

Received: 20-05-2024 | Approved: 04-06-2024 | DOI: <https://doi.org/10.23882/emss24083>

## **LA DEMANDE DE L'EAU POUR L'UTILISATION INDUSTRIELLE ET SON IMPACT SUR LE NIVEAU DU STRESS HYDRIQUE AU MAROC**

### **WATER DEMAND FOR INDUSTRIAL USE AND ITS IMPACT ON THE LEVEL OF WATER STRESS IN MOROCCO**

**LAKHYAR ZOUHAIR**

*Université Hassan II – Casablanca, Maroc*  
(zlakhyar@yahoo.fr)

#### **Résumé :**

Généralement, l'eau est demandée soit pour un usage domestique, soit pour l'agriculture ou l'industrie, de sorte que la pression exercée par ces trois demandeurs d'eau entraîne des problèmes d'eau assez importants.

Les spécialistes en la matière qualifient ce problème majeur de pénurie ou de manque d'eau, mais on ne parle de stress hydrique que si ce manque atteint des niveaux plus extrêmes, et là on commence à parler d'une situation critique.

En effet, nous disons que nous sommes dans une situation critique lorsque le stock d'eau est bien inférieur à la consommation de ce bien essentiel.

C'est dans ce cadre que s'inscrit ce travail qui vise à rechercher l'impact de la consommation d'eau à des fins industrielles. Pour ce faire, nous allons essayer de développer un modèle économétrique qui mesure la relation entre ces deux quantités pour décider si cette relation existe ou non et aussi pour mesurer l'ampleur de cette relation si elle existe.

L'approche choisie pour mesurer cette relation commence par une spécification du modèle adéquat pour traiter les données, puis une étude des deux variables du modèle pour conclure sur la forme économétrique à utiliser qui se traduira par un modèle à long terme et un autre à court terme. Les résultats tirés de cette modélisation nous permettront de formuler quelques propositions pour la gestion du stress hydrique à court et à long terme.

**Mots clés :** Stress hydrique, consommation d'eau, eau à usage industriel.

**Abstract:**

Generally, water is requested either for domestic use or for agriculture or industry, so the pressure from these three water requesters causes quite high water problems.

Specialists in the field qualify this major water problem as either a water shortage or a water scarcity, but we only speak of water stress if this scarcity reaches more extreme levels, and there we begin to talk about a critical situation.

Indeed, we say that we are in a critical situation, when the stock of water is much lower than the consumption of this essential commodity.

It is in this framework where this work fits, which aims to seek the impact of water consumption for industrial purposes. To do this, we will try to develop an econometric model which measures the relationship between these two quantities to decide whether or not this relationship exists and also to measure the magnitude of this relationship if it exists.

The method used to measure this relationship starts with defining the appropriate model to process the data, followed by an analysis of the model's two variables to determine the best econometric form to employ, producing two models: one long-term and the other short-term.

The results drawn from this modeling will allow us to raise some proposals for the management of water stress in the short and long term.

**Keywords:** Water stress, water consumption, water for industrial use.

## 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 pour causer des problèmes d'eau assez élevés.

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.

En effet, on dit qu'on est dans une situation critique, lorsque le stock d'eau est largement inférieur par rapport à la consommation de cette denrée essentielle.

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 industrielles, pour se faire, on essaiera 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.

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 à un modèle de long terme et un autre de courte période.

Les résultats tirés de cette modélisation nous permettra de soulever quelques propositions pour la gestion du stress hydrique à court et à long terme.

## Revue de littérature

Avant de spécifier l'équation du modèle économétrique permettant de mesurer la relation entre le stress hydrique et la consommation de l'eau pour l'usage industriel, il est judicieux de présenter les données sur les quelles le modèle sera appliqué.

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.

### 1 : Données et spécification du modèle

Notre modèle économétrique consiste en la mesure de la relation susceptible d'exister entre la consommation de l'eau pour des fins industrielles et le stress hydrique qui peut être causé par cette consommation.

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 TRADIND, la consommation de l'eau pour l'utilisation industrielle

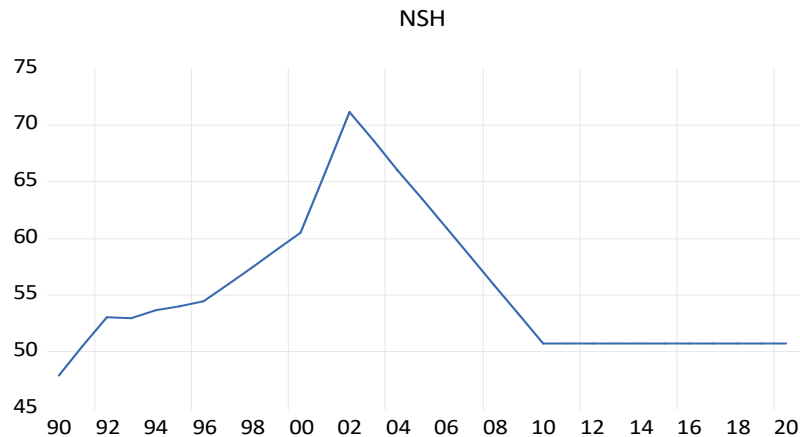
B et  $\alpha$  sont les paramètres du modèle à estimer

