

ELASTICITE EMPLOI A LA CROISSANCE EN TUNISIE

Yosra bejaoui^{#1}

Département d'économie, L'école supérieure des sciences économiques et commerciale de Tunis, Université de Tunis, Tunis

¹yosrabejaoui@live.fr

Résumer—

L'objectif principal de cet article est de déterminer l'élasticité de l'emploi à la croissance économique mesurée en PIB en utilisant des données annuelles sur la période 1991-2023. Par la suite, à l'aide d'un modèle du décalage distribué, nous allons étudier les déterminants de l'élasticité. Les résultats révèlent que l'inflation, la population active ainsi que les échanges commerciaux exercent un impact important sur l'élasticité.

Mots-clés : Elasticité, Emploi, croissance, déterminants, modèle ARDL

I. INTRODUCTION

Un des sujets les plus étudiés dans la plupart des recherches économiques est de comprendre les facteurs clé qui influence à long terme une croissance économique créatrice d'emplois. En effet, la Tunisie a connu une croissance économique soutenue durant la période 1980- 2010 avec un taux de croissance annuelle moyen de 4.2%. Cependant, cette croissance n'a pas eu les effets escomptés en matière de résorption des tensions liées à la hausse du chômage ce qui a été le principal élément déclencheur de la révolution en 2011. En effet, la plupart des recherches dans le champ économique se sont intéressées à comprendre le lien entre la croissance et création d'emplois. Il en ressort de ses recherches qu'une croissance élevé ne va pas automatiquement aboutir à une réduction du chômage. La genèse de ses recherches se trouve dans l'analyse de l'économiste américain Arthur Okun. Dans son article a paru en 1962, il est parvenu à montrer l'existence d'une relation empirique entre le taux de

croissance du PIB et le taux de chômage en se servant de données trimestrielles de l'économie Américaine dans la période s'étalant de 1947 à 1960. Cette relation a donné lieu une célèbre loi qui est la loi d'Okun qui stipule que pour une économie une baisse en pourcentage du PIB par rapport à son niveau potentiel entraînera une augmentation en pourcentage du taux de chômage et inversement une hausse de la croissance engendrera un accroissement de l'emploi. Les études récentes se sont d'avantage concentré sur l'étude de l'élasticité-emploi de la croissance ou l'intensité d'emploi de la croissance on peut citer ici Padalino et Vivarrlli (1997), Dopke (2001), Pattanaik et Nayak (2014), Kapsos (2006), Ghazali et Mouelhi (2018) et Furceri, 2012 et Pattanaik et Nayak (2014). L'élasticité-emploi de la croissance indique la variation de l'emploi en réponse à une augmentation de la production. Elle permet ainsi de fournir des statistiques sur le marché du travail c'est à dire sur le taux de croissance de l'emploi correspondant à un niveau donné de production (Pattanaik et Nayak, 2014). De plus, elle constitue un indicateur crucial pour orienter les politiques économiques en matière de création d'emploi. Plus précisément, elle évalue la capacité de création de l'emploi pour différents secteurs de l'économie tout en permettant d'observer les disparités de création d'emplois entre ces derniers et les fluctuations des emplois au fil du temps. Dans ce sens, certains auteurs Pattanaik et Nayak (2014) et Ghazali et Mouelhi (2018) affirment que l'analyse de l'élasticité de l'emploi à la croissance est essentielle pour mettre en lumière les dynamiques de la transformation structurelle dans l'économie c'est à dire la réallocation des ressources entre les différents secteurs. Par conséquent, une élasticité faible peut refléter des problèmes structurels dans l'économie et une élasticité élevée peut signaler l'efficacité des politiques économiques à générer des emplois.

Dans ce contexte, plusieurs études telles que (Dopke, 2001 et Kapsos, 2006), ont confirmé l'existence d'un lien solide entre emploi et croissance. Ils concluent que la croissance économique conduit à la création de nouvelles opportunités d'emplois. Cependant, certaines études qui analysent les tendances mondiales et locales de l'élasticité de l'emploi confirment que celle-ci peut varier selon le pays, le secteur et les politiques mises en place par les gouvernements. Par ailleurs, plusieurs facteurs influencent l'élasticité de l'emploi à la croissance ont été identifiés dans les travaux de (Walterskirchen, (1999), Beaudry et Collar (2002), Mourre (2004),...)

Dans ce contexte le présent article va tenter de déterminer l'élasticité de l'emploi à la croissance en Tunisie au niveau sectorielle et agrégé. De plus, il va examiner les facteurs macroéconomiques susceptibles d'influencer les dynamiques de cette dernière. A cet égard,

l'analyse empirique réalisée dans cet article utilise plusieurs méthodologies de régression avancées tel que la régression glissante et La procédure de cointégration ARDL (Autoregressive Distributed Lag) .

II. Revue de la littérature

Plusieurs économistes ont essayé d'examiner la relation entre emploi et croissance dans les pays et ils ont conclut que cette relation n'est pas stable et plusieurs facteurs l'influence. Dans ce sens, les travaux de Walterskirchen, (1999) affirme à travers une analyse à deux étapes : la première est chronologique pays par pays et la deuxième est une analyse en coupe transversale des pays de l'union européenne durant la période qui s'étend de 1970à 1998 que l'augmentation de l'offre d'emploi peut accroître l'élasticité de l'emploi. Döpke (2001) a examiné la relation entre emploi et croissance dans les pays de l'union européenne en mettant en évidence l'importance de la structure sectorielle de l'économie en particulier la part des services dans l'emploi. Par ailleurs, les résultats empiriques de ces travaux suggèrent qu'il existe une relation négative significative entre les couts réels de la main d'œuvre et l'élasticité de l'emploi. De ce fait, il postule que les politiques publiques qui permettent une plus grande flexibilité du marché du travail conduiraient à une croissance intensive en emploi.De même, les travaux Padalino et Vivarelli, 1997 ; Mourre 2004) ont souligné que l'élasticité de l'emploi à la croissance à tendance à accroître dans les pays de ou le secteur est le plus important.

