

L'impact de la consommation de l'eau domestique sur le niveau du stress hydrique au Maroc

The impact of domestic water consumption on the level of water stress in Morocco.

Auteur 1 : LAKHYAR Zouhair.

Auteur 2 : BENJOUID Zakaria

Auteur 3 : AKKIOUI Khalid.

Auteur 4 : BENALI Mohammed.

LAKHYAR Zouhair, (PES, MA,)

1 Université Hassan II Casablanca / Faculté des sciences juridiques économiques et sociales Mohammedia Maroc

Laboratoire de recherche en Performance Economique et Logistique (PEL)

BENJOUID Zakaria, (0000-0002-2848-986X, MCH, MA,)

2 Université Hassan 1er Settat / Faculté d'Economie et de Gestion Maroc

Laboratoire de recherche en économie, gestion et management des affaires (LAREGMA)

AKKIOUI Khalid, (PhD, MA,)

Université Hassan Premier de Settat / École Nationale des Sciences Appliquées de Berrechid - Maroc

Laboratoire d'Analyse et Modélisation des Systèmes pour l'Aide à la Décision (LAMSAD)

BENALI Mohammed, (Doctorant, MA,)

1 Université Hassan II Casablanca / Faculté des sciences juridiques économiques et sociales Mohammedia Maroc

Laboratoire de recherche en Performance Economique et Logistique (PEL)

Déclaration de divulgation : L'auteur n'a pas connaissance de quelconque financement qui pourrait affecter l'objectivité de cette étude.

Conflit d'intérêts : L'auteur ne signale aucun conflit d'intérêts.

Pour citer cet article : LAKHYAR .Z, BENJOUID .Z, AKKIOUI .Kh & BENALI .M (2024) « L'impact de la consommation de l'eau domestique sur le niveau du stress hydrique au Maroc », African Scientific Journal « Volume 03, Numéro 24 » pp: 0178 – 0197.

Date de soumission : Mai 2024

Date de publication : Juin 2024



DOI : 10.5281/zenodo.12165660

Copyright © 2024 – ASJ



Résumé

La demande en eau, qu'elle soit domestique, agricole ou industrielle, exerce une pression considérable sur les ressources hydriques, pouvant mener à des problèmes significatifs. Les spécialistes distinguent entre pénurie d'eau, rareté d'eau, et stress hydrique, ce dernier étant considéré lorsque la rareté atteint des niveaux critiques.

Ce travail vise à évaluer l'impact de la consommation domestique d'eau sur le stress hydrique. Pour cela, un modèle économétrique sera développé afin de mesurer la relation entre ces deux variables, d'établir son existence, et d'évaluer son ampleur.

La méthodologie comprend la spécification du modèle approprié, l'analyse des variables, et l'élaboration du modèle économétrique final, permettant de prévoir le niveau de stress hydrique au Maroc.

Les résultats obtenus permettront de formuler des propositions pour la gestion du stress hydrique.

Mots clés : Stress hydrique ; consommation d'eau ; l'eau domestique

Abstract

Water demand, whether for domestic, agricultural, or industrial purposes, exerts considerable pressure on water resources, leading to significant issues. Specialists differentiate between water shortage, water scarcity, and water stress, the latter occurring when scarcity reaches critical levels.

This study aims to evaluate the impact of domestic water consumption on water stress. To achieve this, an econometric model will be developed to measure the relationship between these two variables, determine its existence, and assess its magnitude.

The methodology includes specifying the appropriate model, analyzing the variables, and developing the final econometric model, enabling predictions of water stress levels in Morocco.

The results will provide recommendations for managing water stress.

Keywords : Water stress; water consumption ; domestic water

Introduction

Généralement, on demande de l'eau soit pour l'usage domestique soit pour celui de l'agriculture soit pour l'industrie, ainsi la pression de ces trois demandeurs d'eau peut causer des problèmes d'eau assez élevés (Mekonnen & Hoekstra, 2016).

Les spécialistes en la matière qualifient ce grand problème d'eau comme étant soit une pénurie d'eau, soit une rareté d'eau, mais on ne parle de stress hydrique que si cette rareté atteint des niveaux plus extrêmes, et là on commence à parler d'une situation critique (Gleick, 2020).