## 2 : Etude de la stationnarité des variables du modèle

### 2.1 : La variable NSH

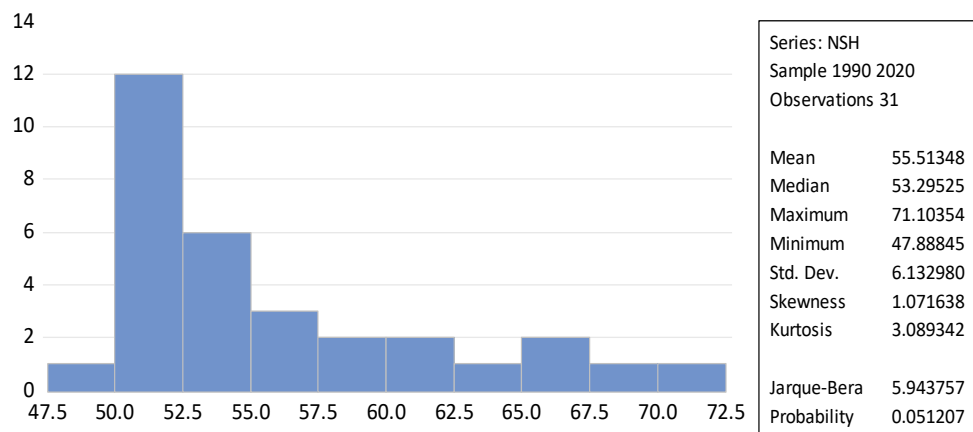
Pour étudier la stationnarité de la série NSH, on a commencé comme d'habitude par le traçage graphique qui montre clairement que cette série souffre d'un problème de non stationnarité.

**Figure 1 : La stationnarité de la variable NSH**



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 2 : Asymétrie de la série NSH**



Pour s'assurer de la stationnarité ou non de cette série, on est obligé de passer par un test robuste<sup>1</sup> 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 VAR, et ce pour chercher dans les critères LR, FPE, AIC, SC et

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

HQ quel serait le retard optimal à utiliser pour la vérification de la stationnarité de cette série.

La modélisation VAR donne les résultats ci-après :

**Tableau 1 : La modélisation VAR**

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						

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 2 : NSH/trend**

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			

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 3 : NSH/Constante**

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	<b>1.821136</b>	<b>0.0801</b>
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			

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 différencier pour une éventuelle stationnarisation.

**Tableau 4 : NSH/NONE**

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			

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.



