

Impact des investissements directs étrangers sur la croissance en Tunisie (1970-2015)

[Impact of foreign direct investment on growth in Tunisia (1970-2015)]

Ahmed Alouani¹⁻² and Hmidi Abir³

¹PH.D. of Economics, 2007, CEMAFI, University of Nice-Sophia Antipolis, Nice, France

²Assistant Professor at the Higher Institute of Business Administration, Gafsa, Tunisia

³Holder of a master's degree in economics, Gafsa, Tunisia

Copyright © 2021 ISSR Journals. This is an open access article distributed under the **Creative Commons Attribution License**, which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

ABSTRACT: Theoretically, many researchers have found a positive relationship between foreign direct investment (FDI), and economic growth. In recent years, a number of economists have worked to empirically prove this result, studying several countries around the world.

In this article, we have studied this relationship (FDI-economic growth), in the case of Tunisia during the period (1970-2015). We recalled the different empirical works that studied the impact of direct investment abroad on economic growth in the first section, then we analyzed the methodology of the work in the second section and finally we presented our interpret different results of the estimates. It has been found that FDI has had a significant and positive influence on Tunisian economic growth. We can also say that human capital is a determining factor in the process of attractiveness in Tunisia. Tunisia should therefore make a coherent trade-off between an attractiveness policy and an effective domestic policy which at the same time allows it to attract and benefit from the advantages of FDI.

KEYWORDS: Foreign direct investment (FDI), growth, Tunisia, positive relationship.

RESUME: Théoriquement, De nombreux chercheurs ont trouvé une relation positive entre l'investissement direct étranger (IDE), et la croissance économique. Ces dernières années, un certain nombre d'économistes ont travaillé pour prouver empiriquement ce résultat, en étudiant plusieurs pays dans le monde.

Dans cet article, nous avons étudié cette relation (IDE-croissance économique), dans le cas de la Tunisie au cours le la période (1970-2015). Nous avons rappelé les différents travaux empiriques qui ont étudié l'impact de l'investissement direct à l'étranger sur la croissance économique dans la première section, par la suite nous avons analysé la méthodologie du travail en deuxième section et enfin nous avons présenté nos interpréters des différents résultats des estimations. On a trouvé que les IDE ont eu une influence significative et positive sur la croissance économique tunisienne. On peut dire aussi que le capital humain est un facteur déterminant dans le processus d'attractivité en Tunisie. La Tunisie devrait donc faire un arbitrage cohérent entre une politique d'attractivité et une politique intérieure efficace qui lui permet en même temps d'attirer et de bénéficier des avantages de l'IDE.

MOTS-CLEFS: investissement direct étranger (IDE), croissance, Tunisie, relation positive.

1 INTRODUCTION

Théoriquement, De nombreux chercheurs ont trouvé une relation positive entre l'IDE et la croissance économique. Ces dernières années, un certain nombre d'économistes ont travaillé pour prouver empiriquement ce résultat, en étudiant plusieurs pays dans le monde.

Dans cet article, on va étudier cette relation (IDE-croissance économique), dans le cas de la Tunisie au cours le la période (1970-2015). Nous rappelons les différents travaux empiriques qui ont étudié l'impact de l'investissement direct à l'étranger sur la

croissance économique dans la première section, par la suite nous analyserons la méthodologie du travail en deuxième section et enfin nous interpréterons les résultats des estimations.

2 IMPACT DES IDE SUR LA CROISSANCE: UNE REVUE DES TRAVAUX EMPIRIQUES

Plusieurs études économétriques vérifient que l'investissement direct à l'étranger contribue positivement à la croissance économique dans les pays pauvres, parmi ces études nous rappelons « Li Liu et Rebelo » (1998) et « Sun » (1998) pour la Chine, « Ramirez » (2000) pour le Mexique. Suivant les données de panel on trouve les études de « Teboul et Mouslier » (2001), « Nair-Reichert et Weinhold » (2001).

On a des travaux empiriques qui ont étudié l'effet des IDE sur l'économie d'un pays d'accueil avec des résultats différents, ainsi on trouve des chercheurs qui vérifient que les IDE affectent positivement ces économies, d'autres trouvent l'inverse. L'économiste « Bronstein » (1992) indique que d'après l'étude de l'impact de l'IDE sur la croissance, la taille de l'IDE suivant du stock du capital humain disponible dans les pays d'accueil et même résultat presque pour les deux chercheurs « Gregroci et Lee » (1998), qui ont vérifié que si le taux de scolarisation de la population dépasse un niveau donné, l'IDE influence positivement la croissance économique. Empiriquement « Lipsey » en 2000, constate que dans les pays pauvres au cours de la période (1970-1995), le niveau d'éducation et le ratio d'investissement direct à l'étranger sur le produit intérieur brut (IDE/PIB), sont deux déterminants de l'augmentation du revenu réel par habitant. D'après la méthode des données de panel « Crankovic et Levien » (2000), ont obtenu un lien négatif entre l'IDE et la croissance économique mais il y a un lien positif entre l'IDE et la formation du capital domestique. Ce modèle a été appliqué sur 72 pays pendant la période (1960-1995). En 2003 « Hermes et Lensimk » ont trouvé une corrélation négative entre l'IDE et la croissance économique selon un panel de 67 pays en voie de développement au cours de la période (1970-1995), mais ce résultat devient positif lorsqu'on ajoute le taux de scolarisation comme une variable exprimant le marché financier. D'après l'étude économétrique de « Boukolia et Zatla » (2001) sur neuf pays du bassin sud et de la méditerranée (PSEM), ces derniers ont trouvé un effet faible de l'IDE sur ces économies. « Morisset » (2000) et « Chakrabarti » (2001) indiquent que l'ouverture économique a un impact positif sur les flux d'IDE grâce à la libéralisation du commerce et à l'amélioration de la compétitivité. Selon l'étude de « Noorbakhsh et al. » (2001), on a une corrélation positive entre l'ouverture économique et les flux d'IDE cela veut dire que lorsque les pays en développement souhaitent attirer plus d'IDE, ils travaillent sur la libéralisation de leur commerce extérieur.

3 MÉTHODOLOGIE DU TRAVAIL

Dans cette section, nous présentons les variables de l'étude ainsi que la méthode de vérifications des différentes hypothèses.

3.1 SPÉCIFICATION DU MODÈLE

Pour connaître la relation à long terme entre les variables et le pouvoir conclure, l'utilisation d'une méthodologie en trois étapes est importante. Premièrement, elle consiste à estimer le degré d'intégration de la série à partir de l'augmentation du « test de Dickey et Fuller » (ADF), ainsi que la stationnarité de la série temporelle utilisée. Deuxièmement, elle consiste à tester la présence éventuelle d'une relation de co-intégration qui relie des variables à long terme si elles sont intégrées dans l'ordre un. Ce test est réalisé grâce à la méthode de « Johansen » (1991). Troisièmement, elle consiste à réaliser la méthode des doubles moindres carrés pour connaître le sens de la causalité entre les variables étudiées. Le choix d'une méthode dépend de plusieurs facteurs tels que les objectifs, Variables et données. Le but du test de causalité de Granger est de quantifier la relation entre les variables étudiées dans les deux directions. Tandis qu'en utilisant par exemple un modèle d'équilibre général on est obligé de prendre une hypothèse du début de la simulation sur la signification de la causalité. Dans un modèle dynamique d'équilibre général, il existe des paramètres qui nécessitent une grande base de données pour les calibrer alors que dans notre modèle une série temporelle de 45 observations serait suffisante pour faire les tests adaptés.

3.2 HYPOTHÈSES EMPIRIQUES

L'objectif de cette recherche est d'étudier la relation entre les IDE, la croissance économique en Tunisie et de connaître la relation entre ces variables au fil du temps. Le but de l'étude de ces deux hypothèses, est de connaître le sens de causalité entre les variables.

Pour cela, nous allons tester deux hypothèses:

D'abord, l'IDE stimule le PIB. L'objectif est de savoir si une augmentation des flux d'IDE peut améliorer la quantité du PIB.

