

## **Analyse de la demande du transport ferroviaire en Tunisie: L'approche des modèles vectoriels à correction d'erreur (VECM)**

### **Analysis of rail transport demand in Tunisia: Vector Error Correction Model (VECM) approach**

**Besma TALBI**

Maître assistante à l'Institut Supérieur des Technologies de l'Information et des Communications à Borj Cédria et LEGI, Ecole polytechnique de Tunisie, université de Carthage, Tunisie  
**besmatalbi@yahoo.fr**

**Date de soumission** : 07/10/2021

**Date d'acceptation** : 24/11/2021

**Pour citer cet article** :

TALBI.B (2021) « Analyse de la demande du transport ferroviaire en Tunisie: L'approche des modèles vectoriels à correction d'erreur (VECM) », Revue Française d'Economie et de Gestion « Volume 2 : Numéro 12» pp : 156 - 174

Author(s) agree that this article remain permanently open access under the terms of the Creative Commons Attribution License 4.0 International License



## Résumé

Cette étude a pour objectif d'étudier les déterminants de la demande de transport ferroviaire des marchandises en Tunisie sur la période de 1975 jusqu'à 2018. À cette fin, nous avons utilisé les techniques de cointégration et les modèles vectoriels à correction d'erreur (VECM) pour estimer les élasticités de long terme et de court terme. D'après l'analyse empirique, nous constatons que la demande de transport ferroviaire est inélastique par rapport au prix du gasoil (0,87) et élastique par rapport au revenu (1,26). Nous avons également constaté l'absence de proches substituts dans le secteur ferroviaire indiquant bien le niveau faible de la commutation de l'énergie en Tunisie. Ces résultats pourraient aider le gouvernement tunisien d'adopter des politiques nécessaires pour la maîtrise de ce secteur. Les taxes pourraient constituer une part majoritaire du prix du gasoil et le niveau de ces taxes sera également un moyen de régulation du trafic.

**Mots clés :** prix du gasoil ; demande de transport ferroviaire de marchandises ; élasticités ; VECM ; Tunisie.

## Abstract

This study aims to study the determinants of demand for rail freight transport in Tunisia over the period from 1975 to 2018. To this end, we used cointegration techniques and error correction vector models. (VECM) to estimate long-run and short-run elasticities. Based on empirical analysis, we find that rail transport demand is inelastic with respect to the price of diesel (0.87) and elastic with respect to income (1.26). We also noted the absence of close substitutes in the railway sector, indicating the low level of energy switching in Tunisia. These results could help the Tunisian government to adopt the necessary policies to control this sector. Taxes could constitute a majority share of the price of diesel and the level of these taxes will also be a means of regulating traffic.

**Key words:** diesel price; rail freight transport; elasticities; VECM; Tunisia.

## Introduction

La relation entre les transports et la croissance économique a toujours été un objet d'étude pour les économistes. Traditionnellement, la littérature s'est intéressée à estimer la contribution des infrastructures de transport à la croissance économique. (Fogel, 1962) montre que la réalisation des infrastructures de transport ferroviaire a été un facteur de croissance pour les États-Unis. Plus tard, un certain nombre de travaux se sont intéressés à estimer la relation entre le transport de marchandises et la croissance économique dans une technique de prévision des trafics. Récemment, un certain nombre de travaux ont utilisé l'économétrie des séries temporelles pour estimer cette relation (Lenormand, 2002). L'ensemble de ces travaux montre qu'il existe une forte relation entre le transport de marchandises et la croissance économique. Ces dix dernières années, un certain nombre de facteurs a contribué à changer la nature de cette problématique. Pour mieux répondre aux attentes du marché et anticiper la demande de transport de marchandises, les transporteurs s'interrogent sur les facteurs susceptibles de modifier cette demande. Il est apparu intéressant de considérer les prix des transports parmi les variables explicatives, leur choix étant économiquement justifié.

Le prix du carburant a considérablement varié ces dix dernières années, face à l'épuisement des réserves pétrolières et à l'augmentation de la demande mondiale en carburant, la tendance à la hausse du prix du carburant semble très probable sur le moyen et long terme.

Actuellement en Tunisie, les taxes constituent une part majoritaire du prix du gasoil et le niveau de ces taxes est également un moyen de régulation du trafic : le signal donné par le prix des carburants est un outil fondamental pour faire évoluer les comportements de l'ensemble des opérateurs du transport aussi bien pour les marchandises que pour les voyageurs.