Dans le mêmes ordre d'idées, et en utilisant des données sur les entreprises durant la période 1973 - 2001 en Turquie, Aydiner-Avsar et Onaran (2010) ont estimé l'intensité production-emploi de long terme des industries manufacturières en Turquie. Les auteures concluent que les activités qui demandent des qualifications peu élevées sont plus intensives en main-d'œuvre que celles qui reposent sur des activités moyennement ou très qualifiées. Elles affirment que la spécialisation dans les activités peu qualifiées nuit à la capacité de l'économie turque de générer de l'emploi sur le long terme, car l'économie doit faire face à la concurrence croissante d'autres pays comptant une abondante réserve de main-d'œuvre peu qualifiée et bon marché. Elles recommandent par conséquent une politique industrielle axée sur les activités plus qualifiées, à plus forte valeur ajoutée

Dans la lignée, d'autres résultats d'études empiriques (Mouelhi & Ghazali, 2014), soulignent qu'une augmentation de la force de travail et plus grande part des services dans l'emploi

tendent à accroître l'élasticité de l'emploi de la croissance, tandis que l'ouverture au commerce international et le taux de change et l'inflation peuvent la réduire.

Ningaye, Kitio, & Mba Fokwa (2015) ont mis en évidence que l'ouverture au commerce international, du coût du travail et de la part des services dans le PIB ont un impact sur l'élasticité de l'emploi à la croissance.

III. Méthodologie économétrique de l'élasticité de l'emploi à la croissance

Plusieurs méthodes économétriques ont été employées pour déterminer l'élasticité de l'emploi à la croissance au fil des années. Nous avons concentré notre étude sur l'économie Tunisienne pour cela nous avons utilisé la méthode des moindres carrés ordinaires et la méthode de régression glissante. Par la suite, nous avons opté pour un modèle autorégressif à décalage distribué (ARDL) de mettre en lumière les déterminants de l'élasticité de l'emploi à la croissance.

1. Les données :

Les données utilisées dans l'analyse empirique sont des données annuelles qui s'étendent sur plusieurs années de 1991 à 2023. Les statistiques annuelles sur l'emploi et le PIB (base2015) sont issues de l'Institut Tunisien de la Compétitivité et des Études Quantitatives (ITCEQ). Les variables qui représentent les déterminants de l'élasticité sont choisies en se référant à la littérature économique et empirique. Dans cette analyse, ils sont les suivants : L'indice des prix à la consommation (IPC), population active (PAR), Trade (échange commerciaux), EXP(pourcentage des exportations du PIB) le tableau 1 : fournit les détails concernant divers variables incorporé dans l'étude.

Tableau1 :

	Symbole	
Indice des prix à la consommation (IPC),	IPC	Banque mondiale
Population active	PoPac	Banque mondiale
Elasticité arc de l'emploi à la croissance	EE	Calcul de l'auteur

Trade (échange commerciaux)	trade	Banque mondiale
Export	Exp	Banque mondiale

2. Mesure de l'élasticité de l'emploi à la croissance

L'étude multi-pays de que (Kapsos, 2005) a mené pour calculer l'élasticité à révéler que les élasticités calculées déjà calculée par (Islam & Nazara, 2000a) et Nazara (2004) ont tendance à montrer une grande instabilité et présentent de fortes fluctuations d'une année sur l'autre ce qui est inapproprié dans la cas d'études comparatives. En effet, ils ont utilisé l'approche de l'élasticité arc, qui consiste à calculer le rapport en pourcentage des variations relatives du niveau d'emploi et de la production entre deux périodes. La relation suivante définit l'élasticité arc :

$$\varepsilon = \frac{(E_1 - E_0)/E_0}{(Y_1 - Y_0)/Y_0} (1)$$

Soit E_1 , E_0 respectivement le niveau de l'emploi à la date 1, le niveau de l'emploi à la date 0, Y_1 et Y_0 le niveau de la production à la date 1, le niveau de la production à la date 0, ε l'élasticité de l'emploi à la croissance.

Les travaux d'Islam & Nazara (2000) et Islam (2004) ont démontré que le calcul annuel de l'élasticité de l'emploi à la croissance effectué à partir de l'équation (1) soit relativement simple et permet de générer des résultats difficiles à interpréter en raison d'une forte instabilité dans le temps. Pour pallier cette limite, la littérature a progressivement adopté des méthodes économétriques de plus en plus sophistiquées.

En nous inspirant des travaux de Kapsos (2005), nous optons pour la méthode de l'élasticité point qui consiste à procéder à l'estimation d'un modèle économétrique log linéaire avec des variables dummy temporelles. La représentation de cette méthode est la suivante :

$$\log Emt = \beta + \delta_1 \log PIB_t + \delta_2 \log V[\log PIB_t D_t] + \delta_3 D_t + \varepsilon_t (1)$$

Dans cette représentation, l'emploi à la date t (Emt) est déterminé en fonction du PIB à la période t, d'une variable muette année et du terme d'erreur. Par la suite, nous estimons l'équation suivante pour calculer les élasticités sectorielles

$$\log E_{it} = \beta + \delta_1 \log PIB_{it} + \delta_2 \log V[\log PIB_{it} D_t] + \delta_3 D_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

E_{it} représente à nouveau l'emploi par secteur et PIB_{it} représente le PIB par secteur.

Dans cet ordre, en différenciant l'équation (2) nous pouvons obtenir $\frac{\partial E}{\partial Y}$,

$$\frac{\partial E}{\partial Y} = (\beta_1 + \beta_2) \left(\frac{\partial Y}{Y} \right) \rightarrow \left(\frac{\partial E}{E} \right) \left(\frac{Y}{E} \right) = (\beta_1 + \beta_2)$$

Ainsi, en utilisant cette équation, $\beta_1 + \beta_2$ représente la variation de l'emploi à une variation différentielle de la production. Par voie de conséquence, l'élasticité telle que définie mesure de combien de points de pourcentage l'emploi croît lorsque le PIB enregistre une croissance de 1 %. Aussi, une élasticité de 1 suppose que chaque point de croissance de la valeur ajoutée de 1 % est associé à une augmentation de 1 % de l'emploi.