Ensuite, le taux de couverture, le capital humain stimulent l'IDE. Le but de cette hypothèse est de savoir si une augmentation du taux de couverture, du capital humain auront un impact sur la croissance des flux d'IDE.

3.3 LA SOURCE DES DONNÉES

Les données utilisées proviennent de la base de données de la banque mondiale. Ces données seront annuelles et se rapportent au produit intérieur brut (PIB), l'investissement direct étranger (exprimé par l'investissement direct étranger entrant), l'ouverture (exprimé par le taux de couverture), le capital humain (exprimé par le taux d'inscription à l'école, l'enseignement supérieur et par l'espérance de vie à la naissance). On a 46 observations (1970-2015).

3.4 IDENTIFICATION DES VARIABLES

Le modèle est composé de variables endogènes et de variables exogènes

- Les variables endogènes
 - TPIB: la variable désigne le taux de croissance du produit intérieur brut.
 - TIDEE: la variable désigne le taux de croissance d'investissement direct étranger entrant
- Les variables exogènes
 - TTOC: la variable désigne le taux d'ouverture commerciale en taux de croissance
 - TINSU: la variable désigne le taux d'inscription à l'enseignement supérieur en taux de croissance
 - TEVNT: la variable désigne l'espérance de vie à la naissance totale en taux de croissance

4 ANALYSE GRAPHIQUE ET STATISTIQUE DES DONNÉES DE L'ÉTUDE

4.1 LE PRODUIT INTÉRIEUR BRUT

Le produit intérieur brut (PIB) est la valeur monétaire de tous les biens et services finis produits à l'intérieur des frontières d'un pays au cours d'une période donnée. Bien que le PIB soit généralement calculé sur une base annuelle, il peut également être calculé sur une base trimestrielle (aux États-Unis, par exemple, le gouvernement publie une estimation annualisée du PIB pour chaque trimestre et pour une année entière).

La série du PIB à prix constant 2010 sur la période 1970 à 2015, est tirée auprès de la banque mondiale (BM). Les deux figures 1 et 2 sont affichées séquentiellement, ils indiquent l'évolution du PIB et du taux de croissance du PIB au cours de la période (1970-2015) en Tunisie.

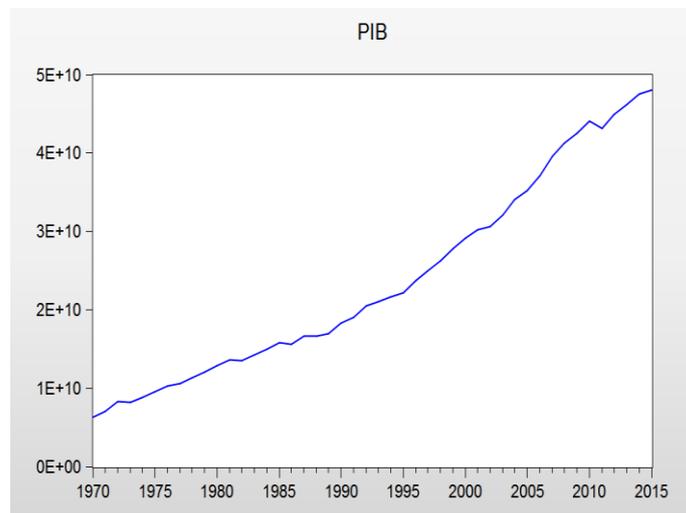


Fig. 1. Evolution du PIB en Tunisie (1970-2015)

Source: présentation à partir d'Eviews

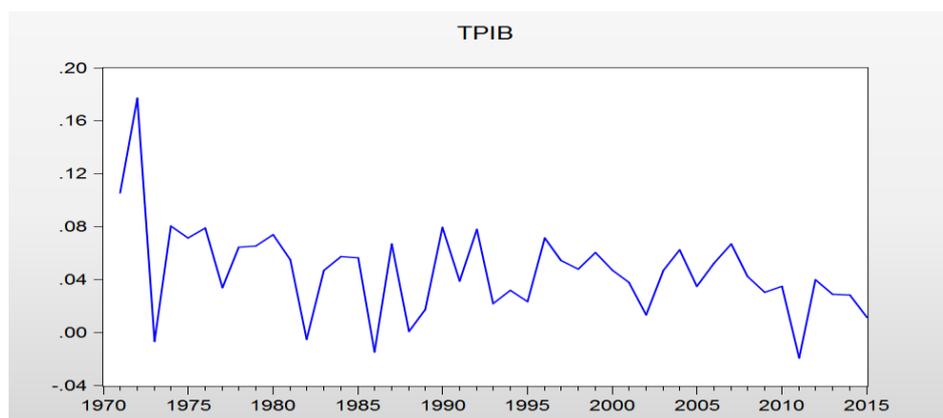


Fig. 2. Evolution du taux de croissance du PIB en Tunisie (1970-2015)

Source: présentation à partir d'Eviews.

4.1.1 LA FONCTION D'AUTOCORRÉLATION

Nous notons, à partir du corrélogramme de la série TPIB (Figure 3), que l'autocorrélation n'est pas significative pour tous les ordres (visualisée en ne dépassant pas les points verticaux). Notons en particulier que la statistique de Ljung-Box pour un nombre de retards égal à 20 est 16.713, ce qui est inférieur à la valeur critique du khi-deux à 20 degrés de liberté (31.41 au seuil statistique de 5%). Les valeurs présentées dans la colonne Probabilité (Pro) sont toutes supérieures à 0,05, de sorte que l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation est acceptée. La série TPIB est donc stationnaire. Nous vérifierons la nature de la stationnarité en appliquant des tests ADF de racine unitaire.

Date: 11/24/17 Time: 09:14
Sample: 1970 2015
Included observations: 45

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.000	0.000	1.E-05	0.997
		2	0.061	0.061	0.1823	0.913
		3	0.084	0.084	0.5359	0.911
		4	0.166	0.165	1.9605	0.743
		5	0.026	0.021	1.9970	0.850
		6	0.019	-0.006	2.0169	0.918
		7	0.088	0.060	2.4467	0.931
		8	-0.019	-0.050	2.4680	0.963
		9	0.190	0.180	4.5881	0.869
		10	-0.239	-0.265	8.0483	0.624
		11	-0.064	-0.106	8.2998	0.686
		12	-0.008	-0.008	8.3043	0.761
		13	0.092	0.092	8.8641	0.783
		14	-0.196	-0.130	11.498	0.647
		15	-0.049	-0.027	11.666	0.704
		16	0.034	0.021	11.753	0.761
		17	-0.148	-0.105	13.417	0.708
		18	0.050	0.089	13.616	0.754
		19	-0.085	0.019	14.209	0.771
		20	0.172	0.173	16.713	0.672

Fig. 3. Corrélogramme de la série TPIB

Source: nos résultats à partir d'Eviews.

4.1.2 ETUDE DE LA STATIONNARITÉ

Le test de stationnarité consiste à appliquer le test de Dickey-Fuller Augmenté (ADF) sur les trois modèles. On commence par le troisième modèle (modèle avec constante et tendance) pour étudier la significativité de la tendance, si la tendance est significative, on passe à étudier la stationnarité du modèle et dans le cas inverse c'est-à-dire si la tendance est non significative, on passe directement au deuxième modèle (modèle avec constante sans tendance). Pour étudier la significativité de la constante, la même démarche sera appliquée sur ce modèle. En cas de non significativité de la constance, on passe au primaire modèle (modèle sans constante ni tendance).

Dans notre cas, d'après le modèle avec constante et avec tendance (tableau 1) la valeur de la t-statistique associée à la tendance linéaire est égale à -2.560804, celle-ci doit être comparée en valeur absolue avec la valeur critique donnée par la table de Dickey-Fuller (ADF) qui est égale à 3.5 dans ce cas, ainsi $3.5 > -2.560804$, donc on accepte l'hypothèse de non significativité de la tendance, puisque la tendance est non significative.

