

ISSN : 2337-2052

**REVUE OUEST AFRICAINE  
DE SCIENCES ECONOMIQUES ET DE GESTION**

**ROASEG**

**Volume 16 n°2 - Décembre 2023**

**REVUE OUEST AFRICAINE  
DE SCIENCES ECONOMIQUES  
ET DE GESTION  
ROASEG  
Volume 16-n°2**

**REVUE OUEST AFRICAINE  
DE SCIENCES ECONOMIQUES  
ET DE GESTION**

**ROASEG  
Volume 16  
N°2**

---

**Directeur de publication :** Ahmadou Aly MBAYE  
**Directeur de rédaction :** Ibrahima Samba DANKOCO  
**Rédacteur en chef :** Ibrahima Thione DIOP  
Ndiack Fall  
**Secrétaire de la Rédaction :** Fama GUEYE

**Conseil scientifique**

Tidjani BASSIROU  
Nadejo BIGOU-LARE  
Ibrahima Samba DANKOCO  
Adama DIAW  
Jean-Jacques EKOMIE  
Steven GOLUB  
Dominique HAUGHTON  
Gilbert NGBO AKE  
Birahim Bouna NIANG  
Bachir WADE  
Barthélémy BIAO  
Mohamed Ben Omar NDIAYE  
Taladidia THIOMBIANO  
Babacar SENE

**Revue Ouest Africaine  
de Sciences Economiques et de Gestion**

© FASEG, Faculté des Sciences Économiques et de Gestion (UCAD, Dakar, Sénégal).

Tous les droits réservés pour les pays.

**Il est interdit, sauf accord préalable et écrit de l'éditeur, de reproduire partiellement ou totalement un article de la présente revue, de le stocker dans une banque de données ou de le communiquer au public, sous quelque motif que ce soi**

# **ANALYSE EMPIRIQUE DES DETERMINANTS DE LA FUIITE DE CAPITAUX EN PROVENANCE DE LA COTE D'IVOIRE : LE ROLE DE L'INCERTITUDE MONDIALE**

Kuamvi SODJI

Centre de Recherche en Économie Appliquée et Management des Organisations (CREAMO),  
FASEG, Université de Lomé, Togo

**Résumé :** Cet article élargit les études précédentes pour examiner le rôle de l'incertitude mondiale sur la fuite des capitaux en provenance de la Côte d'Ivoire sur la période 1970 à 2018. Après avoir confirmé le test des bornes ARDL pour étudier les relations à long terme, l'analyse économétrique se base sur l'application de la modélisation autorégressive à retards distribués (ARDL). Les résultats empiriques qui ressortent suggèrent fortement que l'incertitude mondiale affecte l'ampleur de la fuite des capitaux, en contrôlant le différentiel du taux d'intérêt réel, la croissance économique, les variables de risque économique standard et certaines variables institutionnelles. Par ailleurs, les résultats résistent à une variété d'analyses de sensibilité telles que l'adoption d'autres méthodes de mesures de la fuite des capitaux et l'inclusion de variables de contrôle économiques supplémentaires. Sur cette base, l'étude suggère que des politiques efficaces soient appliquées pour immuniser l'économie des effets néfastes de la mondialisation et surtout que de meilleures opportunités d'investissement soient créées dans le but d'avoir un environnement stable pour conserver la confiance des agents résidents et dissuader la fuite des capitaux.

**Mots-clés :** ARDL ; Côte d'Ivoire ; Fuite de capitaux ; Méthode Résiduelle, Incertitude mondiale.

**JEL Classification :** F20, F32, F34.

## **Introduction**

Le monde a récemment connu beaucoup d'incertitude en raison d'événements tels que l'épidémie de COVID-19, les conflits commerciaux et la crise financière mondiale de 2008 qui a occasionné des effets économiques réels importants (Wen et al. 2021). En particulier, dans la plupart des économies africaines, les investissements pourraient ne pas se matérialiser dans un environnement caractérisé par l'incertitude, car les investisseurs hésitent à investir en raison des coûts irrécupérables importants qu'ils impliquent (Avom et al., 2020) et préféreront déplacer les capitaux rares vers des sources étrangères sûres. Pourtant, le niveau d'incertitude en Afrique a augmenté au cours des dix dernières années dans une mesure bien plus importante que celle du Moyen-Orient et de l'Asie centrale (Ahir et al., 2018).

Dans la région, en plus d'accroître l'incertitude, la pandémie actuelle de COVID-19 et le ralentissement du commerce international ont probablement aggravé les déficits de financement ce qui limite la capacité des gouvernements africains à financer les programmes d'atténuation des crises et de redressement post-crise. Cependant, depuis des décennies, pour aider l'économie des pays africains à faire face aux défis du développement, les débats politiques nationaux et internationaux ont eu tendance à se concentrer sur la mobilisation des ressources financières nationales et étrangères pour soutenir la croissance économique. Cela a entraîné une augmentation des flux étrangers de capitaux visant à améliorer le développement. Or, l'Afrique est en proie à des niveaux croissants de fuite des capitaux au cours des dernières décennies (Asongu & Nwachukwu, 2017). Selon Ndikumana et al. (2014), pour chaque dollar entrant dans les pays en développement en 2012, dix dollars sortent sous forme de flux de capitaux illicites. Ces sorties massives de fonds dues à la fuite des capitaux ont détruit le potentiel de croissance des économies en développement et sape la prospérité économique du continent (Effiom et al., 2020 ; Sodji, 2022). Cependant, selon Ndikumana et Boyce (2018), 30 pays d'Afrique ont perdu un montant cumulé de 210,8 milliards de dollars à cause de la fuite des capitaux et la Côte d'Ivoire figure dans le top dix des pays d'Afrique avec une fuite des capitaux très élevée, soit 55,4 milliards de dollars. Sans aucun doute, la Côte d'Ivoire souffre à la fois d'un faible niveau d'investissement domestique et d'un niveau élevé de fuite des capitaux. Il a connu des périodes d'instabilité politique incessante due à des guerres civiles, des mutineries, des changements de gouvernement et de constitution qui sapent les fondements de la stabilité de la gouvernance. Aussi, le pays est marqué par une corruption grandissante et une faiblesse des institutions permettant le transfert des capitaux vers des environnements présentant des risques d'investissement plus faibles (Le et Zak, 2006).

Les conséquences omniprésentes et graves de la migration des capitaux en provenance de la Côte d'Ivoire, sont très inquiétantes, car elle réduit les fonds disponibles et les ressources nécessaires pour entreprendre la production de biens et de services dans le pays d'origine (Badwan, 2021 ; Sodji, 2022). En tant qu'un pays pauvre en ressources, la fuite des capitaux étant une situation où l'épargne et les fonds nationaux censés servir à l'investissement à la croissance et au développement du pays s'échappent du système financier pour être transférés vers d'autres systèmes plus riches, a un impact négatif majeur sur la création et la distribution des richesses. Cette situation pourrait sans aucun doute priver l'économie ivoirienne de sources de financement comme en témoignent les travaux d'Efobi et Asongu (2016) et les études de Saheed et Ayodeji (2012).

Toutefois, un certain nombre d'études empiriques ont identifié divers facteurs responsables des fuites de capitaux dans les pays en développement. Ces facteurs comprennent le déficit budgétaire, l'augmentation de la dette extérieure, l'accélération de l'inflation, le différentiel de taux d'intérêt, le ralentissement du taux de croissance économique, la hausse des impôts, la faiblesse du secteur financier, l'instabilité politique, les investissements directs étrangers ; le taux de change ; l'incertitude ; la faiblesse du droit de propriété et la mauvaise gouvernance (Collier et al., 2001 ; Le et Zak, 2006 ; Lensink et al., 2000 ; Ndikumana et al., 2014 ; Nyoni, 2000 ; Pastor, 1990). Cette différence sur les déterminants de la fuite des capitaux n'a pas été résolue par la recherche empirique, car chaque approche bénéficie d'un certain soutien empirique (Brada et al., 2009). Bien que ces études aient élargi les connaissances sur les déterminants de la fuite des capitaux, il existe relativement peu d'études qui examinent les déterminants de la fuite des capitaux. Il suffit de dire qu'aucune n'a considéré les effets potentiels de l'incertitude mondiale sur la fuite des capitaux dans le contexte particulier de la Côte d'Ivoire. Cette étude, à notre connaissance, marque la première fois qu'une telle démarche est entreprise pour démêler l'effet de l'incertitude mondiale sur la fuite des capitaux en provenance de la Côte d'Ivoire. Sur la base de la discussion qui a suivi, une question naturelle se pose ; pourquoi l'économie ivoirienne connaît-elle un niveau important de fuite de capitaux et est-ce que la lutte contre la fuite des capitaux en provenance de la Côte d'Ivoire dépend de l'incertitude mondiale ? En réponse à ce gap, et dans le but de fournir des preuves nouvelles et distinctives, l'objectif principal de cette étude est d'examiner de manière empirique l'effet de l'incertitude mondiale sur la fuite des capitaux en provenance de la Côte d'Ivoire.

