

Influence de la Variabilité Climatique et des paramètres physico-chimiques sur l'abondance zooplanctonique du Lac Kivu : approche par le modèle ARDL

KINTU MAYAKA Doudou^{(1)*}, ISUMBISHO MWAPU Pascal^(1,4), NGONZO LUWESI Cush^(1,2), LUNGA ZOLA Rigobert⁽¹⁾, LUKUKE ASEKE Yves⁽¹⁾, BAGALA ADOKO Marcel⁽¹⁾, Rodric Mérimé NONKI^(1,3)

1. Université de Kinshasa, Ecole Régionale de l'Eau, Spécialité : Eau et Environnement. B.P : 127 Kinshasa XI, (République Démocratique du Congo).
2. African University of management and Technology, Congo-Brazzaville ;
3. Laboratoire de modélisation Environnementale et de Physiques de l'Atmosphère, Université de Yaoundé 1, Cameroun ;
4. Laboratoire d'Etude des Milieux Aquatiques (LEMA), Département de Biologie, Institut Supérieur Pédagogique (ISP) de Kinshasa, RDC.

SUMMARY : The aim of this study was to analyze the effects of climatic variability and physico-chemical parameters on zooplankton abundance in Lake Kivu, as yet undocumented.

To verify the influence, we applied the dynamic autoregressive distributed lag model (ARDL).

The results showed that zooplankton abundance in Lake Kivu is negatively impacted by dissolved oxygen (t: -2.658019 and Prob. 0.0240), atmospheric temperature (t: -2.511249 and Prob. 0.0308) and turbidity (t: -3.118390 and Prob. 0.0109). Similarly, zooplankton abundance was positively influenced by water electrical conductivity (t: 2.998030 and Prob. 0.0134). On the other hand, the other synchronous explanatory variables (precipitation, Secchi depth and water temperature) have coefficients that are statistically null because they have probabilities greater than 5%. They therefore have no effect on zooplankton abundance. Zooplankton abundance was found to be 90.31% explained by the explanatory variables included in the synchronous and lagged model, with an adjusted (corrected) determination coefficient of 64.17%. Fisher's F probability (F: 3.454450 and Prob. 0.022082), being below the 5% margin of error, shows that the model is globally and statistically significant.

Keywords : Ecological functioning, zooplankton, Anthropogenic activities, Atmospheric temperature, Modeling.

I. INTRODUCTION

Le changement climatique se traduit, dans l'océan mondial, par un réchauffement des couches superficielles, leur acidification et la diminution de la concentration en oxygène dissous (Pierre et al., 2020).

D'ici la fin du 21^{ème} siècle, le réchauffement du système climatique se poursuivra et pourrait atteindre des valeurs allant de +0.3 °C à +4.8 °C pour une période de référence remontée à 1980 (IPCC, 2013 ; Jacquemin, 2019). Ces changements environnementaux induisent de profondes altérations de la biodiversité des écosystèmes, de leurs fonctionnements, et de leurs trajectoires évolutives (Carpenter et al., 2006 ; Polunin, 2008).

Les zooplanctons, sont extrêmement diversifiés et très variables de taille, et ils vivent en grande partie aux dépens du phytoplancton. Ils constituent dans la chaîne alimentaire le niveau de production secondaire. Ils influent sur l'évolution et la signification du niveau tertiaire de production, principalement incarné par les organismes marins exploités par l'humanité (Dessier, 1976).

Dans la nature, il est reconnu que l'ajout de nutriments favorise un accroissement de la biomasse du phytoplancton (Dillon et Rigler, 1974 ; Marty et al. 2002) et des organismes microbiens (Burns et Schallenberg, 1998) et indirectement celle du zooplancton. De même, l'ajout de poissons planctivores a pour effet de diminuer la biomasse du zooplancton de grande taille (Lazzaro et Lacroix, 1995).

Les élévations de température, conjuguées aux modifications de la production et de la composition du phytoplancton, ont la capacité de perturber les relations trophiques avec le zooplancton, entraînant ainsi des changements dans sa biomasse et sa composition (Lewandoska et al., 2014).

Les zooplanctons marins regroupent une grande diversité de Phyla d'organismes unicellulaires (Protozoa, Actinopoda, Retaria, Cercozoa et Ciliophora) et pluricellulaires (Cnidaria, Ctenophora, Rotifera, Platyhelminthes, Nemertea, Annelida, Mollusca, Arthropoda, Chaetognatha et Chordata). Cette diversité de tailles et d'espèces occupe toutes les niches écologiques (Nowaczik, 2011), ce qui explique en partie la diversité fonctionnelle que l'on retrouve au sein du zooplancton.

D'après Isumbisho (2006), le zooplancton du Lac Kivu présente des variations saisonnières marquées. Dumont (1986), constate que la composition de la communauté zooplanctonique du lac Kivu a profondément changé après l'introduction de *L. miodon*. Cette opinion est soutenue par les observations de l'auteur qui a constaté la diminution de la taille du zooplancton, l'augmentation de la diversité, la colonisation de la zone pélagique par des espèces anciennement littorales et la disparition de *Daphnia curvirostris*, la plus grande espèce de Cladocères connue antérieurement.

Analysant les échantillons du zooplancton prélevés par la FAO lors d'une campagne acoustique en mai-juin 1990 sur l'ensemble du lac, Fourniret (1992) a précisé quelques éléments relatifs à la composition spécifique du zooplancton, à leur taille et à leur abondance spécifique.

Les observations réalisées ont permis de mettre en évidence 3 familles des zooplanctons qui dominent sur le lac kivu dont : Copépodes, Cladocères et 5 Rotifères.

Il s'observe ce dernier temps une forte pression anthropique sur le lac kivu (Alex, 2016) et les effets cumulés de la variabilité climatique ont fortement influencé la productivité Ichtyologique (Désiré, 2017). Dans un tel contexte, il est tout à fait justifié de penser que cette pression anthropique associé au changement climatique aurait un effet sur l'abondance zooplanctonique de ce lac comme cela a été démontré dans le Lac Tanganyika (Catherine, 2003). Cependant, l'évaluation de cet effet n'a jusqu'à présent pas attiré l'attention des chercheurs. Cette étude cherche ainsi à évaluer les effets combinés de la variabilité climatique et des paramètres physico-chimiques sur l'abondance zooplanctonique du Lac Kivu en appliquant le modèle autorégressif à retard échelonné (ARDL).

