

# Instabilité politique en Centrafrique : une analyse des déterminants.

*Boris Saturnin Junior DIEGO et Abel MAZIDO*

Université de Bangui,  
Faculté des Sciences Economiques et de Gestion,  
Laboratoire de Macroéconomie Appliquée (LAMA), Centrafrique.

*E-mail correspondant : diego.boris@yahoo.fr*

## Résumé

L'objectif de cette recherche est d'analyser les déterminants de l'instabilité politique en République Centrafricaine. Pour atteindre cet objectif, une version modifiée du modèle économétrique développé par Collier et Hoeffler en 1999 a été utilisée. La variable dépendante est l'indicateur d'instabilité politique obtenu par la méthode d'analyse en composante principale. Les variables indépendantes d'intérêt sont la démocratie et la croissance du produit intérieur brut réel par tête. Les résultats montrent que le taux de croissance du produit intérieur brut réel affecte négativement et significativement l'instabilité politique. En revanche, la démocratie n'affecte pas significativement l'instabilité politique. Par ailleurs, certaines variables comme le capital physique, le capital humain, l'investissement direct étranger et les ressources naturelles sont aussi des déterminants de l'instabilité politique en Centrafrique. Ces résultats permettent de faire des recommandations de politique économique suivantes en vue de contribuer à la stabilisation politique en Centrafrique. Il s'agit entre autres de : (i) améliorer les performances macroéconomiques en termes de la production d'une croissance économique élevée ainsi que du développement des infrastructures économiques de base ; (ii) accroître le niveau d'investissement dans le secteur éducatif en vue d'améliorer la qualité du capital humain ; (iii) assurer efficacement la sécurité des zones riches en ressources naturelles en vue d'empêcher toute exploitation illégale ; (v) assurer le suivi des activités des investisseurs étrangers et créer des conditions pour orienter les IDE dans les secteurs secondaires et tertiaires.

*Mots-clés : déterminants, instabilité politique, modèle économétrique, République Centrafricaine.*

## Abstract

The objective of this research is to analyze the determinants of political instability in the Central African Republic. To achieve this goal, a modified version of the econometric model developed by Collier and Hoeffler in 1999 has been used. The dependent variable is the indicator of political instability obtained by the principal component analysis method. The main independent variables are democracy and the growth rate of real GDP per capita. The results show that the growth rate of real GDP per capita affects negatively and significantly the political instability. In contrast, democracy does not affect significantly political instability. In addition, certain variables such as physical capital, human capital, FDI, and natural resources are also considered as determinants of political instability in the Central African Republic. The results of this work can help us to make the following economic policy recommendations that can lead to political stabilization in the Central African Republic. These include: (i) improve macroeconomic performance in terms of production for a high economic growth rate and also for the development of primary economic infrastructures; (ii) increase the level of investment in the education sector to improve the quality of human capital; (iii) ensure effectively the security of areas rich in natural resources to prevent illegal exploitation; (v) monitor the activities of foreign investors and create conditions for directing FDI in the secondary and tertiary sectors.

*Keywords: determinant, political instability, econometric model, Central African Republic.*

## 1. Introduction

Depuis son accession à l'indépendance en 1960, la Centrafrique est particulièrement caractérisée par la persistance de l'instabilité politique. En effet, de 1960 à 2018, le pays a connu 259 événements d'instabilité politique dont 101 crises militaires, 90 crises sociales, 39 crises gouvernementales et 29 crises institutionnelles (Binoua, 2009 ; PNUD, 2017 et Polity IV, 2019). Compte tenu du fait que bon

nombre d'études font état d'une corrélation négative importante entre l'instabilité politique et les performances économiques d'un pays (Barro, 1991 ; Fosu, 1991 ; Azam et al, 1996 ; Befio, 2020), il est probable que cette instabilité politique soit la cause majeure du sous-développement de la Centrafrique.

L'analyse des déterminants de l'instabilité politique constitue un intérêt majeur de ces dernières années à travers le monde, ceci en raison d'une réelle prise en compte de l'influence de l'instabilité politique sur les performances économiques. En effet, l'article séminal de Grossman (1991), qui a ouvert la voie à de nombreux travaux théoriques et empiriques, étudie le problème d'un gouvernement qui choisit le montant des dépenses militaires qu'il va effectuer de façon à réduire la probabilité d'être renversé par une insurrection. Cette idée a été perfectionnée par Azam et al. (1996) en montrant qu'un gouvernement peut accroître la probabilité de rester au pouvoir de manière plus efficiente en redistribuant une partie des richesses à l'opposant plutôt qu'en intensifiant la répression. De ce fait, l'activité de rébellion de l'opposant est une fonction croissante du niveau de prédation et de répression du gouvernement, et une fonction décroissante de la redistribution qu'il effectue, en fournissant des biens publics ou en versant des transferts.

Quelques auteurs se sont rapidement aperçus que ces efforts d'analyse, exclusivement fondés sur la politique de redistribution, étaient insuffisants pour expliquer les causes de l'instabilité politique de façon satisfaisante. A cet effet, Collier et Hoeffler (1999), en mettant en avant les facteurs autres que la redistribution, apportent un éclairage nouveau sur les déterminants de l'instabilité politique. Ces auteurs ont d'abord montré théoriquement puis testé empiriquement que la probabilité d'occurrence du conflit est une fonction croissante de la dotation en ressources naturelles, de la demande de justice, du niveau de fragmentation sociale ainsi que du niveau de la répression ; et une fonction décroissante du coût d'opportunité, mesuré par le revenu par habitant et le nombre d'années d'éducation de la population.