On passe maintenant au deuxième modèle « le modèle avec constante sans tendance » (tableau 2), on constate que $2.93 < 5.159914$. D'où la non significativité de la constante, ce qui nécessite le passage au premier modèle. La valeur de la « t-statistic » au seuil de 5% est égale à $-6.933665 < -2.951125$, aussi la probabilité critique étant égale à $0.0000 < 0.05$ (ligne Augmented Dickey Fuller Test (tableau 2), on rejette l'hypothèse nulle de présence d'une racine unitaire. La série PIB est stationnaire en niveau, au seuil de 5%, avec une constante.

Tableau 1. Test ADF modèle avec constante et tendance pour la série PIB

Variable	Coeff	Std. Erro	t-Stat	Prob
TPIB (-1)	-1.141454	0.152197	-7.499860	0.0000
C	0.076152	0.014636	5.203086	0.0000
@TREND (1970)	-0.001031	0.000403	-2.56084	0.0142

Source: Établi par l'auteur à partir des données d'Eviews

Tableau 2. Test ADF modèle avec constante sans tendance pour la série PIB

		t-Stat	Prob	
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-6.627189	0.0000	
Valeurs critiques du Test	Niveau 1%	-3.588509		
	Niveau 5%	-2.929734		
	Niveau 10%	-2.603064		
Variable	Coeff	Std. Erro	t-Stat	Prob
TPIB (-1)	-0.998563	0.150677	-6.627189	0.0000
C	0.045145	0.008749	5.159914	0.0000

Source: Établi par l'auteur à partir des données d'Eviews

4.2 L'INVESTISSEMENT DIRECT À L'ÉTRANGER ENTRANT

Les investissements directs à l'étranger (IDE) désignent les investissements par lesquels des entités résidentes d'une économie acquièrent ou ont acquis un intérêt durable dans une entité résidente d'une économie étrangère. La série de l'IDEE sur la période 1970 à 2015, est tirée auprès de la Conférence des Nations unies sur le commerce et le développement (Unctad). Les deux figures 1 et 2 sont affichées séquentiellement, l'évolution d'IDEE et de taux de croissance d'IDEE au cours de la période (1970-2015) en Tunisie.

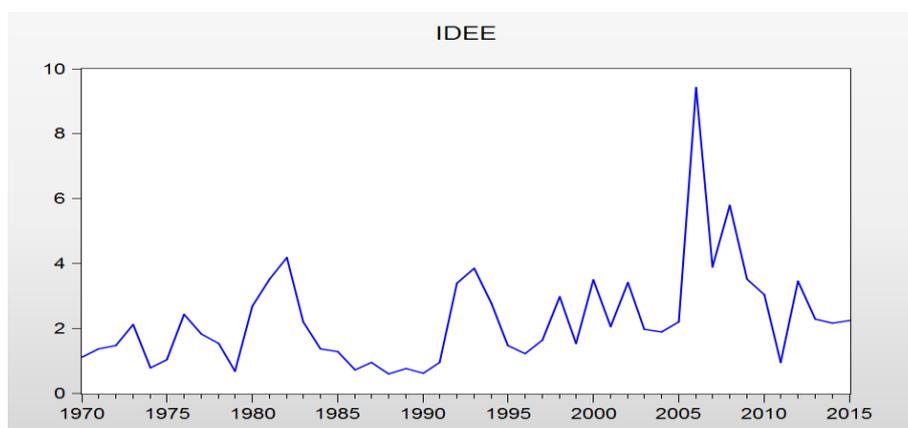


Fig. 4. Evolution d'IDEE en Tunisie (1970-2015)

Source: présentation à partir d'Eviews.

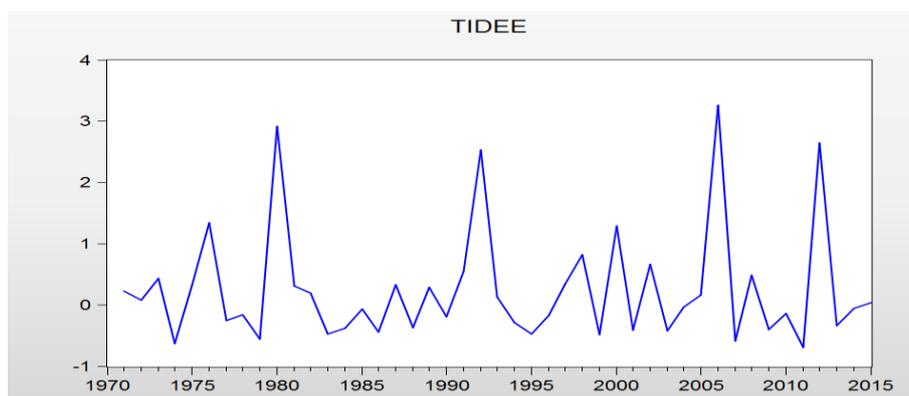


Fig. 5. Evolution de taux de croissance d'IDEE en Tunisie (1970-2015)

Source: présentation à partir d'Eviews

4.2.1 LA FONCTION D'AUTOCORRÉLATION

Nous notons, à partir du corrélogramme de la série TIDEE (figure 6), que l'autocorrélation est significative pour tous les ordres. Notons en particulier que la statistique de Ljung-Box pour un nombre de retards égal à 20 est de 20.249, ce qui est supérieur à la valeur critique du khi-deux à 20 degrés de liberté (31,41 au seuil statistique de 5%).

Les valeurs présentées par la colonne de probabilité (Prob) sont toutes supérieures à 0,05: l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation est donc acceptée. La série TIDEE est stationnaire. Nous vérifierons la nature de la stationnarité en appliquant des tests ADF de racine unitaire.

Date: 02/17/18 Time: 13:38
 Sample: 1970 2015
 Included observations: 45

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.217	-0.217	2.2738	0.132
		2	-0.032	-0.083	2.3249	0.313
		3	-0.286	-0.329	6.4309	0.092
		4	0.078	-0.087	6.7479	0.150
		5	-0.140	-0.236	7.7868	0.168
		6	0.226	0.043	10.556	0.103
		7	-0.136	-0.142	11.581	0.115
		8	0.028	-0.121	11.625	0.169
		9	-0.090	-0.095	12.101	0.208
		10	0.017	-0.171	12.119	0.277
		11	-0.054	-0.148	12.302	0.341
		12	0.175	-0.012	14.274	0.284
		13	-0.095	-0.143	14.865	0.316
		14	0.144	0.061	16.276	0.297
		15	-0.050	0.026	16.449	0.353
		16	0.037	0.036	16.549	0.415
		17	-0.027	0.136	16.605	0.481
		18	-0.093	-0.127	17.284	0.504
		19	-0.078	-0.038	17.785	0.537
		20	0.171	0.127	20.249	0.442

Fig. 6. Corrélogramme de la série TIDEE

Source: nos résultats à partir d'Eviews

4.2.2 TEST DE STATIONNARITÉ

Dans notre cas, d'après le modèle avec constante et avec tendance (tableau 3) la valeur de la t-statistique associée à la tendance linéaire est égale à -2.560804, celle-ci doit être comparée en valeur absolue avec la valeur critique donnée par la table de Dickey-Fuller (ADF) qui est égale à 3.5 dans ce cas, ainsi $3.5 > -0.302907$, donc on accepte l'hypothèse de non significativité de la tendance. Puisque la tendance est non significative.

On passe maintenant au deuxième modèle « le modèle avec constante sans tendance » (tableau 4), on constate que $2.100646 < 2.93$. D'où la non significativité de la constante, ce qui nécessite le passage au premier modèle « le modèle sans constant, sans

tendance » (tableau 5). La valeur de la « t-statistic » au seuil de 5% est égale à $-7.510901 < -1.948495$ aussi la probabilité critique étant égale à $0.0000 < 0.05$. On rejette l'hypothèse nulle de présence d'une racine unitaire. La série TIDEE est stationnaire en niveau, au seuil de 5%, sans constante et sans tendance.