A la lumière de ce qui précède, cette étude a quatre contributions émanant de certains gaps identifiées dans la littérature. Premièrement, à notre connaissance, il s'agit de la première étude à adopter des données de la fuite des capitaux fournis par Ndikumana et Boyce (2018) et révisés récemment dans le contexte de la Côte d'Ivoire. Deuxièmement, l'étude prolonge la trajectoire des études existantes et contribue donc à la littérature en examinant les déterminants de la fuite des capitaux en provenance de la Côte d'Ivoire, tout en mettant l'accent sur l'influence potentielle de l'incertitude mondiale fournissant ainsi un cadre d'orientation pour les décideurs politiques dans le débat et la formulation de politiques concernant la fuite des capitaux. Il s'agit là d'une idée nouvelle qui n'a guère retenu l'attention dans la littérature. Sans aucun doute, les études sur la fuite des capitaux portant sur les pays d'Afrique de l'Ouest sont rares, alors que cette région en occurrence la Côte d'Ivoire est riche en ressources naturelles et peine dans le développement d'infrastructure essentiel, mais connaissent des sorties énormes de capitaux (Ndikumana & Boyce, 2018). Troisièmement, la littérature a établi que l'incertitude macroéconomique alimente la fuite des capitaux (Egbulonu et Bhattari, 2020), relativement peu d'attention a été accordée à la possibilité que l'incertitude mondiale puisse également être un déterminant de la fuite des capitaux. Il s'agit à notre connaissance de la toute première étude à considérer l'incertitude mondiale dans le cadre spécifique d'un pays d'Afrique subsaharienne à fuite de capitaux massif. Enfin, l'étude applique des techniques avancées capables de résoudre les problèmes économétriques et applique une variété d'analyses de sensibilité susceptibles de renforcer les résultats.

Le reste de l'article se compose comme suit. La première section présente une brève revue de la littérature pertinente. La section suivante présente la méthodologie et les données utilisées pour estimer la fuite de capitaux. La section 3 présente les résultats empiriques et la discussion, et enfin les conclusions et les recommandations politiques découlant de l'analyse des déterminants sont présentées dans la section 4.

### **1. Revue de la littérature**

Pour concevoir des stratégies visant à freiner la fuite des capitaux et à inciter le rapatriement des richesses privées détenues hors pays, il est important de comprendre les forces qui poussent les capitaux à quitter une économie en développement. Nous passons brièvement en revue deux volets principaux, notamment : une discussion sur les déterminants de la fuite des capitaux en panel et un aperçu des études qui regroupe divers déterminants de la fuite des capitaux dans le cas des pays sont décrits. Ces volets sous-jacents sont étayés dans l'ordre où ils sont présentés.



En utilisant des données de panel, Egbulonu et Bhattarai (2020) en examinant les déterminants de la fuite des capitaux dans 25 pays d'Afrique subsaharienne sur la période 1986-2010 et trouve que la fuite des capitaux est largement motivée par la corruption, le décalage de la fuite des capitaux, la dette extérieure, l'investissement direct étranger et l'incertitude macroéconomique. Dans une étude connexe sur ces genres de pays, Brafu-Insaidoo et Biekpe (2014) au cours de la période 1981-2015 révèlent que les principaux déterminants de la fuite des capitaux en Afrique subsaharienne sont la croissance économique et la dette extérieure. En outre, Osei-Assibey et al., (2018) étudient l'effet des indicateurs de corruption et de gouvernance institutionnelle sur la fuite des capitaux. Les résultats révèlent que la corruption, la durabilité du régime et l'état de droit sont les principales variables qui influencent les mouvements de capitaux en Afrique subsaharienne.

On peut déduire de l'analyse de la littérature empirique qu'il existe des résultats contradictoires entre les différentes recherches sur les déterminants précis de la fuite des capitaux en développement. Ces résultats contradictoires peuvent être dus aux différentes variables utilisées dans toutes les études, à la méthodologie employée et à la période couverte par l'étude. A cet effet, l'examen des études antérieures sur les déterminants de la fuite des capitaux sur la plupart des études en Afrique est basé sur l'estimation de panel (Cuddington, 1986 ; Ndikumana & Boyce, 2008) et manque donc d'études spécifiques à un pays (Uddin et al., 2017 ; Nyoni, 2000 ; Alam & Quazi, 2003 ; Ljungwall & Zijian, 2008). Toutefois, certaines études ont pris en compte les études pays avec plusieurs déterminants potentiels obtenus pour motiver les sorties de capitaux.

Ainsi donc, Vos (1992) examinent les déterminants de la fuite des capitaux en Philippines, en utilisant des données chronologiques de 1971 à 1988. Son résultat à travers les Moindre Carré Ordinaire (MCO) révèle que les principaux déterminants de la fuite des capitaux sont les emprunts extérieurs, le taux de change réel, les différentiels de taux d'intérêt et le stock de la fuite des capitaux. Dans une étude connexe, Uddin et al. (2017) examinent les facteurs affectant la fuite des capitaux au Bangladesh en utilisant des données annuelles de séries chronologiques allant de 1975 à 2013. Les auteurs utilisent la technique d'estimation OLS et ont constaté que la dette extérieure, les flux d'investissements directs étrangers, les réserves étrangères, les différentiels de taux d'intérêt, l'excédent du compte courant sont les principales causes de la fuite des capitaux au Bangladesh.

Dans cette optique, il est évident que le débat est toujours continu et sans fin étant donné les fortes incertitudes mondiales. C'est dans cette optique que cette étude est motivée pour apporter sa contribution, car elle élargit la portée de la littérature antérieure en examinant en profondeur ce phénomène par l'intégration d'une variable macroéconomique pertinente qui a reçu peu d'attention dans la littérature antérieure.

De même, il y a une pénurie d'études relatives à la Côte d'Ivoire. Une limite très importante est qu'aucune des études n'a considéré l'effet de l'incertitude mondiale sur la lutte contre les migrations de capitaux en provenance de la Côte d'Ivoire en particulier. En outre, ces gaps identifiés dans la littérature existante, ont motivé la réalisation de cette étude malgré le volume important d'études empiriques.

## **2. Approche méthodologique**

Après avoir fait cas des méthodes de la fuite de capitaux retenue et des données utilisées, la spécification a ensuite été soumise au test de racine unitaire, aux tests de cointégration pour définir l'estimation du modèle par la méthode ARDL.

### **2.1. Méthode d'estimation de la fuite des capitaux**

Malgré la littérature importante au cours des dernières années, il n'existe pas de mesures communes de la fuite des capitaux (Hermes et al.,2002 ; Ndikumana & Boyce, 2018). Les méthodes indirectes sont donc utilisées pour calculer la fuite des capitaux :

$$ADJKF = CDEBTADJ + IDE + PI + OI - (CAD + RES) + MISINV \quad (1)$$

Où les sources de fonds (les entrées de capitaux) sont données par la variation de l'encours de la dette extérieure corrigée des fluctuations du taux de change, des remises de dettes et de la variation des arriérés d'intérêts CDEBTADJ ; l'IDE est l'investissement direct étranger, le PI représente l'investissement de portefeuille, et l'OI représente les autres investissements et les utilisations de fonds sont le déficit du compte courant CAD, les RES sont les réserves de change (Hermes et al.,2002) et enfin MISINV est la mauvaise facturation commerciale nette.

De plus, la mesure des créances privées ou l'approche indirecte utilisée par Morgan Guaranty (1986) peut être écrite comme suit :

$$MGADJKF = CDEBTADJ + IDE + PI + OI - (CAD + RES) + MISINV - \Delta ABD \quad (2)$$

Où MG est égal à la mesure de la créance privée pour la fuite des capitaux (mesure de Morgan Guaranty, 1986) ; ABD est égal à l'actif étranger à court terme du système bancaire. Cette

méthode implique que le système bancaire n'est pas impliqué dans la fuite des capitaux. Par conséquent, dans la présente étude, nous considérons les deux notions de la fuite de capitaux couramment utilisées.

