
Actes de la deuxième conférence internationale sur la Francophonie économique

L'ENTREPRENEURIAT ET L'INSERTION PROFESSIONNELLE DES JEUNES ET DES FEMMES EN AFRIQUE FRANCOPHONE

Université Mohammed V de Rabat, 2-4 mars 2020

LES DÉTERMINANTS MACROÉCONOMIQUES ET INSTITUTIONNELS DE LA PERSISTANCE DU CHÔMAGE AU MAROC : UNE APPROCHE ARDL

Mohammed Aïmane BENATIA

Doctorant Laboratoire d'analyse économique et modélisation Fsjes Souissi

Université Mohammed V de Rabat, Maroc

aimane.benatia@um5s.net.ma

Abdelghafour ACHOUAL

Professeur Laboratoire d'analyse économique et modélisation Fsjes Souissi

Université Mohammed V de Rabat, Maroc

a.achoual@um5s.net.ma

RÉSUMÉ –L'objectif de ce papier est d'identifier les déterminants macroéconomiques et institutionnels du taux de chômage au Maroc en examinant une hypothèse qui stipule l'existence d'une relation entre le chômage annuel actuel et ses valeurs antérieures. Le modèle alloué pour vérifier cette hypothèse est un modèle autorégressif à retards échelonnés, dans le but d'identifier le retard optimal qui traduit le phénomène de la persistance du taux de chômage au Maroc l'étude s'étale sur une durée de 38 ans (1982-2018), la méthode utilisée dans ce papier est une procédure de cointégration basé sur Le modèle ARDL (Autoregressif à retard échelonné). L'étude confirme l'existence d'une relation de cointégration au sens de Johansen, entre le taux de chômage et certaines variables d'ordre macroéconomiques d'un côté, et les variables liées aux institutions du marché du travail d'un autre côté. Ceci a comme cause principale l'ensemble des réformes économiques que le Maroc s'est engagé à mettre en œuvre depuis le début des années 1980 avec la mise en œuvre du plan d'ajustement structurel. Ces variables sont entre autres, les dépenses nationales brutes, la productivité du travail, les exportations et les cotisations salariales privées représentées par les cotisations salariales versées au profit de la caisse nationale de sécurité sociale.

Mots clés : les déterminants du chômage, cointégration, ARDL, Maroc

Les idées et opinions exprimées dans les textes sont celles des auteurs et ne reflètent pas nécessairement celles de l'OFE ou celles de ses partenaires. Aussi, les erreurs et lacunes subsistantes de même que les omissions relèvent de la seule responsabilité des auteurs.

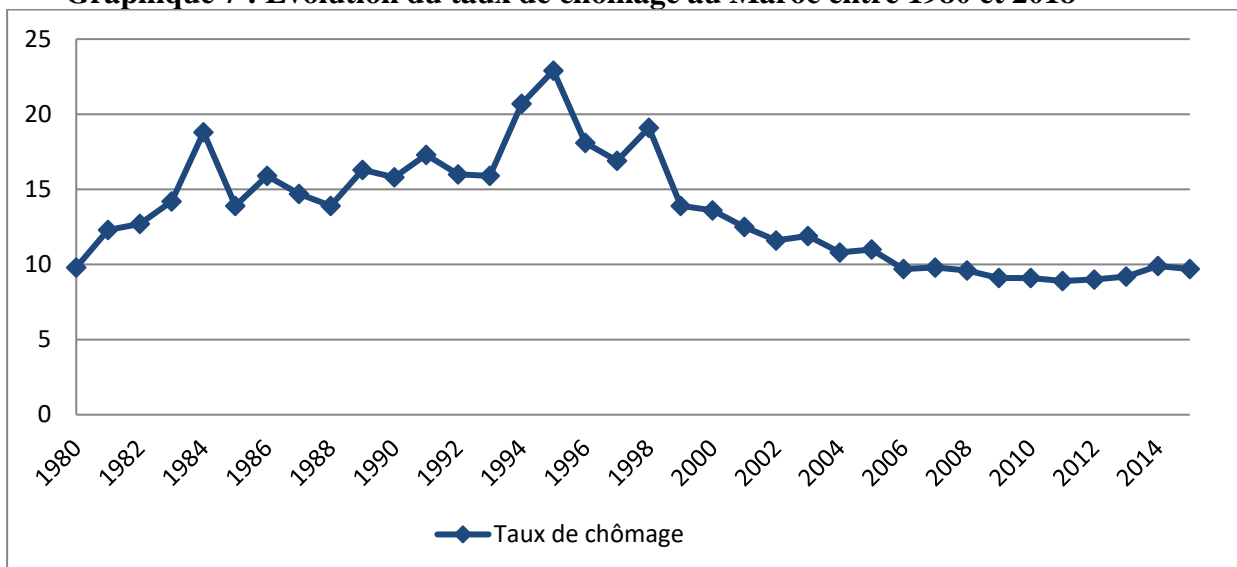
Introduction

Au cours de la décennie 90, le chômage a enregistré une croissance importante, mais semble s'atténuer depuis : 12,1% en 1990 ; 16% en 1995, 19% en 1998 et 12,8% en 2001. Depuis 2006,

le taux de chômage est descendu sous la barre des 10%, tendance qui s'est confirmée en 2007 (9,8%) et en 2008 (9,6%). Selon les données disponibles, l'impact de la récession économique mondiale sur le domaine social débiterait à partir du second semestre 2009. Il serait caractérisé par la baisse accentuée de la production de certaines activités nationales et une hausse du taux de chômage. Celui-ci passerait de 9,6% en 2008 à 10,2% en 2009 et à 10,5% en 2010, entraînant ainsi une décélération du pouvoir d'achat des ménages. La consommation par tête ne s'accroîtrait que d'environ 1,2% en volume en 2010 au lieu de 4% en 2009 et 8,2% en 2008. Cette situation de vulnérabilité explique la volonté politique pour résorber le chômage (HCP 2009).