C'est dans ce cadre où s'insère ce travail qui se veut pour objectif de chercher l'impact de la consommation de l'eau pour des fins domestiques sur le niveau du stress hydrique au Maroc. Pour ce faire, on essayera d'élaborer un modèle économétrique qui mesure la relation entre ces deux grandeurs pour décider de l'existence ou non de cette relation et aussi pour mesurer l'ampleur de cette relation si elle existe (World Bank, 2020).

La démarche choisie pour la mesure de cette relation commence par une spécification du modèle convenable pour traiter les données, ensuite une étude des deux variables du modèle pour conclure sur la forme économétrique à utiliser qui aboutira au modèle adéquat pour réaliser des prévisions sur le niveau du stress hydrique au Maroc causé par la consommation de l'eau à usage domestique (UN Water, 2020).

Les résultats tirés de cette modélisation nous permettront de soulever quelques propositions pour la gestion du stress hydrique.

1. Données et spécification du modèle

Avant de spécifier l'équation du modèle économétrique permettant de mesurer l'impact de la consommation de l'eau à usage domestique sur le stress hydrique, il est judicieux de présenter les données utilisées pour le traitement du modèle économétrique choisi. Ainsi, nous avons tiré les données de la base de données de la Banque mondiale pour le cas du Maroc, ces données s'étalent sur une période allant de 1990 à 2020 (World Bank, 2020).

Donc notre modèle peut s'écrire de la manière suivante :

$$Y = \alpha + \beta X + \mu$$

Avec :

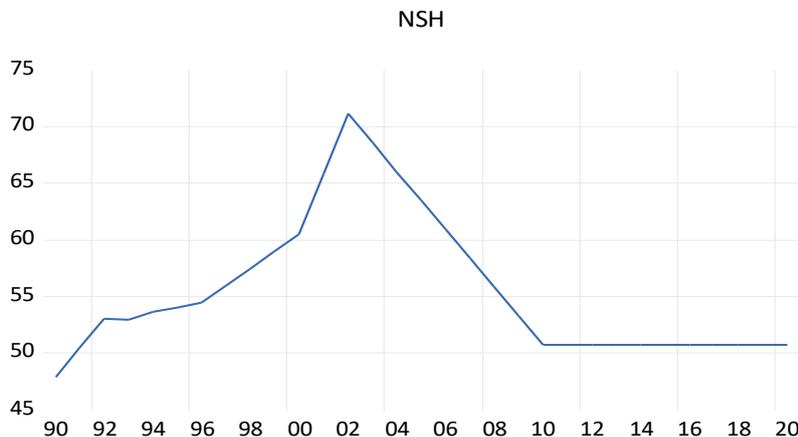
- Y : qu'on notera au niveau du logiciel Eviews NSH, le niveau du stress hydrique au Maroc
- X : qu'on notera au niveau du logiciel Eviews TRADDOM, la consommation de l'eau pour l'utilisation domestique
- B et α : les paramètres du modèle à estimer.

2. Étude de la stationnarité des variables du modèle

2.1. La variable NSH

Pour étudier la stationnarité de la série NSH, on a commencé comme d'habitude par le traçage graphique qui montre clairement que cette série souffre d'un problème de non stationnarité.

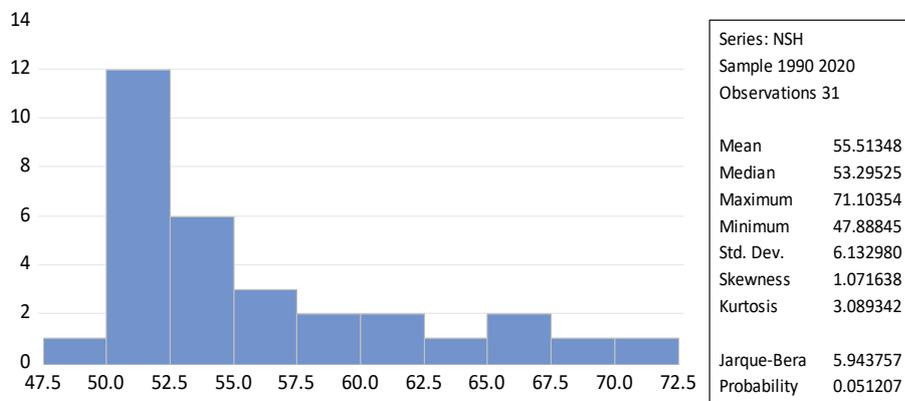
Figure N°1 : Evolution de la variable endogène NSH



Source : Sortie du logiciel Eviews

En outre les indicateurs attachés à la symétrie de la série, montrent aussi que ladite série est asymétrique, et donc il est fort probable que cette série ne soit pas stationnaire.