Le choix du modèle ARDL se justifie par son appartenance à la classe des modèles dynamiques (Kibala, 2018) et permet de capter les effets temporels dans l'explication d'une variable. Dans ce contexte, une variable dépendante (Y_t) peut être expliquée à la fois par ses propres valeurs passées, des valeurs présentes des variables indépendantes (X_t) et leurs valeurs décalées dans le temps (X_{t-i}) (Adama, 2023).

II. Matériel et Méthodes

2.1 Site d'étude

Le Lac Kivu est un lac d'origine volcanique (Isumbisho, 2006). C'est un lac profond et méromictique, avec des caractéristiques limnologiques très particulières. Ce lac combine une zone euphotique relativement peu profonde (plus au moins 18 m), habituellement inférieure à la zone de mélange (20 à 60 m), avec un gradient thermique faible dans le mixolimnion et est clairement oligotrophe (Sarmiento, 2006). Il est situé au sud de l'équateur entre 1°34'- 2°30'S et 28°50'- 29°23'E. Avec une superficie de 2370 km², une profondeur maximale de 489 m et une profondeur moyenne de 240 m (Marshall 1993), et constitue une frontière naturelle entre la République Démocratique du Congo et la République du Rwanda. Il est l'un des quatre grands lacs du "Rift" Est-africain. Il est formé, sur 102 km de long et 50 km de large (dans sa plus grande largeur) et, est situé à 1463 m d'altitude par rapport au niveau de la mer (Descy, 1991).

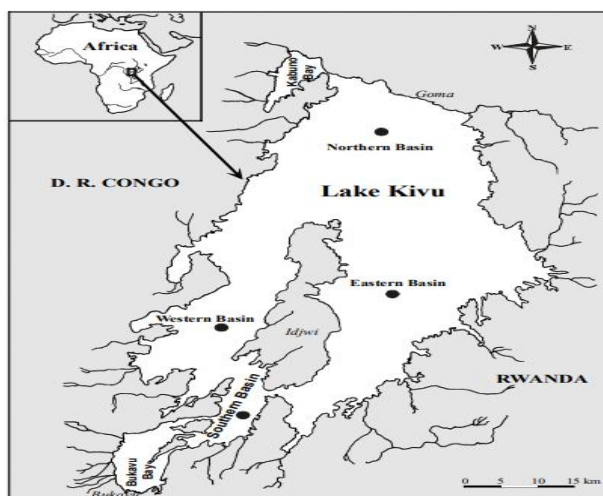


Figure 1: Situation géographique du lac Kivu et localisation des sites d'échantillonnage. (Isumbisho, 2006).

2.2 Sources des données et Strategies d'échantillonnage

Pour vérifier les effets combinés des variables climatiques et physico-chimiques sur l'abondance zooplanctonique du Lac Kivu, nous avons utilisé la base de données issues des recherches de Isumbusho sur l'écologie des zooplanctons du Lac Kivu de 2002 à 2006. Les données de 2007 à 2022 ont été récupérées dans la base de données d'Unité d'Enseignement et de Recherche en Hydrobiologie Appliquée (UERHA) du Département de Biologie-Chimie de l'Institut Supérieur (ISP) de Bukavu alors que les données de 2023 ont été prélevées sur terrain par nous-même. Les données climatiques quant à elles, ont été téléchargées sur le site de la NASA (<https://power.larc.nasa.gov>) et couvre une période de 1981 à 2023, à 2 m de la surface aux coordonnées 28°51'23.92" et - 2° 28'11.21".

Les caractéristiques physico-chimiques ont été prélevés in-situ à différentes profondeurs (0, 5, 10, 20, 30, 40, 50 et 60 m). Les relevés de l'oxygène dissous (D.O), de la température (TE), de la conductivité (Cond.), de la turbidité (Turd.), du pH et la pression ont été rendu possible par une sonde multiparamétrique de marque PRODSS. De même, le disque (SE) de sequi nous a permis de déterminer la transparence de l'eau du Lac Kivu.

1.1. Analyse Statistique des données

La modélisation du plancton a pour but majeur de prédire les impacts des changements environnementaux sur sa production, sa composition, et les fonctions écosystémiques associées (Benedetti, 2018).

Pour ce faire, un modèle autorégressif à retards distribués, en sigle ARDL (Auto Regressive Distributed Lag model) (Boubonnais, 2018) a été appliquée afin d'évaluer les effets de la variabilité climatique et les paramètres physico-chimiques sur l'abondance zooplanctonique du Lac. Le modèle considérait une variable dépendante (Abondance Zooplanctonique) et plusieurs variables indépendantes (les paramètres physico-chimiques : oxygène dissous, température, conductivité, turbidité, du pH et transparence ainsi que les données climatiques : Température, précipitations, Vitesse de vent et Humidité relative).

Le modèle ARDL fait partie de la classe des modèles dynamiques (Kibala, 2018) et permet de capter les effets temporels (délai d'ajustement, anticipations, etc.) dans l'explication d'une variable. Dans un modèle dynamique, une variable dépendante (Yt) peut être expliquée à la fois par ses propres valeurs décalées, des valeurs présentes des variables indépendantes (Xt) et leurs valeurs décalées dans le temps (Xt-i) (Adama, 2023). Le modèle Autorégressif à Retardements Distribués (ARDL) offre la possibilité, d'une part, de tester les relations à long terme sur des séries qui ne présentent pas la même intégration d'ordre, et, d'autre part, de fournir des estimations plus fiables même avec des échantillons de petite taille. De plus, le modèle ARDL permet de traiter simultanément la dynamique à long terme et les ajustements à court terme (Roger, 2019).