Le graphique ci dessous donne une idée générale sur l'évolution du taux de chômage entre 1980 et 2018.

Graphique 7 : Evolution du taux de chômage au Maroc entre 1980 et 2018



Source : élaboré par l'auteur sur la base des données du Haut-Commissariat au plan.

On constate que l'évolution du taux de chômage au Maroc a connu deux phases importantes la première de 1982 à 1994 cette période a été marquée par l'application du programme d'ajustement structurel, chose qui a favorisé l'augmentation du taux de chômage. Tandis que dans la seconde période le taux de chômage a pris une tendance baissière expliquée par les efforts des autorités publiques en termes d'élaboration de politique d'emploi ce qui a permis au taux de chômage de s'établir à 9.7% en 2015 (HCP 2018).

Il est important de mentionner que l'étude de l'évolution générale du taux de chômage au Maroc est incapable de mettre l'accent sur ces principales caractéristiques. Dans cette optique les paragraphes à venir seront consacrés à identifier les tendances et les caractéristiques spécifiques du chômage au Maroc.

1- La revue de littérature.

Les deux dernières décennies ont été marquées par l'émergence d'un nombre considérable d'apports théoriques qui ont pris le soin de rendre tangible, la relation existante entre le chômage et les autres grandeurs économiques et institutionnelles. À ce niveau les théoriciens, fondateurs de ces analyses, ont confirmé que les performances du marché du travail sont impactées par deux types de facteurs socioéconomiques, en l'occurrence les institutions du

marché du travail et les chocs macroéconomiques. Néanmoins, malgré l'unification de l'angle de vision analytique, les résultants divergent, en effet trois approches ont été réalisées et chacune d'elle, comme cité en amant, a abouti à ses propres conclusions. La première approche a été fondé sur l'apport des institutions sur la réglementation du marché du travail. La deuxième, quant à elle, estime que le chômage est le résultat ultime d'une interaction entre les chocs macroéconomiques et les institutions du marché du travail. Enfin, la troisième apporte des explications réunissant les deux approches citées en amant.

1-1 Approche de Nickel.

Nickel a conclu, à partir d'une étude examinant les effets des institutions du marché du travail sur les fluctuations du taux de chômage sur plusieurs pays en Europe, que la hausse du chômage est causée par les institutions du marché du travail. L'auteur estime que les facteurs influençant le ballottement du chômage sont : le taux de syndicalisation, la coordination entre employeurs et salariés, le salaire minimum, la durée des prestations du chômage, la performance du système de formation, et enfin la durée de la prestation du chômage.

Dans la même optique, la banque mondiale confirme que la réglementation du marché du travail apporte des avantages au niveau du volet de la protection sociale pour les travailleurs et ceci sur plusieurs niveaux, on cite à titre d'exemple : les indemnités de départ, les motifs de licenciement, les contrats d'embauche, les prestations du chômage, taux de syndicalisation, le droit syndical. Ces gains en terme de protection sociale s'inscrivent dans une tendance qui vise à protéger les employés contre les procédures et les actions, jugées comme injustes, arbitraires ou à caractère discriminatoire, élaborées par les employeurs. Ceci sans négliger les dysfonctionnements du marché du travail causés principalement par l'insuffisance au niveau des informations, l'augmentation des coûts non salariaux, ou l'insuffisance liée aux assurances contre le risque.

1-2 Le modèle de Blanchard et Wolfers.

On doit le second modèle d'explication du chômage par les chocs macroéconomiques et institutionnels à Blanchard et Wolfers qui ont publié en 2000, un article basé sur une étude économétrique sur des données de panel sur vingt pays de l'OCDE. Lesdits auteurs estiment que les chocs macroéconomiques, tels que le taux d'inflation, le taux d'intérêt, la croissance de la productivité globale, le choc de demande de travail, sont les responsables directes conduisant à la hausse du chômage, contrairement aux institutions qui l'impactent d'une manière indirecte. De ce fait l'aggravation du chômage est référée à l'interaction entre les deux facteurs cités ci-dessus, on l'occurrence les chocs macroéconomiques et les institutions énoncées dans le modèle de Nickel.

Reste à souligner que le noyau de cet apport est fondé sur le fait que l'émergence d'un choc macroéconomique défavorable dans une économie conduit à une augmentation du chômage accompagnée par une dépréciation des salaires. Cet effet sur les salaires permet la diminution de l'effet négatif du choc, et permet à l'économie de récupérer le niveau de chômage initial. Cependant, l'intervention des institutions pour faire face à l'ajustement imposé par les chocs rend le chômage enraciné davantage dans l'économie.

1-3 Approche de Nickell , Nunziata , Ochel .

(Nickell & al) est considéré comme étant le pilier de base de la troisième approche qui remet en relation le chômage aux chocs économiques et institutionnels¹. À ce niveau l'approche estime que le couple institutions du marché du travail et chocs macroéconomiques exercent un effet direct sur les fluctuations du taux de chômage. Cette approche confirme également l'existence d'une forte corrélation entre les institutions du marché du travail et le taux de chômage dans les pays de l'OCDE, et estime que les interactions entre les institutions et les chocs macroéconomiques ne peuvent, en aucun cas, conduire vers la hausse du taux de chômage.

1-4 L'approche de l'OCDE.

Cette approche apparue dans les travaux de l'OCDE (Bassanini 2006) réalisés en 2006, a examinée l'effet des institutions et l'interaction entre les institutions et les chocs macroéconomiques sur le taux de chômage et l'emploi. Les résultats indiquent que le chômage peut être causé d'une manière directe soit par les institutions ou par les chocs, mais avec plus d'effet s'il s'agit de sa soumission aux institutions.