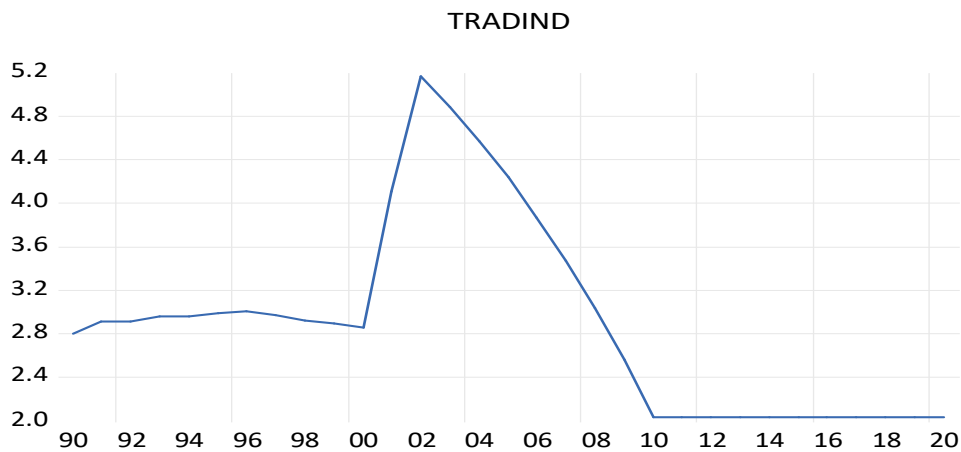
**Différence 1 : NSH**

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			

## 2.2 : La variable TRADIND

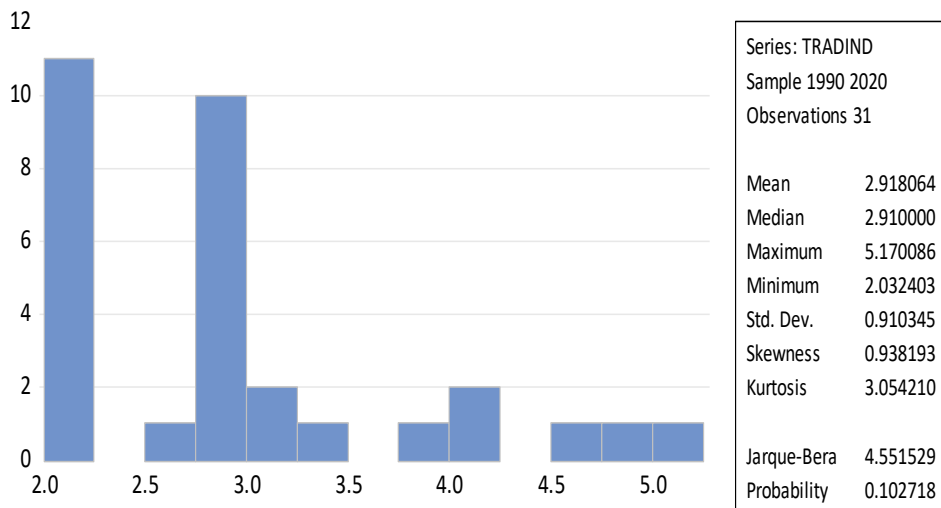
Pour étudier la stationnarité de la série **TRADIND**, on a commencé comme d’habitude par le traçage graphique qui montre clairement que cette série souffre d’un problème de non stationnarité.

**Figure 3 : La stationnarité de la variable TRADIND**



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 4 : Asymétrie de la série TRADIND**



La modélisation VAR donne les résultats ci-après :

**Tableau 5 : Retard optimal TRADIND**

VAR Lag Order Selection Criteria						
Endogenous variables: TRADIND						
Exogenous variables: C						
Date: 04/05/24 Time: 04:26						
Sample: 1990 2020						
Included observations: 21						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-31.55567	NA	1.300482	3.100540	3.150279	3.111334
1	-11.96347	35.45255	0.221475	1.329854	1.429333	1.351444
2	-7.598316	7.483118*	0.160969*	1.009363*	1.158581*	1.041747*
3	-7.092164	0.819485	0.169184	1.056397	1.255353	1.099575
4	-6.095652	1.518495	0.170021	1.056729	1.305425	1.110702
5	-5.984156	0.159280	0.186342	1.141348	1.439783	1.206116
6	-5.532536	0.602160	0.198330	1.193575	1.541749	1.269138
7	-5.477292	0.068398	0.220054	1.283552	1.681465	1.369909
8	-5.436885	0.046179	0.245665	1.374941	1.822594	1.472093
9	-5.292629	0.151125	0.273152	1.456441	1.953833	1.564388
10	-4.438515	0.813442	0.285929	1.470335	2.017466	1.589076
* 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						

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= 1.378704) et (probabilité= 0.1802).

**Tableau 6 : TRADIND/trend**

Null Hypothesis: TRADIND 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			-2.339642	0.4011
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(TRADIND)				
Method: Least Squares				
Date: 04/05/24 Time: 04:28				
Sample (adjusted): 1992 2020				
Included observations: 29 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TRADIND(-1)	-0.168724	0.072115	-2.339642	0.0276
D(TRADIND(-1))	0.576908	0.159500	3.616976	0.0013
C	0.653629	0.295583	2.211324	0.0364
@TREND("1990")	-0.010652	0.007726	<b>-1.378704</b>	<b>0.1802</b>
R-squared	0.403133	Mean dependent var		-0.030262
Adjusted R-squared	0.331509	S.D. dependent var		0.376101
S.E. of regression	0.307505	Akaike info criterion		0.606794
Sum squared resid	2.363990	Schwarz criterion		0.795387
Log likelihood	-4.798513	Hannan-Quinn criter.		0.665859
F-statistic	5.628462	Durbin-Watson stat		1.761421
Prob(F-statistic)	0.004335			

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=1.736703) et (probabilité=0.0943).

**Tableau 7 : TRADIND/constante**

Null Hypothesis: TRADIND has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=2)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-1.896894	0.3290
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(TRADIND)				
Method: Least Squares				
Date: 04/05/24 Time: 04:29				
Sample (adjusted): 1992 2020				
Included observations: 29 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TRADIND(-1)	-0.124897	0.065843	-1.896894	0.0690
D(TRADIND(-1))	0.593023	0.161803	3.665084	0.0011
C	0.354215	0.203958	<b>1.736703</b>	<b>0.0943</b>
R-squared	0.357752	Mean dependent var		-0.030262
Adjusted R-squared	0.308348	S.D. dependent var		0.376101
S.E. of regression	0.312787	Akaike info criterion		0.611110
Sum squared resid	2.543731	Schwarz criterion		0.752554
Log likelihood	-5.861089	Hannan-Quinn criter.		0.655408
F-statistic	7.241388	Durbin-Watson stat		1.744944
Prob(F-statistic)	0.003163			

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=0.3671) et donc elle est non stationnaire et mérite d'être différenciée pour une éventuelle stationnarisation.