Une abondante littérature empirique se développe à la suite de ces travaux. Selon les travaux de d'Alesina et Perotti (1996) et d'Alesina et al. (1996), ce sont les conditions économiques défavorables qui, en augmentant le mécontentement populaire, généreraient de l'instabilité politique. Pour tester cette hypothèse, le rôle de la croissance économique a été mis au premier rang en ce sens qu'elle est perçue comme une mesure clé de la performance économique. Les résultats de toutes les études examinées (Alesina et al, 1996 ; Gupta, 1991 ; Fosu, 2001 ; Collier et Hoeffler, 2004 ; Kobbi et Eggoh, 2018 et Gakpa, 2019) font état d'une corrélation négative importante entre l'instabilité politique et la croissance économique.

Collier et Hoeffler (1999) fournissent une autre piste intéressante en suggérant que les déterminants les plus importants de l'instabilité politique résident en grande partie dans la dotation en ressources naturelles. Ces auteurs utilisent les exportations des matières premières rapportées au Produit Intérieur Brut (PIB) pour tester la relation entre les ressources naturelles et l'instabilité politique. Les résultats de leurs travaux révèlent que les exportations des matières premières augmentent considérablement le risque de conflits internes. Ils expliquent ce résultat par le fait que les ressources naturelles présentent une rente qui participe au financement des conflits internes entre les groupes rebelles et le pouvoir en place.

La littérature économique identifie également l'absence de démocratie comme source potentielle de l'instabilité politique. A titre illustratif, les travaux de Blanco et Grier (2009) concluent que la démocratie a fortement augmenté la stabilité politique et les régimes politiques démocratiques souffrent moins d'instabilité politique par rapport aux régimes autocratiques. Enfin, et sans être exhaustif, l'instabilité politique peut également être expliquée par le déficit de la gouvernance (Shleifer et Vishny, 1993), la persistance des inégalités (Alesina et Perotti, 1996), la fragmentation ethnolinguistique et religieuse (Karnane et Quinn, 2017), la corruption (Farzanegan et Witthuhm, 2017 ; Abu, Abd Karim et Aziz, 2015) et la dégradation des conditions sociodémographiques (Alesina et Perotti, 1996 ; Blanco et Grier, 2000 et Collier et Hoeffler, 1999).

Au total, les résultats des études présentés ci-dessus révèlent que l'analyse sur les déterminants de l'instabilité politique reste controversée dans la littérature économique. Cette absence d'unanimité sur les déterminants de l'instabilité appelle d'autres investigations empiriques. En outre, la plupart de ces résultats qui proviennent des études de panel sur les pays en développement en général ou l'Afrique sub-saharienne en particulier ne renseignent pas suffisamment sur l'état du problème en Centrafrique,

où l'instabilité politique est encore d'actualité. De ces constats, se pose alors la question portant sur les causes réelles de la persistance de l'instabilité politique en Centrafrique. Ainsi, l'objectif de cette recherche est d'analyser les déterminants de l'instabilité politique en Centrafrique.

## 2. Méthodologie

### 2.1. Méthode d'estimation

Pour analyser empiriquement les déterminants de l'instabilité politique en Centrafrique, une version modifiée du modèle économétrique développé par [6] a été utilisée. De manière explicite, ce modèle d'analyse se présente de la manière suivante :

$$INSTAB_t = \beta_0 + \beta_1 DEMOC_t + \beta_2 TPIBR_t + \beta_3 TCAP_t + \beta_4 TCAH_t + \beta_5 RESNAT_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

A la différence du modèle de [6], la variable dépendante est l'indicateur d'instabilité politique (*INSTAB*) obtenu par la méthode d'analyse en composante principale. En outre, le raisonnement n'est pas fait en termes de probabilité de guerre puisque les facteurs susceptibles de générer de l'instabilité politique en Centrafrique sont recherchés et non la probabilité pour qu'un conflit puisse se déclencher. Les variables indépendantes d'intérêt sont la démocratie (*DEMOC*) et la croissance du PIB réel par tête (*TPIBR*). En effet, les travaux reposent sur l'hypothèse selon laquelle l'instabilité politique en Centrafrique serait principalement expliquée par le déficit de la démocratie ainsi que les conditions économiques défavorables. Le taux de croissance du capital physique (*TCAP*), l'accumulation du capital humain (*TCAH*) et les ressources naturelles (*RESNAT*) représentent les autres variables indépendantes suggérées par la littérature.

Le souci de la pertinence du modèle et le problème de biais d'endogénéité suggèrent de privilégier un modèle à équations simultanées plutôt que de se concentrer sur une seule équation d'instabilité politique. En effet, l'évolution des variables exogènes, en particulier celles macroéconomiques, peut être la conséquence de l'instabilité politique. Comme le soulignent et testent Fosu (1992), Azam et al. (1996) et De Haan et Siemann (1996), l'instabilité politique affecte aussi bien la croissance économique, l'accumulation du capital humain que celle du capital physique. Par conséquent, le capital physique, le capital humain et la croissance économique, au même titre que l'instabilité politique, sont supposés être des variables endogènes dont il faut rechercher les déterminants.