Les Modèles économétriques apportés par les approches.

Forme fonctionnelle des modèles :

L'explication de la fluctuation du taux de chômage, et plus précisément dans les pays de l'OCDE, a fait l'objet de plusieurs études utilisant des modèles qui intègrent les deux types de facteurs, les premiers sont relatifs aux institutions du marché du travail, tandis que les autres sont liées aux chocs d'ordre macroéconomique.

Modèle du FMI

On doit le second modèle de base au fond monétaire international qui a réalisé en 2003 une étude visant à identifier les déterminants du chômage sur un échantillon de 20 pays de l'OCDE, ceci pour la période entre 1960 et 1998. La spécification du modèle est la suivante :

$$u_{it} = \alpha_i + \gamma u_{i,t-1} + \sum_{j=1}^j \beta_j X_{j,i,t} + \sum_{k=1}^k \partial_k Z_{k,i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Où u_{it} Le taux de chômage dans un pays donné i à une date t .

α_i : L'effet spécifique au pays, X_j l'ensemble des variables macroéconomiques (termes de l'échange, l'inflation, la croissance de la productivité). et $\varepsilon_{i,t}$ le terme d'erreur.

Equation de Nickell, Nunziata et Ochel :

Cette équation représente un modèle dynamique qui explique le chômage selon l'identité suivante :

$$u_{i,t} = \beta_0 + \beta u_{i,t-1} + \gamma' X_{i,t} + \delta' Z_{i,t} + \theta Y_{i,t} + \pi_i t_i + \mu_i + \rho_t + \varepsilon_{it}$$

u_{t-1} : Le taux de chômage expliqué par sa valeurs antérieure.

X : les institutions du marché du travail (représentées à titre d'exemple par les variables suivantes : durée d'indemnisation du chômage, taux de syndicalisation, la protection de l'emploi, le coin fiscal-social, taux de remplacement des indemnités chômage).

Y : les chocs macroéconomiques (choc offre de monnaie, choc demande de travail, chocs sur les termes d'échange, choc de productivité globale des facteurs).

Z : les interactions entre les institutions (interaction entre indemnisation du taux et de la durée), interaction entre la coordination salariale et le taux de syndicalisation d'un côté et le coin fiscal-social de l'autre.

t_i : La Tendance déterministe du pays i ,

μ_i : Les effets fixes propres au pays i .

ρ : Indicateurs temporels

La Cointégration

La cointégration permet d'identifier clairement la relation qui existe entre deux variables en cherchant l'existence d'un vecteur de cointégration et en éliminant son effet, le cas échéant. Elle implique que, dans cette relation d'équilibre de long terme entre différentes variables non stationnaires, il est nécessaire que ces variables ne doivent pas s'éloigner l'une par rapport à l'autre. La condition nécessaire de cointégration est que les séries doivent être de même, en général d'ordre 1. Si les séries statistiques ne sont pas intégrées de même ordre, la procédure s'arrête, il n'y a pas de relation de cointégration.

Pour conclure qu'il y a une relation de cointégration, on estime la relation de long terme : $Y = a + bX_t + u_t$. La relation de cointégration est acceptée si et seulement si la série des résidus u_t , issus de cette régression de long terme, est stationnaire ; c'est-à-dire $I(0)$.

Si le résidu de la relation de long terme est stationnaire, il n'y a pas de cointégration. On est donc en présence d'une régression fallacieuse. Individuellement, ces variables pourraient avoir des directions différentes à court terme, mais peuvent avoir une évolution semblable à long terme. Plus formellement, deux ou plusieurs séries temporelles non stationnaires sont cointégrées si une combinaison linéaire de ces variables est stationnaire. C'est-à-dire converge vers un équilibre au cours du temps.

L'estimation de la relation à long terme

On doit cette méthode à Engel et Granger, et Johansen selon ces auteurs deux séries non stationnaires sont cointégrées si leur combinaison linéaire suit un sentier d'équilibre sans jamais s'éloigner pendant longtemps de sa moyenne, même s'elles présentent des évolutions divergentes. Pour mieux faire comprendre, il existe une évolution stable à long terme des séries. Engle et Granger (1987) proposent de déterminer les relations de la cointégration existant dans un système par une méthode en deux étapes. Il convient de signaler que l'approche Johansen est plus précise, et donne des résultats plus fiables, c'est l'approche que nous allons adopter pour les tests de robustesse de notre modèle économétrique.

Dans une première étape, on régresse par les MCO les variables en niveau et on vérifie si le résidu de cette régression est stationnaire dans une seconde étape. Ceci dit, pour le test de relation de cointégration entre processus intégrés d'ordre 1, on estime par les MCO une régression statique de long terme entre les niveaux des variables et puis on applique les tests de racine unitaire sur le résidu estimé ».

Résultats et discussions :**Tableau N°1 : Résultat de l'estimation du modèle 1 :**

Dependent Variable: LOGUT
Method: ARDL
Date: 05/12/19 Time: 16:11
Sample (adjusted): 1983 2018
Included observations: 36 after adjustments
Maximum dependent lags: 1 (Automatic selection)
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
Dynamic regressors (0 lag, automatic): LOGCNSST LOGCOSPUBT
LOGDEPT LOGEXPOT LOGMINDEXT COIN_FISCAL LOGPROT
LOGINFL
Fixed regressors: C

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LOGUT(-1)	0.287117	0.157150	1.827028	0.0807
LOGCNSST	0.831050	0.296402	2.803790	0.0101
LOGCOSPUBT	-0.249689	0.107096	-2.331442	0.0289
LOGDEPT	-1.742544	0.667172	-2.611837	0.0156
LOGEXPOT	-0.519969	0.272830	-1.905833	0.0692
LOGMINDEXT	0.654119	0.272515	2.400309	0.0249
COIN_FISCAL	-0.066207	0.045551	-1.453484	0.1596
LOGPROT	-1.396576	0.734566	-1.901225	0.0699
LOGINFL	-0.002491	0.025096	-0.099272	0.9218
C	0.043715	0.041712	1.048009	0.3055
R-squared	0.818450	Mean dependent var		0.011315
Adjusted R-squared	0.747409	S.D. dependent var		0.171332
S.E. of regression	0.086109	Akaike info criterion		-1.821369
Sum squared resid	0.170538	Schwarz criterion		-1.367882
Log likelihood	40.05258	Hannan-Quinn criter.		-1.668784
F-statistic	11.52080	Durbin-Watson stat		2.718684
Prob(F-statistic)	0.000001			

*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.