3. Élasticité de l'arc de l'emploi de la croissance de la production

La figure 1 illustre l'évolution de l'élasticité annuelle de l'arc de l'emploi de la croissance de la production au fil du temps pour différents secteurs et l'économie dans son ensemble. L'analyse a été réalisée en suivant l'équation (1). Comme on peut le constater, l'élasticité de l'arc présente d'importantes fluctuations annuelles, ce qui empêche de dégager une tendance claire.

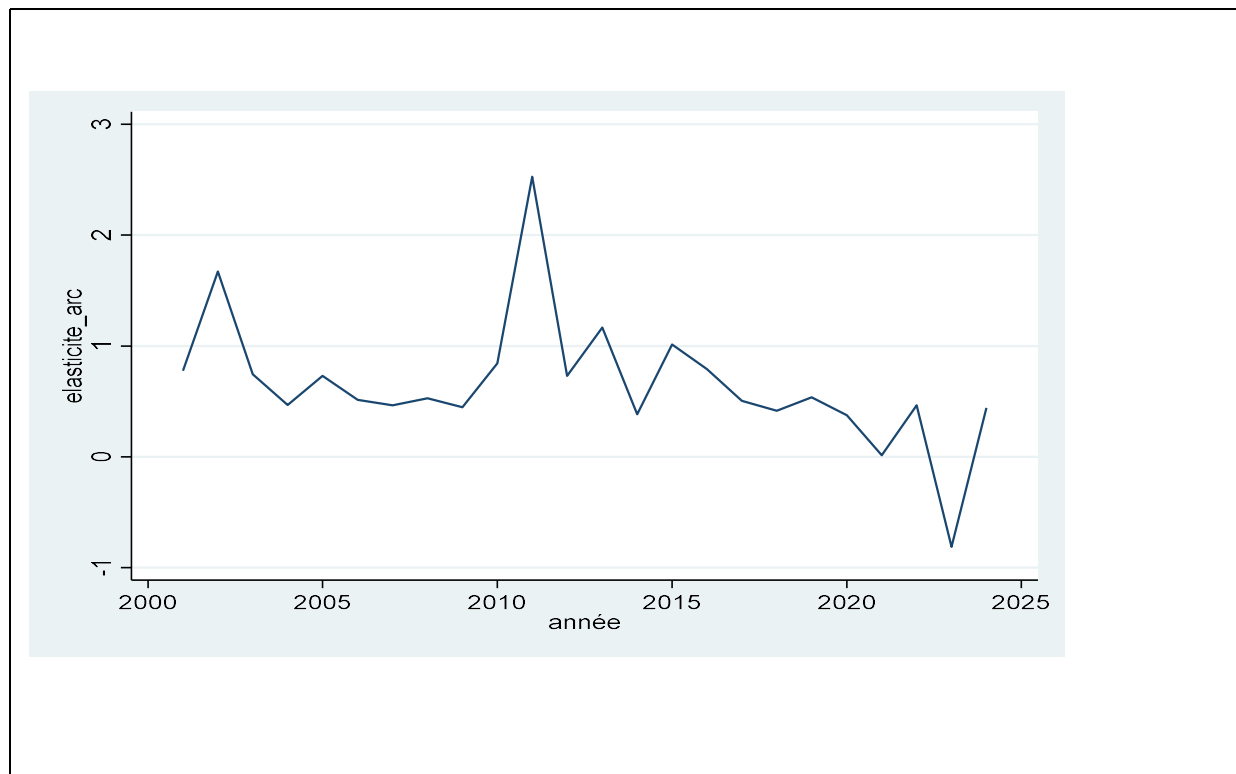
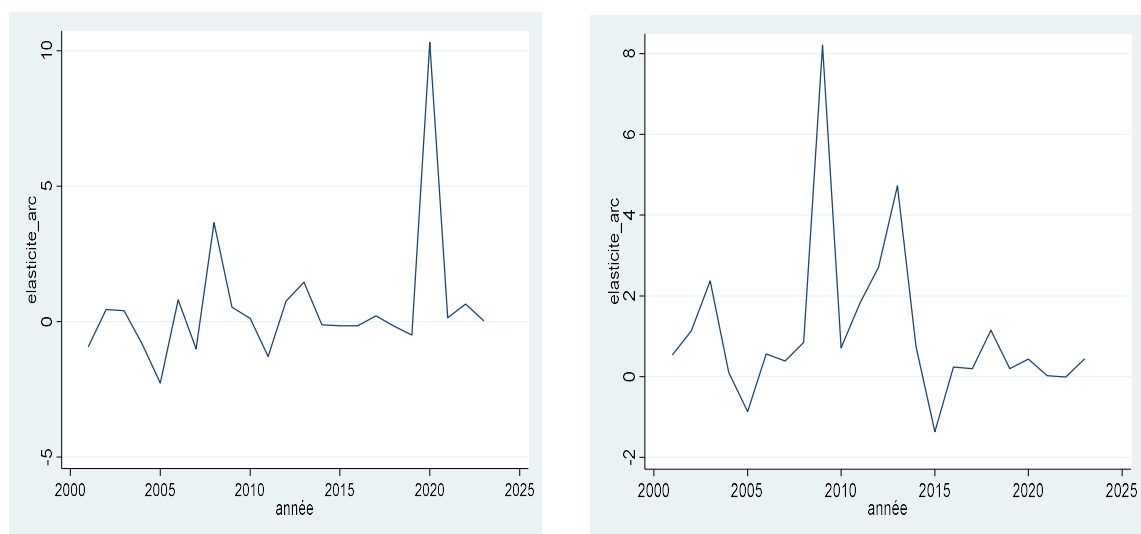
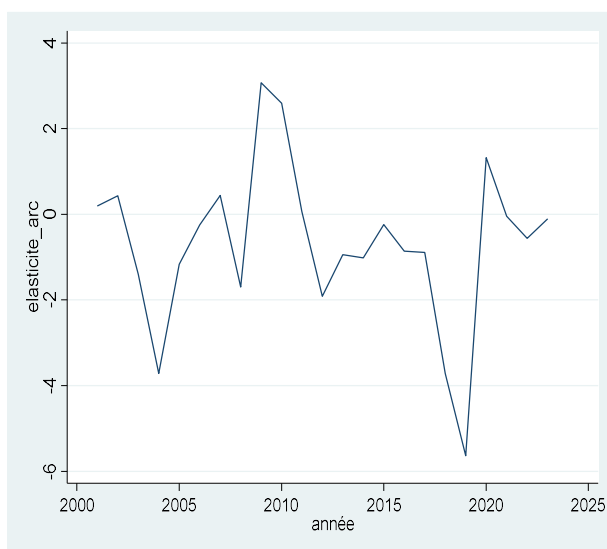
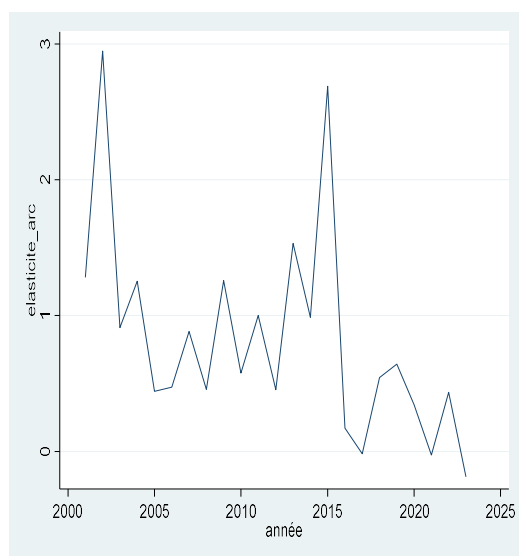