## **2.2. Les données**

L'étude utilise des données de séries chronologiques annuelles couvrant la période 1970 à 2018 une période suffisamment longue pour permettre une analyse économétriquement robuste. Le volume de la fuite des capitaux de la Côte d'Ivoire en pourcentage du PIB (FKR) constitue la variable dépendante et les principaux régresseurs sont l'incertitude mondiale (WUI), la variation en pourcentage de l'indice des prix à la consommation (INF), le différentiel de taux d'intérêt (INT) et les recettes fiscales (TAXE) tandis que le taux de croissance réel du produit intérieur brut (CROIS) et le taux de change effectif réel (EXCH) sont ajoutés comme variable de contrôle. Nous considérons la variation en pourcentage de l'indice des prix à la consommation, le différentiel de taux d'intérêt et les recettes fiscales comme les variables relatives à l'environnement interne de la Côte d'Ivoire. Comme indicateur de la corruption (COR), nous utilisons l'indice de perception de la corruption (IPC) et pour les institutions, nous adoptons la variable Polity2 (INST). En outre, le choix des différentes variables indépendantes est fondé sur le fait que plusieurs études (Boyce et Ndikumana, 2003 ; Weeks, 2012 ; Asongu, 2013) ont décrit ces variables comme des déterminants clés de la fuite des capitaux dans les pays africains.

L'évolution de l'indice d'incertitude montre des préoccupations plus élevées à l'égard de l'incertitude à l'échelle mondiale. Par exemple, Baker et al. (2016) ont introduit pour la première fois l'indice d'incertitude de politique économique (EPU) pour mesurer l'incertitude résultant des changements de politiques économiques dans 12 pays en 2016, puis dans 26 pays en 2020. Bien que l'indice EPU ouvre une nouvelle ère d'évaluation de l'incertitude, il est disponible pour un nombre limité de pays (26 pays en 2020). Ahir et al. (2018) ont élaboré l'indice WUI pour mesurer l'incertitude économique et politique en 2018 pour 143 pays, y compris les économies avancées, émergentes et à faible revenu. L'indice d'incertitude mondiale (WUI) est construit sur la base du comptage du mot « incertitude » et de ses variantes dans les rapports nationaux de l'Economist Intelligence Unit (EIU). Par conséquent, l'indice d'incertitude mondiale (WUI) présente l'incertitude économique et politique ou l'incertitude globale causée par tous les événements tels que les guerres, les attaques terroristes, les crises de la dette et les crises financières, les tensions commerciales, les épidémies sanitaires, les

élections présidentielles aux États-Unis et le Brexit (Ahir et al. 2018). Depuis lors, l'application de l'indice d'incertitude mondiale (WUI) gagne du terrain.

Selon l'intuition, le différentiel de taux d'intérêt (INT) indique les différences de taux d'intérêt sur deux actifs similaires dans deux pays différents et peut affecter la fuite des capitaux. Le différentiel de taux d'intérêt réels plus élevés entre les États-Unis et la Côte d'Ivoire peuvent contribuer à la fuite des capitaux en encourageant la substitution des actifs étrangers aux actifs nationaux. Deuxièmement, l'un des déterminants les plus importants de la fuite des capitaux abordée dans la littérature est le taux de croissance réel du PIB (CROIS). Néanmoins, sa relation est controversée, et le signe du coefficient n'est toujours pas clair. Lorsque la croissance est généralisée, elle peut réduire la fuite des capitaux en raison d'une perspective positive des opportunités d'investissement (Pastor, 1990 ; Nyoni, 2000). A l'inverse, des taux de croissance du PIB réel plus élevés signalent la présence d'opportunités d'investissement attrayantes au niveau national ; ces opportunités encouragent les investisseurs à entreprendre davantage d'investissements nationaux, réduisant ainsi la fuite des capitaux à l'étranger (Conesa, 1987 ; Lessard et Williamson, 1987). Troisièmement, les augmentations du niveau des prix intérieurs (INFL) par rapport au niveau des prix étrangers entraînent une érosion plus rapide de la valeur réelle des actifs détenus dans le pays que des actifs étrangers (Cuddington, 1986 ; Lessard et Williamson, 1987).

Quatrièmement, le taux de change effectif réel (EXCH) comme la dévaluation de la monnaie érode la valeur des actifs nationaux par rapport aux actifs étrangers, les résidents réagissent à la possibilité d'une dévaluation imminente de la monnaie en se tournant vers les actifs étrangers en réponse à une éventuelle dépréciation imminente de la monnaie nationale. Cinquièmement, la recette fiscale au PIB (TAXE) est un facteur qui motive la fuite des capitaux. Des taux d'imposition élevés impliquent un risque d'investissement plus élevé et des rendements attendus plus faibles (Pastor, 1990 ; Vos, 1992). Quant à l'incertitude mondiale (WUI) qui constitue un environnement macroéconomique instable augmente l'incertitude sur les rendements attendus du capital domestique, ce qui réduit les incitations à investir dans le pays, augmentant ainsi la fuite des capitaux (Ndikumana et Boyce, 2008). Enfin, les variables institutionnelles comme le contrôle de la corruption (WUI) et la polity2 (INST) influencent la fuite des capitaux. La polity 2 devrait être en corrélation négative avec la fuite des capitaux. Toutefois, la relation peut aller dans les deux sens, car la stabilité politique, d'une part, réduit la fuite des capitaux et, d'autre part, l'instabilité politique augmente la fuite des capitaux.

L'essentiel des variables provient ainsi des indicateurs de développement mondial (WDI), des indicateurs de gouvernance mondiale (WGI) et des statistiques de la dette internationale (IDS) de la Banque mondiale (2019). Les données relatives à la fuite des capitaux ont été extraites des séries de la fuite des capitaux calculées par Ndikumana et Boyce (2018). D'autre part, l'incertitude mondiale est représentée par l'indice d'incertitude mondial (WUI) calculé par Ahir et al. (2018). Les séries sur les recettes fiscales (TAXE) proviennent de la base de données de la Banque centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest BCEAO. Enfin, l'indice de perception de la corruption (IPC) et la variable Polity2 proviennent respectivement de la base de données de l'International Country Risk Guide et de la Polity IV. Les sources de données sont présentées dans les tableau 1 en annexe.

### 2.3. Analyse des résultats de la racine unitaire

Nous vérifions la stationnarité des séries en utilisant les tests de racine unitaire Augmented-Dickey Fuller (ADF) et le test de Philip-Perron (PP).

**Tableau 2** : Test de racine unitaire

| Variables | Augmented<br>Fuller | Dickey-<br>Fuller   | Philip-Perron      |                     | Order<br>d'<br>integration |
|-----------|---------------------|---------------------|--------------------|---------------------|----------------------------|
|           | Level               | First<br>difference | Level              | First<br>difference |                            |
| FKR       | -1,901<br>(0,33)    | -12,77*<br>(0,00)   | -3,52**<br>(0,01)  | -13,96*<br>(0,00)   | I(1)                       |
| MG        | -1,27<br>(0,63)     | -11,06*<br>(0,00)   | -1,75<br>(0,40)    | -10,88*<br>(0,00)   | I(1)                       |
| CROIS     | -4,17*<br>(0,002)   | -7,74*<br>(0,00)    | -4,164*<br>(0,002) | -9,977*<br>(0,00)   | I(0)                       |
| EXCH      | -2,88<br>(0,06)     | -6,199*<br>(0,00)   | -3,05**<br>(0,04)  | -6,21*<br>(0,00)    | I(1)                       |
| INFL      | -7,11*<br>(0,00)    | -10,65*<br>(0,00)   | -7,098*<br>(0,00)  | -16,58*<br>(0,00)   | I(0)                       |
| INT       | -5,39*<br>(0,00)    | -5,46*<br>(0,00)    | -5,47*<br>(0,00)   | -28,19*<br>(0,00)   | I(0)                       |
| TAXE      | -0,03<br>(0,95)     | -2,95**<br>(0,05)   | 2,39<br>(1,00)     | -3,00**<br>(0,04)   | I(1)                       |
| COR       | -2,329<br>(0,169)   | -4,515*<br>(0,001)  | -1,8599<br>(0,346) | -4,27*<br>(0,002)   | I(1)                       |

|       |                    |                   |                   |                    |      |
|-------|--------------------|-------------------|-------------------|--------------------|------|
| INST  | -0,3140<br>(0,915) | -5,93*<br>(0,000) | -0,106<br>(0,942) | -5,653*<br>(0,000) | I(1) |
| WUICI | -2,97**<br>(0,05)  | -8,95*<br>(0,00)  | -3,02**<br>(0,04) | -8,95*<br>(0,00)   | I(0) |

Source : Calcul de l'auteur

Note : \* , \*\*,\*\* indiquent une signification au niveau de 1% ; 5% et 10% respectivement.