**Tableau 8 : TRADIND/None**

Null Hypothesis: TRADIND has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=2)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-0.785468	0.3671
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(TRADIND)				
Method: Least Squares				
Date: 04/05/24 Time: 04:30				
Sample (adjusted): 1992 2020				
Included observations: 29 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TRADIND(-1)	-0.015307	0.019488	-0.785468	0.4390
D(TRADIND(-1))	0.521065	0.162143	3.213615	0.0034
R-squared	0.283247	Mean dependent var		-0.030262
Adjusted R-squared	0.256701	S.D. dependent var		0.376101
S.E. of regression	0.324255	Akaike info criterion		0.651900
Sum squared resid	2.838817	Schwarz criterion		0.746196
Log likelihood	-7.452545	Hannan-Quinn criter.		0.681432
Durbin-Watson stat	1.670845			

Après la première différenciation, le test montre que la série est devenue stationnaire (probabilité=0.0043) et donc on peut utiliser cette différenciation dans notre modèle d'origine.

**Tableau 9 : Différence 1 : TRADIND**

Null Hypothesis: D(TRADIND) has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=2)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.977676	0.0043
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(TRADIND,2)				
Method: Least Squares				
Date: 04/05/24 Time: 04:31				
Sample (adjusted): 1992 2020				
Included observations: 29 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(TRADIND(-1))	-0.479490	0.161028	-2.977676	0.0059
R-squared	0.240421	Mean dependent var		-0.003793
Adjusted R-squared	0.240421	S.D. dependent var		0.369496
S.E. of regression	0.322030	Akaike info criterion		0.605527
Sum squared resid	2.903685	Schwarz criterion		0.652675
Log likelihood	-7.780146	Hannan-Quinn criter.		0.620294
Durbin-Watson stat	1.663007			

Enfin, les deux séries du modèle sont stationnaires de même ordre (1) et donc il faut passer au test de la stationnarité des résidus issus du modèle d'origine afin d'identifier le modèle convenable à la mesure de la relation entre ces deux variables.

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

**Tableau 10 : Test de stationnarité des résidus**

Null Hypothesis: RES has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=7)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.787100	0.0070
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(RES)				
Method: Least Squares				
Date: 04/19/24 Time: 22:11				
Sample (adjusted): 1992 2020				
Included observations: 29 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RES(-1)	-0.212801	0.076352	-2.787100	0.0096
D(RES(-1))	0.405065	0.141883	2.854925	0.0082
R-squared	0.375242	Mean dependent var		0.199297
Adjusted R-squared	0.352103	S.D. dependent var		1.003812
S.E. of regression	0.807989	Akaike info criterion		2.477935
Sum squared resid	17.62684	Schwarz criterion		2.572231
Log likelihood	-33.93006	Hannan-Quinn criter.		2.507468
Durbin-Watson stat	2.028895			

Les résultats montrent que les résidus issus du modèle d'origine sont stationnaires et donc il n'existe pas de racine unitaire (probabilité=0.0070), en plus de ça il faut signaler que le coefficient attaché à la variable résidus retardées d'une période est négatif (-0.212801).

L'existence de résidus stationnaire et d'un signe négatif associé à la variable résidu retardée d'une période nous oblige à opter pour le modèle MCE.

### 3 : La modélisation MCE

Cette modélisation permet de déterminer deux types de modèles, le modèle à long terme et le modèle de courte période.

#### 3.1 : Modèle de long terme

Le modèle de long terme est tout simplement la régression des deux variables en niveau, autrement dit on cherche la relation entre les deux variables telle quelles sont sans modifications.



Ainsi, la régression des deux variables à l'état brute donne les résultats mentionnés ci-dessous.

**Tableau 11 : La régression des deux variables à l'état brute**

Dependent Variable: NSH				
Method: Least Squares				
Date: 04/19/24 Time: 22:22				
Sample: 1990 2020				
Included observations: 31				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TRADIND	6.236220	0.473305	13.17589	0.0000
C	37.31579	1.444713	25.82920	0.0000
R-squared	0.856864	Mean dependent var		55.51348
Adjusted R-squared	0.851928	S.D. dependent var		6.132980
S.E. of regression	2.359979	Akaike info criterion		4.617523
Sum squared resid	161.5155	Schwarz criterion		4.710038
Log likelihood	-69.57161	Hannan-Quinn criter.		4.647681
F-statistic	173.6040	Durbin-Watson stat		0.203466
Prob(F-statistic)	0.000000			

En regardant la valeur du Durbin-Watson stat, qui est égale à 0.203466, on constate que ce modèle souffre du problème de l'autocorrélation des erreurs et donc, on est obligé de corriger cette autocorrélation avant d'interpréter les résultats du modèle.