Pour éviter des régressions fallacieuses entre différentes variables du modèle à tester, il s'avère nécessaire de passer par une analyse préliminaire des données (Kibala, 2018). Pour ce faire, nous avons fait recours à l'analyse exploratoire des données, aux tests de stationnarité (Hélène, 2016), aux critères d'information d'Akaike-AIC (1973), Schwarz-SIC (1978) et Hannan-Quin-HQ (1979) pour déterminer les décalages optimaux (p, q) du modèle ARDL par parcimonie (Akaike, 1973). Il s'en est suivi de tester la causalité des variables au sens de TODA YAMAMOTO (1995) et de vérifier la validité statistique du modèle à l'aide des tests résiduels d'autocorrélation de Breusch-Godfrey, d'Hétéroscédasticité de Breusch-Pagan-Godfrey, de normalité de Jarque-Bera, de spécification fonctionnelle de Ramsey et de stabilité (CUSUM).

À l'aide du test de cointégration de Pesaran et al. (2001), nous avons vérifié l'existence d'une relation de cointégration entre les variables, l'une des conditions de validité du modèle ARDL. Les variables que nous analysons sont des séries chronologiques. Nos recherches sont réalisées avec le logiciel EVIEWS 12.

Le modèle théorique utilisé dans le cadre de notre recherche prend la forme suivante :

$$AZ = \sum_{i=1}^p a_{1i}AZ_{t-i} + \sum_{i=1}^p a_{2i}COND_{t-i} + \sum_{i=1}^p a_{3i}DO_{t-i} + \sum_{i=1}^p a_{4i}pH_{t-i} + \sum_{i=1}^p a_{5i}PMM_{t-i} + \sum_{i=1}^p a_{6i}SE_{t-i} + \sum_{i=1}^p a_{7i}TA_{t-i} + \sum_{i=1}^p a_{8i}TE_{t-i} - i \sum_{i=1}^p a_{9i}Turb_{t-i} + b_1BC_{t-1} + b_2COND_{t-1} + b_3DO_{t-1} + b_4pH_{t-1} + b_5PMM_{t-1} + b_6SE_{t-1} + b_7TA_{t-1} + b_8TE_{t-1} + b_9Turb_{t-1} + \epsilon_t$$

Avec :

BCt : représente la biomasse en Carbone séquestré par le Lac Kivu pendant une période donnée, elle s'exprime en mgC/L;

AZ : Abondance Zooplanctoniques ;

COND : la Conductivité électrique de l'eau du Lac Kivu ;

DO : l'Oxygène dissout dans l'eau ;

pH : le Potentiel d'Hydrogène ;

PMM : les précipitations (mm)

SE : Secchi;

TA : Température de l'air (°C);

TE : Température de l'eau (°C);

Turb. : Turbidité de l'eau (NTU);

a0 : la Constante ;
 a1.....a8i : effets à court terme (Paramètre à estimer à court terme);
 b1.....b9 : Dynamique de long terme (Paramètre à estimer à long terme);
 et : terme erreur (ce terme erreur capte les erreurs de mesure des données et des fluctuation des échantillons);
 p : l'opérateur de décalage ;
 i : Nombre de période de décalage.

III. Résultats et Discussions

1.2. Test de Stationnarité

Dans cette partie, les résultats de l'estimation du modèle explicatif des effets des variables climatiques et physico-chimiques sur l'Abondance Zooplanctonique sont présentés.

Au regard de la dynamique des variables étudiées, nous avons retenu les tests de Dickey-Fuller Augmenté (ADF) pour vérifier l'ordre d'intégration des différentes variables (les statistiques calculées sont de t de Student au seuil de 5%) :

Les résultats de ces tests sont présentés dans le tableau 1 qui suit :

Tableau 1 : Stationnarité des variables pour le Deuxième Modèle

Identification	Modèle	ADF	Valeur critique	Probabilité	Processus	Ordre de différence ou intégration	Ordre de polynôme
AZ	2	-5.141452	-2.936942	0.0001	DS	I(0)	
COND	2	-6.313021	-2.936942	0.0000	DS	I(0)	
D.O	2	-4.353205	-2.938987	0.0013	DS	I(0)	
pH	2	-4.085564	-2.936942	0.0028	DS	I(0)	
PMM	1	-4.992036	-3.544284	0.0015	TS		0
SE	2	-4.817290	-2.936942	0.0003	DS	I(0)	
D(TA)	3	-5.809139	-1.949319	0.0000	DS	I(1)	
TE	2	-4.034403	-2.938987	0.0032	DS	I(0)	
Turb.	2	-5.315046	-2.936942	0.0001	DS	I(0)	

Source : auteur (nos estimations sur EViews 12)

Il ressort de ce tableau 1, la stationnarité des variables d'intérêt des modèles. Il s'en suit que certaines variables dans le modèle ont été stationnaires à niveau (Cond, DO, pH, PMM, SE et Turb.), d'autres (TA) stationnaires au filtre en différence première. Ce qui justifie donc l'utilisation de la méthode ARDL (Modèle Auto Régressif à Retards Echelonnés) de Pesaran et al. (2001).

1.3. Causalité au sens de Toda Yamamoto

Lorsque les variables non stationnaires ne sont pas cointégrées ou sont intégrées à des ordres différents, le test de causalité de Granger traditionnel devient inefficace. Dans une telle situation, le recours se fait au test de causalité selon Toda-Yamamoto (1995), qui repose sur la statistique "W" de Wald, distribuée selon la statistique du khi-deux. L'hypothèse nulle postule l'absence de causalité entre les variables (probabilité > 5%).

D'après le test de causalité au sens de Toda Yamamoto, l'abondance Zooplanctonique n'est causée par aucune variable explicative. Les résultats du test de causalité sont présentés dans le tableau 2, qui suit.

Tableau 2. : Causalité de Toda Yamamoto

→	AZ	COND	DO	Ph	PMM	SE	TA	TE	Turb.
AZ									
COND									
DO									
pH									
PMM									1
SE									
TA									

TE									
Turb.									

Source : auteur (nos estimations sur EViews 12)

A la lumière de ce tableau qui reprend la causalité des variables au sens de Toda Yamamoto, il s'observe juste une causalité unidirectionnelle entre les précipitations et la turbidité.