Bon nombre de travaux ont étudié le lien entre certaines firmes multinationales et la guerre en Afrique (Ngbanda, 2004 ; Richards, 2004 ; Prunier, 1995). En s'inspirant de ces travaux, l'équation d'instabilité politique contient, en plus des variables du modèle précédent, les investissements directs étrangers (*IDE*), la variable représentant l'influence de l'extérieur sur l'instabilité politique en Centrafrique.

Concernant les équations de croissance économique, d'accumulation du capital physique et du capital humain, l'objectif n'est pas de procéder à une autre revue de la littérature sur les théories de la croissance, de l'investissement ou du capital humain, qui ont fait déjà l'objet de plusieurs ouvrages et articles consacrés, mais plutôt de les considérer tout simplement comme variables endogènes du modèle dont il faut rechercher les déterminants. A ce titre, le taux de croissance du PIB est supposé être fonction du taux de croissance du capital physique, du taux de croissance du capital humain, du ratio d'*IDE* en pourcentage du PIB, de l'espérance de vie à la naissance, du ratio d'exportation des produits de base en pourcentage du PIB (ressources naturelles) et de la stabilité politique. Le taux de croissance du capital physique est fonction du taux de croissance économique, de la stabilité politique et de l'*IDE*, de l'ouverture commerciale et du taux de croissance de la population urbaine. Pour le capital humain, sa variation est supposée dépendre du taux de croissance du PIB, du taux de croissance de la population urbaine, de la stabilité politique et du ratio des *IDE* et de l'ouverture commerciale.

Ainsi, le modèle économétrique à estimer, ajout fait des équations de croissance, d'investissement et du capital humain, se présente de la manière suivante :

$$INSTAB_t = \beta_0 + \beta_1 TCAP_t + \beta_2 TCAH_t + \beta_3 TPIB_t + \beta_4 DEMOC_t + \beta_5 IDE_t + \beta_6 RESNAT_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$TPIB_t = \beta_0 + \beta_1 TCAP_t + \beta_2 TCAH_t + \beta_3 IDE_t + \beta_4 ESPVIE_t + \beta_5 RESNAT_t + \beta_6 INSTAB_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$TCAP_t = \beta_0 + \beta_1 TPIB_t + \beta_2 IDE_t + \beta_3 TOUV_t + \beta_4 INSTAB_t + \beta_5 TURBPOP_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$TCAH_t = \beta_0 + \beta_1 TCAP_t + \beta_2 IDE_t + \beta_3 TPIB_t + \beta_4 INSTAB_t + \beta_5 TURBPOP_t + \beta_6 TOUV_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

Avec *ESPVIE*, Espérance de vie à la naissance ; *TOUV*, taux d'ouverture commerciale et *TURBPOP*, taux de croissance de la population urbaine.

Ce modèle ne peut être directement estimé par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO). Le double statut de certaines variables entraîne un biais dans l'estimation par les MCO, équation par équation. De plus, une estimation directe du modèle pourrait être impossible car elle poserait des problèmes d'identification des paramètres. L'application des critères d'identifiabilité révèle que toutes les équations sont juste identifiées à l'exception de l'équation 3 qui est suridentifiée. Par conséquent, la méthode des doubles moindres carrés (DMC) est donc appropriée pour l'estimation des coefficients du modèle.

## 2.2. Sources de données

La période d'analyse va de 1975 à 2018. Le choix de cette période est justifié par le souci d'avoir une série assez longue nécessaire aux différents tests économétriques, et surtout par le fait que la Centrafrique a connu au cours de cette période un environnement politique et social particulièrement instable.

Les variables faisant l'objet d'étude sont issues de plusieurs sources : les bases de données de 2019 de la Banque Mondiale (WDI), de Polity IV de 2019 et de l'ICASEES.