Source : Elaboré par l'auteur sur le logiciel Eviews.

Selon les résultats de l'estimation, on remarque que la variable chômage confirme la théorie, mais elle est non significative au seuil de 5% , à ce niveau l'augmentation du chômage antérieure de 1 point conduit vers l'augmentation du chômage actuel à l'ordre de 0.28 point ; d'un autre coté la variable proxy représentant les institutions privées du marché du travail confirme la théorie et significative au seuil de 5% ; en effet une augmentation de 1 point des cotisations patronales versées au profit de ces institutions conduit vers l'augmentation du chômage à l'ordre de 0.83 point . La variable dépenses nationales bruts est conforme à la théorie et significatif au seuil de 5% ; l'amélioration des dépenses nationales bruts par 1 point conduit vers une diminution du taux de chômage par -1.74 point.

Le signe de la variable Exportation confirme la théorie et significative, en effet, une augmentation des exportations par 1 point, améliore la variable chômage par 0.51 point.

La variable coin social et fiscal ne confirme pas l'hypothèse annoncée, elle est non significative également,

Le signe de la variable Pib par personne employée est conforme à la théorie mais il n'est pas significatif, une augmentation du PIB par personne employée par 1 point diminue le chômage par 1.39 point.

Les variables inflation, et cotisations sociales publiques sont des signes non conformes à la théorie ; ce qui peut se traduire par deux points :

- 1- L'existence d'une relation non linéaire entre le taux de chômage et l'inflation.
- 2- L'adoption d'un modèle de croissance économique non créateur d'emploi au niveau du secteur public.

À ce niveau on obtient le modèle 1 estimé sous l'équation suivante :

$$\begin{aligned} LOGUT = & 0.29 * LOGUT(-1) + 0.83 * LOGCNSST - 0.25 * LOGCOSPUBT - 1.74 * LOGDEPT - 0.52 \\ & * LOGEXPOT + 0.65 * LOGMINDEXT - 0.06 * COIN_FISCAL - 1.40 * LOGPROT - 0.002 \\ & * LOGINFL + 0.04 \end{aligned}$$

D'après les résultats de cette estimation, nous pouvons dire que l'influence des variables explicatives sur le comportement du taux de chômage est bien significative du fait que, la probabilité de Fisher (F-Statistic=0.0000) est inférieure à (0.05).

Les valeurs de R2 (0.78) et de R2 ajustés (0.70) montrent que l'ensemble des variables explicatives choisies du modèle théorique ont bien une influence sur la variable expliquée.

En conséquence, ces résultats expliquent le fait que le modèle est globalement satisfaisant.

L'estimation de la relation à long terme : la cointégration.

Le modèle à correction d'erreur consiste à estimer directement le modèle (2) suivant :

$$\begin{aligned} d\ln(U) = & \beta_0 + \beta_1 d\ln(INF) + \beta_2 d\ln(CNSST) + \beta_3 d\ln(LP) + \beta_4 d\ln(EXPO) + \beta_5 d\ln(DNB) \\ & + \beta_6 d\ln(Cspub) + \beta_7 d\ln(Mindext) + \beta_8 CSF + \vartheta resid_{t-1} + \varepsilon_T \end{aligned}$$

Le coefficient ϑ (appelé force de rappel vers l'équilibre) doit être à la fois significativement négatif. Sinon, le mécanisme de corrélation de long terme irait en sens contraire (si est positif) et s'éloignerait de la cible de long terme (Bourbonnais 1998). Les résultats de l'estimation du modèle (2) sont repris dans le tableau ci-dessous :

Tableau 2 : les résultats de l'estimation du modèle 2

ARDL Cointegrating And Long Run Form
Original dep. variable: LOGUT
Selected Model: ARDL(1, 0, 0, 0, 0, 0, 0, 0)
Date: 05/02/19 Time: 16:26
Sample: 1982 2018
Included observations: 37

Cointegrating Form				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGCNSST)	0.304577	0.200708	1.517517	0.1428
D(LOGCOSPUBT)	-0.298124	0.062017	-4.807102	0.0001
D(LOGDEPT)	-0.920325	0.542727	-1.695741	0.1034

D(LOGEXPOT)	-0.555400	0.166474	-3.336261	0.0029
D(LOGMINDEXT)	1.021582	0.172497	5.922323	0.0000
D(COIN_FISCAL)	-0.042450	0.063148	-0.672230	0.5081
D(LOGPROT)	-1.051148	0.347676	-3.023355	0.0060
D(LOGINFL)	-0.009010	0.016009	-0.562768	0.5790
CointEq(-1)	-0.900816	0.099292	-9.072435	0.0000

Cointeq = LOGUT - (1.1658*LOGCNSST -0.3503*LOGCOSPUBT -2.4444
 *LOGDEPT -0.7294*LOGEXPOT + 0.9176*LOGMINDEXT -0.0929
 *COIN_FISCAL -1.9591*LOGPROT -0.0035*LOGINFL + 0.0613)