1.4. Le test de cointégration aux bornes de Pesaran

En suivant la procédure automatique sur Eviews 12, le test de cointégration de Pesaran et al. (2001) requiert que le modèle ARDL soit estimé en premier lieu. La statistique du test, à savoir la valeur F de Fisher, était ensuite comparée aux valeurs critiques (établissant des seuils) de la manière suivante :

- ✓ Si F-calculé est supérieure à la borne supérieure : la cointégration existe ;
- ✓ Si F-calculé est inférieur à la borne inférieure : la cointégration n'existe pas ;
- ✓ Si la borne inférieure est inférieure et F-Fisher inférieure à la borne supérieure : pas de la conclusion.

Les tableaux 3 ci-dessous reprend le test de cointégration au sens de Pesaran qui suit la loi de Fisher dont la statistique est à comparer avec la borne aussi supérieure qu'inférieure au seuil de significativité de 5%.

Tableau 3: Test de cointégration aux bornes de Pesaran

Statistique F calculée : 7.337848

Seuil de significativité	Borne inférieure	Borne supérieure
10%	1.92	2.89
5%	2.17	3.21
2.5%	2.43	3.51
1%	2.73	3.9

Source : auteur (nos estimations sur EViews 12)

Le tableau 3 présente les estimations de la procédure de cointégration. Il ressort de ce tableau 3 que la statistique de Fisher (F=7.337848) est supérieure à la borne supérieure de Pesaran (2.17) au seuil de 5%.

Il révèle qu'il y'a une cointégration entre d'une part l'abondance Zooplanctonique (AZ) et d'autre part, les variables explicatives de l'étude (Conductivité (COND), Oxygène dissous (DO), pH, précipitations (PMM), Secchi (SE), température de l'air (TA), température de l'eau (TE) et Turbidité (Turb.)).

Ces résultats impliquent que des relations d'équilibre de long terme peuvent être déduites à partir de nos estimations. Les effets de long terme entre les variables endogènes, ici AZ et les variables exogènes, ici COND, DO, pH, PMM, SE, TA, TE et Turb. peuvent par conséquent être calculés.

1.5. Les tests de validation et Spécification du modèle

Après l'estimation des modèles à court et Long terme, nous nous sommes servi des tests de la Normalité de Jacques Berran, de l'autocorrélation des erreurs de Breusch Godfrey, de l'hétéroscédasticité de Arch et de la spécification des modèles de Cusum pour spécifier et valider notre modèle.

Tableau 4: Tests résiduels du modèle

Hypothèse Vérifiée	Test appliqué	Statistique	Probabilité
Normalité	Jacques Berran	0.658645	0.719411
Autocorrélation des erreurs	Breusch Godfrey	5.064315	0.0795
Hétéroscédasticité	Arch.	0.023877	0.8781
Spécification du modèle	Ramsey	0.572951	0.2345

Source : auteur (nos estimations sur EViews 12)

Ce tableau 4. reprend les différents tests résiduels pour la validation du modèle avant son protocole (son interprétation). Ainsi, il s'observe que la probabilité de Jarque Berra pour du modèle (Prob. 0.719411) demeure supérieure à la marge d'erreur de 5%, les erreurs sont normalement distribuées (suivent la loi normale). Par ailleurs, le test t'autocorrélation des erreurs de Breusch Godfrey atteste que les erreurs pour le modèle (Prob. 0.0795) ne sont pas fortement liées entre elles car la probabilité associée à la statistique de khi-deux reste supérieure au seuil de rejeter à tort de 5%. Mutatis mutandis pour la statistique de Fisher. Pour sa part, le test d'hétéroscédasticité (Prob. 0.8781) pour le modèle montre que les erreurs d'homoscédastiques pour une probabilité de 5%. Pour finir, le test de Ramsey Reset conclut en faveur de la spécification du modèle, aussi bien que la probabilité de Student que celle de Fisher qui est supérieure au seuil de significativité standard pour notre modèle sous étude (Prob. 0.2345).

1.6. Stabilité du modèle

Afin de vérifier la stabilité du modèle, le test de CUSUM, qui repose sur la somme cumulée du carré des résidus récurrents, s'avère le plus approprié, avec une hypothèse nulle de stabilité de la relation entre deux droites représentant les bornes de l'intervalle. Lors de l'application de ce test sur Eviews, la sortie obtenue est la suivante :

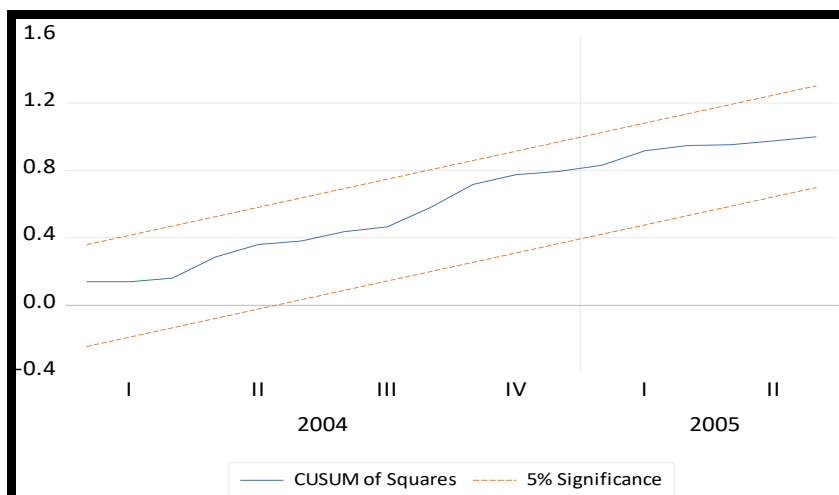


Figure 2 : Test de stabilité de CUSUM.

Le graphique 2 ci-dessus montre les résultats de test de CUSUM. Nous pouvons dire que notre modèle estimé est stable. Alors les coefficients sont stables durant la période sous étude étant donné que la courbe a serpenté dans le corridor par l'utilisation du test de Cusum. En somme, les résultats des différents tests de diagnostic ont conduit vers la validation de notre modèle ARDL sur le plan statistique.