Fig1 : Élasticité de l'arc de L'économie globale



Agriculture

Industries manufacturières



Services

Industries non manufacturières

Fig2 : Élasticité de l'arc par secteur

4.Estimation par la méthode OLS :

Les résultats du modèle log-linéaire par la méthode OLS selon les équations (2) et (3) selon les équations sont présentés dans le tableau suivant :

Tableau 1 : Elasticités de l'emploi par la méthode OLS

	2010-2015	2015-2019	2019-2024
Agriculture	-0.4686459	-0.2076909	-0.0658674
Industries manufacturières	3.29	0.6686226	-0.0116373
Industries non manufacturières	-0.0800118	-1.193	0.1661026
Services	1.092	0.3316473	0.2420684
Economie Globale	0.6505075	0.5327908	0.604623

Les résultats empiriques montrent une diminution significative de l'élasticité passant de 0.65 durant 2010-2015 à 0.53 durant la période 2015-2019 .En effet, cette diminution est du principalement au choc économique du à la pandémie du covid 19. Par la suite, l'élasticité s'est redressé à 0.6 durant 2019-2024 cela signifie que pour chaque augmentation de 1% de PIB, l'emploi a augmenté de 0.6% au cours des années 2019-2024. Aussi, nous observons que la période entre 2010-2015 représente la plus forte valeur de croissance de l'emploi période qui représente une croissance économique la plus élevée par rapport aux deux autres périodes étudiées. Au niveau sectoriel, les valeurs les plus élevés de l'élasticité emploi à la croissance se situent essentiellement dans le secteur des services durant les différents périodes étudiés. Ces valeurs montrent que l'emploi dans le secteur des services est sensible à la croissance. En effet, le secteur des services accapare la première position par rapport à la répartition des occupés selon les activités économiques en Tunisie d'après l'Institut National des Statistique (INS) avec 54% au quatrième semestre de 2023.Par contre, d'après nos

résultats l'emploi dans le secteur des industries manufacturières affichent un recul durant les années 2015-2019 ce qui se traduit par une élasticité négatif. Nous relevons aussi que l'élasticité de l'emploi à la croissance du secteur de l'agriculture est dans un déclin constant par conséquent nous pouvant conclure que l'emploi dans ce secteur croit à un rythme plus lent que la croissance de ce dernier. En effet, selon Chebbi, Houssein Eddine & Pellissier, J.-P & Rolland, J.-P & Khechimi, W.. (2019) « la création nette d'emplois dans le secteur de l'agriculture est négatif depuis plusieurs années ». Ce résultat pourrait être expliqué par la prolifération de l'exode rural et des mouvements de migration internes entre les grandes régions. Mais aussi, une baisse de l'élevage et des cultures traditionnelles plus intensives en main d'œuvre au profit du développement des cultures mécanisées.

5. Estimation par la méthode Rooling

Nous estimons le modèle log linéaire par la technique « régressions glissantes » ou « rooling en anglais » qui permet d'analyser les relations dynamiques des données chronologiques. Plus précisément, cette méthode comme dans une régression standard elle modélise la relation entre variable dépendante et variables explicatives en définissant une fenêtre d'une certaine taille (même dimension temporelle) maintenue lors de la régression. Cette technique est particulièrement utile pour estimer l'élasticité de l'emploi à la croissance au fil du temps et a été utilisées dans de nombreux travaux d'économistes tel que (Perman et Tavera, 2005 ; Knotek, 2007). Si les coefficients estimés sont relativement similaires cela suggère une relation entre les variables sur différentes périodes est stable. En revanche, lorsque les coefficients estimés sont différents d'une estimation à une autre cela indique que la relation est influencée par d'autres facteurs externes tels que les changements structurels.