Figure N°2 : Indicateurs de normalité de la variable NSH



Source : Sortie du logiciel Eviews

Pour s'assurer de la stationnarité ou non de cette série, on est obligé de passer par un test robuste¹ qui détermine clairement est ce que notre série est stationnaire ou non ?

Généralement, le test de Dickey-Fuller nous propose un nombre de retards par défaut adapté à la série étudiée, mais rien ne justifie que ce retard est considéré comme optimal, c'est pour cela que nous allons passer par une régression de la série contre elle-même avec une modélisation

¹ Il existe plusieurs tests mais nous voyons que pour notre cas le test ADF est suffisance

VAR, et ce pour chercher dans les critères LR, FPE, AIC, SC et HQ quel serait le retard optimal à utiliser pour la vérification de la stationnarité de cette série (FAO, 2020).

La modélisation VAR donne les résultats ci-après :

Tableau N°1 : Les critères de détermination du retard optimal

VAR Lag Order Selection Criteria						
Endogenous variables: NSH						
Exogenous variables: C						
Date: 04/05/24 Time: 03:28						
Sample: 1990 2020						
Included observations: 21						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-70.32499	NA	52.19838	6.792856	6.842596	6.803651
1	-46.75801	42.64501	6.088016	4.643620	4.743099	4.665210
2	-40.44728	10.81840*	3.676374*	4.137836*	4.287054*	4.170220*
3	-40.33370	0.183902	4.011197	4.222257	4.421213	4.265435
4	-39.23967	1.667085	3.993796	4.213302	4.461998	4.267275
5	-39.23898	0.000981	4.423608	4.308475	4.606910	4.373243
6	-39.17532	0.084882	4.885410	4.397650	4.745824	4.473212
7	-39.15572	0.024272	5.438946	4.491021	4.888934	4.577378
8	-39.05281	0.117607	6.035925	4.576458	5.024111	4.673610
9	-38.97035	0.086385	6.750908	4.663843	5.161235	4.771790
10	-35.50065	3.304474	5.508479	4.428634	4.975765	4.547375
* 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						

Source : sortie du logiciel Eviews

Suite à ces critères, on peut dire qu'il faut tester la stationnarité de la série en utilisant un retard optimal d'ordre 2.

Le test de la significativité du trend grâce au modèle de Dickey-Fuller, montre que la variable trend est non significative (t-statistique= -1.127142) et (probabilité= 0.2704).

Tableau N°2 : Le test ADF de la série NSH -modèle à trend et intercepte-

Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.106879	0.5207		
Test critical values: 1% level	-4.309824			
5% level	-3.574244			
10% level	-3.221728			
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(NSH)				
Method: Least Squares				
Date: 04/05/24 Time: 03:32				
Sample (adjusted): 1992 2020				
Included observations: 29 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
NSH(-1)	-0.107728	0.051132	-2.106879	0.0453
D(NSH(-1))	0.602643	0.147367	4.089405	0.0004
C	6.682879	3.114953	2.145419	0.0418
@TREND("1990")	-0.044087	0.039114	-1.127142	0.2704
R-squared	0.507796	Mean dependent var		0.010577
Adjusted R-squared	0.448731	S.D. dependent var		2.110522
S.E. of regression	1.567009	Akaike info criterion		3.863657
Sum squared resid	61.38796	Schwarz criterion		4.052249
Log likelihood	-52.02303	Hannan-Quinn criter.		3.922722
F-statistic	8.597310	Durbin-Watson stat		1.833388
Prob(F-statistic)	0.000430			

Source : sortie du logiciel Eviews

Ceci nous oblige à estimer le deuxième modèle du test de Dickey-Fuller en éliminant la variable temporelle, les résultats montrent aussi que la constante intervient d'une manière non significative dans ce deuxième modèle. (t-statistique=1.821136) et (probabilité=0.0801).