1.7. Détermination du retard (lag) optimal

Pour déterminer la période de décalage de notre modèle, nous nous sommes servis du critère d'information d'akaike (AIC), de Schwarz (SC) et d'Hannan Quinn.

Les résultats trouvés dans le cadre de ce travail sont consignés dans le tableau 5 suivant :

Tableau 5: Lag optimal du modèle

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-741.4041	NA	18613590	39.44232	39.78708*	39.56498*
1	-670.8775	107.6458*	14205522*	39.09882	42.20161	40.20277
2	-615.1278	61.61815	35131735	39.53304	45.39388	41.61828
3	-517.3924	66.87160	28166473	37.75749*	46.37637	40.82402

* indicates lag order selected by the criterion
 LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
 FPE: Final prediction error
 AIC: Akaike information criterion
 SC: Schwarz information criterion
 HQ: Hannan-Quinn information criterion

A la lumière de ce tableau 5, il se laisse voir les différents critères d'informations relatifs à la détermination du Lag optimal. Il s'en suit que la plus petite des plus petites valeurs de critères (37.75749) ci-haut mentionnés se rapportent au décalage d'ordre 3. D'où, notre modèle ARDL est retardé de trois périodes.

1.8. Estimation a long terme du modèle

Les résultats obtenus pour l'estimation de la dynamique de long terme pour notre modèle est résumé dans le tableau 6 suivant :

Tableau 6: Estimation à long terme du modèle

Variable dépendante : Abondance Zooplanctonique (AZ)				
Variable	Coefficient t	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
AZS (-1)	-0.336478	0.181153	-1.857431	0.0929
CONDS	-0.002820	0.002473	-1.140360	0.2807
CONDS (-1)	0.004651	0.003697	1.258087	0.2369
CONDS (-2)	0.010379	0.003462	2.998030	0.0134
CONDS(-3)	0.005347	0.002586	2.067709	0.0655
DOS	-0.012179	0.140172	-0.086885	0.9325
DOS(-1)	-0.303641	0.114236	-2.658019	0.0240

PMMS	-0.002053	0.002707	-0.758523	0.4656
PMMS(-1)	-0.003154	0.001887	-1.671906	0.1255
PMMS(-2)	0.000453	0.001974	0.229465	0.8231
PMMS(-3)	-0.003104	0.001616	-1.920637	0.0837
SES	-0.036772	0.130074	-0.282699	0.7832
SES(-1)	0.235420	0.142095	1.656785	0.1286
SES(-2)	-0.089756	0.166452	-0.539232	0.6015
SES(-3)	-0.120368	0.133696	-0.900305	0.3891
TAS	-0.056675	0.145303	-0.390044	0.7047
TAS(-1)	-0.175614	0.186737	-0.940433	0.3692
TAS(-2)	0.050240	0.180201	0.278798	0.7861
TAS(-3)	-0.298494	0.118863	-2.511249	0.0308
TES	0.093491	0.145581	0.642195	0.5352
TES(-1)	0.251966	0.180802	1.393606	0.1936
TES(-2)	-0.339541	0.212990	-1.594161	0.1420
TES(-3)	-0.327278	0.279445	-1.171169	0.2687
TURBS	-0.025315	0.039264	-0.644739	0.5336
TURBS(-1)	-0.024294	0.045310	-0.536186	0.6036
TURBS(-2)	-0.158324	0.050771	-3.118390	0.0109
TURBS(-3)	0.050536	0.042401	1.191851	0.2608
C	0.814332	7.408039	0.109926	0.9146
R-squared	0.903167			
Adjusted R-squared	0.641716			
S.E. of regression	0.422046			
F-statistic	3.454450			
Prob(F-statistic)	0.022082			

Source : auteur (nos estimations sur EViews 12)

L'expression algébrique de ce modèle se présente de la manière suivante :

$$AZS = 0.0103CONDS - 0.303DOS - 0.298TAS - 0.158TURBS$$

(t)	(2.998)	(-2.658)	(-2.511)	(-3.118)
(Prob.)	(0.0134)	(0.0240)	(0.0308)	(0.0109)
(sig.)	5%	5%	5%	5%
R ²	: 0.903167			
F	: 3.454450			
Prob.(F)	: 0.022082			

L'estimation de la relation de long terme, présentée dans le tableau 6, montre que l'abondance zooplanctonique du Lac Kivu est impactée négativement par l'Oxygène dissous décalé d'une période (t : -2.658019 et Prob. 0.0240) de la température atmosphérique décalé de trois périodes (t : -2.511249 et Prob. 0.0308) et enfin par la turbidité décalée de deux périodes (t : -3.118390 et Prob. 0.0109). De même, l'abondance zooplanctonique se trouve influencer positivement par la conductivité électrique de l'eau décalé d'une période (t : 2.998030 et Prob. 0.0134). Par contre, les autres variables explicatives (les précipitations, la profondeur Secchi et la Température de l'eau) synchrones possèdent des coefficients statistiquement nuls parce que disposant des probabilités supérieures à 5%. Elles n'exercent donc pas d'effet sur l'abondance zooplanctonique. On constate que, l'abondance zooplanctonique se trouve expliquée à 90.31 % par les variables explicatives reprises dans le modèle synchrones et retardés avec un coefficient de détermination ajusté (corrigé) de 64.17% avec une probabilité F de Fisher (F : 3.454450 et Prob. 0.022082), étant inférieure à la marge d'erreur de 5%, montre que le modèle est globalement et statistiquement significatif.

