015	1.716	136.088	**

Lnpop	1.793	1.316	0.80	.426	.426	7.553	
Refupop	1.962	.475	2.79	.005	1.221	3.152	***
corr_indx	.9	1.735	-0.05	.956	.021	39.397	
p_durable	1.177	.071	2.68	.007	1.045	1.326	***
f_ethnic	.587	.408	-0.77	.444	.15	2.296	
f_lang2	1.126	.805	0.17	.868	.277	4.572	
f_relig2	2.484	1.165	1.94	.053	.99	6.231	*
dumy9520	2.215	2.302	0.77	.444	.289	16.979	
Insig2u	-14.218	.	.b	.b	.	.	
Mean dependent var		0.531	SD dependent var			0.500	
Number of obs		224	Chi-square			.	
Prob > chi2		.	Akaike crit. (AIC)			220.667	

**Source** : Auteurs, à partir de Stata 17.0, \*\*\*  $p < .01$ , \*\*  $p < .05$ , \*  $p < .1$

## Bibliographie

- Asal, V., & Jadoon, A. (2020).** When women fight : Unemployment, territorial control and the prevalence of female combatants in insurgent organizations. *Dynamics of Asymmetric Conflict*, 13(3), 258-281.
- Azeng, T. F., & Yogo, T. U. (2013).** Youth unemployment and political instability in selected developing countries. Tunis, Tunisia: African Development Bank.
- Babalola, D., & Ayuba, C. (2015).** Youth unemployment and armed insurrection in post-military Nigeria: The contending issues. *The Journal of Social, Political and Economic Studies*, 40(3), 263-288.
- Cramer, C. (2011).** Unemployment and participation in violence.
- Cramer, C. (2015).** Jobs, unemployment and violence. *GSDRC Professional Development Reading Pack*, 10, 1-4.
- Eggoh, J., & Kobbi, H. (2021).** L'instabilité politique et ses déterminants : un réexamen empirique. *Revue française d'économie*, 36(4), 219-263.
- El Miviri, R. (2023).** RDC-Rwanda. *Diplomatie*, (119), 28-30.
- Evans, O., & Kelikume, I. (2019).** The impact of poverty, unemployment, inequality, corruption and poor governance on Niger Delta militancy, Boko Haram terrorism and Fulani herdsmen attacks in Nigeria. *International Journal of Management, Economics and Social Sciences (IJMESS)*, 8(2), 58-80.
- Harsch, E. (2007).** Conflits et ressources naturelles. *Afrique Renouveau*, 20(4), 17-22.
- Hegre, H., Karlsen, J., Nygård, H. M., Strand, H., & Urdal, H. (2013).** Predicting armed conflict, 2010–2050. *International Studies Quarterly*, 57(2), 250-270.

- Hellendorff, B. (2012).** *Ressources naturelles, conflits et construction de la paix en Afrique de l'Ouest*. Brussels : GRIP.
- Hugon, P. (2001).** L'économie des conflits en Afrique. *Revue internationale et stratégique*, 43(3), 152-169.
- Hugon, P. (2006).** Conflits armés, insécurité et trappes à pauvreté en Afrique. *Afrique contemporaine*, 218(2), 33-47.
- Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003).** Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of econometrics*, 115(1), 53-74.
- J Jordane, B. (2000). *Rwanda le piège de l'histoire*. KARTHALA Editions.
- Koren, O. (2018).** Food abundance and violent conflict in Africa. *American Journal of Agricultural Economics*, 100(4), 981-1006.
- Le Billon\*, P. (2003).** Matières premières, violences et conflits armés. *Revue tiers monde*, (2), 297-321.
- Levin, A., Lin, C. F., & Chu, C. S. J. (2002).** Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of econometrics*, 108(1), 1-24.
- Miguel, E., Satyanath, S., & Sergenti, E. (2004).** Economic shocks and civil conflict: An instrumental variables approach. *Journal of political Economy*, 112(4), 725-753.
- Munive, J. (2010).** The army of 'unemployed' young people. *Young*, 18(3), 321-338.
- Negret, P. J., Sontner, L., Watson, J. E., Possingham, H. P., Jones, K. R., Suarez, C., ... & Maron, M. (2019).** Emerging evidence that armed conflict and coca cultivation influence deforestation patterns. *Biological Conservation*, 239, 108176.
- Naville, P. (1959).** Le travail et la guerre esquisse de certaines relations entre production et destruction. *Cahiers internationaux de sociologie*, 27, 27-53.
- Pamp, O., Rudolph, L., Thurner, P. W., Mehlretter, A., & Primus, S. (2018).** The build-up of coercive capacities: Arms imports and the outbreak of violent intrastate conflicts. *Journal of Peace Research*, 55(4), 430-444.
- Rohner, D. (2018).** Économie des conflits : revue de la littérature et guide à l'intention des acteurs de l'aide extérieure. *Revue d'économie du développement*, 32(4), 5-25.
- Savun, B., & Tirone, D. C. (2012).** Exogenous shocks, foreign aid, and civil war. *International Organization*, 66(3), 363-393.
- Smith, T. G. (2014).** Feeding unrest: Disentangling the causal relationship between food price shocks and sociopolitical conflict in urban Africa. *Journal of Peace Research*, 51(6), 679-695.