Tableau 3. Test ADF modèle avec tendance et constante pour la série TIDEE

Variable	Coefficient	Std. Erreur	t-Statistique	Probabilité
TIDEE (-1)	-1.219890	0.152513	-7.998615	0.0000
C	0.229767	0.303920	0.756011	0.4540
@TREND (1970)	0.003436	0.011345	0.302907	0.7635

Source: Établi par l'auteur à partir des données d'Eviews

Tableau 4. Test ADF modèle avec constante sans tendance pour la série TIDEE

Variable	Coefficient	Std. Erreur	t-Statistique	Probabilité
TIDEE (-1)	-1.217755	0.150693	-8.081011	0.0000
C	0.309973	0.147561	2.100646	0.0417

Source: Établi par l'auteur à partir des données d'Eviews

Tableau 5. Test ADF modèle sans tendance ni constante pour la série TIDEE

		t-Statistiques	Probabilité
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.147568	0.0000
Valeurs critiques du Test	Niveau 1%	-2.618579	
	Niveau 5%	-1.948495	
	Niveau 10%	-1.612135	

Source: nos résultats à partir d'Eviews.

4.3 LE TAUX D'OUVERTURE COMMERCIALE

C'est un indicateur de l'ampleur du commerce extérieur d'un pays. Il indique la dépendance du pays vis-à-vis de l'extérieur. La série de TOC sur la période 1970 à 2015, est tirée auprès de « Perspective monde ». Les deux figures 7 et 8 sont affichées séquentiellement, l'évolution d'TOC et de taux de croissance d'TTOC au cours la période (1970-2015) en Tunisie.

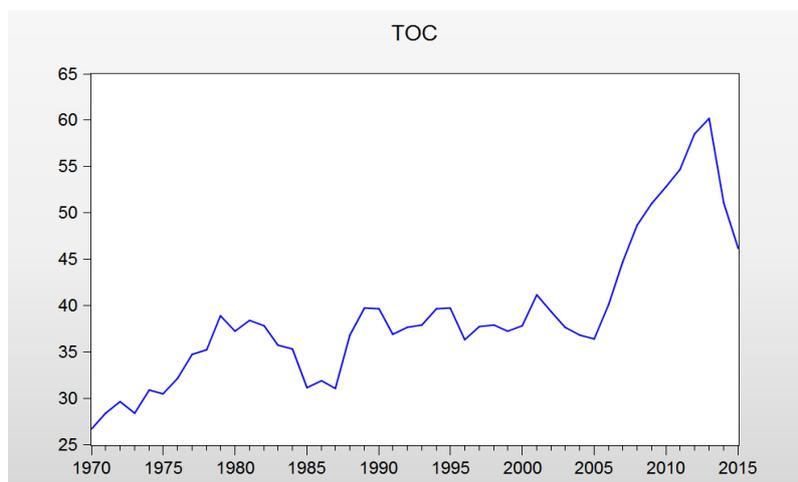


Fig. 7. Evolution du taux d'ouverture commerciale en Tunisie 1970/2015

Source: présentation à partir d'Eviews.

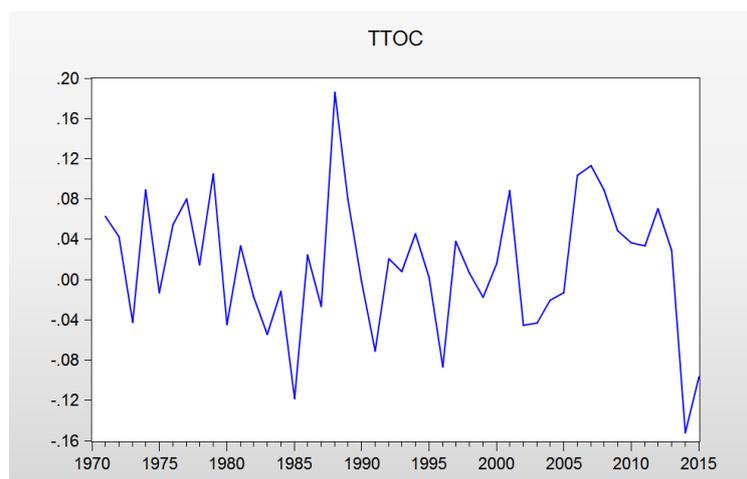


Fig. 8. Evolution du taux d'ouverture commerciale en Tunisie en taux de croissance 1970/2015

Source: présentation à partir d'Eviews.

4.3.1 ETUDE DE LA FONCTION D'AUTOCORRÉLATION

Nous notons, selon le corrélogramme de la série TTOC (figure 9), que l'autocorrélation n'est pas significative pour tous les ordres. Notons en particulier que la statistique de Ljung-Box pour un nombre de retards égal à 20 est 21.504, ce qui est inférieur à la valeur critique du khi-deux à 20 degrés de liberté (31.41 au seuil statistique de 5%). Les valeurs présentées par la colonne probabilité (Prob) sont toutes supérieures à 0,05: alors l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation est acceptée. La série TTOC est stationnaire. Nous vérifierons la nature de la stationnarité en appliquant des tests ADF de racine unitaire.

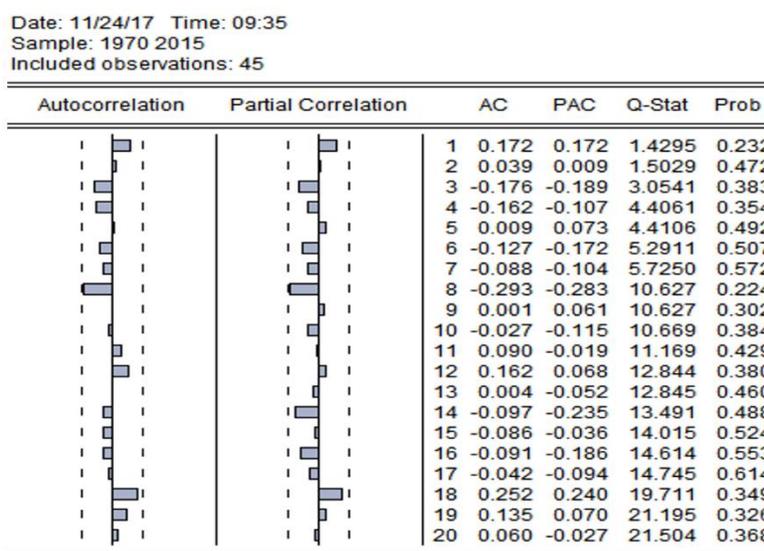


Fig. 9. Corrélogramme de la série TTOC

Source: nos résultats à partir d'Eviews.

4.3.2 ETUDE DE LA STATIONNARITÉ

D'après le modèle avec constante et avec tendance (tableau 6), la valeur de la t-statistique associée à la tendance linéaire est égale à -0.410131, celle-ci doit être comparée en valeur absolue avec la valeur critique donnée par la table de Dickey- Fuller (ADF) qui est égale à 3.5 dans ce cas, ainsi $3.5 > -0.410131$, donc on accepte l'hypothèse de non significativité de la tendance, puisque la tendance est non significative.

On passe maintenant au deuxième modèle « le modèle avec constante sans tendance » (tableau 7), on constate que $0.977651 < 2.93$. D'où la non significative de la constante, ce qui nécessite le passage au première modèle « le modèle sans constante, ni tendance » (tableau 8). La valeur de la « t-statistic » au seuil de 5% est égale à $-5.147568 < -1.948495$, aussi la probabilité critique étant égale à $0.0000 < 0.05$ (ligne Augmented Dickey Fuller Test) on rejette l'hypothèse nulle de présence d'une racine unitaire. La série TTOC est stationnaire en niveau, au seuil de 5%, sans constante ni tendance

Tableau 6. Test ADF modèle avec tendance et constante pour la série TTC

Variable	Coefficient	Std. Erreur	t-Statistique	Probabilité
TIDEE (-1)	-0.816949	0.157627	-5.182794	0.0000
C	0.017842	0.021528	0.828778	0.4120
@TREND (1970)	-0.000327	0.000797	-0.410131	0.6838

Source: Établi par l'auteur à partir des données d'EvIEWS

Tableau 7. ADF modèle avec constante sans tendance pour la série TTC

Variable	Coefficient	Std. Erreur	t-Statistique	Probabilité
TTC (-1)	-0.814943	0.155983	-5.224549	0.0000
C	0.010125	0.010356	0.977651	0.3338

Source: Établi par l'auteur à partir des données d'EvIEWS

Tableau 8. Test ADF modèle sans tendance ni constante pour la série TTC

		t-Statistiques	Probabilité
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.147568	0.0000
Valeurs critiques du Test	Niveau 1%	-2.618579	
	Niveau 5%	-1.948495	
	Niveau 10%	-1.612135	

Source: Établi par l'auteur à partir des données d'EvIEWS

4.4 LE TAUX D'INSCRIPTION À L'ÉCOLE, ENSEIGNEMENT SUPÉRIEUR (%BRUT)

La série de l'INSU sur la période 1970 à 2015, est tirée auprès de la banque mondiale (BM). Les deux figures 10 et 11 sont affichés séquentiellement, ils traçent l'évolution d'INSU et du taux de croissance d'INSU au cours la période (1970-2015) en Tunisie.