1.9. Dynamique à court terme du modèle

Les tableaux 7 ci-dessous reprend la dynamique à court terme de notre modèle

Tableau 7: Dynamique à court terme du modèle

Variable dépendante Abondance Zooplanctonique (AZ)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	t			

D(CONDS)	-0.002820	0.001609	-1.752911	0.1102
D(CONDS (-1))	-0.015726	0.002860	-5.499160	0.0003
D(CONDS(-2))	-0.005347	0.001617	-3.306585	0.0079
D(DOS)	-0.012179	0.060853	-0.200137	0.8454
D(PMMS)	-0.002053	0.001232	-1.666702	0.1265
D(PMMS(-1))	0.002651	0.001187	2.233742	0.0495
D(PMMS(-2))	0.003104	0.000901	3.444141	0.0063
D(SES)	-0.036772	0.072822	-0.504957	0.6245
D(SES(-1))	0.210124	0.075516	2.782522	0.0194
D(SES(-2))	0.120368	0.072397	1.662605	0.1274
D(TAS)	-0.056675	0.080926	-0.700329	0.4997
D(TAS(-1))	0.248255	0.097171	2.554815	0.0286
D(TAS(-2))	0.298494	0.075221	3.968255	0.0027
D(TEs)	0.093491	0.087524	1.068179	0.3105
D(TEs(-1))	0.666818	0.125885	5.297050	0.0003
D(TEs(-2))	0.327278	0.138357	2.365465	0.0396
D(TURBS)	-0.025315	0.021071	-1.201414	0.2573
D(TURBS(-1))	0.107788	0.027723	3.888070	0.0030
D(TURBS(-2))	-0.050536	0.024353	-2.075187	0.0647
CointEq(-1)*	-1.336478	0.122580	-10.90290	0.0000
R-squared	0.941426			
Adjusted R-squared	0.879598			
S.E. of regression	0.314574			

Les résultats consignés dans le tableau 7 indique que, le coefficient associé à la fore de rappel est négatif (-1.336478) et significativement différent de zéro au seuil de 5%. Par conséquent, il existe donc bien un mécanisme à correction d'erreur dans une relation de long terme. Ainsi, à long terme, les déséquilibres entre l'abondance zooplanctonique (AZ) et les variables explicatives de l'étude Conductivité (COND), Oxygène dissous (DO), pH, précipitations (PMM), Secchi (SE), température de l'air (TA), température de l'eau (TE) et Turbidité (Turb.) se compensent de sorte que ces différentes séries ont des évolutions similaires. Cette force de rappel (-1.336478) signifie qu'on ajuste 13,36% du déséquilibre entre le niveau désiré et l'abondance zooplanctonique. Ainsi, les chocs sur l'abondance zooplanctonique sur le Lac Kivu se corrigent à 13,36% par l'effet de « feed back ». Autrement dit, un choc durant le mois en cours est entièrement résorbé pendant les deux mois suivants. Cela peut s'expliquer par le phénomène de reproduction rapide des poissons. Le modèle ARDF est globalement significatif (Prob > F = 0.0000). Notre coefficient de détermination de 94% est élevé, ce qui peut attester une bonne qualité du modèle. Cela signifie que 94 % de la variation l'abondance zooplanctonique au Lac Kivu est expliquée par les variables Conductivité, Oxygène dissous, pH, précipitations, Secchi, température de l'air, température de l'eau et la Turbidité.

En outre, on constate dans ce tableau supra qu'à court terme, le zooplancton du Lac Kivu sont influencé négativement par la conductivité décalée d'une et deux périodes, par contre, ces planctons sont impactés positivement par les précipitations décalées de deux périodes, la température atmosphérique retardée de deux périodes, la température de l'eau décalée d'une et de deux période et enfin, la turbidité retardée d'une période.

IV. Discussion

La réaction de ces organismes hétérotrophes à l'élévation de la température repose sur leur résilience aux processus biochimiques de leur métabolisme (Bernacchi et al., 2001). Étant donné que les réponses physiologiques s'intensifient avec la température chez presque toutes les espèces vivantes.

La présente étude a permis de déterminer l'influence de la variabilité climatique et des paramètres physico-chimiques sur l'abondance zooplanctonique du Lac Kivu.

En effet, la concentration en oxygène dissous dans la colonne d'eau est principalement fonction du taux d'aération à la surface qui comble le déficit en oxygène dans l'eau et la production par la photosynthèse. Il est aussi fonction de la respiration du plancton et de la quantité de matières organiques dissoutes. Ainsi, une importante quantité de matière organique nécessite une quantité importante d'oxygène nécessaire à sa minéralisation (Béjaoui et al, 2024).

Les résultats ont montré que l'abondance zooplanctonique du Lac Kivu est impactée négativement par l'Oxygène dissous, la température atmosphérique et la turbidité. De même, l'abondance zooplanctonique se trouve influencer positivement par la conductivité électrique de l'eau. Par contre, les autres variables explicatives (les précipitations, la profondeur Secchi et la Température de l'eau) synchrones possèdent des coefficients statistiquement nuls parce que disposant des probabilités supérieures à 5%.

L'effectivité des changements et variabilité climatique autour du lac Kivu a été vérifiée à partir des séries chronologiques des données climatiques de plus de 3 décennies avec une élévation de la température de l'air de 1,57°C à Kamembe pour la période de 1971 à 2013 (Akokwa, 2017). A l'échelle régionale, des élevés des températures montrent une tendance significative au réchauffement dans les grands Lacs de la région de l'Est (Edmond et al. 1993). Autour du Lac Tanganyika autres grands de la région, les données historiques prévoient une augmentation de température de l'air 1.3°C pour une période de 80 ans (Hulme, 2001). Ce qui contribue à surchauffer les eaux de surface, à accroître la stabilité thermique et réduire la productivité. Une diminution régionale de la vitesse du vent a contribué à réduire le mélange, diminuant ainsi la remontée et l'entraînement des nutriments en eaux profondes vers les eaux de surface (Molsa, 1999).

Raphaël en 2020 trouve par contre que la corrélation entre les valeurs des paramètres physico-chimiques et l'abondance des nauplii des copépodes (Zooplanctons) augmente avec la conductivité, nitrite, ammonium et demande biochimique en oxygène des eaux des lagunes de Côte d'Ivoire, avec une corrélation significativement positive (Rs: 0,21-0,94 et $p < 0,001$). En contraste, l'abondance des nauplii (zooplancton) présente une corrélation significative et négative avec la turbidité dans la lagune Aghien, durant la saison sèche (Rs : -0,30 et $p < 0,01$), et une corrélation négative mais non significative avec le pH dans tous les environnements étudiés (Rs : -0,03 à -0,62 et $p > 0,05$).