La question centrale est alors de quantifier l'impact d'une variation du prix du gasoil sur la demande de transport ferroviaire de marchandises en Tunisie, autrement dit, comment fluctue la demande de transport de marchandises ferroviaire en Tunisie en fonction des variations des prix du carburant ?

L'objet de cet article est de fournir des estimations des élasticités en Tunisie, pour le transport ferroviaire de marchandises. Les coefficients sont obtenus par application des techniques de cointégration pour les élasticités de long terme et l'estimation du VECM pour les élasticités de cours terme. En résumé nous nous proposons ici d'estimer la relation entre la génération de transport ferroviaire de marchandises et le prix du carburant en Tunisie, en utilisant des séries temporelles.

Le reste du papier est organisé comme suit. La section 1 est une revue de la littérature, la section 2 représente un aperçu général sur le système ferroviaire des marchandises. La troisième section développe les différentes méthodes économétriques. Les résultats empiriques feront l'objet de la section 4 et 5 pour enfin conclure dans la dernière section.

### **1. Revue de la littérature**

L'économétrie des séries temporelles a été appliquée pour étudier la relation entre la demande de transport de marchandises et le PIB. En premier lieu, un certain nombre de travaux a estimé cette relation en utilisant des modèles économétriques autorégressifs. Une modélisation ARIMA est suivie par (Bergel, 2002) pour estimer les trafics voyageurs et marchandises en France. (Garrido, 2000) estime un modèle d'auto-corrélation temporelle et des inter-réactions géographiques pour expliquer l'évolution du trafic de poids lourds entre Texas et Mexique. (Kulshreshtha, et al., 2001) estiment un modèle ECM pour la demande de transport ferroviaire de marchandises en Inde. Les résultats montrent que L'élasticité estimée de la demande de transport ferroviaire par rapport au PIB est positive et inférieure à l'unité (0,34). (Matas, et al., 2003) estiment également un modèle ECM pour expliquer le trafic autoroutier sur un ensemble de sections payantes. Le modèle utilise une estimation multi-variée en introduisant le prix du transport parmi les variables explicatives. (Coto, et al., 2005) estiment aussi l'élasticité de long et de court terme de la demande de transport international maritime en Espagne par rapport au prix et à la production économique en suivant la procédure de Johansen. Les élasticités estimées par rapport à la production économiques sont particulièrement fortes. (Lahiri & Yao, 2006) estiment ainsi la composante cyclique de la demande de transport de marchandises aux Etats-Unis. (Deb & Filippini, 2013) estiment les élasticités de revenu et de prix du transport commun en Inde. Ils ont trouvé des valeurs négatives et non significatives des élasticités de revenu. Pour la Tunisie, il y a une étude de (Ghazouani & Goaid, 1993) qui présente une analyse de la demande de transport urbain pour la ville de Tunis en ayant recours aux modèles de choix discret, qui découlent d'une maximisation d'utilité aléatoire. À cette fin, ils utilisent deux versions particulières de ces modèles : le Probit indépendant et le Logit multinomial.