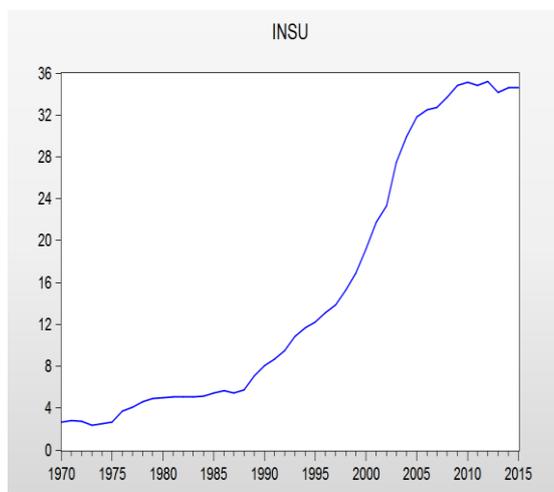


Fig. 10. Evolution du taux d'inscription à l'enseignement supérieur en Tunisie 1970/2015

Source: présentation à partir d'EvIEWS.

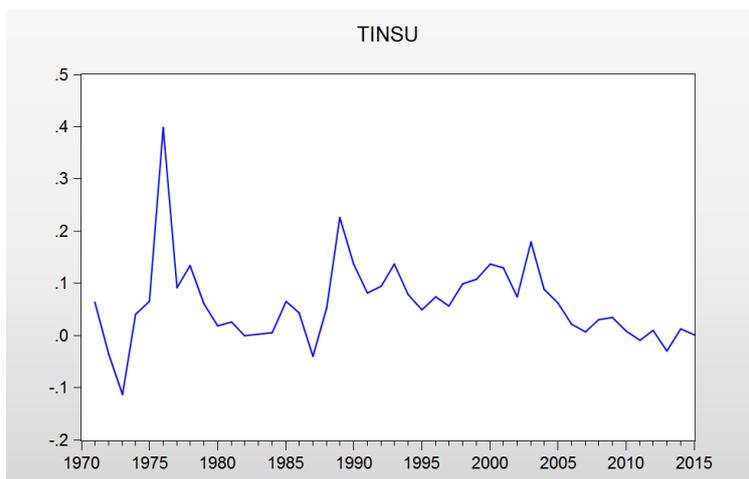


Fig. 11. Evolution du taux d'inscription à l'enseignement supérieur en Tunisie en taux de croissance pendant la période 1970-2015

Source: présentation à partir d'EvIEWS.

4.4.1 ETUDE DE LA FONCTION D'AUTOCORRÉLATION

À partir des corrélogrammes de la série TINSU (figure 12), nous remarquons que l'autocorrélation n'est pas significative pour tous les ordres sauf pour les ordres 1, 2 et 3. Nous notons, en particulier, que La statistique de Ljung-Box pour un nombre de retards égal à 20 est de 22. 804, ce qui est inférieur à la valeur critique du chi-carré à 20 degrés de liberté (31,41 au seuil statistique de 5%). Les valeurs présentées par la colonne probabilité (Prob) sont toutes supérieures à 0,05: l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation est donc acceptée sauf pour l'ordre: 1,2 et 3. La série TINSU est donc stationnaire. Nous vérifierons la nature de la stationnarité en appliquant des tests de racine unitaire ADF.

Date: 11/24/17 Time: 09:31
 Sample: 1970 2015
 Included observations: 45

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.370	0.370	6.5822	0.010
		2 0.181	0.051	8.1993	0.017
		3 -0.088	-0.198	8.5859	0.035
		4 -0.076	0.009	8.8818	0.064
		5 -0.081	-0.012	9.2303	0.100
		6 -0.167	-0.174	10.734	0.097
		7 -0.082	0.035	11.111	0.134
		8 -0.086	-0.033	11.531	0.173
		9 -0.036	-0.049	11.606	0.236
		10 -0.013	0.014	11.616	0.312
		11 -0.055	-0.081	11.801	0.379
		12 -0.023	-0.019	11.834	0.459
		13 0.151	0.225	13.346	0.421
		14 0.137	-0.021	14.618	0.405
		15 0.009	-0.157	14.624	0.479
		16 -0.173	-0.121	16.795	0.399
		17 -0.146	-0.011	18.415	0.363
		18 -0.128	-0.061	19.697	0.350
		19 -0.144	-0.094	21.379	0.316
		20 -0.130	-0.067	22.804	0.299

Fig. 12. Corrélogramme de la série TINSU

Source: nos résultats à partir d'EvIEWS

4.4.2 TEST DE STATIONNARITÉ

D'après le modèle avec constante et avec tendance (tableau 9) la valeur de la t-statique associée à la tendance linéaire est égale à -0.582195, celle-ci doit être comparée en valeur absolue avec la valeur critique donnée par la table de Dickey- Fuller (ADF) qui est égale à 3.5 dans ce cas, ainsi $3.5 > -0.582195$, donc on accepte l'hypothèse de non significativité de la tendance. Puisque la tendance est non significative.

On passe maintenant au deuxième modèle « le modèle avec constante sans tendance » (tableau 10), on constate que $2.587419 < 2.93$. D'où la non significativité de la constante, ce qui nécessite le passage au premier modèle « le modèle sans constante, ni tendance » (tableau 11). La valeur de la « t-statistic » au seuil de 5% est égale à $-3.270494 < -1.948495$, aussi la probabilité critique étant égale à $0.0000 < 0.05$ (ligne Augmented Dickey Fuller Test) on rejette l'hypothèse nulle de présence d'une racine unitaire. La série TINSU est stationnaire en niveau, au seuil de 5%, sans constante ni tendance.

Tableau 9. Test ADF modèle avec tendance et constante pour la série TINSU

Variable	Coefficient	Std. Erreur	t-Statistique	Probabilité
TINSU (-1)	-0.632356	0.145867	-4.335146	0.0001
C	0.050980	0.026814	1.901230	0.0643
@TREND (1970)	-0.000534	0.000918	-0.582195	0.5136

Source: Établi par l'auteur à partir des données d'EvIEWS

Tableau 10. Test ADF modèle avec constante sans tendance pour la série TINSU

Variable	Coefficient	Std. Erreur	t-Statistique	Probabilité
TINSU (-1)	-0.624928	0.144160	-4.334956	0.0001
C	0.037957	0.014670	2.587419	0.0132

Source: Établi par l'auteur à partir des données d'EvIEWS

Tableau 11. Test ADF modèle sans tendance ni constante pour la série TINSU

		t-Statistiques	Probabilité
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.270494	0.0016
Valeurs critiques du Test	Niveau 1%	-2.618579	
	Niveau 5%	-1.948495	
	Niveau 10%	-1.612135	

Source: Établi par l'auteur à partir des données d'EvIEWS

4.5 L'ESPÉRANCE DE VIE À LA NAISSANCE, TOTAL

Selon l'OCDE, L'espérance de vie à la naissance est définie comme le nombre moyen d'années qu'un nouveau-né peut espérer vivre si le taux de mortalité actuel n'évolue pas. L'espérance de vie à la naissance est un indice de la situation de santé général d'une population et permet des rapprochements fiables au cours du temps et entre les pays. La série de l'EVNT à prix constant 2010 sur la période 1970 à 2015, est tirée auprès de la banque mondiale (BM). Les deux figures 1 et 2 sont affichées séquentiellement, l'évolution d'EVNT et de taux de croissance d'EVNT au cours la période (1970-2015) en Tunisie.