Long Run Coefficients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGCNSST	1.165759	0.336353	3.465876	0.0021
LOGCOSPUBT	-0.350252	0.191330	-1.830618	0.0801
LOGDEPT	-2.444361	1.021870	-2.392048	0.0253
LOGEXPOT	-0.729389	0.396792	-1.838213	0.0790
LOGMINDEXT	0.917569	0.452123	2.029469	0.0541
COIN_FISCAL	-0.092873	0.063836	-1.454868	0.1592
LOGPROT	-1.959053	1.164956	-1.681653	0.1062
LOGINFL	-0.003495	0.035068	-0.099657	0.9215
C	0.061321	0.057966	1.057887	0.3011

Nous constatons que le coefficient de rappel du modèle est négatif, significatif au seuil de 5%. Le redressement du modèle s'effectue par un coefficient égal à -0.90. Les variables varient dans un sens opposé, il existe un mécanisme de correction des erreurs.

$$\begin{aligned}
 D(\text{LOGUT}) = & 0.30 * D(\text{LOGCNSST}) - 0.30 * D(\text{LOGCOSPUBT}) - 0.92 * D(\text{LOGDEPT}) - \\
 & 0.55 * D(\text{LOGEXPOT}) + 1.02 * D(\text{LOGMINDEXT}) - 0.04 * D(\text{COIN_FISCAL}) - \\
 & 1.05 * D(\text{LOGPROT}) - 0.01 * (\text{LOGUT} - 1.16 * \text{LOGCNSST}(-1) - 0.35 * \text{LOGCOSPUBT}(-1) - \\
 & 2.44 * \text{LOGDEPT}(-1) - 0.73 * \text{LOGEXPOT}(-1) + 0.92 * \text{LOGMINDEXT}(-1) - \\
 & 0.093 * \text{COIN_FISCAL}(-1) - 1.96 * \text{LOGPROT}(-1) - 0.003 * \text{LOGINFL}(-1) + 0.06132125) - \\
 & 0.90 * \text{CointEq}(-1)
 \end{aligned}$$

D'après les résultats de cette estimation, on constate que le coefficient associé à la force de rappel est négatif (-0.90) et significativement différent de zéro au seuil de 5% (probabilité de t-Student est inférieure à 0.05). En d'autres termes, les chocs sur la variable lnU se corrigent. Cela signifie qu'il existe un mécanisme à correction d'erreur c'est-à-dire qu'à long terme les déséquilibres entre le taux de chômage et ses déterminants cités plus haut se compensent. Les coefficients ci-dessus, montrent qu'une augmentation des dépenses nationales brutes de 1% provoquerait une diminution du taux de chômage 2.44 point, ainsi une augmentation de 1% du taux des cotisations salariales de la Cnss provoquerait une augmentation de 0.305 point du taux de chômage, une augmentation de (1%) du taux d'inflation provoquerait une diminution de (0.003%) du taux de chômage et enfin une augmentation de (1%) de la productivité du travail provoquerait une augmentation de (1.95%) du taux de chômage. Reste à mentionner que la plupart des signes des variables ont respecté le cadre théorique sauf l'inflation et les cotisations salariales publiques.

3- Quel est le retard optimal qui relie le chômage à ses valeurs antérieures ?

L'objectif de cette partie est de vérifier l'existence d'une relation significative entre le chômage et ces valeurs antérieures.

Le modèle utilisé (2) est le même mentionner en haut, sauf que deux changements seront adoptés ; le premier est relatif au nombre de retard testé qui va passer d'une année à 5 ans, la période d'un mandat gouvernemental, le choix de cette période est justifié par l'adoption des stratégies quinquennales par les gouvernements Marocain.

Le deuxième est la suppression de la variable élections vu l'absence d'une dépendance temporelle de longue allure entre celle-ci et le taux de chômage.

Le modèle (2) a la forme suivante :

$$\text{Log } U_t = \beta_0 + \beta_1 \text{Log}U_{t-1} + \beta_2 \text{Log}prot + \beta_3 + \beta_4 \text{Log}Dnb + \beta_5 \text{Log}EXP + \beta_6 \text{Log}CSocpub + \beta_7 CSocpri + \beta_8 \text{Log}Mindext + \beta_9 \text{Log}CSF + \varepsilon_T$$

Tableau 2 : les résultats de l'estimation du modèle

Dependent Variable: LOGUT
Method: ARDL
Date: 05/12/19 Time: 16:33
Sample (adjusted): 1985 2018
Included observations: 35 after adjustments
Maximum dependent lags: 5 (Automatic selection)
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
Dynamic regressors (0 lag, automatic): LOGCNSST LOGCOSPUBT
LOGDEPT LOGEXPOT LOGMINDEXT COIN_FISCAL LOGPROT LOGINFL
Fixed regressors: C
Number of models evaluated: 5
Selected Model: ARDL(3, 0, 0, 0, 0, 0, 0, 0, 0)
Note: final equation sample is larger than selection sample

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LOGUT(-1)	0.150487	0.163293	0.921577	0.3683
LOGUT(-2)	0.005779	0.167703	0.034461	0.9729
LOGUT(-3)	0.371224	0.127442	2.912884	0.0089
LOGCNSST	0.907197	0.344634	2.632349	0.0164
LOGCOSPUBT	-0.205813	0.112140	-1.835333	0.0822
LOGDEPT	-1.224761	0.713940	-1.715496	0.1025
LOGEXPOT	-0.405375	0.243404	-1.665446	0.1122
LOGMINDEXT	0.413245	0.247068	1.672597	0.1108
COIN_FISCAL	-0.014772	0.047073	-0.313802	0.7571
LOGPROT	-1.505840	0.634461	-2.373418	0.0283
LOGINFL	0.027067	0.024212	1.117906	0.2775
C	-0.004433	0.041167	-0.107682	0.9154
R-squared	0.890754	Mean dependent var		0.017876
Adjusted R-squared	0.827506	S.D. dependent var		0.170482
S.E. of regression	0.070805	Akaike info criterion		-2.173116
Sum squared resid	0.095255	Schwarz criterion		-1.618024
Log likelihood	45.68330	Hannan-Quinn criter.		-1.992170
F-statistic	14.08355	Durbin-Watson stat		2.379976
Prob(F-statistic)	0.000001			

*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection

Source : Elaboré par l'auteur sur le logiciel Eviews.