Les résultats présentés dans le tableau 2 révèlent que toutes les variables sont stationnaires en niveaux, à l'exception de la fuite des capitaux, du taux de change effectif réel, de la corruption, de la variable institutionnelle et des recettes fiscales qui deviennent stationnaires après les avoir différenciées une fois. Les séries sont ainsi intégrées à des ordres différents, ce qui rend opportun le test de cointégration aux bornes (Pesaran, Shin, & Smith, 2001).

#### 2.4. Test ARDL des limites pour la cointégration

Nous avons signalé que le test de cointégration aux bornes de pesaran et al. (2001) était adapté pour nos séries. Ainsi, nous allons nous servir du critère d'information de Schwarz (SIC) pour sélectionner le modèle ARDL optimal, celui qui offre des résultats statistiquement significatifs avec moins de paramètres. Ensuite, comme on peut le voir, le modèle ARDL (1,3,1,2,3, ,3 ,3 ,3,3) est le plus optimal, car il offre la plus petite valeur du SIC. Par ailleurs, les estimations du test de limite montrent que l'hypothèse nulle conjointe d'absence de cointégration est rejetée, car la valeur calculée de la statistique F est de 10,59 et de 26,10 qui dépasse la valeur critique de la borne supérieure de 3,77 avec un degré de significativité de 1 %, ce qui indique qu'il existe une relation de cointégration à long terme entre la fuite de capitaux (variable dépendante) et les variables indépendantes (Tableau 3) selon les deux méthodes de mesure.

**Tableau 3 :** Test de limite ARDL pour la cointégration

| Variables   | BM           | MG      |
|---|--------------|---------|
|   | F Statistics |         |
| F(FKR,CROIS,EXCH,INFL,INT,COR, INST, TAXE,WUICI)  | 10,598**     | 26,10** |
| F(CROIS,FKR,EXCH,INFL,INT,COR,INST, TAXE,WUICI)   | 6,017**      | 50,63** |
| F(EXCH,FKR,CROIS,INFL,INT, COR,INST,TAXE,WUICI)   | 1,478        | 3,575** |
| F(INFL,FKR,CROIS,EXCH,INT, COR,INST,TAXE,WUICI)   | 3,823**      | 3,575   |
| F(INT,FKR,CROIS,EXCH,INFL, COR,INST,TAXE,WUICI)   | 12,338**     | 8,148** |
| F(COR, FKR,CROIS,EXCH,INFL, INT,INST,TAXE,WUICI)  | 2,788        | 2,876   |
| F(INST, FKR,CROIS,EXCH,INFL, INT, COR,TAXE,WUICI) | 9,047**      | 7,605** |

|   |          |         |
|---|----------|---------|
| F(TAXE,FKR,CROIS,EXCH,INFL,INT, COR,INST,WUICI) | 21,422** | 55,88** |
| F(WUICI,FKR,CROIS,EXCH,INFL,INT, COR,INST,TAXE) | 1,1936   | 3,874   |

Source : Calcul de l'auteur

Note : Ce tableau 3 présente les statistiques F calculées. Les valeurs d'astérisque indiquent que la statistique calculée se situe au-dessus de la supérieure au niveau de 1%.

## 2.5. Procédure d'estimation

Sur la base de l'énoncé ci-dessus, nous spécifions un modèle mathématique comme suit :

$$FKR_t = f(CROIS_t, EXCH_t, INF_t, INT_t, TAXE_t, COR_t, INST_t, WUICI_t)$$

Suivant Alam et Quazi (2003), Ndikumana et Boyce (2003) et Cheung et Qian (2010), un modèle économétrique réel à estimer pour la fuite des capitaux est spécifié sous la forme d'une régression linéaire simple comme suit :

$$FKR_t = \alpha_0 + \delta_1 CROIS_t + \delta_2 EXCH_t + \delta_3 INFL_t + \delta_4 INT_t + \delta_5 TAXE_t + \delta_6 COR_t + \delta_7 INST_t + \delta_8 WUICI_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

Cependant,  $\delta_i$  avec  $i=0...6$  représente les paramètres à estimer et  $\varepsilon$  est le terme d'erreur.

Pour éviter le problème des résultats fallacieux, et après avoir vérifié la stationnarité de nos variables pour s'assurer que les variables ne sont pas intégrées dans un ordre supérieur à un. L'approche de modélisation autorégressive à retards distribués (ARDL) de Pesaran et al. (2001) est plus appropriée pour tester l'existence des relations de long terme et de court terme, contrairement à l'approche de Johansen (1991), elle permet de tester les variables dont les ordres d'intégration sont différents.

En suivant Pesaran et al. (2001), dans notre cas, la version de correction d'erreur sans restriction du modèle ARDL peut être formulée comme suit :

$$FKR_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{n1} \beta_{1i} FKR_{t-i} + \sum_{i=1}^{n2} \beta_{2i} CROIS_{t-i} + \sum_{i=1}^{n3} \beta_{3i} INF_{t-i} + \sum_{i=1}^{n4} \beta_{4i} EXCH_{t-i} + \sum_{i=1}^{n5} \beta_{5i} INT_{t-i} + \sum_{i=1}^{n6} \beta_{6i} TAXE_{t-i} + \sum_{i=1}^{n7} \beta_{7i} COR_{t-i} + \sum_{i=1}^{n8} \beta_{8i} INST_{t-i} + \sum_{i=1}^{n9} \beta_{9i} WUICI_{t-i} + \mu t \quad (4)$$

$$\Delta FKR_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{n1} \beta_{1i} \Delta FKR_{t-i} + \sum_{i=1}^{n2} \beta_{2i} \Delta CROIS_{t-i} + \sum_{i=1}^{n3} \beta_{3i} \Delta INF_{t-i} + \sum_{i=1}^{n4} \beta_{4i} \Delta EXCH_{t-i} + \sum_{i=1}^{n5} \beta_{5i} \Delta INT_{t-i} + \sum_{i=1}^{n6} \beta_{6i} \Delta TAXE_{t-i} + \sum_{i=1}^{n7} \beta_{7i} \Delta COR_{t-i} + \sum_{i=1}^{n8} \beta_{8i} \Delta INST_{t-i} + \sum_{i=1}^{n9} \beta_{9i} \Delta WUICI_{t-i} + \mu t \quad (5)$$

Où  $\Delta$  est l'opérateur de différence première,  $\beta_0$  est la constante de régression tandis que  $\mu_t$  représente le terme d'erreur de bruit blanc. S'il existe une relation de cointégration alors le modèle de long terme et la version de correction d'erreur du modèle ARDL à estimer peuvent être formulés comme suit :

$$\Delta FKR_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{n1} \beta_{1i} \Delta FKR_{t-i} + \sum_{i=1}^{n2} \beta_{2i} \Delta CROIS_{t-i} + \sum_{i=1}^{n3} \beta_{3i} \Delta INF_{t-i} + \sum_{i=1}^{n4} \beta_{4i} \Delta EXCH_{t-i} \quad (6)$$

$$+ \sum_{i=1}^{n5} \beta_{5i} \Delta INT_{t-i} + \sum_{i=1}^{n6} \beta_{6i} \Delta TAXE_{t-i} + \sum_{i=1}^{n7} \beta_{7i} \Delta COR_{t-i} + \sum_{i=1}^{n8} \beta_{8i} \Delta INST_{t-i} + \sum_{i=1}^{n9} \beta_{9i} \Delta WUICI_{t-i} + \theta ecm_{t-1} + \mu_t$$

$$\text{Avec } -1 \leq ecm_{t-1} \leq 0 \quad (7)$$

Où le terme  $ecm_{t-1}$  est le terme de correction d'erreur et  $\theta$  est son coefficient. Le terme  $ecm_{t-1}$  représente la vitesse de convergence vers le niveau d'équilibre s'il y a une perturbation dans le système.

### 3. Résultats et discussions

Nous allons développer dans cette section nos différents résultats empiriques du modèle ARDL ainsi que les tests de stabilité.

#### 3.1. Modèle ARDL à long terme entre les variables

Enfin, au regard des tests qui aident à diagnostiquer le modèle ARDL estimé, la valeur élevée du  $R^2$  ajusté confirme que le modèle est bien ajusté. La statistique F montre que les variables indépendantes incluses dans le modèle peuvent définir les meilleures variations du modèle (Tableau 4). En général, l'on note aussi une absence d'autocorrélation des erreurs, une absence d'hétéroscédasticité, une normalité des erreurs et un modèle a été bien spécifié (tableau 5 en annexe).