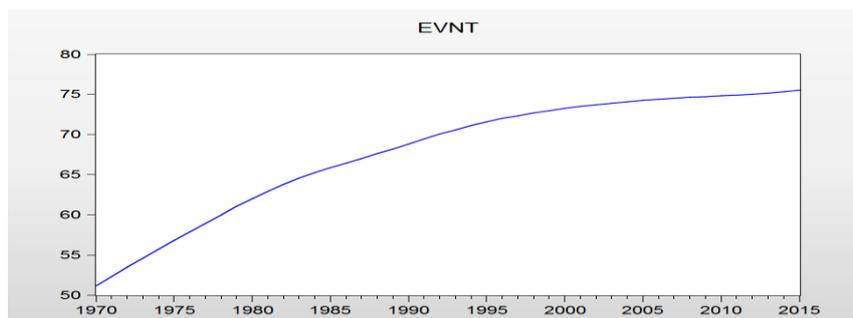


Fig. 13. Evolution de l'espérance de vie à la naissance, total en Tunisie (1970-2015)

Source: présentation à partir d'EvIEWS.

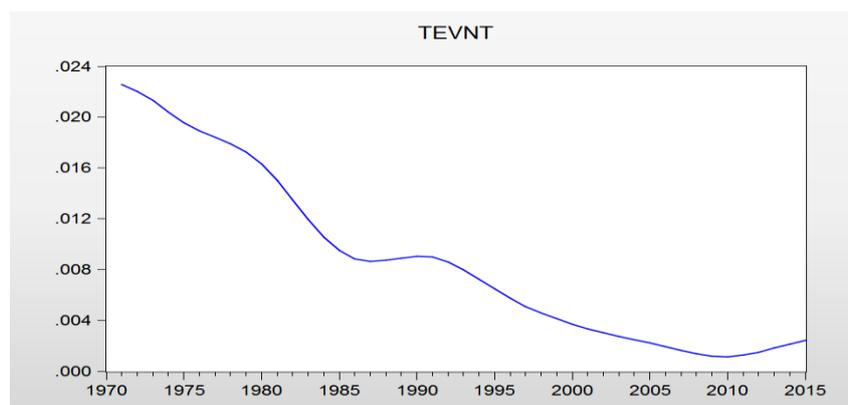


Fig. 14. Evolution de l'espérance de vie à la naissance, total en Tunisie (1970-2015) en taux de croissance

Source: présentation à partir d'Eviews.

4.5.1 ETUDE DE LA FONCTION D'AUTOCORRÉLATION

Selon les corrélogrammes de la série d'espérance de vie à la naissance, le taux de croissance total (TEVNT) (figure 15), nous remarquons que l'autocorrélation est significative pour tous les ordres (visualisée par les points verticaux dépassés). Notons en particulier que la statistique de Ljung-Box pour un nombre de retards égal à 20 est 228.05, ce qui est supérieur à la valeur critique du khi-deux à 20 degrés de liberté (31.41 au seuil statistique de 5%). Les valeurs présentées par la colonne probabilité (Prob) sont inférieures à 0,05: l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation est rejetée. La série TEVNT peut être non stationnaire. Nous vérifierons cela en appliquant des tests ADF de racine unitaire.

Date: 11/24/17 Time: 09:21
Sample: 1970 2015
Included observations: 45

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.939	0.939	42.365	0.000
		2	0.872	-0.083	79.723	0.000
		3	0.800	-0.066	111.98	0.000
		4	0.728	-0.050	139.30	0.000
		5	0.655	-0.043	161.97	0.000
		6	0.581	-0.047	180.31	0.000
		7	0.508	-0.049	194.66	0.000
		8	0.434	-0.048	205.44	0.000
		9	0.362	-0.043	213.12	0.000
		10	0.292	-0.028	218.27	0.000
		11	0.228	-0.010	221.49	0.000
		12	0.170	0.000	223.35	0.000
		13	0.120	0.004	224.30	0.000
		14	0.076	0.003	224.69	0.000
		15	0.038	-0.007	224.79	0.000
		16	0.002	-0.026	224.79	0.000
		17	-0.033	-0.046	224.88	0.000
		18	-0.069	-0.061	225.25	0.000
		19	-0.108	-0.065	226.20	0.000
		20	-0.148	-0.062	228.05	0.000

Fig. 15. Corrélogramme de la série TEVNT

Source: nos résultats à partir d'Eviews.

4.5.2 ETUDE DE LA STATIONNARITÉ

D'après le modèle avec constante et avec tendance (tableau 12) la valeur de la t-statistique associée à la tendance linéaire est égale à 2.267706, celle-ci doit être comparée en valeur absolue avec la valeur critique donnée par la table de Dickey- Fuller (ADF) qui est égale à 3.5 dans ce cas, ainsi $3.50 > 2.267706$, donc on accepte l'hypothèse de non significativité de la tendance. Puisque la

tendance est non significative. On passe maintenant au deuxième modèle « le modèle avec constante sans tendance » (tableau 13), on constate que $-1.162602 < -2.93$. D'où la non significativité de la constante, ce qui nécessite le passage au premier modèle « le modèle sans constante, ni tendance » (tableau 14). La valeur de la « t-statistic » au seuil de 5% est égale à $-4.898047 < -1.948886$, aussi la probabilité critique étant égale à $0.0000 < 0.05$ (ligne Augmented Dickey Fuller Test) on rejette l'hypothèse nulle de présence d'une racine unitaire. La série TEVNT est stationnaire en niveau, au seuil de 5%, sans constante ni tendance.

Tableau 12. Test ADF modèle avec tendance et constante pour la série TEVNT

Variable	Coefficient	Std. Erreur	t-Statistique	Probabilité
TEVNT (-1)	0.007448	0.006901	1.079288	0.2874
D (TEVNT (-1))	1.709989	0.065077	26.27636	0.0000
D (TEVNT (-2))	-0.943173	0.069422	-13.58609	0.0000
C	-0.000378	0.000158	-2.396703	0.0217
@TREND (1970)	8.64 E-06	3.81 E-06	2.267706	0.0293

Source: Établi par l'auteur à partir des données d'EvIEWS

Tableau 13. Test ADF modèle avec constante sans tendance pour la série TEVNT

Variable	Coefficient	Std. Erreur	t-Statistique	Probabilité
TEVNT (-1)	0.007497	0.002157	-3.475777	0.0013
D (TEVNT (-1))	1.682239	0.067310	24.99242	0.0000
D (TEVNT (-2))	-0.874552	0.065797	-13.29160	0.0000
C	-2.29 E-05	1.97 E-05	-1.162602	0.2522

Source: Établi par l'auteur à partir des données d'EvIEWS

Tableau 14. Test ADF modèle sans tendance ni constante pour la série TEVNT

		t-Statistiques	Probabilité
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.898047	0.0000
Valeurs critiques du Test	Niveau 1%	-2.618579	
	Niveau 5%	-1.948495	
	Niveau 10%	-1.612135	

Source: Établi par l'auteur à partir des données d'EvIEWS

4.6 CHOIX DU NOMBRE DE RETARD

Le nombre de retards optimal qui minimise les deux critères simultanément est $p = 3$. (Voir l'annexe 15)

Min AIC: -23.08574

Min AIC: -19.70798

4.7 TEST D'HÉTÉROSCÉDASTICITÉ

Le concept d'hétéroscédasticité, son contraire étant l'homoscédasticité. Il est utilisé en statistique, et plus particulièrement dans le contexte de la régression linéaire ou de l'étude de séries chronologiques et plus particulièrement dans le contexte de la régression linéaire ou de l'étude de séries chronologiques, pour décrire le cas où la variance des erreurs du modèle n'est pas la même pour toutes les observations, alors que souvent, l'une des hypothèses de base en modélisation est que les variances sont homogènes et que les erreurs du modèle sont identiquement distribuées.

Le logiciel EvIEWS donne deux sortes de tests de White: «White Heteroskedasticity non cross terms» et «White Heteroskedasticity cross terms». Nous choisissons «White Heteroskedasticity non cross terms». Suivant l'annexe 16, la probabilité est égale à $0.3623 > 0.05$, on accepte donc l'hypothèse nulle d'homoscédasticité des résidus.