Tableau 2 : Elasticités de l'emploi par la méthode Rooling

	2011-2015		2015-2019		2019-2023	
Secteur	Coefficient	P-value	Coefficient	P-value	Coefficient	P-value
Agriculture	-0.18	0.5242047	-0.20	0.09	-0.04	0.59
Industries manufacturières	3.34	8.66	0.66	0	0.09	0.64

Industries non manufacturières	-0.46	0	-1.19	0	0.31	0.5
Services	1.1	1.62	0.33	0	0.2	0.15

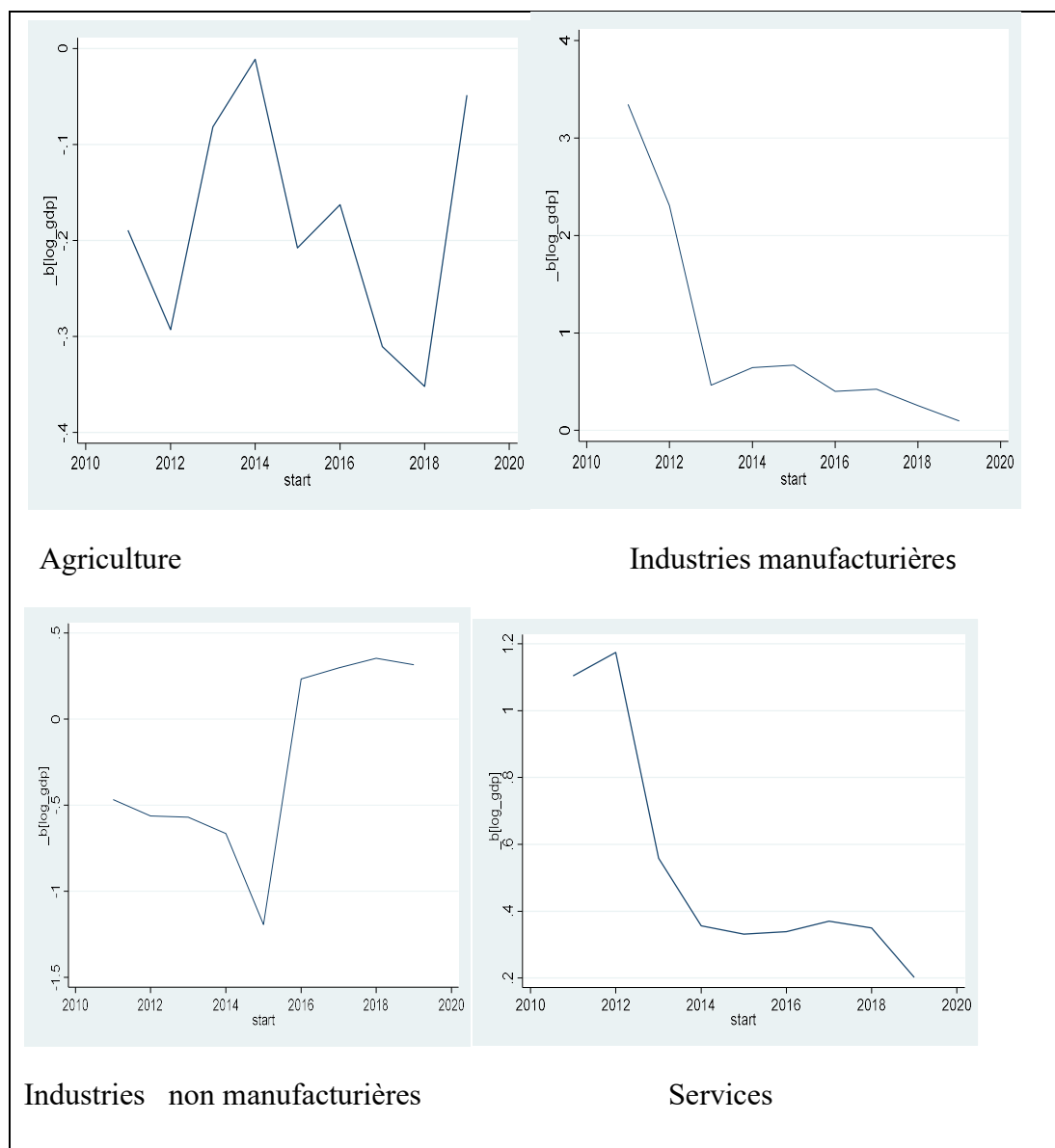


Fig.3 : Élasticité par la méthode rooling 2010-2023

6.Estimation économétrique du modèle ARDL :

6.1. Test de racine unitaire

Le modèle ARDL présente généralement des problèmes liés à l'existence d'autocorrélation des erreurs ceci est dû à la présence de la variable endogène décalée comme variable explicative et des problèmes de multicollinéarité. Pour pallier ses problèmes et obtenir des estimations robustes, nous nous commençons par identifier l'ordre d'intégration des variables et l'existence d'une éventuelle relation de cointégration. A cet égard, il faut rappeler qu'il existe différents tests de racine unitaire utilisé pour examiner la stationnarité dont nous citons : le test de Dickey fuller modifié(DF-GLS), le test de Augmented Dickey -Fuller ADF, le test de Phillipe -Perron PP, le test Schmidt et Shin KPSS, le test de Andrews et zivot AZ, le test de Ng-Perron , le test de kwiatkowski, le test Ouliaris-Park-Perron, le test de Elliott-Rothenberg-Stock etc .Nous retenons pour notre analyse le test de Dickey fuller modifié(DF-GLS) ainsi que le test de Dicky Fuller augmenté(ADF) pour vérifier la stationnarité des séries temporelles. L'hypothèse nulle de ce test est que la série a une racine unitaire c à dire non stationnaire. En fait, une variable est dite stationnaire si sa moyenne et sa variance reste invariante ou constante et ne s'amplifie pas au fil du temps. Les résultats de ce test sont présentés dans le tableau2 des résultats des tests de racine unitaire

6.2. La procédure d'estimation de l'ARDL

Dans le modèle ARDL, la variable dépendante y_t peut être modélisée en fonction de ses propres valeurs passées y_{t-1} ainsi que des valeurs passées d'autres variables explicatives x_{t-j} .