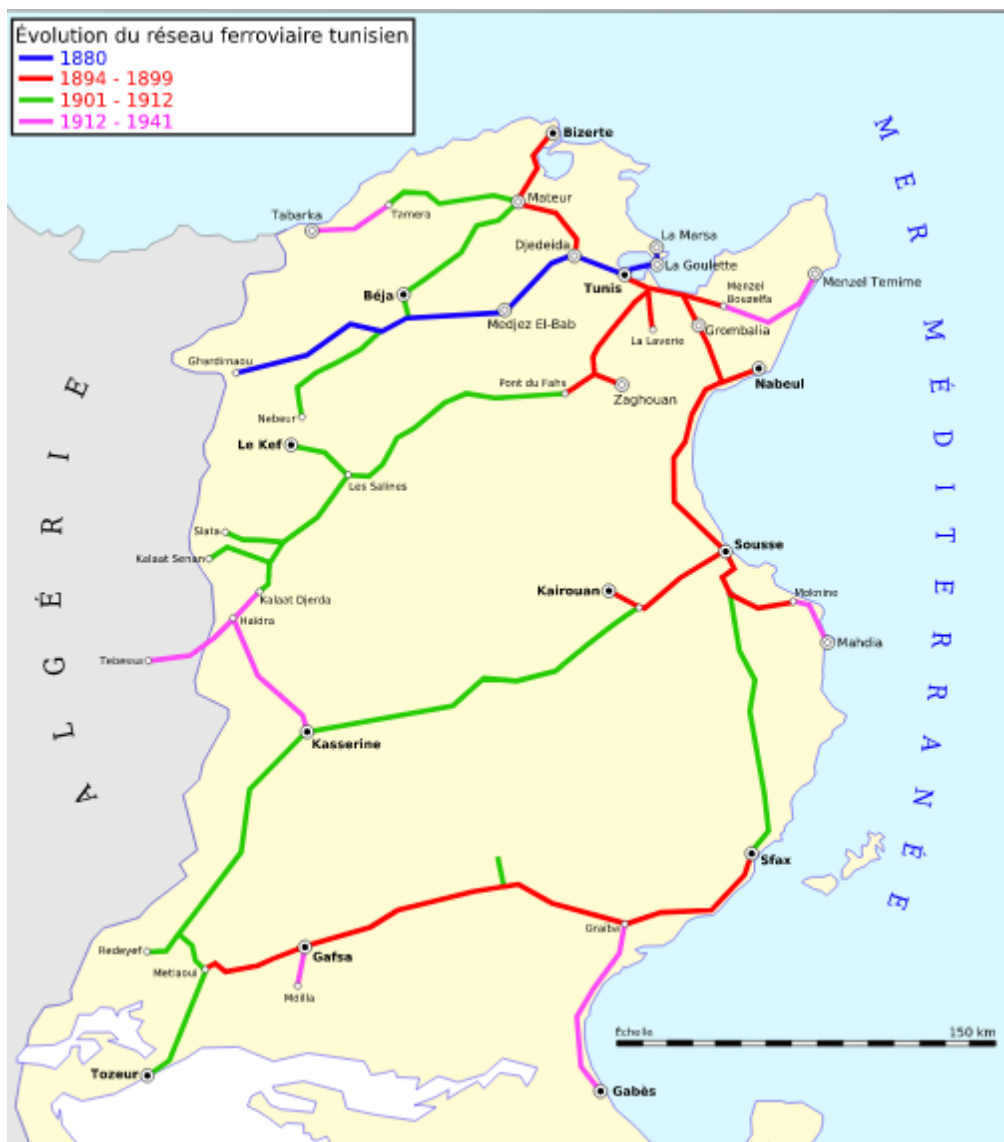
### **2. Présentation du système ferroviaire en Tunisie**

La mise en œuvre d'un système ferroviaire nécessite un coût d'investissement initial pour construire des voies ferrées, des gares et pour fournir du matériel roulant. Les chemins de fer en Tunisie couvrent 2165 km dont 1991 km en exploitation. Historiquement, la Tunisie a hérité d'une grande partie de son système de transport ferroviaire du protectorat français et le gouvernement tunisien a développé l'infrastructure de transport au cours des années

consécutives. Le tracé des rails étant fortement influencé par la topographie, les locomotives ont des capacités limitées pour monter des pentes. Ainsi, étant donné le fait de ne pas avoir de barrières naturelles importantes, il n'y a que deux types de système de rails en fonction de la largeur des rails. Il s'agit de voies à écartement standard (1435 m) et étroit (1000 m), situées principalement dans la région nord et le plateau central. Un système de métro ferroviaire a alors été ouvert dans la capitale Tunis en 1985.

La figure ci-dessous présente l'évolution du système ferroviaire en Tunisie à travers les régions.

**Figure 1: L'évolution du réseau ferroviaire en Tunisie**



Source : SNCFT : Société Nationale des Chemins de Fer Tunisiens

Le réseau ferroviaire en Tunisie compte 23 lignes au total, à partir desquelles 1686 km de voies sont mesurées métriquement tandis que 471 km sont normalement jaugées et 8 km ont un double écartement.

En plus de cela, le chemin de fer comprend 267 gares. La vitesse maximale du train est évaluée à 130 km / h d'écartement au mètre et à 140 km / h en sillon standard.