Tableau N°3 : Le test ADF de la série NSH -modèle à intercepte-

Null Hypothesis: NSH has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=2)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-1.850147	0.3500
Test critical values:	1% level		-3.679322	
	5% level		-2.967767	
	10% level		-2.622989	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(NSH)				
Method: Least Squares				
Date: 04/05/24 Time: 03:35				
Sample (adjusted): 1992 2020				
Included observations: 29 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
NSH(-1)	-0.090996	0.049183	-1.850147	0.0757
D(NSH(-1))	0.660828	0.138745	4.762886	0.0001
C	5.035730	2.765159	1.821136	0.0801
R-squared	0.482783	Mean dependent var		0.010577
Adjusted R-squared	0.442997	S.D. dependent var		2.110522
S.E. of regression	1.575138	Akaike info criterion		3.844260
Sum squared resid	64.50757	Schwarz criterion		3.985705
Log likelihood	-52.74177	Hannan-Quinn criter.		3.888559
F-statistic	12.13452	Durbin-Watson stat		1.878578
Prob(F-statistic)	0.000190			

Source : sortie du logiciel Eviews

La non significativité de la constante nous pousse vers l'estimation du troisième modèle qui élimine et la tendance et la constante.

Cette estimation a donné des résultats qui montrent qu'il existe une racine unitaire (probabilité=0.5478) et donc elle est non stationnaire et mérite d'être différenciée pour une éventuelle stationnarisation.

Tableau N°4 : Le test ADF de la série NSH –modèle sans trend sans intercepte-

Null Hypothesis: NSH has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=2)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-0.355717	0.5478
Test critical values:	1% level		-2.647120	
	5% level		-1.952910	
	10% level		-1.610011	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(NSH)				
Method: Least Squares				
Date: 04/05/24 Time: 03:37				
Sample (adjusted): 1992 2020				
Included observations: 29 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
NSH(-1)	-0.001930	0.005427	-0.355717	0.7248
D(NSH(-1))	0.630320	0.143517	4.391948	0.0002
R-squared	0.416807	Mean dependent var		0.010577
Adjusted R-squared	0.395208	S.D. dependent var		2.110522
S.E. of regression	1.641319	Akaike info criterion		3.895350
Sum squared resid	72.73609	Schwarz criterion		3.989646
Log likelihood	-54.48258	Hannan-Quinn criter.		3.924882
Durbin-Watson stat	1.789014			

Source : sortie du logiciel Eviews

Après la première différenciation, le test montre que la série est devenue stationnaire (probabilité=0.0101) et donc on peut utiliser cette différenciation dans notre modèle d'origine.

Tableau N°5 : Le test ADF sur la différence première de la série NSH

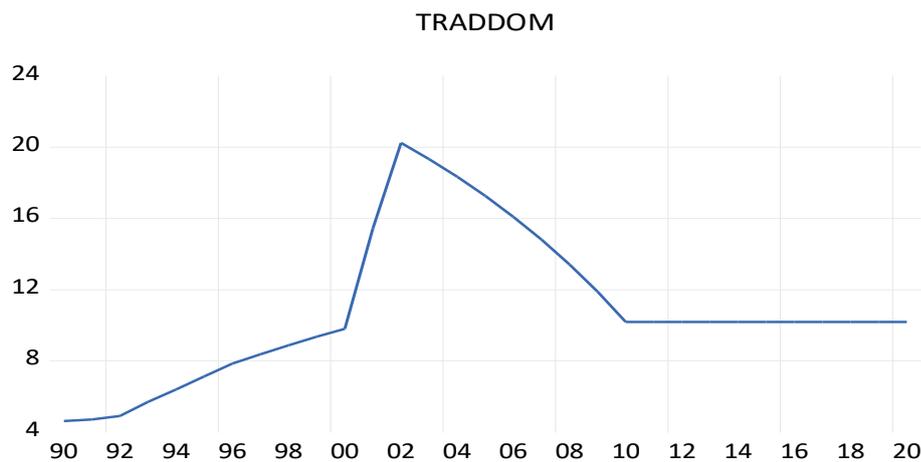
Null Hypothesis: D(NSH) has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=2)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.643229	0.0101
Test critical values:	1% level		-2.647120	
	5% level		-1.952910	
	10% level		-1.610011	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(NSH,2)				
Method: Least Squares				
Date: 04/05/24 Time: 03:39				
Sample (adjusted): 1992 2020				
Included observations: 29 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(NSH(-1))	-0.372722	0.141010	-2.643229	0.0133
R-squared	0.197716	Mean dependent var		-0.088139
Adjusted R-squared	0.197716	S.D. dependent var		1.803628
S.E. of regression	1.615516	Akaike info criterion		3.831060
Sum squared resid	73.07697	Schwarz criterion		3.878208
Log likelihood	-54.55037	Hannan-Quinn criter.		3.845826
Durbin-Watson stat	1.779692			

Source : sortie du logiciel Eviews

2.2. La variable TRADDOM

Pour étudier la stationnarité de la série **TRADDOM**, on a commencé comme d'habitude par le traçage graphique qui montre clairement que cette série souffre d'un problème de non stationnarité.