Sur la base des exigences spécifiées, le tableau 4 présente les estimations du modèle ARDL à long terme (1, 3, 1, 2, 3, 3, 3, 3, 3) et montre que tous les coefficients ont les signes attendus à l'exception des recettes fiscales. Par ailleurs, la présentation de nos estimations se limitera au décalage d'ordre un (un an) afin de fournir une meilleure consistance à nos conclusions. Ainsi donc, conformément à la prédiction théorique, le coefficient du différentiel de taux d'intérêt et du taux de change effectif réel ont des signes positifs attendu et sont statistiquement significatifs. Ensuite, le coefficient de la variable du taux d'inflation a un signe positif, ce qui est conforme à l'attente théorique et aux conclusions d'Okit (2000). Enfin, le coefficient lié à la corruption et aux institutions sont statistiquement significatifs, mais contre la théorie pour le



second, ce qui est incohérent avec les conclusions de Ndikumana et al., 2014. Nous pourrions ainsi conclure que l'environnement interne de la Côte d'Ivoire à travers les trois variables constatés agit sur la fuite des capitaux en provenance du pays. Enfin, le coefficient à long terme de l'indice d'incertitude mondiale (WUICI) est positif et statistiquement significatif au seuil de 1%. Conformément à ce que l'on aurait pu attendre, l'incertitude mondiale est un déterminant important de la fuite des capitaux en provenance de la Côte d'Ivoire. Afin de réduire la fuite des capitaux, le gouvernement ivoirien devrait se concentrer sur l'amélioration de l'environnement macroéconomique, car tant que les politiques économiques (extérieures comme intérieur) et leurs impacts sur la valeur réelle de la richesse nationale ne sont pas clairs, les résidents sont susceptibles de décider de prendre leur argent et de s'enfuir, puisque les rendements réels des actifs étrangers sont plus rassurants (Hermes et al., 2002). En outre, des études ont montré que les pays en développement sont plus sensibles aux chocs financiers mondiaux résultant de la libéralisation financière, qui conduit invariablement à une augmentation de la fuite des capitaux (Pastor, 1990 ; Pradhan & Hiremath, 2017).

**Tableau 4 :** Coefficients de long terme utilisant l'approche ARDL

| Variables          | BM           |          |
|--------------------|--------------|----------|
|                    | Coefficients | p Values |
| CROIS              | 0,310        | 0,7765   |
| EXCH               | 0,617***     | 0,0153   |
| INFL               | 0,212        | 0,5632   |
| INT                | 4,967***     | 0,0209   |
| COR                | 13,66*       | 0,0063   |
| INST               | 2,974***     | 0,0929   |
| TAXE               | -0,069       | 0,1619   |
| WUICI              | 144,32**     | 0,0240   |
| C                  | -111,385***  | 0,0076   |
| Adj. R2            | 0,970        |          |
| S.E. of regression | 3,974        |          |
| F-statistics       | 7,5797       |          |
| AIC                | 5,537        |          |
| SBC                | 6,873        |          |
| DW-statistic       | 2,763        |          |

Source : Calcul de l'auteur

Note : \*, \*\*, \*\*\* indiquent une signification au niveau de 1% ; 5% et 10% respectivement.

La longueur optimale du lag est déterminée par le SBC.

### 3.2. Dynamique à court terme et l'ajustement vers l'équilibre à long terme

Pour examiner les coefficients à court terme, nous avons effectué le test d'ECM. Le coefficient d'ajustement ou force de rappel est statistiquement significatif et négatif ; compris entre zéro et un en valeur absolue. A cet effet, les signes respectifs des coefficients ECM suggèrent que les divergences à court terme sont corrigées à long terme ce qui garantit un mécanisme de correction d'erreur, et donc l'existence d'une relation de long terme (cointégration) entre les variables. Aussi, l'on note que la valeur du  $R^2$  ajusté suggère que le modèle est bien ajusté et que la statistique F valide la spécification. Notre modèle n'est pas affecté par le problème de l'autocorrélation, comme le montrent les éléments suivants de la statistique de Durbin-Watson dans le tableau 6.

**Tableau 6 :** Représentation de la correction d'erreur pour le modèle ARDL

| Variables          | Coefficients | p Values |
|--------------------|--------------|----------|
| $\Delta$ CROIS     | -0,889*      | 0,0016   |
| $\Delta$ EXCH      | 0,197***     | 0,084    |
| $\Delta$ EXCH(-1)  | -0,229***    | 0,013    |
| $\Delta$ INFL      | 0,394***     | 0,065    |
| $\Delta$ INT       | 0,078        | 0,488    |
| $\Delta$ COR       | 4,807**      | 0,039    |
| $\Delta$ COR(-1)   | -5,65**      | 0,023    |
| $\Delta$ INST      | -1,140***    | 0,068    |
| $\Delta$ INST(-1)  | -1,486*      | 0,002    |
| $\Delta$ TAXE      | 0,040        | 0,310    |
| $\Delta$ WUICI     | 50,234***    | 0,057    |
| $\Delta$ WUICI(-1) | -43,655      | 0,124    |
| C                  | -24,373*     | 0,000    |
| CointEq(-1)        | -0,121*      | 0,000    |
| T                  | -0,763       | 0,730    |
| Adj. R2            | 0,702        |          |
| S.E. of regression | 5,389        |          |
| F-statistics       | 6,003        |          |
| AIC                | 6,513        |          |
| SBC                | 7,296        |          |

DW-statistic

2,507

---

*Source : Calcul de l'auteur*

Note : C et T désignent terme constant et la composante de tendance respectivement. \* ,

\*\*,\*\*\* indiquent une signification au niveau de 1% ; 5% et 10% respectivement.

Comme on peut le voir dans le tableau 6, pour les variables de contrôle, à l'exception du coefficient de du différentiel du taux d'intérêt et des recettes fiscales (non significatif), toutes les variables sont significatives et les signes sont conformes aux attentes a priori. Par ailleurs, nous constatons que, conformément à la prédiction théorique, les coefficients du taux de change effectif réel et de la corruption sont positifs et statistiquement significatifs (sauf le coefficient de la variable institutionnelle), ce qui signifie que plus le niveau de corruption est élevé, plus les incitations à la fuite des capitaux sont fortes. Mais juste après une année le coefficient de la corruption aussi devient négatif et statistiquement significatif sur la fuite des capitaux.

La variable d'intérêt qui capture la variable d'incertitude mondiale a le signe positif attendu, ce qui est très encourageant. L'incertitude mondiale affecte la fuite des capitaux mesurés avec la méthode résiduelle de la Banque mondiale (1985). En effet, lorsque la fuite des capitaux a été mesurée à l'aide de la méthode de la Banque mondiale (1985), les régressions ont indiqué que l'incertitude mondiale a provoqué d'importantes sorties de capitaux (tableau 6).

Les résultats précédents montrent que si le contenu et l'orientation des politiques publiques actuelles et futures sont incertains et/ou instables, les investisseurs nationaux sont incertains de l'impact de ces politiques sur la valeur réelle des actifs détenus dans le pays à l'avenir. Cette incertitude peut les inciter à retirer leurs investissements en Côte d'Ivoire et à acheter des actifs étrangers. Dans tous ces cas, l'instabilité macroéconomique entraîne une augmentation des impôts, une diminution des taux de change et un différentiel du taux d'intérêt ce qui réduit les rendements, augmente le risque, intensifie l'incertitude des richesses détenues au pays (Collier et al. 2001) et accrois les incitations à la fuite des capitaux.

A cet effet, afin de tester la robustesse des résultats et de vérifier l'impact de l'incertitude liée à l'environnement interne présenté dans le tableau 5 en annexe, nous avons modifié les variables macroéconomiques représentant l'environnement interne tel que l'inflation, le différentiel du taux d'intérêt et les recettes fiscales dans la régression. Maintenant, en tant qu'alternative, nous calculons trois différents types de mesures d'incertitude, tous liés à l'incertitude entourant l'orientation future des politiques publiques. Nous utilisons les variables qui capturent l'incertitude des politiques publiques qui sont la variabilité des taux d'intérêt réel

(ININT), la variabilité du taux de l'inflation (ININFL) et la variabilité de la fiscalité (INTAXE) comme proxy pour estimer notre modèle.