La capacité des chemins de fer à transporter de grandes quantités de marchandises et un nombre important de personnes sur de longues distances est la première priorité du mode en Tunisie. Ceci est évident grâce à la disponibilité de 673 km de rails, dont uniquement déployés pour le transport de marchandises et de 1314 km pour une utilisation intégrée entre le transport de passagers et de marchandises. Ce réseau est exploité par la Compagnie nationale des chemins de fer tunisiens, société d'État et monopole qui assure le transport des passagers et du fret depuis 1956. La compagnie a estimé 33 millions de passagers dans les banlieues du pays et remarquablement 8 millions de tonnes de phosphate et 3 millions de tonnes d'autres marchandises. Pour assurer ce trafic, l'entreprise emploie les équipements suivants: 172 locomotives, wagons, remorques fourgons 247 trains voyageurs, 6 wagons électriques, 3916 wagons et 1580 conteneurs. Le système ferroviaire tunisien dispose de six plates-formes logistiques qui facilitent le transport maritime en étant situé à proximité des centres urbains de Tunis, Sousse, Sfax, Gabès, Kasserine et Gafsa. Le gouvernement discute actuellement des options concernant le transport intermodal de marchandises à grande échelle, mais il existe encore de nombreux défis liés aux faibles niveaux d'efficacité ferroviaire et le fret et les passagers doivent passer d'un système ferroviaire à l'autre.

Le transport de marchandises est dominé par les cargaisons en vrac et les expéditions de marchandises solides, en particulier les matières premières agricoles et industrielles. Le système ferroviaire permet des économies d'échelle et des rendements élevés dans les expéditions en vrac puisque sa consommation d'énergie par unité de charge par km est inférieure à celle des modes routiers et sa caractéristique écologique «verte». Dans ce contexte, la Tunisie a été classée parmi les premiers producteurs et exportateurs mondiaux de phosphate et le gouvernement national a alloué une ligne dédiée pour la livraison et l'expédition de phosphate et de minerai de fer vers le port de Sfax dans la partie sud du pays (Sfax - Gafsa) ainsi que les lignes Metlaoui-Redeyef et Moularès-Kasserine sont destinées au transport du phosphate des mines de Gafsa. La Compagnie nationale des chemins de fer a estimé que le transport de marchandises était d'environ 11,6 millions de tonnes en 2013.

La compagnie ferroviaire tunisienne a dans son système 40 trains de fret par jour pour desservir tout le pays et 24 trains sur l'axe Tunis-Sfax-Gabès Sousse- et 10 trains sur les lignes Tunis-Beja-Tunis-Bizerte Ghardimaou et deux trains pour le transport marchandises à destination et en provenance d'Algérie. Le système de transport a travaillé conjointement avec le système routier pour assurer un service porte à porte ou depuis les dépôts, les usines, les chantiers navals et les ports. Le train s'arrête au port de Radès pour transporter des marchandises à exporter et importer et propose le transport de marchandises vers ou depuis le port de Radès.

### 3. Méthodologie et données

Afin de quantifier l'impact d'une variation du prix du gasoil sur la demande de transport ferroviaire de marchandises, nous calculons l'élasticité au prix du gasoil de la demande de transport ferroviaire exprimées en tonnes km (TKM), en nous basant sur le modèle exprimant la demande de transport à long terme en fonction du PIB et du prix du gazole :

$$\text{Log}(TKM_t) = a_0 + a_1 \text{Log}(PIB_t) + a_2 \text{Log}(Pgasoil_t) + u_t \quad (1)$$

Où  $TKM_t$  est la demande de transport ferroviaire exprimée en tonnes kilomètres à la période t,

$PIB_t$  est le revenu réel par capital à la période t et  $Pgasoil_t$  est le prix du gasoil à la période t.

Cette spécification est de la forme log-log, les coefficients estimés donnent directement les élasticités entre les variables explicatives et la demande de transport ferroviaire des marchandises.

La découverte que plusieurs séries temporelles économiques peuvent contenir une racine unitaire a stimulé le développement de la théorie de l'analyse des séries temporelles non-stationnaires. (ENGLE & GRANGER,1987) montrent qu'une combinaison linéaire de deux ou plusieurs variables non stationnaires peut être stationnaire. Si une telle combinaison linéaire stationnaire existe, alors les séries non-stationnaires sont dites cointégrées.

La combinaison linéaire stationnaire est appelée l'équation de cointégration et peut être interprétée comme une relation d'équilibre de long-terme entre les variables.

La présence d'une relation de cointégration constitue la base de la spécification à correction d'erreur. Ceci est prouvé à l'aide du théorème de représentation de GRANGER qui montre que si  $y_t$  et  $x_t$  sont I(1) et cointégrés, alors il existe une représentation à correction d'erreur vectoriel.