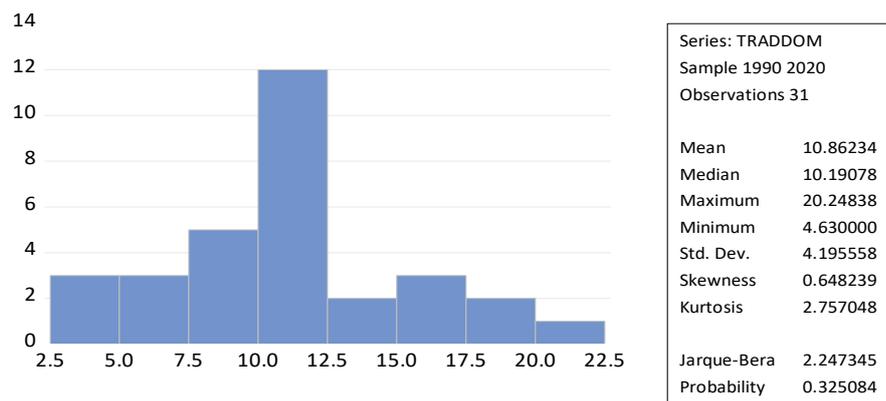
Figure N°3 : Evolution de la variable exogène TRADDOM



Source : sortie du logiciel Eviews

En outre les indicateurs attachés à la symétrie de la série montrent aussi, que ladite série est asymétrique, donc il est fort probable que cette série ne soit pas stationnaire.

Figure N°4 : Indicateurs de normalité de la variable TRADDOM



Source : sortie du logiciel Eviews

La modélisation VAR donne les résultats ci-après :

Tableau N°6 : La détection du nombre de retards sur la variable NSH

VAR Lag Order Selection Criteria						
Endogenous variables: TRADDOM						
Exogenous variables: C						
Date: 04/29/24 Time: 17:55						
Sample: 1990 2020						
Included observations: 29						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-80.78554	NA	16.48634	5.640382	5.687530	5.655148
1	-52.58105	52.51870	2.525787	3.764210	3.858507	3.793743
		11.5901	1.73371	3.38740	3.52884	3.43170
2	-46.11733	2*	7*	2*	6*	1*
* 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						

Source : sortie du logiciel Eviews

Le test de la significativité du trend grâce au modèle de Dickey-Fuller à deux retards, montre que la variable trend est non significative (t-statistique= -0.231279) et (probabilité= 0.8190).

Tableau N°7 : Le test ADF de la série TRADDOM -modèle à trend et intercepte-

Null Hypothesis: TRADDOM has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=2)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.081586	0.5340
Test critical values:	1% level		-4.309824	
	5% level		-3.574244	
	10% level		-3.221728	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(TRADDOM)				
Method: Least Squares				
Date: 04/29/24 Time: 17:57				
Sample (adjusted): 1992 2020				
Included observations: 29 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TRADDOM(-1)	-0.127275	0.061143	-2.081586	0.0478
D(TRADDOM(-1))	0.562410	0.161084	3.491405	0.0018
C	1.608556	0.745173	2.158636	0.0407
@TREND("1990")	-0.007184	0.031062	-0.231279	0.8190
R-squared	0.418693	Mean dependent var		0.188647
Adjusted R-squared	0.348937	S.D. dependent var		1.582537
S.E. of regression	1.276926	Akaike info criterion		3.454230
Sum squared resid	40.76349	Schwarz criterion		3.642823
Log likelihood	-46.08634	Hannan-Quinn criter.		3.513295
F-statistic	6.002186	Durbin-Watson stat		1.759649
Prob(F-statistic)	0.003166			

Source : sortie du logiciel Eviews

Ceci nous oblige à estimer le deuxième modèle du test de Dickey-Fuller en éliminant la variable temporelle, les résultats montrent aussi que la constante intervient d'une manière non significative dans ce deuxième modèle. (t-statistique=2.291362) et (probabilité=0.0303).