Pour corriger l'autocorrélation dont souffre ce modèle, on optera pour la méthode de cochrane orcut<sup>2</sup>

Avant d'utiliser cette méthode il est judicieux de déterminer la valeur du coefficient  $\hat{\epsilon}$ , attaché aux résidus retardés d'une période sur la base du modèle :

$$\mu_t = \hat{\epsilon}\mu_{(t-1)} + \nu_t$$

On peut donc déterminer la valeur de  $\hat{\epsilon}$  par la méthode du calcul direct<sup>3</sup>, en effet la détermination par la méthode directe se sert de la formule suivante :

$$\begin{aligned}\hat{\epsilon} &= 1 - (\text{DW}/2) \\ &= 1 - (0.203466)/2 \\ &= 0.90\end{aligned}$$

La transformation de cochrane orcut s'écrit de la manière suivante :

$$Y_t - \hat{\epsilon} Y_{t-1} = \beta_0(1 - \hat{\epsilon}) + \beta_1(X_t - \hat{\epsilon} X_{t-1}) + \nu_t$$

<sup>2</sup> Il existe plusieurs méthodes de correction qui donnent presque les mêmes décisions

<sup>3</sup> Là aussi il existe plusieurs méthodes pour ce calcul mais l'utilisation de l'une ou de l'autre abouti à la même décision

Ce qui donne un modèle de la forme :

$$Y_t - \hat{e} Y_{t-1} = B_0 - B_0 \hat{e} + B_1 X_t - B_1 \hat{e} X_{t-1} + V_t$$

Ceci donne un autre modèle de la forme :

$$Y_t = B_0 - B_0 \hat{e} + B_1 X_t - B_1 \hat{e} X_{t-1} + \hat{e} Y_{t-1} + V_t$$

Si on pose :

$$(B_0 - B_0 \hat{e}) = \alpha$$

$$B_1 = \beta_1$$

$$B_1 \hat{e} = \beta_2$$

On aura :

$$Y_t = \alpha + \beta_1 X_t - \beta_2 X_{t-1} + \hat{e} Y_{t-1} + V_t$$

Pour estimer les paramètres  $\alpha$  ;  $\beta_1$  ;  $\beta_2$  ;  $\hat{e}$ , on doit ré-estimer la variable  $Y_t$  contre les variables  $X_t$  ;  $X_{t-1}$  ;  $Y_{t-1}$ .

Les résultats de cette estimation se résument ainsi :

**Tableau 12 : Les résultats de l'estimation**

Dependent Variable: NSH				
Method: Least Squares				
Date: 04/23/24 Time: 22:05				
Sample (adjusted): 1991 2020				
Included observations: 30 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TRADIND	5.462659	0.448147	12.18943	0.0000
TRADINDD	-4.479276	0.515978	-8.681144	0.0000
NSHH	0.796310	0.069542	11.45083	0.0000
C	8.676487	2.613917	3.319343	0.0027
R-squared	0.983365	Mean dependent var		55.76764
Adjusted R-squared	0.981446	S.D. dependent var		6.069494
S.E. of regression	0.826749	Akaike info criterion		2.580935
Sum squared resid	17.77137	Schwarz criterion		2.767761
Log likelihood	-34.71402	Hannan-Quinn criter.		2.640702
F-statistic	512.3292	Durbin-Watson stat		1.095288
Prob(F-statistic)	0.000000			

Pour revenir à nos notations, on écrit :

$$\text{NSH} = Y_t$$

$$\text{TRADIND} = X_t$$

$$\text{TRADINDD} = X_{t-1}$$

$$\text{NSHH} = Y_{t-1}$$

Sur la base de ces résultats, on peut écrire notre modèle de longue période, de la manière suivante :

$$\text{NSH} = 8.676487 + 5.462659 \text{ TRADIND} - 4.479276 \text{ TRADINDD} + 0.796310 \text{ NSHH}$$

Du moment que ce modèle comporte une variable endogène retardée, on ne peut utiliser le test de Durbin Watson pour tester l'existence ou non de l'autocorrélation, et donc nous serons amené à utiliser le LM test, qui donne les résultats suivants :

**Tableau 13 : Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test**

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags				
F-statistic	6.997897	Prob. F(2,24)	0.0040	
Obs*R-squared	11.05053	Prob. Chi-Square(2)	0.0040	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID				
Method: Least Squares				
Date: 04/23/24 Time: 22:16				
Sample: 1991 2020				
Included observations: 30				
Presample missing value lagged residuals set to zero.				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TRADIND	-1.019790	0.505251	-2.018381	0.0549
TRADINDD	1.304078	0.575094	2.267590	0.0326
NSHH	-0.063539	0.059998	-1.059008	0.3001
C	2.656031	2.276214	1.166863	0.2547
RESID(-1)	0.437896	0.185987	2.354445	0.0271
RESID(-2)	0.548073	0.252041	2.174539	0.0397
R-squared	0.368351	Mean dependent var	4.33E-15	
Adjusted R-squared	0.236758	S.D. dependent var	0.782819	
S.E. of regression	0.683900	Akaike info criterion	2.254847	
Sum squared resid	11.22526	Schwarz criterion	2.535086	
Log likelihood	-27.82270	Hannan-Quinn criter.	2.344498	
F-statistic	2.799159	Durbin-Watson stat	1.792312	
Prob(F-statistic)	0.039551			