Nous écrivons la forme générale d'un modèle ARDL (p,q) comme suit:

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \varphi_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_j x_{t-j} + \varepsilon_t$$

Les valeurs de (p) et (q) sont déterminées en fonction d'un des critères de sélection tels que l'Akaike Information Criterion (AIC) ou le Schwarz Bayesian Criterion (SBC), qui déterminent à choisir le nombre optimal de retards (p^* ou q^*) pour éviter le sur ajustement tout en capturant la dynamique des données. Dans ce sens, le nombre optimal de retards est celui obtenu par l'estimation du modèle et qui présente la valeur minimale d'un des critères énoncés. Les valeurs de ses critères sont comme suit :

$$\text{Akaike (AIC)} = \log|\hat{\Sigma}| + \frac{2}{n} p$$

$$\text{Schwarz (SIC)} = \log|\hat{\Sigma}| + \frac{\log T}{T} n^2 p$$

$$\text{Hannan et Quinn (HQ)} = \log|\hat{\Sigma}| + \frac{2\log}{T} n^2 p$$

Avec T : nombre d'observations, p = décalage ou lag du modèle, n= nombres de régresseurs et $\hat{\Sigma}$ = la matrice des variances -covariances des résidus estimés.

Dans le cadre de notre analyse nous tentons de saisir les effets de certaines variables macroéconomiques tel que Indice des prix à la consommation (IPC), Population active , Formation brute de capital (% du PIB), valeur ajoutée du secteur des services (% du PIB) sur l'élasticité de l'emploi à la croissance. Nous rappelons que le modèle ARDL fait partie des modèles dynamiques car il permet à la fois de saisir les effets à court terme et à long terme pour les séries cointégrés ou même pour des séries intégrées d'ordre différents.

A cet effet, nous proposons d'estimer le modèle ARDL suivant :

$$\begin{aligned} \Delta EE_t = & \theta_0 + \theta_1 EE_{t-1} + \theta_2 LIPC_{t-1} + \theta_4 Popact_{t-1} \\ & + \theta_5 trade_{t-1} + \theta_6 exp_{t-1} + \sum_{j=0}^p \rho_1 \Delta LIPC_{t-j} + \sum_{j=0}^p \rho_2 \Delta Popact_{t-j} \\ & + \sum_{j=0}^p \rho_3 \Delta trade_{t-j} + \sum_{j=0}^p \rho_4 \Delta exp_{t-j} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

Δ : opérateur de différence première, θ_0 : constante, $\theta_1, \dots, \theta_5$: effets de court terme : $\rho_1 \dots \rho_4$: dynamique de long terme du modèle, ε_t : terme d'erreur

Toutes les variables sont exprimées en logarithme népérien sauf l'élasticité.

6.3 Test de cointégration :

La littérature évoque plusieurs approches de tests dont nous citons celle de Engle et Granger (1987) et Philips et Hansen (1990) qui est basés principalement sur les résidus alors que d'autres auteurs dont Johansen (1988), Johansen-Juselius (1990) et Johansen (2000) se sont intéressé à développer un système de cointégration pour les analyses multivariées. Johansen a développé deux tests principaux pour déterminer le nombre de relations de

cointégration le Test de trace et le Test de maximum de vraisemblance. Johansen-Juselius (1990) ont développé le modèle de cointégration VECM (Vector Error Correction Model) qui est basé sur l'idée que les séries temporelles peuvent être modélisées à la fois par leurs niveaux et par les écarts par rapport à l'équilibre à long terme. Ses méthodes ont mis en évidence les relations dynamiques entre les variables économiques cependant ils ont considéré que les variables sont intégrées du même ordre. Dans la lignée, les travaux de Pesaran et Shin (1998) et Pesaran, Shin et Smith (2001) ont analysé les relations à long terme et à court terme entre des variables économiques, tout en tenant compte de la possibilité que les séries soient intégrées d'ordres différents.

Dans le cadre de notre analyse, nous allons utiliser l'approche « ARDL approach to cointegrating » ou le test de cointégration Pesaran, Shin et Smith (2001) notre démarche est motivée par l'existence de variables intégrées d'ordre différents. Ce test est appelé le « bounds test to cointégration » ou « test de cointégration aux bornes » pour appliquer ce test nous avons deux étapes. Comme mentionnée précédemment, en premier lieu nous avons déterminer le décalage optimal. Par la suite, nous allons recourir au test de Fisher pour vérifier ses hypothèses :

$H_0: \theta_1, \dots, \theta_5 = 0$: Existence d'une relation de cointégration

$H_1: \theta_1 \neq 0, \dots, \theta_5 \neq 0$: Absence d'une relation de cointégration

Le test proposé par Pesaran, Shin et Smith (2001), fournit les valeurs critiques ϕ à dire les bornes pour différents seuils différents seuils. La borne supérieure reprend les valeurs pour lesquelles les variables sont intégrés d'ordre I (1) et la borne inférieure ceux intégrées d'ordre I (0). Ainsi, nous procédons à la comparaison des valeurs de Fisher avec les valeurs critiques bornes :

Si $F_{\text{Fisher}} < \text{borne inférieure}$: Absence de cointégration

Si $F_{\text{Fisher}} > \text{borne supérieure}$: Présence de cointégration

Si borne inférieure $< F_{\text{Fisher}} < \text{borne supérieure}$: Pas de conclusion

Grace à l'approche « ARDL approach to cointegrating », nous pouvons écrire le modèle sous la forme suivante :

$$\Delta EE_t = \pi + \sum_{i=1}^p \omega \Delta EE_{t-1} + \sum_{j=0}^{q_1} \rho_j \Delta LIPC_{t-1} + \sum_{j=0}^{q_2} \rho_j \Delta Popac_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_3} \vartheta_j \Delta trade_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_4} \varphi_j \Delta exp_{t-1} + \zeta_{ecm_{t-1}} + \varepsilon_t$$

Par ailleurs, nous précisons que le modèle ARDL n'est pas applicable dans le cas où la variable à un ordre d'intégration est supérieure à 1

IV. Résultats :

Nous notons que d'après le test ADF , les variables indice des prix à la consommation (IPC), taux d'ouverture et population active présentent une racine unitaire ce qui signifie qu'elles sont non stationnaire. Cela suggère la nécessité de transformations supplémentaires telles que de la différence première. Par ailleurs, les résultats du test ADF révèlent que les variables élasticité de l'emploi et les investissements étrangers directs sont stationnaires. Aussi, nous remarquons que toutes les variables non stationnaire en niveau I(0) sont stationnaire en première différence I(1) ce qui nous permet d'appliquer le modèle ARDL.