Tableau N°8 : Le test ADF de la série TRADDOM -modèle à intercepte-

Null Hypothesis: TRADDOM has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=2)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.311604	0.1752
Test critical values:	1% level		-3.679322	
	5% level		-2.967767	
	10% level		-2.622989	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(TRADDOM)				
Method: Least Squares				
Date: 04/29/24 Time: 18:01				
Sample (adjusted): 1992 2020				
Included observations: 29 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TRADDOM(-1)	-0.131718	0.056981	-2.311604	0.0290
D(TRADDOM(-1))	0.574046	0.150213	3.821539	0.0007
C	1.540697	0.672394	2.291362	0.0303
R-squared	0.417450	Mean dependent var	0.188647	
Adjusted R-squared	0.372638	S.D. dependent var	1.582537	
S.E. of regression	1.253468	Akaike info criterion	3.387402	
Sum squared resid	40.85071	Schwarz criterion	3.528846	
Log likelihood	-46.11733	Hannan-Quinn criter.	3.431701	
F-statistic	9.315664	Durbin-Watson stat	1.764764	
Prob(F-statistic)	0.000890			

Source : sortie du logiciel Eviews

La constante paraît significative (0.0303) dans ce deuxième modèle mais le test de racine unitaire (0.1752) montre qu'il s'agit d'une série non stationnaire. Donc nous sommes devant un

processus DS Avec dérive qui nécessite probablement une différenciation pour une éventuelle stationnarité.

Après la première différenciation, le test montre que la série est devenue stationnaire (probabilité= 0.0061) et donc on peut utiliser cette différenciation dans notre modèle d'origine.

Tableau N°9 : Le test ADF sur la différence première de la série TRADDOM

Null Hypothesis: D(TRADDOM) has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=2)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.841949	0.0061
Test critical values:	1% level		-2.647120	
	5% level		-1.952910	
	10% level		-1.610011	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(TRADDOM,2)				
Method: Least Squares				
Date: 04/29/24 Time: 18:50				
Sample (adjusted): 1992 2020				
Included observations: 29 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(TRADDOM(-1))	-0.447694	0.157530	-2.841949	0.0083
R-squared	0.223872	Mean dependent var		-0.003103
Adjusted R-squared	0.223872	S.D. dependent var		1.508440
S.E. of regression	1.328908	Akaike info criterion		3.440466
Sum squared resid	49.44789	Schwarz criterion		3.487614
Log likelihood	-48.88676	Hannan-Quinn criter.		3.455232
Durbin-Watson stat	1.669094			

Source : sortie du logiciel Eviews

Pour décider du modèle convenable, et vu que les deux variables sont intégrées du même ordre 1, on doit passer par une vérification de la stationnarité des résidus issus du modèle d'origine.

Le test de la stationnarité des résidus sur la base de la même méthode (Dickey-Fuller), donne les résultats suivants :

Tableau N°10 : Le test ADF de la stationnarité des résidus

Null Hypothesis: RESID01 has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=2)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-1.174600	0.2136
Test critical values:	1% level		-2.647120	
	5% level		-1.952910	
	10% level		-1.610011	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(RESID01)				
Method: Least Squares				
Date: 04/29/24 Time: 18:56				
Sample (adjusted): 1992 2020				
Included observations: 29 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID01(-1)	-0.043496	0.037030	-1.174600	0.2504
D(RESID01(-1))	0.544806	0.139040	3.918328	0.0005
R-squared	0.325777	Mean dependent var		-0.209181
Adjusted R-squared	0.300806	S.D. dependent var		0.861851
S.E. of regression	0.720661	Akaike info criterion		2.249177
Sum squared resid	14.02253	Schwarz criterion		2.343474
Log likelihood	-30.61307	Hannan-Quinn criter.		2.278710
Durbin-Watson stat	2.347862			

Source : sortie du logiciel Eviews

Même si les résultats donnent un coefficient attaché à la variable résidus retardée d'une période négatif (-0.043496), la série des résidus issus du modèle d'origine sont non stationnaires et donc il existe une racine unitaire (probabilité=0.2136).

On est donc en présence de deux possibilités : soit une modélisation VAR, soit une modélisation linéaire mais sur les variables stationnaires.

Le fait que nous ne cherchons pas dans ce papier à mesurer l'impact des chocs de la variable explicative sur la variable à expliquer, et que nous voulons tout simplement savoir l'impact de la consommation de l'eau pour l'usage domestique sur le niveau du stress hydrique, nous passons directement à la régression linéaire des deux variables différenciées d'ordre 1.