D'après les résultats du LM test, on peut dire que le modèle ne souffre d'aucun problème d'autocorrélation des erreurs et donc, sous d'autres conditions, on peut l'utiliser pour la prévision du stress hydrique au Maroc, ces autres conditions sont : l'homoscidasticité et la normalité

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

**Tableau 14 : Heteroskedasticity Test : ARCH**

Heteroskedasticity Test : ARCH				
F-statistic	15.56731	Prob. F(1,27)	0.0005	
Obs*R-squared	10.60560	Prob. Chi-Square(1)	0.0011	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2				
Method: Least Squares				
Date: 04/23/24 Time: 22:24				
Sample (adjusted): 1992 2020				
Included observations: 29 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.242083	0.195660	1.237263	0.2266
RESID^2(-1)	0.604436	0.153195	3.945543	0.0005
R-squared	0.365710	Mean dependent var	0.610110	
Adjusted R-squared	0.342218	S.D. dependent var	1.142024	
S.E. of regression	0.926224	Akaike info criterion	2.751071	
Sum squared resid	23.16307	Schwarz criterion	2.845368	
Log likelihood	-37.89053	Hannan-Quinn criter.	2.780604	
F-statistic	15.56731	Durbin-Watson stat	1.649040	
Prob(F-statistic)	0.000511			

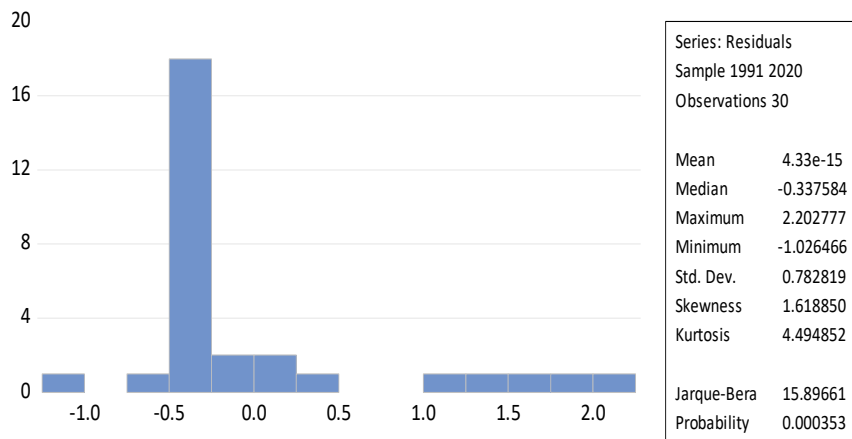
Aussi, le test de white qui donne des indications d'homoscidasticité plus forte que le test d'ARCH

**Tableau 15 : Heteroskedasticity Test: White**

Heteroskedasticity Test: White				
Null hypothesis: Homoskedasticity				
F-statistic	27.10148	Prob. F(9,20)	0.0000	
Obs*R-squared	27.72653	Prob. Chi-Square(9)	0.0011	
Scaled explained SS	36.39138	Prob. Chi-Square(9)	0.0000	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2				
Method: Least Squares				
Date: 04/23/24 Time: 22:27				
Sample: 1991 2020				
Included observations: 30				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	158.0002	28.02928	5.636972	0.0000
TRADIND^2	-13.60369	2.658158	-5.117712	0.0001
TRADIND*TRADIND	14.23946	1.808358	7.874246	0.0000
TRADIND*NSHH	2.685134	0.792429	3.388485	0.0029
TRADIND	-114.5883	33.87705	-3.382476	0.0030
TRADINDD^2	1.973024	2.309189	0.854423	0.4030
TRADINDD*NSHH	-3.939170	1.014718	-3.882036	0.0009
TRADINDD	166.5144	40.47893	4.113606	0.0005
NSHH^2	0.118666	0.018776	6.320172	0.0000
NSHH	-8.876035	1.282436	-6.921228	0.0000

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 le test de jarque Bera

**Tableau 16 : Le test de jarque Bera**



Le test donne une probabilité très 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 industriel de la manière suivante :

**Tableau 17 : Dependent Variable: NSH**

Dependent Variable: NSH				
Method: Least Squares				
Date: 04/23/24 Time: 22:05				
Sample (adjusted): 1991 2020				
Included observations: 30 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TRADIND	5.462659	0.448147	12.18943	0.0000
TRADINDD	-4.479276	0.515978	-8.681144	0.0000
NSHH	0.796310	0.069542	11.45083	0.0000
C	8.676487	2.613917	3.319343	0.0027
R-squared	0.983365	Mean dependent var	55.76764	
Adjusted R-squared	0.981446	S.D. dependent var	6.069494	
S.E. of regression	0.826749	Akaike info criterion	2.580935	
Sum squared resid	17.77137	Schwarz criterion	2.767761	
Log likelihood	-34.71402	Hannan-Quinn criter.	2.640702	
F-statistic	512.3292	Durbin-Watson stat	1.095288	
Prob(F-statistic)	0.000000			

$$\text{NSH} = 8.676487 + 5.462659 \text{ TRADIND} - 4.479276 \text{ TRADINDD} + 0.796310 \text{ NSHH}$$

Nous constatons que tous les paramètres liés au modèle sont significatifs : un R2 (0.983365) très significatif, des probabilités attachées aux paramètres très significatives (0.0000 ; 0.0000 ; 0.0000 ; 0.0027). Donc il s'agit d'un modèle apte à prédire à long terme.