D'une manière générale, le modèle VECM (Modèle à correction d'erreur vectoriel) s'écrit comme suit:

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-k} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} y_{t-(k-1)} + u_t \quad (2)$$

Où

$$\Pi = \left( \sum_{i=1}^k \beta_i \right) - I_N \quad \text{et} \quad \Gamma = \left( \sum_{j=1}^i \beta_j \right) - I_N$$

La matrice  $\Pi$  peut s'écrire en produits de deux matrices  $\alpha$  et  $\beta'$  soit :

$$\Pi = \alpha \beta'$$

Où  $\alpha$  le vecteur est la force de rappel vers l'équilibre et  $\beta$  le vecteur de paramètres d'ajustement (vecteur de coefficients des relations de long terme).

Le test de Johansen sera donc centré sur l'examen de la matrice de coefficients de long terme. À l'équilibre, tous les  $\Delta y_{t-i}$  sont nuls et de ce fait,  $\Pi y_{t-k} = 0$ . Dans cette optique de croissance équilibrée, le test de cointégration à la Johansen est calculé en cherchant le rang de la matrice via ses valeurs propres.

Ainsi, à aide de la méthode de maximum de vraisemblance, Johansen parvient à proposer deux tests pour déterminer les valeurs propres non nulles correspondant aux  $r$  relations de cointégration :

$$\lambda_{trace(r)} = -T \sum_{i=r+1}^N I_n (1 - \hat{\lambda}_i)$$

et

$$\lambda_{trace(r,r+1)} = -T I_n (1 - \hat{\lambda}_i)$$

Où  $r$  est le nombre de vecteur de cointégration sous l'hypothèse nulle et  $\lambda_i$  est la valeur estimée de la  $i$ ème valeur propre de la matrice  $\Pi$ .

La statistique  $\lambda_{trace}$  est associée au test où l'hypothèse nulle que le nombre de vecteur de cointégration est inférieur ou égal à  $r$  contre l'hypothèse alternative qu'ils sont supérieurs à  $r$ . Dans l'hypothèse où les variables ne sont pas cointégrées, le rang de  $\Pi$  sera significativement différent de zéro, alors  $\lambda_i \approx 0 \forall i$ .

Ainsi, l'hypothèse nulle sera rejetée si la statistique  $\lambda_{trace}$  ou  $\lambda_{max}$  est supérieure à la valeur lue dans la table simulée par (Johansen & Juselius, 1990). Ce test s'effectue par séquence. Ainsi, si  $H_0 : r = 0$  est rejeté, on teste  $H_0 : r = 1$ , si de nouveau celle-ci est rejetée, on teste  $H_0 : r = 2$  et ainsi de suite.

La base de données pour la demande de transport ferroviaire de marchandise est fournie par l'institut national de statistique de Tunisie (INS). Pour le prix du gasoil, nous retenons le prix annuel hors taxe, issu de l'agence nationale pour la maîtrise de l'énergie (ANME). L'indicateur de l'activité économique est le Produit Intérieur Brut publié par la banque mondiale. Notre période d'analyse s'étale de 1975 à 2018.

Le tableau 1 décrit quelques statistiques descriptives de la base de données.

**Tableau 1 : statistique descriptive**

Variables	Description	Moyenne	Médiane	Ecart-type
TKM	la demande de transport ferroviaire exprimée en tonnes kilomètres	5.889146	5.86643	0.170659
PIB	le revenu réel par capital	7.658919	7.684094	0.090635
PGASOIL	le prix du gasoil	7.935898	7.938248	0.213677
Observations		37	37	37

**Source : l'estimation de l'auteur**

Dans l'analyse empirique, nous testons l'existence d'une relation de long terme entre les variables du modèle (1) en appliquant des techniques de cointégration (procédure Johansen). Afin de saisir la dynamique à court terme (élasticités), nous utilisons des estimations de modèles vectoriels à correction d'erreur (VECM) et employons les fonctions de réponse impulsionnelles et l'analyse de la décomposition de la variance.

#### 4. Analyse empirique

Le tableau suivant présente les résultats du test de non stationnarité ADF (Augmented Dickey-Fuller) pour chaque série.

**Tableau 2 : test de racine unitaire**

série	Statistique de test ADF		
	Niveau	Différence	Conclusion
		Première*	
TKM	0.681957	-3.908531	I(1)
PIB	-1.529007	-4.824743	I(1)
PGASOIL	-0.149989	-3.506305	I(1)

\*Toutes les régressions incluent une constante dans les niveaux et dans les différences premières à 5%.

**Source : estimation de l'auteur**

Les séries étant toutes non stationnaires et intégrées d'ordre 1, il convient alors de réaliser un test de cointégration afin de rechercher l'existence de relation de long terme entre nos variables utilisées que nous souhaitons estimer.