3. La régression linéaire à variables stationnaires

Cette modélisation permet de déterminer les paramètres de notre modèle de la manière ci-après.

Tableau N°11 : Résultats de la régression linéaire

Dependent Variable: DIFFNSH				
Method: Least Squares				
Date: 04/30/24 Time: 00:04				
Sample (adjusted): 1991 2020				
Included observations: 30 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DIFFTRADDOM	1.214924	0.118262	10.27320	0.0000
C	-0.129772	0.182143	-0.712471	0.4821
R-squared	0.790323	Mean dependent var		0.095426
Adjusted R-squared	0.782834	S.D. dependent var		2.125250
S.E. of regression	0.990389	Akaike info criterion		2.882902
Sum squared resid	27.46434	Schwarz criterion		2.976315
Log likelihood	-41.24352	Hannan-Quinn criter.		2.912785
F-statistic	105.5386	Durbin-Watson stat		0.812965
Prob(F-statistic)	0.000000			

Source : sortie du logiciel Eviews

Le LM Test, basé sur la méthode de Breusch-Godfrey confirme la non autocorrélation des erreurs à travers les résultats ci-après (Maddala & Lahiri, 2009) :

Tableau N°12 : Le LM test de Breusch-Godfrey

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags				
F-statistic	4.077957	Prob. F(2,26)	0.0288	
Obs*R-squared	7.163545	Prob. Chi-Square(2)	0.0278	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID				
Method: Least Squares				
Date: 04/30/24 Time: 00:06				
Sample: 1991 2020				
Included observations: 30				
Presample missing value lagged residuals set to zero.				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DIFFTRADDOM	-0.087907	0.129947	-0.676480	0.5047
C	0.018681	0.165636	0.112785	0.9111
RESID(-1)	0.494439	0.194215	2.545832	0.0172
RESID(-2)	0.028687	0.228155	0.125735	0.9009
R-squared	0.238785	Mean dependent var	5.00E-17	
Adjusted R-squared	0.150952	S.D. dependent var	0.973163	
S.E. of regression	0.896709	Akaike info criterion	2.743396	
Sum squared resid	20.90628	Schwarz criterion	2.930222	
Log likelihood	-37.15094	Hannan-Quinn criter.	2.803163	
F-statistic	2.718638	Durbin-Watson stat	1.666712	
Prob(F-statistic)	0.065062			

Source : sortie du logiciel Eviews

Donc, sous d'autres conditions, on peut utiliser ce modèle pour la prévision du stress hydrique au Maroc suite à la consommation de l'eau à usage domestique, ces autres conditions sont : l'homoscidasticité et la normalité

Le test de l'heteroskedasticity par la méthode d'ARCH donne des résultats qui stipulent que le modèle est homoscidastique.

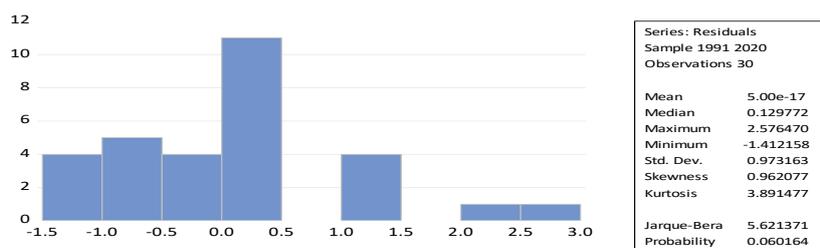
Tableau N°13 : Le test d' Heteroskedasticity d'ARCH

Heteroskedasticity Test: ARCH				
F-statistic	29.22297	Prob. F(1,27)	0.0000	
Obs*R-squared	15.07331	Prob. Chi-Square(1)	0.0001	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2				
Method: Least Squares				
Date: 04/30/24 Time: 00:10				
Sample (adjusted): 1992 2020				
Included observations: 29 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.216623	0.180048	1.203143	0.2394
RESID^2(-1)	0.529887	0.098021	5.405827	0.0000
R-squared	0.519769	Mean dependent var	0.718143	
Adjusted R-squared	0.501983	S.D. dependent var	1.177492	
S.E. of regression	0.830960	Akaike info criterion	2.534002	
Sum squared resid	18.64335	Schwarz criterion	2.628298	
Log likelihood	-34.74303	Hannan-Quinn criter.	2.563534	
F-statistic	29.22297	Durbin-Watson stat	2.285502	
Prob(F-statistic)	0.000010			

Source : sortie du logiciel Eviews

Dans l'ensemble le modèle semble homoscedastique, ce qui reste maintenant c'est le teste de la normalité du modèle, qu'on peut vérifier en utilisant la méthode de Jarque-Bera (Gujarati & Porter, 2009).