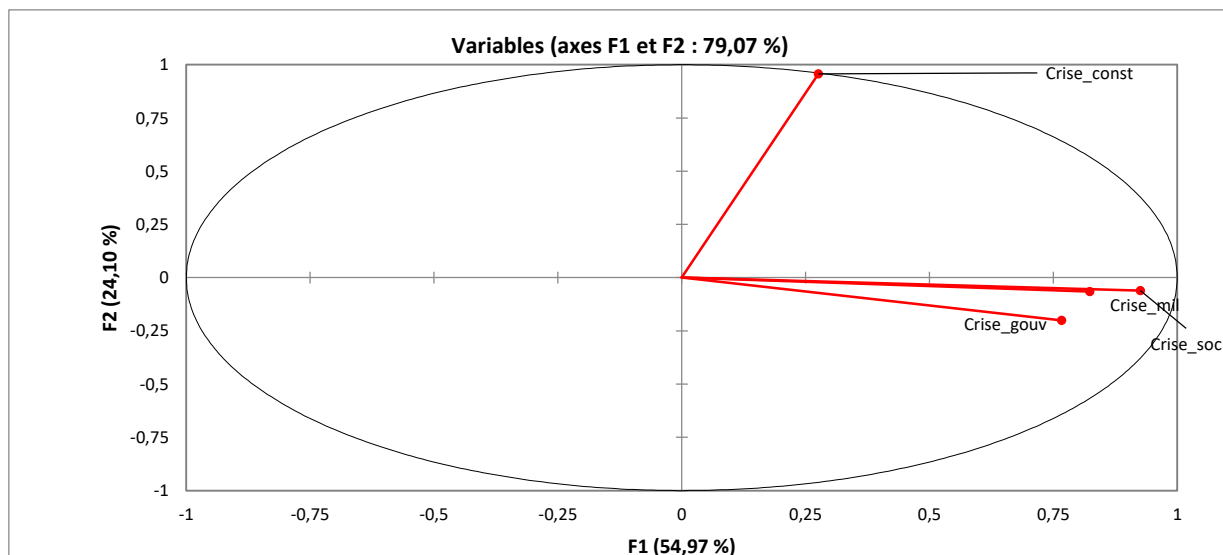
## 3. Résultats

### 3.1. Mesure de l'instabilité politique

Etant donné que la définition de l'instabilité politique reste controversée dans la littérature économique, dans le cadre de ce travail, la définition de Gupta (1991) est retenue mais prend en compte l'instabilité constitutionnelle. Vu le nombre de variables d'instabilité politique retenues et surtout la suspicion d'une multicollinéarité entre les indicateurs relativement proches, il paraît moins pertinent d'insérer chaque terme individuellement dans les régressions. A cet effet, nous avons fait recours à l'analyse en composante principale, mise en œuvre grâce au logiciel XLSTAT, en vue de construire un indice d'instabilité politique.

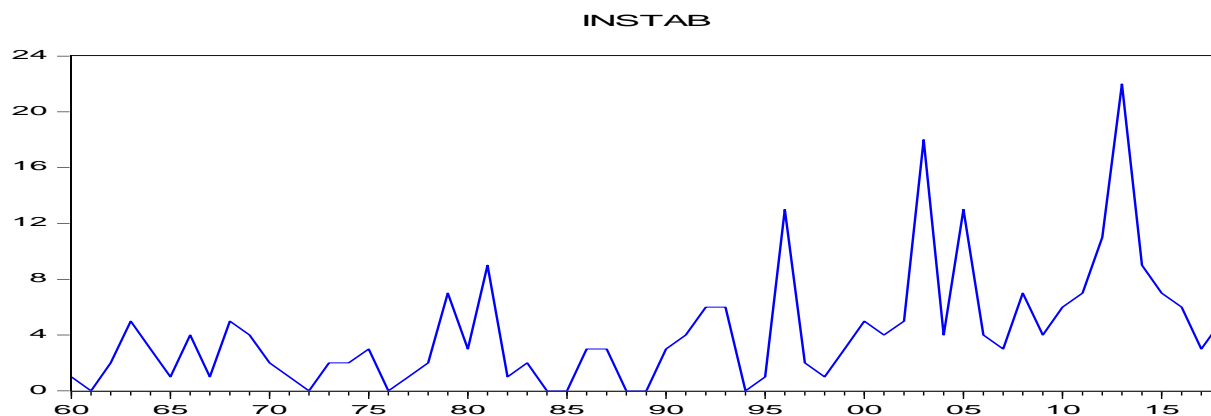
L'histogramme des valeurs propres montre que les deux premiers axes factoriels totalisent près de 80% de la dispersion totale des nuages. Ces deux composantes principales sont donc retenues pour construire l'indice synthétique d'instabilité politique selon leurs contributions relatives à l'explication de l'inertie totale. L'observation de la *Figure 1* montre que les points-variables crises militaires, crises sociales et crises gouvernementales contribuent plus au positionnement du premier axe factoriel que crises constitutionnelles. En revanche, ces trois premières variables illustrent faiblement le deuxième axe factoriel que crises constitutionnelles.

Figure 1 : Représentation graphique du nuage des points-variables



L'étude des pondérations attribuées aux deux premiers axes et l'évolution temporelle de l'indice synthétique d'instabilité politique, représenté sur le graphique ci-dessous, apportent un éclairage supplémentaire à l'interprétation de cet indice. Comme le montre la Figure 2, l'instabilité reste élevée durant toute la période d'étude (1960-2018).

Figure 2 : Evolution temporelle de l'indice d'instabilité politique



Entre 1960 et 1990, la Centrafrique a connu plusieurs crises politiques. Elles ont atteint leur premier pic en 1963, année particulièrement perturbée par des tensions au sein du parti unique, le MESAN, et qui se sont généralisées dans presque toutes les grandes villes et régions du pays. Le deuxième pic est atteint en 1979. En effet, deux événements majeurs ayant caractérisé cette période. Le premier concerne le mouvement des élèves et étudiants pour la démocratie et les forces de l'armée répressive, occasionnant de nombreuses pertes en vies humaines.

De façon explicite, du 18 janvier au 20 septembre 1979, les élèves et étudiants exigent de l'Empereur d'abord l'annulation de la décision d'obliger tous les élèves et étudiants à payer des tenues uniformes ; ensuite le paiement des salaires des fonctionnaires en retard ; puis son départ du pouvoir et la restauration de la République ; enfin l'instauration du multipartisme intégral et le respect des droits de l'homme. Ces revendications ont entraîné des arrestations parmi les élèves et les étudiants. Des pertes en vies humaines ainsi que de nombreuses destructions ont aussi été enregistrées. Le second événement correspond au coup d'Etat organisé et exécuté par la France ayant entraîné le départ de l'Empereur. Le troisième pic correspond aux troubles post-électorales de 1981 ayant conduit à la remise du pouvoir aux militaires.