### 3.2 : le modèle de courte période

**Tableau 18 : Le Modèle à court terme**

Dependent Variable: DIFFNSH				
Method: Least Squares				
Date: 04/19/24 Time: 22:16				
Sample (adjusted): 1991 2020				
Included observations: 30 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.233220	0.156305	1.492085	0.1473
DIFFTRADIND	5.595677	0.455552	12.28328	0.0000
RES(-1)	-0.212090	0.071641	-2.960454	0.0063
R-squared	0.849689	Mean dependent var		0.095426
Adjusted R-squared	0.838555	S.D. dependent var		2.125250
S.E. of regression	0.853930	Akaike info criterion		2.616705
Sum squared resid	19.68831	Schwarz criterion		2.756824
Log likelihood	-36.25057	Hannan-Quinn criter.		2.661530
F-statistic	76.31386	Durbin-Watson stat		1.020023
Prob(F-statistic)	0.000000			

Au niveau de ce modèle à court terme, la constante paraît non significative, il faut donc la retirer du modèle pour avoir les résultats suivants :

**Tableau 19 : Dependent Variable: DIFFNSH**

Dependent Variable: DIFFNSH				
Method: Least Squares				
Date: 04/23/24 Time: 23:15				
Sample (adjusted): 1991 2020				
Included observations: 30 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DIFFTRADIND	5.547693	0.464260	11.94953	0.0000
RES1	-0.210605	0.073186	-2.877669	0.0076
R-squared	0.837295	Mean dependent var		0.095426
Adjusted R-squared	0.831484	S.D. dependent var		2.125250
S.E. of regression	0.872430	Akaike info criterion		2.629271
Sum squared resid	21.31173	Schwarz criterion		2.722684
Log likelihood	-37.43906	Hannan-Quinn criter.		2.659154
Durbin-Watson stat	0.926984			

Le test de l'autocorrélation des erreurs par le LM test conduit vers les résultats suivants :

**Tableau 20 : Le LM test sur le modèle à court terme**

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags				
F-statistic	11.68137	Prob. F(2,26)	0.0002	
Obs*R-squared	14.19861	Prob. Chi-Square(2)	0.0008	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID				
Method: Least Squares				
Date: 04/23/24 Time: 23:16				
Sample: 1991 2020				
Included observations: 30				
Presample missing value lagged residuals set to zero.				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DIFFTRADIND	-1.192301	0.474530	-2.512592	0.0185
RES1	-0.092460	0.058433	-1.582315	0.1257
RESID(-1)	0.537871	0.170506	3.154551	0.0040
RESID(-2)	0.544407	0.227961	2.388156	0.0245
R-squared	0.430096	Mean dependent var		0.232030
Adjusted R-squared	0.364338	S.D. dependent var		0.824132
S.E. of regression	0.657067	Akaike info criterion		2.121505
Sum squared resid	11.22517	Schwarz criterion		2.308331
Log likelihood	-27.82257	Hannan-Quinn criter.		2.181272
Durbin-Watson stat	1.798524			

Ainsi, le test de LM donne des résultats qui confirment une absence de l'autocorrélation des erreurs.

Partons de là, on élabore un autre test pour vérifier la présence ou non de l'hétéroscédasticité, pour se faire, on choisira le test d'ARCH qui donne les résultats suivants :

**Tableau 21 : Heteroskedasticity Test : ARCH**

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	14.05083	Prob. F(1,27)	0.0009
Obs*R-squared	9.926085	Prob. Chi-Square(1)	0.0016
Test Equation:			
Dependent Variable: RESID^2			
Method: Least Squares			
Date: 04/23/24 Time: 23:19			
Sample (adjusted): 1992 2020			