Figure N°5 : Le test de normalité de Jarque berra



Source : sortie du logiciel Eviews

Le test donne une probabilité faible est donc le modèle ne s'éloigne pas beaucoup de la loi normale.

En fin de compte on peut matérialiser la relation du stress hydrique avec la consommation de l'eau pour l'usage domestique de la manière suivante :

$$\text{DIFFNSH} = -0.129772 + 1.214924 \text{ DIFFTRADDOM}$$

Nous constatons que tous les paramètres liés au modèle sont significatifs : un R2 (0.790323) significatif, des probabilités attachées aux paramètres très significatives (0.0000 ; 0.4821) Donc il s'agit d'un modèle apte à prédire.

Conclusion

Sur la base de ces résultats, on peut avancer les interprétations suivantes : Le niveau du stress hydrique diminue lorsqu'il n'y a de demande de l'eau pour l'usage domestique de 0.13 mètre cube, autrement dit qu'il existe d'autres facteurs qui influencent sur la déperdition de l'eau à part la consommation de l'eau domestique. Ces facteurs peuvent être naturels comme l'évapotranspiration de l'eau, c'est-à-dire l'évaporation de l'eau suite à la chaleur chose qui nécessite des mesures colossales pour atténuer l'effet de la pression de ce phénomène sur le stock de l'eau (Mekonnen & Hoekstra, 2016).

Ces facteurs peuvent émaner aussi de la pression qu'exerce la consommation de l'eau à usage industriel et celle à usage agricole. Dans ce sens, il faut mener des études sur la relation qui peut exister entre la consommation de l'eau pour les trois usages simultanément et ce pour déterminer la consommation optimale pour les trois utilisations de l'eau : domestique, industrielle, agricole (Gleick, 2020).

Si nous restons au niveau de notre modèle, nous pouvons dire que la variable consommation de l'eau à usage domestique contribue significativement dans le changement du stress hydrique au Maroc. Autrement dit, ce type de consommation influence nécessairement le niveau du stress hydrique au Maroc. La relation détectée par le modèle paraît positive, et donc on peut dire que plus il y a de la consommation de l'eau pour des fins domestiques, plus il y aura une augmentation du stress hydrique au Maroc (FAO, 2020).

Ce constat est tout à fait normal, mais si nous regardons le coefficient attaché à la variable TRADDOM, nous constatons qu'il est supérieur à 1 (1.22). Cela signifie que plus on consomme un mètre cube de l'eau à usage domestique, plus le stress hydrique augmente de 1.22 mètres cubes. Donc, il s'agit d'une relation positive plus que proportionnelle. L'explication de ce phénomène réside dans le fait qu'il existe un dysfonctionnement entre le taux de régénération de la denrée eau et le taux d'exploitation, c'est-à-dire que le rythme de consommation dépasse celui de la régénération de l'eau. Donc, on trouve toujours un stress hydrique qui augmente plus rapidement que l'augmentation du stock de l'eau disponible pour cette utilisation (World Bank, 2020).

BIBLIOGRAPHIE

- Gleick, P. H. (2020). Water resources. *Annual Review of Environment and Resources*, 45, 1-24. <https://doi.org/10.1146/annurev-enviro-012320-083602>
- Mekonnen, M. M., & Hoekstra, A. Y. (2016). Four billion people facing severe water scarcity. *Science Advances*, 2(2), e1500323. <https://doi.org/10.1126/sciadv.1500323>
- World Bank. (2020). Water in agriculture. World Bank. Retrieved from <https://www.worldbank.org/en/topic/water-in-agriculture>
- UN Water. (2020). World Water Development Report 2020. United Nations. Retrieved from <https://www.unwater.org/publications/world-water-development-report-2020>
- FAO. (2020). The State of the World's Land and Water Resources for Food and Agriculture. Food and Agriculture Organization of the United Nations. Retrieved from <http://www.fao.org/3/cb1447en/cb1447en.pdf>
- Maddala, G. S., & Lahiri, K. (2009). *Introduction to Econometrics*. John Wiley & Sons.
- Gujarati, D. N., & Porter, D. C. (2009). *Basic Econometrics*. McGraw-Hill/Irwin.