Pour sa part, Mohamed 2019, trouve globalement, une tendance à l'augmentation de la biomasse intégrée du Microzooplanctons avec la diminution du pH a été observée durant les l'expérience à 10 et 15°C. ces résultats sont semblables avec le nôtre. Ravera, 1989 ; Mcqueen et Lean (1983) et Mcqueen et Story, 1986 trouvèrent qu'après leurs expériences que l'influence de l'aération sur le zooplancton était négligeable.

Nos résultats concordent avec ceux obtenus par Pierre et al. en 2020 en mer du Nord au début des années 1990, qui indiquent que l'écosystème a évolué d'un régime caractérisé par des températures plus froides, une abondance élevée de gros zooplancton, et une part relative importante de gros poissons démersaux (par exemple, la morue), vers un régime marqué par des températures plus chaudes, une composition différente du zooplancton, et une abondance accrue de poissons d'espèces pélagiques et benthiques.

Nous déduisons que le réchauffement climatique impacte sur l'abondance zooplanctonique en perturbant la migration nyctémérale de zooplancton. Il s'agit de migration verticale liées à l'alternance jour/nuit. Dans la journée, le Zooplancton descend en profondeur pour échapper aux prédateurs, et la nuit il remonte en surface pour se nourrir du phytoplancton abondant. Ces migrations sont rendues possibles grâce à son organe photorécepteur : la lumière déclenche sa migration.

V. Conclusion

Il est alors important de conclure que la variabilité climatique et les paramètres physico-chimique ont un effet négatif sur l'abondance zooplanctonique. Ces effets sont fonctions de la répartition spatiale et des activités anthropiques. Pour ce faire, réduire tout apport de pollution dans le lac contribuera à la stabilité des variables physico-chimiques dans le Lac Kivu. L'élaboration d'une politique de lutte contre la pollution de l'eau d'une part et la promotion des stratégies d'adaptation et d'atténuation d'autre part, savèrent plus important pour réguler les tendances à long terme. Par conséquent, l'hypothèse alternative qu'il existe un effet négatif de variable climatique sur la biomasse en carbone a été confirmé.

VI. Remerciement

Les auteurs remercient l'Unité d'Enseignement et de Recherche en Hydrobiologie Appliquée (UERHA) du département de Biologie de l'Institut Supérieur Pédagogique de Bukavu en République Démocratique du Congo pour son appui technique quant à la réalisation de ce travail.

Référence Bibliographique

- [1]. **Adama Faye et Mamadou Abdoulaye Konte, 2023.** « Pollution marine et rendement de la pêche au Sénégal », Revue Française d'Economie et de Gestion « Volume 4 : Numéro 1 » pp : 392 – 409.
- [2]. **Alain DESSIER. 1976.** La production planctonique : phytoplancton et zooplancton.
- [3]. **Alex LINA ALEKE (2016).** Evaluation des charges polluantes (domestiques et industrielles) arrivant au lac Kivu dans la ville de Bukavu, RD. Congo.
- [4]. **Béjaoui, B.; Harzallah, A.; Moussa, M.; Chapelle, A.2024.** Modèle couple dynamique écologie pour la lagune de Bizerte. Bulletin de l'Institut national des sciences et technologies de la Mer, 35. p. 131-148. <http://hdl.handle.net/1834/3694>
- [5]. **BURNS C.W., SCHALLENBERG M., 1998.** Impacts of nutrients and zooplankton on the microbial food web of an ultra-oligotrophe lake. J. Plankton Res., 20, 1501- 1525.
- [6]. **Catherine M. O'Reilly, Simone R. Alin, Pierre-Denis Plisnier, Andrew S. Cohen et Brent A. McKee, 2003.** Climate change decreases aquatic ecosystem productivity of Lake Tanganyika, Africa. Present addresses : Environmental Science Program, Vassar College, Poughkeepsie, New York 12603,