La raison d'utiliser des techniques de cointégration est que les séries chronologiques non stationnaires peuvent induire à des régressions fallacieuses et donc ne permettent pas d'interpréter statistiquement les estimations. Il existe deux procédures pour estimer la relation de cointégration. La première méthode est la procédure d'estimation en deux étapes (d'Engle & Granger, 1987). La seconde méthode est de (Johansen, 1991) ou (Johansen & Juselius, 1990) par le maximum de vraisemblance. Dans notre papier, nous allons appliquer la technique de (Johansen, 1991). Cette méthode nous permet d'examiner si il ya une relation à long terme entre les variables. La première étape est de choisir la valeur de retards (lag) du système d'équations à plusieurs variables. En réglant la valeur de retard égale à 2, nous nous assurons que les résidus de modèle VAR est bruit blancs (erreurs gaussiennes).

Enfin, la procédure d'estimation pour le modèle VAR assume aucune interception mais déterministe tendance.

Le tableau 3 présente les statistiques de valeurs propres et le ratio du maximum de vraisemblance. Il indique qu'il ya un vecteur de cointégration.

**Tableau 3 : test de cointégration de Johansen**

Hypothèse nulle H0	Valeurs propres	Valeurs critiques à 5%
Modèle (1) TKM		
Valeurs propres		
$r = 0$	25,11017	21,13162
$r \leq 1$	11,76755	14,2646
$r \leq 2$	4,255583	3,841466
Trace		
$r = 0$	41,1333	29,79707
$r \leq 1$	16,02314	15,49471
$r \leq 2$	4,25583	3,541466

Source : Estimation de l'auteur

Après avoir précisé le nombre de relations de cointégration, nous examinons si toutes les variables entrent statistiquement significative dans les vecteurs de cointégration. Tableau 3 rapporte les tests du rapport de vraisemblance comme décrit analytiquement dans (Johansen & Juselius, 1990). Les résultats suggèrent que toutes les variables entrent statistiquement significative dans les vecteurs de cointégration.

Les estimations des paramètres résultant de notre modèle de l'analyse de cointégration sont comme suit:

$$\text{Log}(TKM) = 1,26 \underset{(0,089)}{\text{Log}(PIB)} - 0,87 \underset{(0,216)}{\text{Log}(pgasoil)} + U \quad (3)$$

où les nombres entre parenthèses indiquent les erreurs-standars (standard errors). Tous les coefficients sont statistiquement significatifs et ont des signes attendus. Plus précisément, l'effet de revenu (PIB) sur la demande de transport ferroviare des marchandises est positif et très importante en amplitude (1,26). L'élasticité estimée à long terme du revenu est supérieur à l'unité. Cela signifie qu'une augmentation du PIB par habitant de 1% va augmenter la demande de transport ferroviaire des marchandises de 1,26% (la demande est élastique).