Selon les résultats de l'estimation, on remarque que la variable chômage retardée de 3 ans confirme la théorie et significative au seuil de 5%, à ce niveau l'augmentation du chômage à l'instant (t-3) de 1 point conduit vers l'augmentation du chômage actuel à l'ordre de 0.37 point. D'ailleurs la variable proxy représentant les institutions privées du marché du travail confirme la théorie et significative au seuil de 5%. En effet, une augmentation de 1 point des cotisations patronales versées au profit de ces institutions conduit vers l'augmentation du chômage à l'ordre de 0.9 point. La variable dépenses nationales brutes est conforme à la théorie est proche du seuil de signification ; l'amélioration des dépenses nationales brutes par 1 point conduit vers une diminution du taux de chômage par 1.22 point.

Le signe de la variable Exportation confirme la théorie ; mais il est non significatif, en effet, une augmentation des exportations par 1 point, améliore la variable chômage par 0.40 point.

Le signe de la variable Pib par personne employée est conforme à la théorie mais il n'est pas significatif, une augmentation du PIB par personne employée par 1 point diminue le chômage par 1.5 point.

Les variables inflation, et cotisations sociales publiques ont des signes non conformes à la théorie.

À ce niveau on obtient le modèle 3 estimé sous l'équation suivante :

$$\begin{aligned} LOGUT = & 0.15 * LOGUT(-1) + 0.005 * LOGUT(-2) + 0.37 * LOGUT(-3) + 0.91 \\ & * LOGCNSST - 0.21 * LOGCOSPUBT - 1.22 * LOGDEPT - 0.41 \\ & * LOGEXPOT + 0.41 * LOGMINDEXT - 0.015 * COIN_FISCAL - 1.51 \\ & * LOGPROT + 0.03 * LOGINFL - 0.004 \end{aligned}$$

D'après les résultats de cette estimation présentée ci-dessus, nous pouvons dire que l'influence des variables explicatives sur le comportement du taux de chômage est bien significative du fait que, la probabilité de Fisher (F-Statistic=0.0000) est inférieure à (0.05).

Les valeurs de R2 (0.89) et de R2 ajustés (0.82) montrent que l'ensemble des variables explicatives choisies du modèle théorique ont bien une influence sur la variable expliquée.

En conséquence, ces résultats expliquent le fait que le modèle est globalement satisfaisant.

L'estimation de la relation à long terme : la cointégration.

Le modèle à correction d'erreur consiste à estimer directement le modèle (3) suivant :

$$\begin{aligned} d\ln(U) = & \beta_0 + \beta_1 d\ln(INF) + \beta_2 d\ln(CNSST) + \beta_3 d\ln(LP) + \beta_4 d\ln(EXPO) + \beta_5 d\ln(DNB) \\ & + \beta_6 d\ln(Cspub) + \beta_7 d\ln(Csf) + \beta_8 d\ln(Mindext) + \varphi resid_{t-1} + \varepsilon_T \end{aligned}$$

ARDL Cointegrating And Long Run Form
Original dep. variable: LOGUT
Selected Model: ARDL(3, 0, 0, 0, 0, 0, 0, 0, 0)
Date: 05/12/19 Time: 16:49
Sample: 1982 2018
Included observations: 31

Cointegrating Form				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGUT(-1))	-0.338691	0.097936	-3.458302	0.0026
D(LOGUT(-2))	-0.285179	0.099038	-2.879502	0.0096
D(LOGCNSST)	0.570114	0.210811	2.704386	0.0141
D(LOGCOSPUBT)	-0.238517	0.080346	-2.968628	0.0079
D(LOGDEPT)	-0.549110	0.519144	-1.057722	0.3034
D(LOGEXPOT)	-0.373269	0.154493	-2.416089	0.0259
D(LOGMINDEXT)	0.646388	0.169376	3.816280	0.0012
D(COIN_FISCAL)	0.010891	0.060662	0.179534	0.8594
D(LOGPROT)	-1.148767	0.351006	-3.272785	0.0040
D(LOGINFL)	0.021729	0.014602	1.488015	0.1532
CointEq(-1)	-0.608672	0.076008	-8.008012	0.0000

Cointeq = LOGUT - (1.9200*LOGCNSST -0.4356*LOGCOSPUBT -2.5920
*LOGDEPT -0.8579*LOGEXPOT + 0.8746*LOGMINDEXT -0.0313
*COIN_FISCAL -3.1869*LOGPROT + 0.0573*LOGINFL -0.0094)

Long Run Coefficients				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGCNSST	1.919953	0.719873	2.667072	0.0152
LOGCOSPUBT	-0.435575	0.417869	-1.042372	0.3103
LOGDEPT	-2.592032	1.311583	-1.976263	0.0628
LOGEXPOT	-0.857919	0.593148	-1.446384	0.1644
LOGMINDEXT	0.874574	0.618031	1.415097	0.1732
COIN_FISCAL	-0.031262	0.091107	-0.343139	0.7353
LOGPROT	-3.186897	2.031047	-1.569091	0.1331
LOGINFL	0.057283	0.068605	0.834973	0.4141
C	-0.009382	0.089820	-0.104450	0.9179