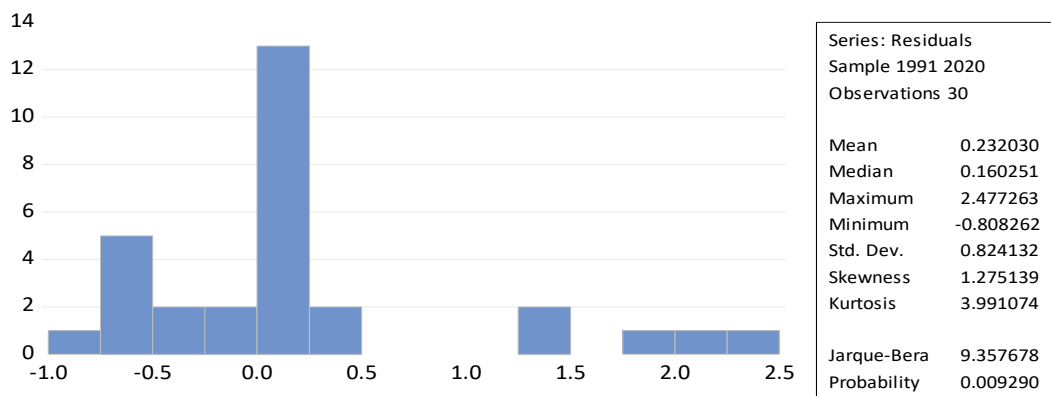


Included observations: 29 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.296101	0.254779	1.162189	0.2553
RESID^2(-1)	0.586289	0.156409	3.748443	0.0009
R-squared	0.342279	Mean dependent var		0.726439
Adjusted R-squared	0.317919	S.D. dependent var		1.483070
S.E. of regression	1.224841	Akaike info criterion		3.309971
Sum squared resid	40.50634	Schwarz criterion		3.404267
Log likelihood	-45.99458	Hannan-Quinn criter.		3.339503
F-statistic	14.05083	Durbin-Watson stat		1.725996
Prob(F-statistic)	0.000858			

Le modèle dégage une homoscélasticité de la variance, l'étape qui reste maintenant, est celle réservée au test de la normalité du modèle pour laquelle on peut utiliser le test de jarque Berra.

La mise en œuvre de ce test montre que le modèle suit une loi normale.

**Figure 5 : Le test de jarque Berra.**



Finalement notre modèle de courte période doit s'écrire de la façon suivante :

$$\text{DIFFNSH} = 5.55 \text{ DIFFTRADIND} - 0.210605 \text{ RES1}$$

Les indicateurs du modèle à court terme, paraissent satisfaisants, en effet, on a un R2 (0.84) assez explicatif, des probabilités qui tendent vers zéros pour les deux paramètres du modèle (0.0000 ; 0.0076).

En se basant sur ce modèle, on peut calculer le coefficient d'ajustement ou la force de rappel<sup>4</sup> qui est égale à :

$$(1/\hat{\epsilon})$$

<sup>4</sup> La force de rappel signifie que si jamais il y a un choc sur la variable explicative dans combien de temps la variable à expliquer va se redresser

Sur la base des résultats du modèle, nous aurons la valeur suivante :

$$(1/-0.210605)= 4,748225350775148$$

**C'est-à-dire 4 ans et 9 mois**

### Résultats et propositions

En utilisant les résultats tirés de cette analyse économétrique, on peut comparer entre les résultats du modèle de longue période et celui de la courte période. Ainsi ce tableau récapitulatif résume cette comparaison comme suit :

Le long terme	Le court terme	Propositions
En l'absence de toute consommation de l'eau pour l'usage industriel, le niveau du stress hydrique peut arriver à 8, 68 mètre cube, l'explication réside dans le fait que ce stress est dû à d'autres usages de l'eau : à savoir l'usage agricole et l'usage domestique	Le stress hydrique ne change pas s'il n'y a pas de pression de la consommation à usage industriel	Il faut chercher un optimum de consommation entre les trois usages essentiels de l'eau
Si la consommation de l'eau pour l'usage industriel augmente d'un mètres cube le stress hydrique augmente de 5.46 mètres cube	Une augmentation de la consommation de l'eau pour l'usage industriel de 1 mètre cube conduit à une augmentation du stress hydrique de 5.55 mètre cube	L'impact de courte période est supérieure à celui de de la longue période ce qui nous oblige à rationaliser la consommation de l'eau en donnant plus de temps pour le repos des ressources hydriques
Si la consommation de l'eau à usage industriel de la période précédente augmente d'un mètre cube le stress hydrique de la période actuelle diminue de 4.48 mètres cube	Suite à un choc sur le stress hydrique causé par la consommation de l'eau à usage industriel, le délai de retour de ce stress à sa position normale peut durer 4 ans et 9 mois.	L'explication réside au niveau de l'afflux de la régénération de l'eau, c'est-à-dire que l'eau d'une période à l'autre se régénéré plus fortement par rapport au rythme d'augmentation de la consommation, donc il faut toujours donner une période de repos pour donner l'occasion à l'eau de mieux de régénérer cette période et définie par le modèle sur 4 ans et 9 mois
Si le stress hydrique de la période précédente augmente d'un mètre cube alors le stress hydrique de la période actuelle augmente seulement de 0.80 mètre cubes ceci confirme l'hypothèse précédente que l'eau de régénéré d'une manière très rapide		Profiter de la régénération rapide de l'eau et garantir le stock convenable