4.8 TEST D'AUTOCORRÉLATION DES ERREURS

Les tests d'autocorrélation concernent les régressions sur des séries temporelles et ont pour but de détecter des corrélations sérielles. Le logiciel Eviews offre le test de Breusch-Godfrey. Nous remarquons que toutes les probabilités sont supérieures à 0.05. Donc on accepte l'hypothèse nulle de non autocorrélation des erreurs.

4.9 VALEURS PROPRES DU POLYNÔME CARACTÉRISTIQUE

Un processus VAR (p) est stationnaire (stable) si toutes les racines du polynôme caractéristique sont à l'extérieur du cercle unitaire.

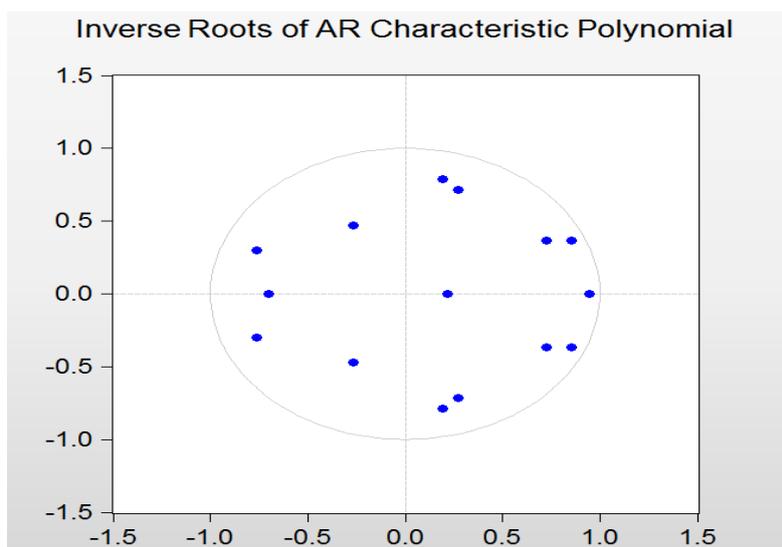


Fig. 16. Valeurs propres du polynôme caractéristique

Source: nos résultats à partir d'Eviews.

4.10 TEST DE NORMALITÉ

Le test de Jarque-Bera permet d'évaluer l'hypothèse d'une normalité approximative de la distribution à partir des valeurs des moments 3 et 4 de la distribution Symétrie (skewness) et aplatissement (kurtosis).

En appliquant le test de Jarque-Bera sur notre travail on remarque que la statistique $JB=0,4601 > 0,05$ alors dans ce cas les données suivent la loi normale.

5 PRÉSENTATION ET ANALYSE DES RÉSULTATS DES ESTIMATIONS

5.1 PRÉSENTATION DES RÉSULTATS

Au cours de notre travail, nous utiliserons un modèle qui est composé d'un système avec des équations simultanées. Ce modèle prend la forme suivante:

$$Y_i = \beta_i X_i + \varepsilon_i, i = 0, \dots, n$$

Avec:

Y: nombre d'équation de modèle

β : Exprime les variables endogènes

X: Exprime les variables exogènes

i: Exprime les paramètres à estimer

ε : Exprime le terme d'erreur

Pour résoudre un modèle, il faut respecter les critères d'identifiabilité (Bourbonnais 2007):

- Si l'équation est sous identifiée, il n'y a pas d'estimation possible.
- Si l'équation est juste identifiée, on utilise comme méthode d'estimation les moindres carrés indirects ou les doubles moindres carrés.
- Si l'équation est sur identifiée, on utilise comme méthode d'estimation les doubles moindres carrés.

Où les règles d'identification se déterminent par la comparaison des expressions:

- Si $(g - g') + (k - k') + r < g - 1$, l'équation est sous identifiée.
- Si $(g - g') + (k - k') + r = g - 1$, l'équation est juste identifiée.
- Si $(g - g') + (k - k') + r > g - 1$, l'équation est sur identifiée.

Et empiriquement la méthode des doubles moindres carrés (notées 2MC ou bien 2SLS) se fait lorsque l'équation est juste ou sous identifiée

Soient:

g : nombre de variables endogènes du modèle

g' : nombre de variables exogènes du modèle

K : nombre de variables exogènes utilisées dans l'équation

K' : nombre de variables exogènes utilisées dans l'équation

r : nombre de restrictions sur les coefficients (dans notre cas r est égale zéro)

Dans ce travail avant l'estimation des équations nous allons étudier l'identification au cas par cas

Equation 1:

$PIB = f(IDE, TC, KH)$

$TPIB = \beta_0 + \beta_1 TIDEE + \beta_2 TTCO + \beta_3 TINSU + \beta_4 TEVNT + \epsilon_i$

Or $(g - g') + (k - k') + r = (2-1) + (3-3) + 0 = 1$

$g - 1 = 2 - 1 = 1$

$1 = 1$ donc l'équation 1 est juste identifiée.

Equation 2:

$IDE = f(PIB, KH, TC)$

$TIDEE = \beta_0 + \beta_1 TPIB + \beta_2 TTCO + \beta_3 TINSU + \beta_4 TEVNT + \epsilon_i$

Or $(g - g') + (k - k') + r = (2-1) + (3-3) + 0 = 1$

$g - 1 = 2 - 1 = 1$

$1 = 1$ donc l'équation 2 est juste identifiée

On remarque que les deux équations sont justes donc on peut appliquer la méthode des doubles moindres carrés (notées 2MC ou bien 2SLS).

5.2 ANALYSE DES RÉSULTATS ET DISCUSSIONS

D'après l'utilisation du logiciel « EVIEWS », l'estimation des équations de notre modèle en utilisant la méthode des moindres carrés (2MC) a donné les résultats suivants:

Equation 1:

$TPIB = 0.024 + 0.006 TIDEE + 0.022 TTCO + 0.037 TINSU + 2.010 TEVNT$

(0.0058) (0.2321) (0.5981) (0.5341) (0.0076)

$R^2 = 0.1420 = 14.20\%$

F = 2.821

Equation 2:

$$TIDEE = 0.054 + 5.722 TPB - 1.473 TTCO + 0.666 TINSU - 8.361 TEVNT$$

(0.8481) (0.3221) (0.2601) (0.7145) (0.7263)

$R^2 = -0.0257 = -2.57 \%$

F = 0.723

Equation1:

Ce résultat indique que les IDE contribuent positivement et de façon significative à la croissance économique en Tunisie. cela est expliqué par la faiblesse du montant d'IDE que la Tunisie reçoit. Ce résultat est conforme avec l'étude de « MORISSON & TALBI » (1996) sur la Tunisie entre la période (1962-1990). La contribution de (TIDEE) est évaluée à 0.006. Ainsi, une augmentation de 1% des IDE provoque une augmentation moins proportionnelle de la production de 0.006 %.

Le commerce extérieur a un impact nécessaire sur la croissance économique tunisienne, où le coefficient de cette variable (TTCO) est positif et significatif.

Les deux coefficients de (TINSU, TEVNT) qui ont exprimé le capital humain influencent positivement le produit intérieur brut.

Equation 2:

Les déterminants de l'investissement direct étranger, nous permet de constater que la croissance économique a un signe attendu mais non significatif sur l'IDE en Tunisie. Cela pourrait attester que la principale raison de l'implantation de sociétés étrangères en Tunisie n'est pas principalement la recherche de parts de marché, mais l'application de la logique de rationalisation de la production par la minimisation des coûts des facteurs.

En outre, l'estimation montre que l'effet de l'ouverture des échanges est négatif et statistiquement significatif au niveau de confiance de 95%, suggérant la faiblesse des réformes entreprises par les autorités tunisiennes en termes d'ouverture et de libéralisation financière et commerciale. En d'autres termes, cet effet négatif est essentiellement dû à l'existence de plusieurs barrières et obstacles à la liberté du commerce entre la Tunisie et en dehors. La faible significativité de cette variable montre que la Tunisie a besoin d'une intégration régionale de plus en plus intensive, notamment dans la région du Maghreb. Malgré la bonne relation économique avec l'Europe, l'ouverture économique de la Tunisie est toujours protégée, légèrement ouverte aux marchés voisins étroits et caractérisés par leur marginalisation des capitaux étrangers.