Nous constatons que la mesure de Morgan Guaranty (1986), respecte encore les conditions de cointégration à long terme entre la fuite de capitaux et les variables indépendantes donc nous la considérons dans la suite de nos estimations pour conformer nos résultats. Nous estimons un modèle ARDL alternatif (1, 1, 0, 0, 0, 0, 0, 1, 2) et (1, 1, 0, 0, 2, 0, 0, 1, 1) selon laquelle les variables liées à l'environnement macroéconomique interne sont remplacées par l'incertitude des politiques publiques, en conservant les autres spécifications intactes. Les estimations présentées dans les tableaux corroborent davantage nos résultats et inférences ARDL (tableau 7 ; tableau 8, tableau 9 en annexe et tableau10).

**Tableau 7 :** Test de limite ARDL pour la cointégration

| Variables  | BM           | MG           |
|--|--------------|--------------|
|  | F Statistics | F Statistics |
| F(FKR,CROIS,EXCH,ININFL,ININT,COR,INST,INTAXE,WUICI)   | 9,53**       | 8,225**      |
| F(CROIS,FKR,EXCH,ININFL,ININT,COR,INST,INTAXE,WUICI)   | 0,86         | 1,642        |
| F(EXCH,FKR,CROIS,ININFL,ININT,COR,INST,INTAXE,WUICI)   | 3,56         | 3,553        |
| F(ININFL,FKR,CROIS,EXCH,ININT,COR,INST,INTAXE,WUICI)   | 10,01**      | 69,87**      |
| F(ININT,FKR,CROIS,EXCH,ININFL,COR, INST, INTAXE,WUICI) | 35,72**      | 3,04         |
| F(COR,ININT,FKR,CROIS,EXCH,ININFL, INST, INTAXE,WUICI) | 92,92**      | 1,78         |
| F(INST,COR,ININT,FKR,CROIS,EXCH,ININFL,INTAXE,WUICI)   | 210,66**     | 81,81**      |
| F(INTAXE,FKR,CROIS,EXCH,ININFL,ININT,INST,COR,WUICI)   | 92,92**      | 1,780        |
| F(WUI,FKR,CROIS,EXCH,ININFL,ININT, INST, COR,INTAXE)   | 13,061**     | 1,983        |

Source : Calcul de l'auteur

Note : Ce tableau présente les statistiques F calculées. Les valeurs d'astérisque indiquent que la statistique calculée se situe au-dessus de la supérieure au niveau de 1%.

**Tableau 8 :** Coefficients de long terme en utilisant l'approche ARDL

| Variables | BM           |          | MG           |          |
|-----------|--------------|----------|--------------|----------|
|           | Coefficients | p Values | Coefficients | p Values |
| CROIS     | 0,433        | 0,337    | 1,248***     | 0,0901   |
| EXCH      | 0,086        | 0,277    | 0,328**      | 0,0189   |
| ININFL    | 0,732**      | 0,025    | 0,885***     | 0,0967   |
| ININT     | 0,545**      | 0,020    | 1,6293*      | 0,0046   |
| INTAXE    | 0,501*       | 0,002    | 0,352        | 0,2182   |
| COR       | 3,265***     | 0,091    | 6,353**      | 0,0286   |

|                    |          |       |         |        |
|--------------------|----------|-------|---------|--------|
| INST               | -0,958   | 0,150 | -0,527  | 0,5970 |
| WUICI              | 105,972* | 0,002 | 70,778  | 0,1167 |
| T                  | -0,463   | 0,172 | -1,524* | 0,0056 |
| Adj. R2            | 0,707    |       | 0,883   |        |
| S.E. of regression | 5,693    |       | 6,810   |        |
| F-statistics       | 7,555    |       | 20,239  |        |
| DW-statistic       | 2,025    |       | 2,5141  |        |

*Source : Calcul de l'auteur*

*Note : \*, \*\*,\*\*\* indiquent une signification au niveau de 1% ; 5% et 10% respectivement.*

**Tableau 10** : Représentation de la correction d'erreur pour le modèle ARDL

| Variables          | (1)          |          | (2)          |          |
|--------------------|--------------|----------|--------------|----------|
|                    | Coefficients | P Values | Coefficients | P Values |
| ΔCROIS             | -0,422       | 0,083    | -0,124       | 0,637    |
| ΔEXCH              | 0,101        | 0,367    | 0,199        | 0,117    |
| ΔININFL            | 0,873*       | 0,000    | 0,918*       | 0,000    |
| ΔININT             | 0,568**      | 0,011    | 0,678*       | 0,008    |
| ΔININT(-1)         |              |          | -0,646**     | 0,019    |
| ΔCOR               | 2,175        | 0,319    | 6,173**      | 0,018    |
| ΔINST              | -1,199***    | 0,067    | 0,008        | 0,990    |
| ΔINTAXE            | 0,278*       | 0,000    | 0,129**      | 0,049    |
| ΔWUICI             | 6,488        | 0,809    | 12,662       | 0,665    |
| ΔWUICI(-1)         | -73,355*     | 0,009    |              |          |
| C                  | -16,311*     | 0,000    | -15,53*      | 0,000    |
| CointEq(-1)        | -0,113*      | 0,000    | -0,955*      | 0,000    |
| T                  | -0,514       | 0,145    | -1,283       | 0,002    |
| Adj. R2            | 0,707        |          | 0,883        |          |
| S.E. of regression | 5,693        |          | 6,810        |          |
| F-statistics       | 7,555        |          | 20,239       |          |
| DW-statistic       | 2,025        |          | 2,5141       |          |

*Source : Calcul de l'auteur*

*Note : C et T désignent le terme constant et la composante de tendance respectivement. \*, \*\*,\*\*\* indiquent une signification au niveau de 1% ; 5% et 10% respectivement.*

À long terme, le coefficient du taux de croissance réel du PIB est statistiquement significatif selon la méthode de mesure de Morgan Guaranty (1986) ce qui confirme les conclusions de Hermes et al., (2002). Ensuite, les résultats de nos estimations indiquent qu'à long terme la variable d'intérêt qui est l'indice de l'incertitude mondiale à un coefficient positif et statistiquement significatif dans le cadre de la méthode de la Banque Mondiale et non statistiquement significatif selon la méthode de Morgan Guaranty. Toutefois, les estimations du modèle empirique ARDL obtenues indiquent que tous les autres coefficients des variables entourant l'orientation future des politiques publiques (ININFL, ININT) respectent les fondements théoriques et ont des signes espérés sauf le coefficient de la variable d'incertitude fiscale (INTAXE) qui est non statistiquement significatif dans le cadre de la mesure de Morgan Guaranty. Quant à la corruption et à la variable institutionnelle, leurs coefficients offrent de bon signe positif et négatif mais il n'est pas statistiquement significatif dans le cas des institutions.

Toutefois, les ECMs basés sur ARDL (1, 1, 0, 0, 0, 0, 0, 1, 2) et (1, 1, 0, 0, 2, 0, 0, 1, 1) reportés dans le tableau 10 pour les deux modèles garantissent des mécanismes de correction d'erreur, et donc l'existence d'une relation de long terme. Cependant, les résultats semblent être satisfaisants, les régressions indiquent que le taux desincertitude relative au politiques publiques gardent toujours les signes positifs espérés et leurs coefficients sont statistiquement significatifs avec un signe contraire lorsqu'on considère l'année passée ceci dans le modèle de Morgan Guaranty pour l'incertitude lié aux différentiels du taux d'intérêt. En outre, ce qui est contre-intuitif même en cas de différentiel du taux d'intérêt décalé. Pourtant, le coefficient relatif à la croissance économique reste cohérent avec nos hypothèses seulement dans le cas de la Banque Mondiale. La variable institutionnelle a un coefficient qui est négatif et statistiquement significatif à la fois pour la mesure de la Banque mondiale tandis que le coefficient de la corruption est positif et significatif dans la seconde méthode de mesure.

Enfin, les régressions à court terme confirment nos hypothèses et résultats précédents. Les coefficients ont indiqué que l'incertitude mondiale affecte hautement mais non significativement la fuite des capitaux (tableau 10) et change de signe après un an indépendamment de la méthode de mesure adopté. Cela pourrait bien être dû à l'estimation de court terme qui ne confirme pas encore de l'incertitude mondiale sur la fuite des capitaux. La présente étude montre en général que la fuite des capitaux en provenance de la Côte d'Ivoire au-delà d'être motivée par l'environnement interne est aussi causée par l'incertitude mondiale

qui l'influence davantage, ce qui suggère la nécessité d'adopter des politiques gouvernementales efficaces pour mettre un terme à l'ampleur croissante de la fuite des capitaux.