La décennie 1990, considérée comme une période de démocratie, connaît une instabilité politique et sociale moins prononcée avec des exceptions, tout d'abord, entre 1991 et 1993, puis entre 1996 et 1997. Les pics, observés entre 1991 et 1993, correspondent à la plus grande crise sociale qu'a connue le pays

durant la période d'études. En effet, les syndicats sous impulsion des partis politiques et de l'opposition ont provoqué de longues périodes de grèves générales d'octobre 1990 à octobre 1993 suivies des années blanches de longue durée ; ils organisent des manifestations de la rue, généralement suivies d'actes de vandalisme et de pillage des magasins afin de manifester leur mécontentement vis-à-vis du pouvoir. En revanche, le pic des années 1996 et 1997 correspond aux mutineries déclenchées par une partie de l'armée nationale contre le régime en place. Ces mutineries ont occasionné des pertes en vies humaines ainsi que de nombreuses destructions. Enfin, les trois derniers pics correspondent au coup d'Etat de 2003, aux rebellions et au coup d'Etat 2013.

En somme, cet indice synthétique d'instabilité politique qui se nommera désormais INSTAB intègre presque toutes les variables définies dans la littérature comme des facteurs d'instabilité à l'exception des assassinats politiques que les contraintes informationnelles et techniques ne permettent pas d'intégrer dans l'analyse. Il sera donc intégré dans notre modèle comme variable synthétique d'instabilité politique.

### 3.2. Estimation économétrique

Avant d'estimer le modèle, il est nécessaire qu'on procède tout d'abord aux tests de racine unitaire, de multicollinéarité, de normalité et de Durbin-Watson. Les résultats du test de racine unitaire montrent que toutes les variables sont stationnaires en différence première à l'exception des variables ressources naturelles et espérance de vie à la naissance qui sont stationnaires en niveau.

D'après le test de multicollinéarité, il n'existe pas un risque de corrélation entre les variables explicatives puisque tous les coefficients de corrélation sont inférieurs au coefficient de détermination. Les résultats des tests de Jarque-Berra et de Durbin-Watson montrent que les résidus sont normalement distribués et non corrélés. Sur la base des résultats des tests diagnostics, notre modèle est alors testé et les résultats sont consignés dans le *Tableau*.

Tableau : Résultat de l'estimation

| Variables           | Equation (1)<br>INSTAB | Equation (2)<br>TPIB   | Equation (3)<br>TCAP | Equation (4)<br>TCAH |
|---------------------|------------------------|------------------------|----------------------|----------------------|
| TCAP                | -0,356**<br>(-2,282)   | -0,166<br>(-0,798)     | -                    | 0,788**<br>(2,399)   |
| TCAH                | 0,195***<br>(1,988)    | 0,219**<br>(2,603)     | -                    | -                    |
| IDE                 | 0,105**<br>(2,189)     | - 0,151**<br>(- 2,120) | -0,013<br>(-1,251)   | 0,014<br>(0,116)     |
| DEMOC               | 0,095<br>(0,168)       | -                      | -                    | -                    |
| ESPVIE              | -                      | 2,339<br>(1,050)       | -                    | -                    |
| RESNAT              | 0,133**<br>(1,914)     | 0,236**<br>(3,128)     | -                    | -                    |
| TPIB                | -0,488*<br>(-3,654)    | -                      | 0,974**<br>(3,761)   | 0,668*<br>(2,275)    |
| INSTAB              | -                      | -0,664*<br>(-3,586)    | -0,153*<br>(-2,833)  | -10,630*<br>(-4,115) |
| TURBPOP             | -                      | -                      | 0,009<br>(1,104)     | 0,370<br>(0,997)     |
| TOUV                | -                      | -                      | 0,046<br>(3,716)     | 0,236**<br>(3,128)   |
| Constante           | 9,618<br>(0,532)       | 5,268<br>(0,313)       | 1,786<br>(0,794)     | 58,216<br>(7,688)    |
| R <sup>2</sup>      | 0,76                   | 0,70                   | 0,86                 | 0,72                 |
| Prob. (F-statistic) | 0,001                  | 0,003                  | 0,000                | 0,000                |

Les valeurs entre parenthèses représentent les t-statistiques. \*, \*\* et \*\*\* indiquent respectivement la significativité à 1%, 5% et 10%.

Le *Tableau* montre que toutes les variables explicatives liées à l'équation d'instabilité politique sont globalement significatives à l'exception de la variable démocratie dont la probabilité est supérieure à 10%.

#### 4. Discussion

Si le modèle a un pouvoir explicatif et un ajustement linéaire globalement satisfaisants au regard des valeurs F de *Fisher* et des coefficients de détermination ( $R^2$ ), certains résultats du test t de *Student* sont en contradiction avec nos hypothèses sur les signes attendus. Une analyse plus approfondie de ces résultats permettrait de bien comprendre le sens de ces relations causales.