Le taux d'inscription à l'enseignement supérieur a un effet positif sur l'investissement direct à l'étranger mais n'est pas significatif, or les investisseurs cherchent des travailleurs qualifiés avec des salaires plus faibles, on peut dire que cette variable est un facteur d'attractivité.

6 CONCLUSION

Ce chapitre répond à deux questions principales. Premièrement, définir les déterminants des investissements directs à l'étranger entrants en Tunisie au cours la période (1970-2015). Deuxièmement, évaluer l'effet de ces investissements sur la croissance économique tunisienne.

Empiriquement, en utilisant l'analyse uni-variée et l'analyse multi-variée, d'après les résultats de l'estimation on constate que les IDE ont eu une influence significative et positive sur la croissance économique tunisienne. On peut dire aussi que le capital humain est un facteur déterminant dans le processus d'attractivité en Tunisie. Le contraire de l'ouverture économique de la Tunisie a un effet négatif sur le pouvoir d'attractivité des IDE.

La Tunisie devrait faire un arbitrage cohérent entre une politique d'attractivité et une politique intérieure efficace qui lui permet en même temps d'attirer et de bénéficier des avantages de l'IDE.

REFERENCES

- [1] Abdul Mottaleb K., (2007), " Determinants of Foreign Direct Investment and Its Impact on Economic Growth in Developing Countries", MPRA Paper No. 9457, pp.1-33.
- [2] Adams S., (2009), " Foreign Direct investment, domestic investment, and economic growth in Sub-Saharan Africa", Journal of Policy Modeling.vol. 31, pp.939-949.

- [3] Amighini A. A., McMillan S. M. and Sanfilippo M., (2017), "FDI and Capital Formation in Developing Economies: New Evidence from Industry-level Data", NBER Working Paper N°23049, pp. 1-20.
- [4] Azman-Saini W.N.W., Baharumshah A.Z. et Law S.H., (2010), "Foreign direct investment, economic freedom and economic growth: International evidence", *Economic modelling*, Vol 27, pp. 1079-1089.
- [5] Azzimonti M., (2016), "The Politics of FDI Expropriation", NBER Working Paper No. 22705, pp.1-3.
- [6] Barro R.J., and Xavier Sala-i-Martin (1995), "Economic Growth", New York London: Mc Graw-Hill, pp.1-74.
- [7] Bannour S. Et Mtar K., (2015), "The determinants of FDI in Tunisia: an empirical study through a gravity", *Asian Economic and Financial Review*, pp. 1306-1314.
- [8] Bitzenisa A., Tsitourasb A., and al., (2009), "Decisive FDI obstacles as an explanatory reason for limited FDI inflows in an EMU member state: The case of Greece", *The Journal of Socio-Economics*, pp.691-704.
- [9] Blomstrom M. and SjoKholm F., (1999), "Technology transfer and spillovers: Does local participation with multinationals matter?", *European Economic Review* 43, pp. 915-923.
- [10] Blomstrom M. et Persson H., (1983), "foreign investment and spillover efficiency in an underdeveloped economy: Evidence from the Mexican Manufacturing Industry", *World Development*, Vol 11, N° 6, pp.493-501.
- [11] Borensztein E., De Gregorio J. and Lee, J.W., (1998), "How does foreign direct investment affect economic growth?", *Journal of International Economics*, N° 45, pp. 115 –135.
- [12] Bouras H., (2014), "Knowledge economy, governance and FDI: Case of Tunisia", *E3 Journal of Business Management and Economics*, Vol. 5 (2), pp. 052-062.
- [13] Bouras H., Sossi Alaoui F.Z., Fekih B. et al., (2014), "Performance of Telecommunication, Institutionnel Quality and FDI in North Africa: Case of MOROCO and TUNISIA", MPRA Paper No. 58797, posted 25, pp.1-37.
- [14] Chiha K. et Keddi A., (2013), "Investissement direct étranger et croissance économique (Cas: Région du Maghreb)", *RevueE Nouvelle Economie* N°. 08, pp5-16.
- [15] Desgagné, Serge., (1997), « Le concept de recherche collaborative: l'idée d'un rapprochement entre chercheurs universitaires et praticiens enseignants », *Revue des sciences de l'éducation*, Vol. XXIII, n02, pp. 371- 393.
- [16] Frédéric Busson F. et Villa P., (1997), « Croissancet specialisatio », *Revue économique*, pp.1457-1483.
- [17] Haddad M et Harrison A., (1992), « Are there positive spillovers from direct foreing investment? Evidence from panel data for Morocco », *journal of Development Economies* 42, pp.51-74.
- [18] Jallab M.S., Benoît M., Gbakou P and Sandretto R., (2008), "Foreign Direct Investment, Macroeconomic Instabilit And Economic Growth in MENA Countries", *GATE Groupe d'Analyse et de Théorie Économique*.
- [19] Kottaridi C. And Stengos T., (2010), "Foreign direct investment, human capital and non-linearities in economic growth", *Journal of Macroeconomics*, Vol. 32, pp. 858–871.
- [20] KHOLDI S., (1995), "Causality between Foreign Investment and Spillover Efficiency", *Applied Economics* pp745-749.
- [21] LUCAS, R.E.Jr., (1988), "On The Mechanics of Economic Growth", *Journal of Monetary Economics*,. pp 3-42.
- [22] MANKIW.N.G, ROMER.D et WEIL.D (1992), "A Contribution to the Empirics of Economic Growth», *Quarterly Journal of Economics*, p p.407-437.
- [23] Nicet-Chenaf D. et Eric Rougie E., (2009), « les relation entre les investissements directs étrangers Marocains et Tunisiens: concurrence des territoires ou effets de déversement d'attractivité ? », *Région et Développement* n° 29, pp. 106-140.
- [24] Pitelis C., (2009), "Foreign direct investment and economic integration", MPRA Paper N°. 23938, pp.1-55.
- [25] REITER S.L, STEENSMA H. K., (2010), "Human Development and Foreign Direct Investment in Developing Countries: The Influence of FDI Policy and Corruption", *World Development*.Vol. 38, No. 12, pp. 1678–1691.
- [26] ROMER.P.M., (1987), " Crazy Explanations for the Productivity Slowdown", *NBER Macroeconomics Annual*.
- [27] ROMER.P.M., (1986), "Increasing Return and Long Run Growth", *Journal of Political Economy*, PP. 1002-1037.
- [28] REBELLO.S., (1991), "Long run policy analysis and long run growth", *Journal of Political Economy*, p p. 501-521.
- [29] Rahmouni O., (2012), "Investissement direct et sous-traitance internationale dans les pays du Sud: le cas de la Tunisie", HAL Id: tel-00662538, pp.11-252.
- [30] Saidi S., (2016), "Territorial Attractiveness of the Foreign Direct Investment: Empirical Evidence from Panel Data Analysis for the Case of Tunisia", *CECONOMICA*, Vol 12, no 4, pp.312-325.
- [31] Saidi Y., Soltani H. and Ochi A., (2014), « Gouvernance, investissement direct étranger et croissance économique dans la région MENA », *International Conférence on Business, Economics, Marketing & Management Research*. Vol.2, pp.71-75.
- [32] Simionescu M., (2016), "The relation between economic growth and foreign direct investment during the economic crisis in the European Union", *Zb. Rad.Ekon.fak.Rij*, vol34.no 1, pp.187-213.
- [33] Soltani H. and Ochi A., (2012), "Foreign Direct Investment (FDI) and Economic Growth: an approach interms of cointegration for the case of Tunisia", *Journal of Applied Finance & Banking*, vol.2, no.4, pp. 193-207.
- [34] OLOW R.M., (1956), "A Contribution to the Theory of Economic Growth", *Quaterly Journal of Economics*, PP.65-94.
- [35] Ting G., (2005), "Foreign direct investment and growth under economic integration" *Journal of International Economics*. Vol. 67, pp. 157 – 174.