- USA (C.M.O.) ; Large Lakes Observatory, University of Minnesota, Duluth, Minnesota 55812, USA (S.R.A.)
- [7]. **Coralie Jacquemin, 2019.** Vulnérabilité des lacs de haute altitude au changement climatique Thèse présentée pour obtenir le grade universitaire de docteur, Numéro national de thèse/suffixe local : 2019AIXM0012/001ED251.
- [8]. **DESCY, J.-P., 1991** Etude de la production planctonique au lac Kivu. Gisenyi, projet RWA/87/012, 37 p. **RWA/87/012/DOC/TR/35.**
- [9]. **Désiré AKOKWA BALAGIZI, 2017.** Effets des changements climatiques et des pratiques de pêche sur les ressources halieutiques du lac Kivu (Afrique de l'est) . These de doctorat Soutenue le 24 janvier 2017 par: Désiré AKONKWA BALAGIZI En vue de l'obtention du grade de Docteur en Sciences (PhD) Option. Aménagement et Gestion des Ressources Naturelles (AGRN).
- [10]. **DILLON P.J., RIGLER F.H., 1974.** The phosphorus-chlorophyll relationship in lakes. *Limnol. Oceanogr.* 19, 2112-2116.
- [11]. **Edmond, J. M. et al. 1993.** Nutrient Chemistry of the water column of Lake Tanganyika. *Limnol. Oceanogr.* 38, 725–738 (1993).
- [12]. **Fabio Benedetti, 2018.** Impacts du changement climatique sur la diversité fonctionnelle du zooplancton, le cas des copépodes planctoniques de mer Méditerranée. Université Pierre et Marie Curie - Paris VI, 2016. Français. ffnnt : 2016PA066742ff. Ffel-01814326.
- [13]. **Fourniret, Y. 1992.** Etude du zooplancton du lac Kivu et relations avec son prédateur : *Limnothrissa miodon* (échantillonnage de mai-juin 1990). — UNECED, Rapport scientifique, 16 pp.
- [14]. **Hannan, E.J. et Quinn, B.G (1979).** The determination of the order of an autoregression journal of the Royal statistical Society, series B, : 42 :190-195.
- [15]. **Hélène Hamisultane.2016.** Econométrie des séries temporelles. Licence. France. 2002. ffcel01261174f. <https://shs.hal.science/cel-01261174>.
- [16]. **Henri J. Dumont.1986.** The Tanganyika Sardine in Lake Kivu: Another Ecodisaster for Africa? *Environmental Conservation*, Vol. 13, No. 2 (Summer 1986), pp. 143-148 Published by: Cambridge University Press Stable URL: <https://www.jstor.org/stable/44517914>.
- [17]. **Hirotsugu Akaike.1973.** « Information theory and an extension of the maximum likelihood principle », dans *Second International Symposium on Information Theory*, 1973, 267-281 p.
- [18]. **Hugo Sarmento, 2006.** Écologie du phytoplancton du lac Kivu (Afrique de l'Est). Presse universitaire de Namur et Hugo Sarmento, Rampart de la vierge, 13 B-Namur (Belgique).
- [19]. **IPCC 2001. Climate Change 2001.** Synthesis report. Cambridge University Press. Cambridge.
- [20]. **IPCC. 2013.** Climate Change 2013 : The Physical Science Basis. Contribution of Working Group I to the Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change. GIEC, 1-1535.
- [21]. **J. Marty, B. Pinel-Alloul et J. F. Carrias. 2002.** Effet de la prédation et des nutriments sur les réseaux microbiens planctoniques. Université du Québec - INRS-Eau, Terre et Environnement (INRS-ETE). ISSN 0992-7158 (imprimé) 1718-8598 (numérique).
- [22]. **Jonas Kibala Kuma, 2018.** Modélisation ARDL, Test de cointégration aux bornes et Approche de Toda-Yamamoto : éléments de théorie et pratiques sur logiciels. Université de Kinshasa Faculté des Sciences Economiques et de Gestion Département des Sciences Economiques B.P. 832 kinshasa XI
- [23]. **LAZZARO X., LACROIX G., 1995.** Impacts des poissons sur les communautés aquatiques (*Limnologie générale*), Chapitre 23, Masson, Paris.
- [24]. **Lewandowska, A.M., Boyce, D.G., Hofmann, M., Matthiessen, B., Sommer, U. & Worm, B. 2014.** Effects of sea surface warming on marine plankton. *Ecology Letters*, 17, 614-623.
- [25]. **Marshall B. E. 1993.** The biology of the African Clupeid *Limnothrissa miodon* with special reference to its small size in artificial lakes, *Reviews in Fish Biology and Fisheries* 3:14-22.
- [26]. **Mcqueen D.J. , Lean D.R.S. 1983.** Hypolimnetic aération and dissolved gas concentration s : enclosure experiments. *Water Res.*, 17: 1781-1790.
- [27]. **Mcqueen D.J. , Story V.A. 1986.** Impact of hypolimnetic aération on zooplankton and phytoplankton populations. *Env. Teahn. Letters*, 7 : 31-44.
- [28]. **Mohamed Lemlih, 2019.** Effets du réchauffement et de l'acidification sur les organismes de microzooplancton dans l'estuaire maritime du saint-laurent. Mémoire présenté dans le cadre du programme de maîtrise en Océanographie en vue de l'obtention du grade de maître en sciences.
- [29]. **Molsa, H., Reynolds, J. E., Coenen, E. J. et Lindqvist, O. V. Fisheries, 1999.** Research toward resource management on Lake Tanganyika. *Hydrobiologia* 407, 1–24 (1999).
- [30]. **Nowaczyk Antoine 2011.** « Communautés mézozooplanctoniques de la zone épipélagique de deux environnements contrastés, le plateau des Kerguelen et la mer Méditerranée : caractérisation,

- distribution spatiale et role dans l'écosystème » Université de la Méditerranée, Thèse de doctorat. 195 pp.
- [31]. **Pascal Isumbisho M., 2006.** Ecologie du Zooplancton du Lac Kivu (Afrique de l'Est). Dissertation présentée par Pascal Isumbisho Mwapu en vue de l'obtention du grade de Docteur en Sciences 2006.
- [32]. **Pesaran M. H., Shin Y. and Smith S. J., 2001.** Bounds testing approaches to the analysis of level relationship. *Journal of Applied Econometrics*, 16, pp. 289-326.
- [33]. **Pierre Petitgas, Clara Ulrich, Arnaud Auber, Sophie Gourguet, Martin Huret, David Mazurais, Fabrice Pernet, Stéphane Pouvreau, Marion Richard, Arianna Servili, Olivier Thébaud, José Zambonino Ifremer, 2020.** Conséquences du changement climatique sur les écosystèmes marins exploités par la pêche et la conchyliculture. No 18. Juin 2020 Centre d'études stratégiques de la Marine.
- [34]. **Raphaël N'doua Etilé, Marius Tanoh Kamelan, Théophile Aké Bedia, Maryse N'guessan Aka, Gouli Gooré Bi, Paul Essetchi Kouamelan & Valentin N'douba. 2020.** Variations spatio-temporelles de l'abondance des nauplii de copépodes dans les lagunes côtières tropicales en relation avec les variables environnementales : cas des lagunes de la Côte d'Ivoire. *Tropicultura* 2295-8010 volume 38 (2020) Numéro 3-4, 1601.
- [35]. **Ravera, O. et Riccardi, N. 1989.** Les effets de l'oxygénation dans un lac eutrophe étudiés par la méthode de l'«enceinte». *Revue des sciences de l'eau / Journal of Water Science*, 2(4), 875-889. <https://doi.org/10.7202/705060>
- [36]. **Régis Boubonnais, 2018.** *Econométrie*, 10^e édition. ISBN 978-2-10-077721-1. www.Dunod.com. Pp 13-339.
- [37]. **Roger Capri, 2019.** *Analyse Des Determinants De La Consommation D'électricité des Menages En Cote d'ivoire Entre 1960 Et 2017.*
- [38]. **Stephen R. Carpenter, Elena M. Bennett, Garry D. Peterson (2006).** Scenarios for ecosystem services : an overview. *Ecology and Society*, Vol. 11, No. 1, Jun 2006 (14 pages) <https://www.jstor.org/stable/26267787>.