S'agissant de l'équation de l'instabilité politique, nos résultats suggèrent que les indicateurs de performance économique à savoir le taux de croissance du PIB réel par tête et le ratio de l'investissement en pourcentage du PIB ont un coefficient négatif et significatif, mettant ainsi en évidence un effet défavorable sur l'instabilité politique. A cet effet, une amélioration des principaux indicateurs macroéconomiques, à savoir : le taux de croissance du PIB réel par tête et le ratio de l'investissement en pourcentage du PIB, réduit l'instabilité politique en Centrafrique. Ces résultats sont conformes à ceux obtenus par Alesina et al. (1996), Siermann (1998), Gupta (1991), Mijkovic et Rimal (2008). Ces derniers ont conclu qu'une augmentation du taux de croissance économique se traduit par une réduction de la probabilité d'occurrence du conflit.

L'effet positif et significatif au seuil de 5% des ressources naturelles est en accord avec nos attentes. Ce résultat révèle que la dotation en ressources naturelles présente une véritable menace pour la stabilisation du pays. Ceci peut être expliqué par le fait que les ressources naturelles présentent une rente qui participe au financement de conflit. Ce résultat est en accord avec les résultats de Collier et Hoeffler (2004). Ces auteurs ont trouvé que les ressources naturelles augmentent considérablement le risque de conflits internes.

Le résultat positif et significatif que nous obtenons concernant la contribution du capital humain à l'instabilité politique en Centrafrique est contraire à nos attentes. Ceci semble paradoxal puisque le capital humain est l'un des principaux facteurs identifiés par la théorie de croissance endogène comme moteurs de la croissance. Ainsi, en stimulant la performance économique via la croissance, le capital humain réduit l'instabilité politique. Mais au fond, ce résultat n'est pas très surprenant au regard de la détérioration du niveau de capital humain ces dernières années : le taux brut de scolarisation primaire, indicateur mesurant le capital humain dans le cadre de ce travail compte tenu de sa disponibilité sur une longue période, a connu une progression de 64% à 80% entre 1972 et 1985, avant de retomber à 58% en 1992 puis à 63% en 2006. En effet, d'après Autume et Michel (1993), si le stock du capital n'atteint pas un certain seuil, les effets positifs qu'on pouvait en attendre n'aurait pas lieu et l'on tomberait toujours dans le piège du sous-développement.

L'IDE a un effet positif et significatif sur l'instabilité politique. Autrement dit, une augmentation d'IDE se traduit par une augmentation de l'instabilité politique en Centrafrique. Ce résultat contredit indirectement les travaux d'Alesina et al. (1996), Siermann (1998), Gupta (1991), Mijkovic et Rimal (2008) qui suggèrent qu'une amélioration de la croissance économique réduit l'instabilité politique. En effet, les travaux de Coe et Helpman (1995) considèrent l'IDE comme l'une des variables les plus influentes dans la détermination du taux de croissance économique. En stimulant la croissance à travers le transfert de technologie et du progrès technique, l'IDE contribue à la réduction de l'instabilité politique. Mais au fond, ce résultat n'est pas surprenant en raison du fait que la plupart des IDE à destination de la Centrafrique sont localisés dans le secteur des ressources naturelles ; plusieurs études ont révélé que bon d'entre eux ont contribué à la guerre en Centrafrique à travers le financement des groupes armés non conventionnels (Global Witness, 2015). A titre illustratif, le Bureau d'achat du diamant Centrafricain (BADICA) est inscrit sur la liste de sanction du Conseil de sécurité des Nations Unies pour avoir soutenu financièrement les groupes armés. Enfin, nos résultats révèlent que la démocratie n'est pas un déterminant significatif de l'instabilité politique en Centrafrique. Ce résultat est non conforme au résultat des travaux de Blanco et Grier (2009) qui suggèrent que la démocratie a fortement augmenté la stabilité politique et les régimes politiques démocratiques souffrent moins d'instabilité politique par rapport aux régimes autocratiques.

Concernant l'équation du taux de croissance du PIB réel, nos résultats montrent que l'instabilité politique fait partie des variables les plus influentes dans la détermination du taux de croissance du PIB réel en Centrafrique. Les résultats suggèrent un effet négatif plus important de l'instabilité politique sur la croissance économique. En effet, la lecture des résultats détaillés montre que le coefficient de la variable instabilité politique est négatif et significatif à 1%. Ce résultat est conforme aux prédictions théoriques qui suggèrent qu'en détruisant les actifs physiques et humains et en détournant les dépenses publiques d'activités productives, l'instabilité politique déprime la croissance économique (Fosu, 1992).

Le taux d'accumulation du capital humain et les ressources naturelles, mesurées par le ratio exportations des produits de base en pourcentage du PIB, affectent positivement et significativement le taux de croissance du PIB réel. Ces résultats ne sont pas surprenants en raison du fait que ces variables ont été identifiées par les théoriciens de la croissance endogène comme moteurs de la croissance (Lucas, 1988 ; Aitken et Harrison, 1997). En revanche, contrairement aux intuitions théoriques développées toujours par les théoriciens de la croissance endogène, le taux de croissance du capital physique a plutôt une influence négative et non significative sur le taux de croissance du PIB réel. L'une des explications qu'on peut avancer à ce résultat peut être liée à la faiblesse du stock de capital physique. Comme nous l'avons fait mention ci-haut, si le stock de capital n'atteint pas un certain seuil les effets externes positifs qu'on pouvait en attendre n'auraient pas lieu et l'on tomberait toujours dans le piège du sous-développement (Autume et Michel, 1993).