Tableau 3 : Test Dickey fuller modifié (DF-GLS)

Variable	Tau stat.,levels(lag)	Tau stat.,différences (lag)
L IPC	-0.4 (9)	-3.685
LPopact	-0.872(9)	-4.489(1)
Lexp	-2.903(9)	-4.539(1)
Ltrade	-3.617 (7)	-5.553 (1)

Source : calcul de l'auteur avec logiciel stata

Tableau 4: Test Dickey-Fuller en niveau et après première différence

	En niveau			Première différence			
	Intercept	Int & Trend	Résultats	Variables	Intercept	Int & Trend	Résultats
Variables	ADF Test	ADF Test			ADF Test	ADF Test	
EE	-1.769 0.3961.	-0.815 0.9644.	Non stationnaire	D(EE)	-3.814 0.0028.	-4.528 0.0014.	stationnaire.
L Indice Prix à la consommation (IPC)	-1.154 0.6929.	-2.255 0.4588	Non stationnaire.	D(LIPC)	-4.904 0.0000	-5.394 0.0000.	stationnaire.
L Population POPactive	-3.036 0.0317.	-0.631 0.9773.	Non stationnaire	D(LPOPact)	-3.285 0.0156.	-4.927 0.0003.	stationnaire
L exp	-2.819 0.0556.	-3.009 0.1296.	Non stationnaire	D(lexp)	-5.075 0.0000.	-4.984 0.0002.	stationnaire
Ltrade	-2.517 0.1115.	-3.508 0.0386.	Non stationnaire	D(ltrade)	-5.914 0.0000.	-5.826 0.0000.	stationnaire

Source : calcul de l'auteur avec logiciel stata

4.1Décalage optimal et estimation du modèle ARDL

Nous allons déterminer l'ordre de retards optimal de notre modèle en se servant des critères de l'Akaike Information Criterion (AIC) .Nous retenons à cet égard le modèle suivant avec EE comme variable dépendante LIPC ,LPopac ,Lexp ,Ltrade comme variables explicatives et étant donné que nos données sont annuelles et s'étalent de 1991à 2023 nous allons fixer le décalage maximal à 2 ce qui est recommandé par Persaran et Shin(1999) dans le cadre de l'application d'un modèle ARDL sur données annuelles Dans notre cas nous obtenons le modèle ARDL(1,1,2,0,1) celui qui minimise ce critère (AIC) à savoir la valeur la plus basse.

4.2 Tests diagnostiques sur le modèle ARDL :

Les résultats des tests de robustesse à savoir le test de Breusch-Godfrey, le test d'hétéroscédasticité et le test de Jarque Berra confirment que les résidus remplissent les conditions de validité du modèle. En effet, nous acceptons l'hypothèse nulle du test de Breusch-Godfrey absence d'autocorrélation dans les résidus ($p\text{-value}=0.45>0.05$). Aussi l'hypothèse nulle est vérifiée pour le Breusch-Pagan($p\text{-value}=0.77>0.05$) ç à dire il n'y a pas d'hétéroscédasticité (les résidus ont une variance constante). Pour le test de normalité Skewness and kurtosis et Jarque-Bera, l'hypothèse nulle est acceptée c à dire les résidus du modèle semble suivre une distribution normale

Tableau 5 : les résultats des tests de robustesse du modèle

Autocorrélation (Breusch-Godfrey)		Hétéroscédasticité		Normalité			
				Skewness and kurtosis tests		Jarque-Bera	
Fstatistique	Probabilité	Fstatistique	Probabilité	Fstatistique	Probabilité	Fstatistique	Probabilité
0.548	0.45	0.08	0.7789	3.5	0.1735	1.451	0.4841

Source : calcul de l'auteur avec logiciel stata

3.3 Test de cointégration

Les résultats de la statistique F et ceux de la statistique T indiquent qu'il existe une relation à long terme entre les variables .F calculée est de 21.81 est supérieur à la valeur critique I(1) pour tous les niveaux de signification .Par conséquent nous rejetons l'hypothèse nulle d'absence de cointégration .

Tableau4 : résultat test de cointégration :

Modèle	k			
ARDL(1,1,2,0,1)	3		F=21.814	
			T= -10.105	
Niveaux de signification	F-statistic critical values		T-statistic critical values	
	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
10%	2.754	4.108	-2.522	-3.643
5%	3.407	4.980	-2.907	-4.101
1%	5.052	7.160	-3.713	-5.061

Source : calcul de l'auteur avec logiciel stata

Tests diagnostic du modèle :

Les tests de diagnostics et de robustesse du modèle ont révélé que le modèle est correctement spécifié.