On constate que le coefficient de rappel du modèle est négatif significatif au seuil de 5%. Le redressement du modèle s'effectue par un coefficient égal à -0.60. Les variables varient dans un sens opposé, ainsi il existe un mécanisme de correction des erreurs.

$$\begin{aligned}
 D(\text{LOGUT}) = & -0.34 * D(\text{LOGUT}(-1)) - 0.29 * D(\text{LOGUT}(-2)) + 0.57 * D(\text{LOGCNSST}) - 0.24 \\
 & * D(\text{LOGCOSPUBT}) - 0.55 * D(\text{LOGDEPT}) - 0.37 * D(\text{LOGEXPOT}) + 0.65 \\
 & * D(\text{LOGMINDEXT}) + 0.01 * D(\text{COIN_FISCAL}) - 1.15 * D(\text{LOGPROT}) + 0.02 \\
 & * (\text{LOGUT} - (1.92 * \text{LOGCNSST}(-1) - 0.44 * \text{LOGCOSPUBT}(-1) - 2.59 \\
 & * \text{LOGDEPT}(-1) - 0.86 * \text{LOGEXPOT}(-1) + 0.87 * \text{LOGMINDEXT}(-1) - 0.031 \\
 & * \text{COIN_FISCAL}(-1) - 3.19 * \text{LOGPROT}(-1) + 0.06 * \text{LOGINFL}(-1) - 0.01) \\
 & - 0.61 * \text{CointEq}(-1)
 \end{aligned}$$

D'après les résultats de cette estimation, on constate que le coefficient associé à la force de rappel est négatif (-0,6) et significativement différent de zéro au seuil de 5% (probabilité de

t-Student est inférieur à (0.05). En d'autres termes, les chocs sur la variable lnU se corrigent. Cela signifie qu'il existe un mécanisme à correction d'erreur c'est-à-dire qu'à long terme les déséquilibres entre le taux de chômage et ses déterminants précités se compensent. Les coefficients ci-dessus, montrent qu'une augmentation des dépenses nationales brutes de 1 point provoquerait une diminution du taux de chômage de 0.54 point, ainsi une augmentation de 1% du taux des cotisations salariales de la CNSS provoquerait une augmentation de 0.57 point du taux de chômage, une augmentation de 1 point du taux d'inflation provoquerait une augmentation de 0.06 point du taux de chômage et enfin une augmentation de 1 point de la productivité du travail provoquerait une diminution de 3.18 point du taux de chômage.

Reste à mentionner que la plupart des signes des variables ont respecté le cadre théorique sauf les cotisations salariales publiques.

Conclusion

Il convient de retenir de cette étude qu'il y a une relation de cointégration au sens de Johansen, entre le taux de chômage et certaines variables d'ordre macroéconomiques d'un côté, et les variables liées aux institutions du marché du travail d'un autre côté. Ceci a comme cause principale l'ensemble des réformes économiques que le Maroc s'est engagé à mettre en œuvre depuis le début des années 1980 avec la mise en œuvre du plan d'ajustement structurel. Ces variables sont entre autres, les dépenses nationales brutes, la productivité du travail, les exportations et les cotisations salariales privées représentées par les cotisations salariales versées au profit de la caisse nationale de sécurité sociale. À ce niveau, les résultats montrent qu'il y a une corrélation négative directe entre les dépenses nationales brutes et le chômage malgré les efforts élaborés dans une optique de contrôle des dépenses publiques d'un côté, et la part négligeable consacrée du budget des dépenses publiques pour les politiques actives et passives d'emplois, la consommation de l'État et le taux de chômage expliquant le rôle de la politique budgétaire adoptée par l'État dans la relance de la croissance et par conséquent dans la création d'emplois et la baisse du chômage.

D'une autre part, la productivité du travail ou le PIB par personne employé est considéré comme variable explicative du chômage, du fait que le PIB par personne employée ne cesse d'augmenter ce qui influence le taux de chômage et le revoit en baisse. À ce niveau on peut déduire que les institutions du marché du travail semblent expliquer le déséquilibre du marché du travail, mais reste loin des attentes. Ceci est dû à l'ensemble des procédures visant à créer un climat de protection sociale susceptible de créer du profit pour les agents économiques (entreprises) ce qui favorisent la création d'emploi et la diminution du taux de chômage.

Toutefois, il ressort de l'étude aussi que le taux de chômage au Maroc n'est pas corrélé avec l'inflation vu la possibilité de présence d'une relation non linéaire entre le taux de chômage et le taux d'inflation.

D'autre part, l'augmentation des exportations a un impact sur la performance du marché du travail, l'ouverture économique vers l'extérieur mis en œuvre depuis le début des années 1990 et concrétise à travers la mise en œuvre d'un certain nombre de conventions avec l'Union européenne notamment le statut avancé dont le Maroc jouie depuis 13 octobre 2008 à créer un climat favorable en matière de conquête de plusieurs marchés internationaux ainsi que la jouissance d'un avantage comparatif en terme d'échange avec l'Union européenne considérée comme premier partenaire du Maroc.

Il convient de signaler que l'étude a confirmée l'existence d'un phénomène de chômage d'exclusion traduit par la forte dépendance entre la valeur actuelle du chômage est la valeur

retardée d'ordre trois (t-3). Ce constat nous permet de détecter la transformation du chômage de courte durée inférieure à une année ; à un chômage de longue durée supérieure d'une année, à fort risque de transformation à un chômage d'exclusion traduit par des stocks importants de chômeurs qui subissent une perte sèche de leurs compétences susceptible de minimiser leurs chances de décrocher un premier emploi, dans le cas des primo demandeurs. Ce qui nous pousse à s'interroger sur les déterminants de risque du chômage de longue durée chez les jeunes marocains.