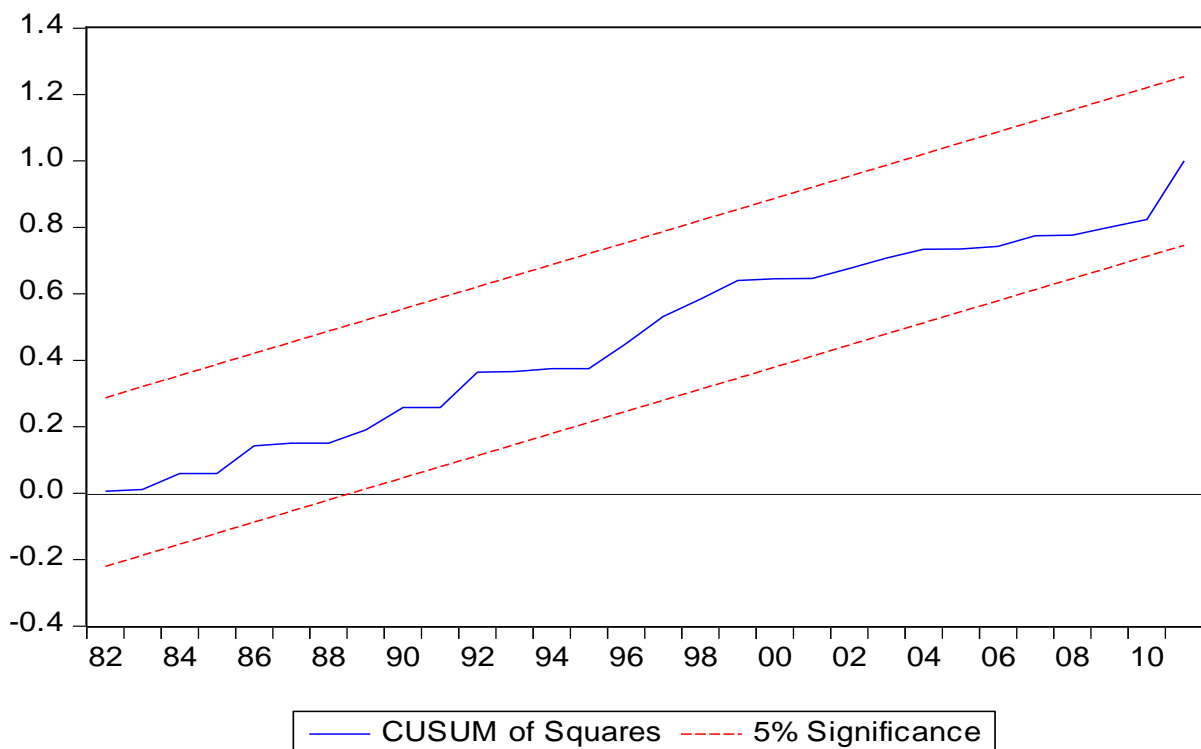
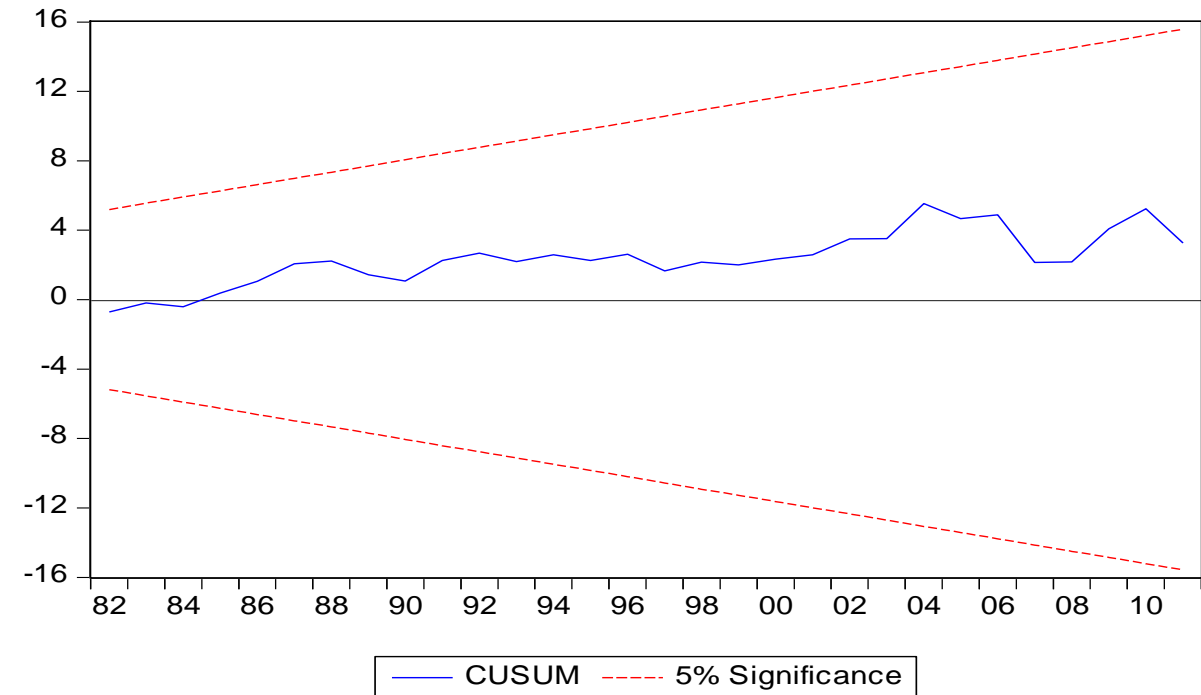
En outre, une augmentation du véritable niveau de prix de gasoil conduit à une diminution du niveau de la demande ferroviaire du transport. L'élasticité estimée est égale à 0,87. La faible amplitude pertinente d'élasticité prix va de pair avec les attentes dans un pays où le transport est totalement dépendant du pétrole pour fonctionner. En outre, la faible sensibilité au prix signifie que la taxation de gasoil peut être une bonne source de revenu à long terme, compte tenu de la substituabilité imparfaite par rapport à l'essence.