L'IDE affecte négativement et significativement la croissance du PIB réel. Ce résultat contraire à nos attentes peut s'expliquer par le fait que, comme nous avons fait mention ci-haut, bon nombre des IDE à destination de la Centrafrique sont localisés dans le secteur des ressources naturelles. En contribuant au conflit politique à travers le financement des groupes armés non conventionnels (Global Witness, 2015), l'IDE réduit la croissance économique. Enfin, nos résultats montrent l'espérance de vie à la naissance n'agit pas dans le sens escompté. Elle n'est pas un déterminant significatif de la croissance économique en Centrafrique. Ce résultat est en contradiction avec les travaux de Zhang et Lee (2003) qui soutiennent que l'espérance de vie est un déterminant positif et significatif de croissance économique.

Pour l'équation traduisant l'évolution du capital physique, nos résultats suggèrent que le taux de croissance du PIB réel et le taux d'ouverture sont les variables les plus influentes dans la détermination du taux d'accroissement de l'investissement intérieur. En effet, les résultats du montrent que le taux de croissance du PIB réel et le taux d'ouverture sont corrélés positivement et significativement avec le taux de croissance du capital physique. Ces résultats sont conformes aux enseignements de la littérature théorique. Les théories économiques nous enseignent que l'investissement est financé par l'épargne (Solow, 1956). La croissance économique augmente l'investissement intérieur à travers la hausse du revenu national et d'épargne intérieure. L'influence de l'ouverture commerciale sur la croissance du capital physique peut transiter par la croissance économique. Or cette dernière est également considérée par les théoriciens de la croissance endogène comme moteur de la croissance économique (Coe et Helpman, 1995).

Nos résultats montrent également un effet négatif plus important de l'instabilité politique sur la croissance du capital physique. En effet, le coefficient de la variable instabilité politique est négatif et significatif au seuil de 1%. Ce résultat est conforme aux prédictions théoriques qui suggèrent que l'instabilité politique déprime la croissance économique en détruisant les actifs physiques et humains et en détournant les dépenses publiques d'activités productives (Fosu, 1992). A contrario, l'IDE et le taux de croissance de la population urbaine n'affectent pas significativement le taux de croissance du capital physique.

Pour l'équation du capital humain, les résultats suggèrent un impact négatif de l'instabilité politique sur le capital humain. Ce résultat est conforme à la littérature théorique. En effet, contrairement à ce qui est supposé dans le modèle de Solow (1956), l'investissement et l'accumulation de capital humain ne sont pas des données exogènes, mais dépendent en dernier ressort du cadre institutionnel qui les conditionne. Fosu (1992) souligne qu'en présence d'instabilité politique, le risque de perte de capital augmente. Les pertes en vies humaines et la fuite de cerveau constituent les principaux canaux par lesquels l'instabilité détruit le capital humain.



Ces résultats suggèrent également que le taux de croissance économique est un déterminant significatif du capital humain. De façon explicite, on note une corrélation positive et significative entre le taux de croissance du PIB réel et le capital humain. L'ouverture commerciale et le taux d'accumulation du capital physique ont un effet positif et significatif sur le taux d'accumulation du capital humain montrant ainsi l'influence indirecte qu'elle exerce sur le capital humain via la croissance économique. Ces résultats sont conformes aux enseignements de la littérature économique. Comme nous l'avons fait mention ci-haut, les théories économiques nous enseignent que l'investissement est financé par l'épargne (Solow, 1956). En stimulant le revenu national et l'épargne intérieure, la croissance contribue à l'amélioration du niveau d'investissement en capital humain.

## 5. Conclusion

Les résultats de notre recherche révèlent l'existence d'une corrélation négative importante entre l'instabilité politique et la performance économique mesurée par le taux de croissance du PIB réel par tête et le ratio d'investissement intérieur en pourcentage du PIB. A cet effet, une amélioration de la performance économique réduirait l'instabilité politique en Centrafrique. Par ailleurs, certaines variables comme le capital physique, le capital humain, l'IDE et les ressources naturelles sont aussi des déterminants de l'instabilité politique en Centrafrique. Ainsi, ces résultats permettent de faire quelques recommandations de politique économique suivantes en vue de contribuer à la stabilisation politique en Centrafrique. Il s'agit entre autres de : (i) améliorer les performances macroéconomiques en termes de la production d'une croissance économique élevée ainsi que du développement des infrastructures économiques de base ; (ii) accroître le niveau d'investissement dans le secteur éducatif en vue d'améliorer la qualité du capital humain ; (iii) assurer efficacement la sécurité des zones riches en ressources naturelles en vue d'empêcher toute exploitation illégale ; (v) assurer le suivi des activités des investisseurs étrangers et créer des conditions pour orienter les IDE dans les secteurs secondaires et tertiaires.