Pour conclure, l'analyse de la relation entre le taux de chômage et les variables d'ordre macroéconomique ou institutionnel est insuffisant vu l'ambiguïté, l'indisponibilité et le manque de plusieurs variables macroéconomiques et institutionnels qui pouvaient rendre les résultats plus pertinents et capables d'apporter une explication plus complète aux fluctuations du taux de chômage au Maroc, phénomène qui entrave le développement économique créateur de croissance, et menace le renforcement du tissu social capable de faire face aux problèmes de la pauvreté, la précarité, et l'exclusion sociale dont souffre une grande partie de la population marocaine.

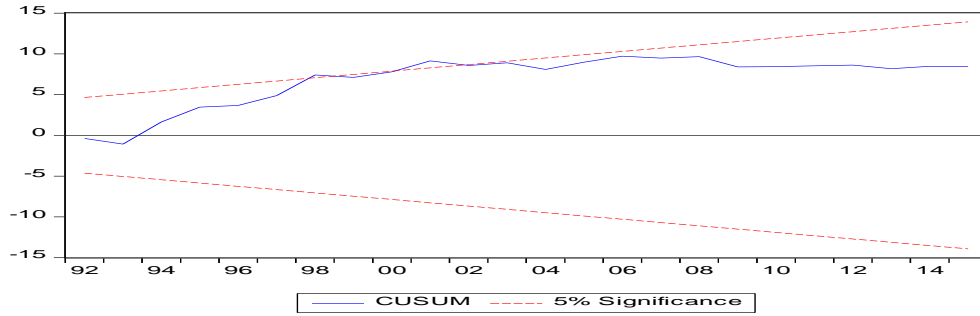
Références bibliographiques :

- ✚ Agénor ;Elaynaoui : (2003) ; « Politiques du marché du travail et chômage au Maroc : Une analyse quantitative » ; p 12-18. Edition bureau international du travail.
- ✚ Aschauer : (1989) ; « Is public expenditure productive? Journal of Monetary Economics 23» ; p 177-200. North-Holland.
- ✚ Bassanini .A ; Romain Duval (2006) ; « Les déterminants du chômage dans les pays de l'OCDE : une réévaluation du rôle des politiques et des institutions» ; P 68-73.Revue économique.
- ✚ Blanchard; Wolfers :(2000) ; « The role of shocks and institution. The rise of european unemployment, the agregate evidance ».The economic journal 110 ; Blackwell publishers.
- ✚ Bourbonnais R : (1998) ; « Économétrie ; cours et exercices corrigés ». Edition DUNOD, Paris.
- ✚ Haut-Commissariat au Plan (2009) ; Note d'information. « Les perspectives économiques nationales en 2009 et 2010 ».
- ✚ Nickell : (1997) ; « Unemployment and labor market rigidities: Europe versus North America» .The Journal of Economic Perspectives, Vol. 11, No. 3, pp. 55-74.
- ✚ Nickell ; Nunziata ; Ochel :(2005) ; « Ununemployment in the OECD since the 1960 .what do we know? ». The Economic Journal 115 (January), 1–27. _ Royal Economic Society 2005. Published by Blackwell USA.
- ✚ Okun, A. M. (1962).Potential GNP & Its Measurement and Significance, American Statistical Association, Proceedings of the Business and Economics Statistics Section, 98-104.
- ✚ Sheshinski; Weiss : (1977) ; « Inflation and Costs of Price Adjustment». Review of Economic Studies.

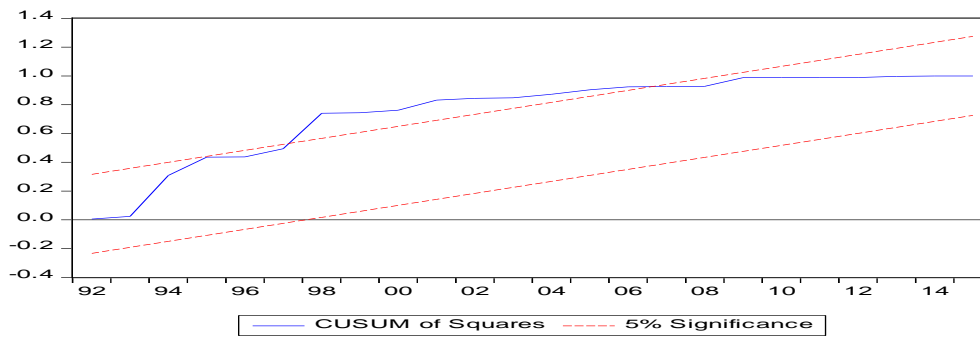
Appendices

Les tests de stabilité du modèle N°1 :

Cusum test

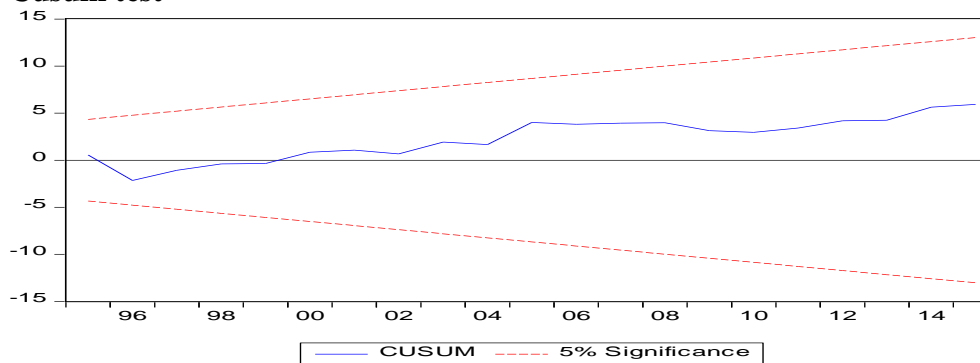


CUSUM SQUARE



Les tests de stabilité du modèle N°2 :

Cusum test



Cusum square