Tableau 5: Test diagnostic du modèle

	F	P
Ramsey RESET Test	2.86	0.0674
LM test BPG	0.23	0.6309
BPG	0.23	0.6309

Source : calcul de l'auteur avec logiciel stata

4.3 Estimation des relations à long terme et à court terme

les résultats indiquent qu'à long terme pour la plupart des variables ont un signe conforme aux attentes théoriques En effet, l'augmentation des variables indice des prix à la consommation, population active et le pourcentage des exportations du PIB est associée à une diminution de l'élasticité de l'emploi à la croissance. La valeur du coefficient de l'IPC

indique qu'une augmentation du taux de ce dernier engendrerait une baisse de 1.8% de l'élasticité de l'emploi. Ce résultat corrobore les conclusions de Kapsos(2006) et ceux de (Mouelhi & Ghazali, 2014) que l'inflation peut réduire l'élasticité de l'emploi à la croissance. En effet, l'incertitude concernant l'évolution des prix et de l'activité économique peut engendrer une croissance lente mais aussi elle peut décourager les entreprises à l'investissement et à embaucher de nouveaux travailleurs. Par ailleurs, le coefficient de la variable population active est de -2.92 et significatif au seuil de 5% ce qui suggère qu'une augmentation de la population active entrainera à long terme une diminution de 2.92% de l'élasticité de l'emploi à la croissance.

En revanche, la variable échange commerciaux présente un coefficient significatif à long terme et qui stipule qu'une augmentation d'une unité de cette dernière engendrerait une augmentation de valeur de l'élasticité emploi à la croissance. Ce résultat renforce l'idée que l'expansion du commerce à un effet positif à long terme sur l'élasticité.

Tableau 6 : résultat de l'estimation du modèle ARDL à long terme

	Coefficient	Erreur-type	Statistique t	Probabilité
Log(IPC)	-1.80109***	.3460993	-5.20	0.000
Log(Popac)	-2.920218*	1.154014	-2.53	0.020
Log(exp)	-16.35134***	3.144344	-5.20	0.000
Log(trade)	20.19361***	3.990169	5.06	0.000

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.00$

Source : calcul de l'auteur avec logiciel stata

A court terme, l'indice des prix à la consommation et les retards de la variable population active exercent des effets significatifs sur l'élasticité. En revanche, les deux variables échanges commerciaux et population active n'ont pas d'effets significatifs à court terme sur l'élasticité. Par ailleurs, le coefficient estimé du terme à correction d'erreur (ECT) est négative de -1.2 qui est statistiquement significative au seuil de 1% ce qui montre que le modèle s'ajuste rapidement par rapports aux écarts à l'équilibre de long terme.

Tableau7 : résultat de l'estimation du modèle ARDL à court terme

variable	coefficient	Erreur-type	Statistique t	Probabilité
D.LIPC	1.131**	0.3839476	2.95	0.008
D.LPopac	3.800	7.255	0.52	0.606
LD.LPopac	40.75***	7.39	5.51	0.000
D.logtrade	-3.200	1.65	-1.93	0.06
ECT	-1.21***	0.11	-10.11	0.000

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Source : calcul de l'auteur avec logiciel stata

V. Conclusion et recommandations

A travers de notre analyse nous avons essayé de calculer l'élasticité sectorielle et totale de l'économie Tunisienne pendant la période 1991-2023 .Nous affirmant que lorsque la croissance du PIB augmente l'élasticité de l'emploi augmente à son tour au niveau national. par ailleurs nous constatons que l'inflation et l'ouverture au échanges commerciaux ont un impact important sur cette élasticité .De ce fait ,il est nécessaire que le gouvernement ainsi que la banque centrale en Tunisie mettent en place des politiques budgétaires et monétaires approprié afin de réduire l'inflation et encourager l'investissement ainsi que des mesures de facilitation des échanges commerciaux afin créer plus de nouvelles opportunités économiques par voie de conséquence stimuler la création d'emplois.

REFERENCES

- [1] Döpke, J. (2001). The "employment intensity" of growth in Europe (No. 1021). Kiel Working Paper.
- [2] Padalino, S., et Vivarelli, M. (1997). L'intensité d'emploi de la croissance économique dans les pays du G7. *Revue internationale du Travail*, 136, 191-213.
- [3] Kapsos (2005) The employment intensity of growth: Trends and macroeconomic determinants. [pdf] ILO.
- [4] Prieto, G. N., Ghazi, T. and An, Z. (2017) Growth and Jobs in Developing Economies: Trends and Cycles. [pdf] IMF.
- [5] Islam, I. and Nazara, S. (2000) Estimating Employment Elasticity for the Indonesian Economy. [pdf] Jakarta, Indonesia: ILO.
- [6] Chebbi, Houssein Eddine & Pellissier, J.-P & Rolland, J.-P & Khechimi, W.. (2019). Rapport de synthèse sur l'agriculture en Tunisie.
- [7] Islam, R. (2004). The nexus of economic growth, employment and poverty reduction: An empirical analysis (Vol. 14). Geneva: Recovery and Reconstruction Department, International Labour Office.
- [8] Paul, N., Victor, K. et Arsène, MF (2015). ELASTICITE EMPLOI DE LA CROISSANCE ECONOMIQUE ET SES DETERMINANTS MACROECONOMIQUES AU CAMEROUN. *Revue scientifique européenne, ESJ*, 11 (7).
- [9] Mouelhi, R., & Ghazali, M. (2014). The Employment Intensity of Output Growth in Unisia and Its Determinants. *Economic Research Forum Working Papers* No. 857.
- [10] Aydiner Avsar, Nursel & ONARAN, Özlem. (2010). The determinants of employment: A sectoral analysis for turkey. *The Developing Economies*. 48. 203 - 231. 10.1111/j.1746-1049.2010.00105.x.

- [11] Johansen, S., & Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration—with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169-210.
- [12] Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1995). An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis.
- [13] Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of applied econometrics*, 16(3), 289-326.
- [14] Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of economic dynamics and control*, 12(2-3), 231-254.
- [15] Johansen, S. (2000). Modelling of cointegration in the vector autoregressive model. *Economic modelling*, 17(3), 359-373.
- [16] Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 251-276.
- [17] Hansen, B. E., & Phillips, P. C. (1990). Estimation and inference in models of cointegration: A simulation study. *Advances in econometrics*, 8(1989), 225-248.