## Références

- Abu N., Abd-Karim M. and Aziz M., 2015. Corruption, Political Instability and Economic Development in the Economic Community of West African States (ECOWAS): is there a Causal Relationship? *Contemporary Economics*, vol. 9, n° 1, pp.45 – 60.
- Aitken B. and Harrison E., 1997. Spillovers, foreign investment and export behavior. *Journal of International Economics*, vol. 43, pp.103 – 132.
- Alesina A. and Perotti R., 1996. Income distribution, political instability and investment. *European Economic Review*, vol. 40, pp.1203 – 1228.
- Alesina A., Ozler S., Roubini N. and Swagel P., 1996. Political instability and economic growth. *Journal of Economic Growth*, vol. 44, pp.189 – 211.
- Autume A. et Michel P., 1993. Hystérésis et piège du sous-développement dans un modèle de croissance endogène. *Revue économique*, vol. 44, pp.431 – 450.
- Azam J-P., Berthelemy J-C et Calipel S., 1996. Risque politique et croissance en Afrique. *Revue économique*, vol.47, pp.819 – 829.
- Barro R., 1991. Economic Growth in a Cross-Section of Countries. *Quarterly Journal of Economics*, vol.106, pp.181 - 1206.
- Befio P., 2020. Growth and political instability: a theoretical approach with macro-dynamic simulation. *International Journal of Research - Granthaalayah*, vol. 8, pp.181 – 187.
- Binoua J., 2009. Centrafrique, l'instabilité permanente. Editions L'Harmattan, 57p.
- Blanco L. and Grier R., 2009. Long live democracy: The determinants of political instability in Latin America. *The Journal of Development Studies*, vol. 45, 76 – 95.
- Coe D. and Helpman E., 1995. International R&D spillovers and institutions. *European Economic Review*, vol. 39, 859 – 887.

- Collier P. and Hoeffler A., 1999. Greed and grievance in civil war. *Oxford Economic Papers*, vol.56, pp.563 – 595.
- Collier P. and Hoeffler A., 1999. Justice-seeking and loot-seeking in civil war. *Development Research Group: World*.
- De Haan J. and Sturm J-E., 2003. Does more democracy lead to greater economic freedom? New evidence for developing countries. *European Journal of Political Economy*, vol. 19, pp.547 – 563.
- Farzanegan M. and Witthuhm S., 2017. Corruption and political stability: Does the youth bulge matter? *European Journal of Political Economy*, vol. 49, pp.47 – 70.
- Fosu A., 1992. Political instability and economic growth: Evidence from Sub-Saharan Africa. *Economic Development and Cultural Change*, vol 40, pp.829 – 841.
- Fosu A., 2001. Political instability and economic growth in developing economies: some specification empirics. *Economics Letters*, vol.70, pp.289 – 294.
- Gakpa L., 2019. Instabilité politique, IDE et effets sur la croissance économique dans les pays d’Afrique subsaharienne : un modèle à équations simultanées dynamiques. *Région et développement*, n°50.
- Global Witness, 2015. Comment l’Europe a aidé à financer la guerre en République Centrafricaine ? *Rapport Afrique n° 9*.
- Grossman M., 1991. Quality Ladders in the Theory of Growth. *The Review of Economic Studies*, vol. 58, n°1, pp. 43-61.
- Gupta D. K., 1991. “On the Methodology of Constructing a Composite Indicator for Political Instability: A Cross-National Study”, *Handbook of Behavioral Economics*, 2A, pp.151 – 178.
- Karnane P. and Quinn M., 2017. Political instability, ethnic fractionalization and economic growth. *International Economics and Economic policy*, 16, pp.1 - 27.
- Kobbi H. et Eggoh J., 2018. L’instabilité politique et ses déterminants : un réexamen empirique. *Laboratoire d’Economie d’Orléans, Université d’Orléans*.
- Lucas R., 1988. On the Mechanics of Economic Development ». *Journal of Monetary Economics*, vol. 22, pp.3 – 42.
- Mijkovic D. and Rimal A., 2008. The impact of socio-economic factors on political instability : A cross-country analysis. *The Journal of Socio-Economics*, 37, pp.2454 – 2463.
- Ngbanda-Nzambo H., 2004. Crimes organisés en Afrique centrale : révélations sur les réseaux rwandais et occidentaux. *Editions Duboiris, Paris*, 36p.
- PNUD., 2017. Rapport du projet Mapping documentant les violations graves du droit international des droits de l’homme et du droit international humanitaire commises sur le territoire de la République Centrafricaine depuis janvier 2003. *République Centrafricaine 2003-2017, Bangui*.
- Prunier G., 1995. The Rwanda crisis: history of a genocid, *The International Journal of African Historical Studies*. *Outre-Mers, Revue d’histoire*, vol. 313, pp.109-110.
- Richards R., 2004. A fitness model of evaluation. *The Journal of Aesthetics and Art Criticism*, vol. 62, pp.263 – 267.
- Sietmann C., 1998. *Politics, institutions and economic performance of nations*. Books Edward Elgar Publishing, Washington, 43p.
- Shleifer A. and Vishny R., 1993. Corruption. *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 108, pp.599 – 617.
- Solow R., 1956. A Contribution to the Theory of Economic Growth. *Journal of Political Economy*, vol. 70, pp.721 – 739.
- Zhang J. and Lee R., 2003. Rising longevity, education, saving and growth. *Journal of Political Economy*, vol. 70, pp.103 – 117