### **3.3. Test de stabilité**

Nous effectuons le test de stabilité pour nous assurer de la stabilité des paramètres en utilisant la somme cumulative des résidus récurrents (CUSUM) et la somme cumulative des carrés des résidus récurrents (CUSUMSQ). Sur la base des figures 1 et 2 en annexe, l'absence d'instabilité est remarquée sur le coefficient puisque les graphiques de tous les coefficients se situent dans les limites critiques au niveau de signification de 5 %. Ainsi, tous les coefficients du modèle estimé sont stables sur l'ensemble de la période.

### **Conclusion et implications de politiques économiques**

Les études existantes n'ont pas pris en compte l'incertitude mondiale comme déterminant principal de la fuite des capitaux en provenance de la Côte d'Ivoire ou même dans d'autres pays. Cependant, l'étude se propose de combler le vide de la littérature existante dans le contexte ivoirien. Idéalement, la non-inclusion de ce facteur important dans l'explication de la fuite des capitaux ouvre la voie à un examen plus approfondi. A cet effet, cette étude empirique s'appuie sur l'explication théorique basée sur un modèle de choix de portefeuille qui reconnaît explicitement que l'incertitude mondiale contribue à la variance du risque d'investissement national. La modélisation autorégressive à retards distribués (ARDL) de Pesaran, Shin, et Smith (2001) a été adoptée sur la période 1970 à 2018. Cependant, les résultats estimés suggèrent que les variables de contrôle à savoir la croissance économique, le taux de change et les autres régresseurs relatifs à l'environnement interne tels que le différentiel du taux d'intérêt, l'inflation et les recettes fiscales sont des déterminants significatifs de la fuite des capitaux à court terme comme en long terme en Côte d'Ivoire. Nous constatons aussi que les variables relatives à l'incertitude mondiale sont d'une importance significative sur la fuite des capitaux à court terme comme à long terme.

A cet effet, les objectifs de développement économique du gouvernement ivoirien sont irréalisables avec l'ampleur croissante de la fuite des capitaux, et donc l'économie devrait s'appuyer sur ces capitaux. À la lumière de l'évidence, cette étude suggère que des politiques efficaces soient appliquées pour immuniser l'économie des effets néfastes de la libéralisation et que de meilleures opportunités d'investissement soient créées pour un environnement stable dans le but de conserver la confiance des agents résidents et de dissuader la fuite des capitaux. Les preuves appellent à une réglementation des sorties de fonds des résidents et à une nécessité

de renforcer les structures économiques avec des réformes institutionnelles dans le but d'améliorer les méthodes de déclaration. Enfin, l'établissement d'une relation de confiance entre les décideurs et les citoyens est un véritable défi. On ne peut qu'espérer donc qu'il existe d'autres facteurs susceptibles d'influencer la fuite des capitaux en Côte d'Ivoire, que la présente étude n'a peut-être pas prise en compte en raison de ses objectifs spécifiques et qui peut servir de piste pour d'autres études.

### **Références Bibliographiques**

Ahir, H., Bloom, N. & Furceri, D., 2018. The World Uncertainty Index. [https://www.policyuncertainty.com/wui\\_quarterly.html](https://www.policyuncertainty.com/wui_quarterly.html).

Alam, I. & Quazi, R., 2003. Determinants of capital flight: An econometric case study of Bangladesh. *International Review of Applied Economics*, 17, p. 85–103.

Asongu, S. A. & Nwachukwu, J. C., 2017. Fighting capital flight in Africa: evidence from bundling and unbundling governance. *Journal of Industry, Competition and Trade*, Volume 17(3), pp. 305-323.

Asongu, S. A., 2013. Fighting African capital flight: timelines for the adoption of common policies. *The Empirical Economics Letters* 12, p. 10.

Avom, D., Njangang, H. & Nawo, L., 2020. World economic policy uncertainty and foreign direct investment. *Economics Bulletin*, (2)(1457-1464), p. 40.

Badwan, N., 2021. The impact of capital flight on economic growth and financial stability in Palestine. *Asian Journal of Economics, Business and Accounting*, Volume 21(11), pp. 85-101.

Banque, M., 1985. World Development Report 1985. *World Bank* 72, pp. 1127-1177.

Boyce, J., 1992. The revolving door? External debt and capital flight: A Philippine case study. *World Development*, 20, p. 335–349.

Brada, J., Kutan, A. & Vuksic, G., 2009. The costs of moving money across borders and the volume of capital flight: the case of Russia and other CIS countries. *WP-EMG-28-2009*, City University, UK.



Brafu-Insaidoo, W. G. & Biekpe, N., 2014. Determinants of foreign capital flows: The experience of selected Sub-Saharan African countries. *Journal of Applied Economics*, 17(1), pp. 63-88.

Cheung, Y. W., 2010. Capital flight: China's experience. *Rev. Dev. Econ.* 14 (2), p. 227–247.

Collier, P., Hoeffler, A. & Pattillo, C., 2001. Flight capital as a portfolio choice. *World Bank Economic Review*, 15(1), p. 55–80.

Conesa, E. R., 1987. The causes of capital flight from Latin America. *Mimeo, Inter-American Development Bank, Washington D.C.*

Cuddington, J. T., 1986. Capital Flight: Estimates, Issues, and Explanations. *New Jersey: Princeton University Press.*

De Gregorio, J., 1993. Inflation, taxation, and long-run growth. *Journal Monetary Economics*, Volume 313, p. 271 –298.

Effiom, L., Achu, A. C. & Edet, S. E., 2020. Capital flight and domestic investment in Nigeria: Evidence from ARDL Methodology. *International Journal of Financial Research*, Volume 11(1), pp. 348-360.

Efobi, U. & Asongu, S., 2016. Terrorism and capital flight from Africa. *International Economics*, 148, p. 81–94.

Egbulonu, A. J. & Bhattarai, K., 2020. Determinants of capital flight: new panel evidence from Sub-Saharan Africa (SSA). *J. Dev. Econ. Financ*, 1, pp. 255-287.

Ghosal, V., 1995. Input Choices under Price Uncertainty. *Economic Inquiry*, 33, 1,1995, pp. 142-158.

Hermes, N., Lensink, R. & Murinde, V., 2002. Flight capital and its reversal for development financing. *Discussion Paper No. 2002/99, WIDER, Helsinki.*

Johansen, S., 1991. Estimating and Hypothesis testing of Cointegrating Vectors Autoregressive Models. *Econometrica*, 59, pp. 1551-1589.

Lensink, R., Hermes, N. & Murinde, V., 2000. Capital Flight and Political Risk. *Journal of International Money and Finance*, 19, pp. 73-92.

Le, Q. V. & Zak, P. J., 2006. Political risk and capital flight. *Journal of International Money and Finance*, (25)2, , pp. 308-329.

Lessard, D. R. & Williamson, J., 1987. Capital Flight and Third World Debt. *Washington, DC: Intitute for International Economics*. .

Ljungwall, C. & Wang, Z., 2008. Why is Capital Flowing out of China?. *China Economic Review*, 19(3), pp. 359-372.

Morgan, G. T. c., 1986. LDC Capital Flight. *World Financial Markets*, 2, 13-6., pp. 13-6.

Ndikumana, L., Boyce, J. K. & Ndiaye, A. S., 2014. Capital flight from Africa. *Capital flight from Africa: Causes, effects, and policy issues*, Volume 15.

Ndikumana, L. & Boyce, J. K., 2003. Public Debts and Private Assets: Explaining Capital Flight from Sub-Saharan African Countries. *World Development*. .

Ndikumana, L. & Boyce, J. K., 2008. New Estimates of Capital Flight from Sub-Saharan African Countries: Linkages with External Borrowing and Policy Options. *PERI/UMass, Working Paper No. 166*, p. .

Ndikumana, L. & Boyce, J. K., 2018. Capital Flight from Africa Updated Methodology and New Estimates. *Research Report, Political Economy Research Institute, University of Massachusetts at Amherst*.

Nyoni, T., 2000. Capital Flight from Tanzania. in I. Ajayi et M. S. Khan (eds), *External Debt and Capital Flight in Sub-Saharan Africa*. *Washington, DC: The IMF Institute*, pp. 300-21.

Okit, O., 2000. Capital Flight from Nigeria: An Empirical Re-Examination. *West African Monetary Institute; Accra, Ghana*.

Osei-Assibey, E., Domfeh, K. O. & Danquah, M., 2018. Corruption, institutions and capital flight: evidence from Sub-Saharan Africa. *Journal of Economic Studies*.

Pastor, M. J., 1990. Capital Flight from Latin America. *World Development*, 18(1), pp. 1-18.

Pesaran, M. H., Shin, Y. & Smith, R. J., 2001. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16, p. 289–326.

Pradhan, A. K. & Hiremath, G., 2017. The capital flight from India: a case of missing woods for trees?. *Singap Econ Rev* 62(2), p. 1–19.

Sodji, K., 2022. Capital flight and its impact on economic growth: The case of WAEMU countries. *African Journal of Economic Review*, Volume 10(3), p. 48–62.

Uddin, M. J., 2017. Capital flight affecting determinants in Bangladesh: An econometric estimation. *International Journal of Economics, Commerce, and Management*, 5(8), 223-248, pp. 223-248.

Vos, R., 1992. Private Foreign Asset Accumulation, Not Just Capital Flight: Evidence from the Philippines. *Journal of Development Studies*, 28(3), pp. 500-537.

Weeks, J., 2012. Economic Impact of Capital Flows in sub-Saharan Countries, 1980- 2008. *PERI Working Paper 290, Amherst, Massachusetts 33 2012c*.

Wen, F., Li, C., Sha, H. & Shao, L., 2021. How does economic policy uncertainty affect corporate risk-taking? Evidence from China. *Finance Research Letters*, 41, p. 101840.

**Annexe**

**Tableau 1 : définitions des variables**

| <b>Variables</b>               | <b>Signes</b> | <b>Définition</b>  | <b>Signe attendu</b> | <b>Sources</b>            |
|--------------------------------|---------------|--|----------------------|---------------------------|
| Taux de change                 | EXCH          | Taux de change (monnaie locale par USD)                          | +                    | WDI (Banque mondiale)     |
| Croissance                     | CROIS         | Taux de croissance du PIB (% annuel)                             | +/-                  | WDI (Banque mondiale)     |
| Inflation                      | INF           | Variation annuelle de l'indice des prix à la consommation (IPC)  | +                    | WDI (Banque mondiale)     |
| Fuite des capitaux             | FKR           | Ratio de la fuite des capitaux au PIB                            |                      | Ndikumana et Boyce (2018) |
| Différentiel de taux d'intérêt | INT           | Taux des bons du Trésor Américain moins taux de dépôt domestique | +                    | WDI (Banque mondiale)     |
| Recette fiscale                | TAXE          | Recette fiscale en % du PIB                                      | +                    | BCEAO                     |

|                                 |      |  |                               |
|---------------------------------|------|--|-------------------------------|
| Corruption                      | COR  | l'indice de perception de la +<br>corruption (IPC)     | Transparency<br>International |
| Institutions                    | INST | Polity2  | Polity IV                     |
| l'indice d'incertitude mondiale | WUI  | l'incertitude de la politique +<br>économique mondiale | Ahir et al. (2018)            |

Source : Calcul de l'auteur

**Tableau 5 :** Résultats des tests diagnostiques du modèle ARLD estimé

| Hypothèse du test       | Tests                 | Valeurs | Probabilité |
|-------------------------|-----------------------|---------|-------------|
| Autocorrélation         | Breusch-Godfrey       | 0,894   | 0,465       |
| Spécification           | Ramsey (Fisher)       | 0,299   | 0,775       |
| Normalité               | Jarque-Bera           | 2,878   | 0,237       |
| Heteroscedasticity test | Breusch-Pagan-Godfrey | 0,825   | 0,673       |

Source : Calcul de l'auteur

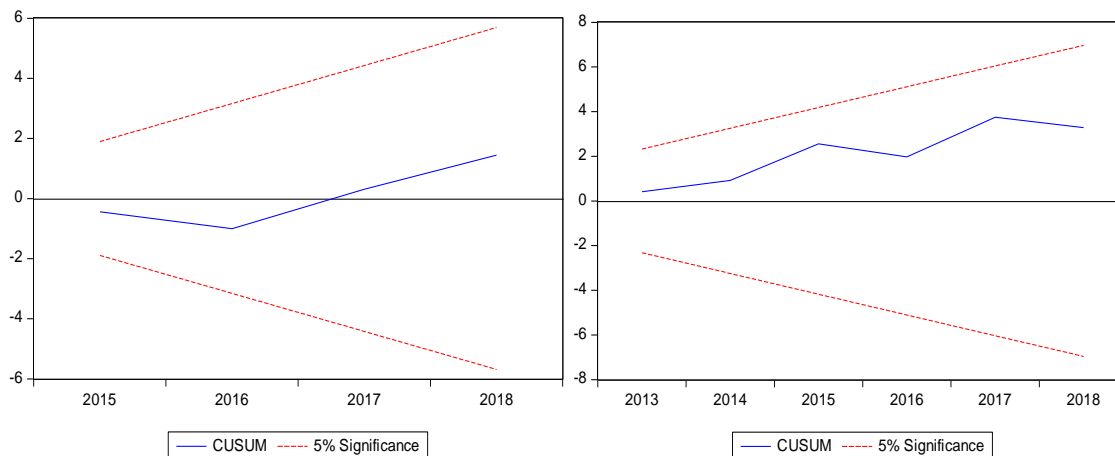
**Tableau 9 :** Résultats des tests diagnostiques du modèle ARLD estimé

| Hypothèse du test       | Tests                           | Valeurs | Probabilité | Valeurs | Probabilité |
|-------------------------|---------------------------------|---------|-------------|---------|-------------|
| Autocorrélation         | Breusch-Godfrey                 | 1,356   | 0,278       | 2,464   | 0,109       |
| Spécification           | Ramsey (Fisher)                 | 0,970   | 0,342       | 1,473   | 0,155       |
| Normalité               | Jarque-Bera                     | 1,615   | 0,446       | 0,394   | 0,139       |
| Heteroscedasticity test | Breusch-Pagan-Godfrey Arch-test | 0,565   | 0,866       | 0,674   | 0,783       |

Source : Calcul de l'auteur

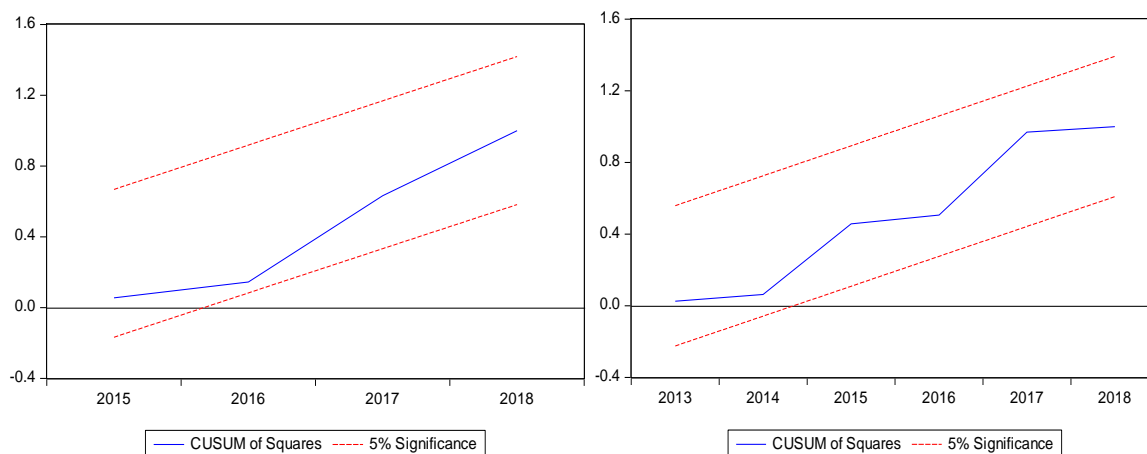
Note : Les valeurs dans le tableau 9 sont les valeurs p de chaque test.

Figure 1 : Résultat du test CUSUM de stabilité



Source : Calcul de l'auteur

Figure 2 : Résultat du test CUSUMSQ pour la stabilité



Note : les figures sont respectivement de la Méthode de la Banque Mondiale (1985) et de Morgan Guaranty (1986)

Source : Calcul de l'auteur

**REVUE OUEST AFRICAINE DE SCIENCES ECONOMIQUES ET DE GESTION**

Croissance économique et inégalités de revenu dans les pays en développement : rôle des institutions

**Drissa SAWADO**

Analyse du potentiel de création d'emplois dans les industries sans cheminées au Burkina Faso

**Habi KY**

Influence de la mise en œuvre de la RSE sur l'engagement des salariés : quelle perception dans le contexte togolais ?

**Kossi KAWEDIA YAKOUBOU**

La perception de l'imposition fiscale par les producteurs locaux togolais

**Pierre-Marius LAWSON-BODY**

**Volume 16 n°2 Décembre 2023**



**Faculté des Sciences Economiques et  
de Gestion  
Université Cheikh Anta Diop**