La période d'estimation pour cette étude couvre la période quelque peu volatile de l'introduction de l'essence sans plomb (1988) en Tunisie et la mise en œuvre de la mesure de retrait en 1991. Par conséquent, il est crucial de vérifier s'il existe des ruptures structurelles. À cette fin, nous appliquons les techniques d'analyse économétriques empiriques pour saisir les changements possibles dans la demande de transport ferroviaire des marchandises, comme OLS récursifs (tests CUSUM, les résidus récursifs, test de prévisions en une seule étape et les coefficients récursifs). Les résultats indiquent l'absence de rupture structurelle dans l'équation de la demande de transport à long terme (figure 1). Cela signifie que la demande de transport ferroviaire à long terme en Tunisie est inchangée au cours de la période d'estimation.

En outre, aucun signe de changement structurel n'a été trouvé dans l'équation de la demande de transport à long terme qui reflète le faible niveau d'efficacité dans le secteur de l'énergie de

chemin de fer en Tunisie et ça nous rappelle l'économie de densité c'est-à-dire la variation du coût lorsque le trafic augmente à taille de réseau constante. Elle ne fait intervenir que l'élasticité du coût au trafic, toutes choses égales par ailleurs, c'est -à - dire notamment à réseau fixé.

**Figure2 : Estimation récurrente pour de la demande de transport à long terme**



Source: Estimation de l'auteur

### 5. Dynamique à court terme

Après avoir estimé les élasticités à long terme par la procédure de Johansen, nous estimons les modèles vectoriels à correction d'erreurs (VECM) afin d'obtenir des réponses à court terme (élasticités). Le tableau 4 montre les résultats de l'estimation du VECM pour la demande de transport ferroviaire. Tous les coefficients des variables de la demande de transport sont en alignement avec la théorie et sont statistiquement significatives, ce qui implique que, dans le court terme, le transport ferroviaire en Tunisie n'a pas de proches substituts. Élasticité-revenu à court terme est dessous de l'unité et est estimé à 0,357, ce qui implique qu'une augmentation du PIB par habitant de 1% va augmenter la demande de transport à un rythme beaucoup plus lent (0,357%). L'élasticité à court terme par rapport au propre prix de gasoil est estimée à 0,129. La réponse faible de niveau de la demande transport ferroviaire de gasoil à ses propres fluctuations des prix révèle la difficulté des consommateurs à remplacer le gasoil par d'autres produits énergétiques (gaz naturel, hydrogène, etc.).

**Tableau 4 : Résultats du VECM**

Variables	$\Delta TKM$
$\Delta PIB$	0,357
$\Delta P_{gasoil}$	-0,129
$\Delta TKM (-1)$	-0,107
$(ECT)_{t-1}$	-0,5189
Diagnostics	
$R^2$	0,684
Ajusted $R^2$	0,4839
DW	2,29
LM test	0,607
White test	0,48
Arch test	0,54
Chow test	0,83

Source : estimation de l'auteur

Comme prévu, les élasticités à court terme sont plus faibles que leurs homologues à plus long terme satisfaisant le principe de Le chatelier<sup>1</sup>. Le terme de correction d'erreur ( $ECT$ ) <sub>$t-1$</sub>  Est fortement significatif avec un coefficient d'ajustement de 0,51, la demande de transport ajuste vers son niveau de long terme avec environ 51% de cet ajustement.

La fonction dynamique de la demande de transport ferroviaire peut être complétée par d'autres tests, y compris le test d'autocorrélation (test LM), le test d'hétéroscédasticité conditionnelle (test ARCH) et le test de White. En outre, la régression estimée est testée si elle est stable tout au long de l'échantillon, en utilisant le test de Chow. Tous les tests ne rejettent pas l'hypothèse nulle d'absence de décision. En d'autres termes, les statistiques estimées soutiennent la stabilité structurelle de la régression estimée (demande de transport) pour la période examinée utilisé dans l'analyse empirique.

D'une manière générale, l'équation dynamique ci-dessus correspond aux données tout à fait bien, avec  $R^2$  élevé (68%). Les tests statistiques rejettent la présence d'auto-corrélation et hétéroscédasticité. Le test de Chow montre qu'il se s'agit d'aucune rupture structurelle dans la fonction de la demande ferroviaire des marchandises en Tunisie.

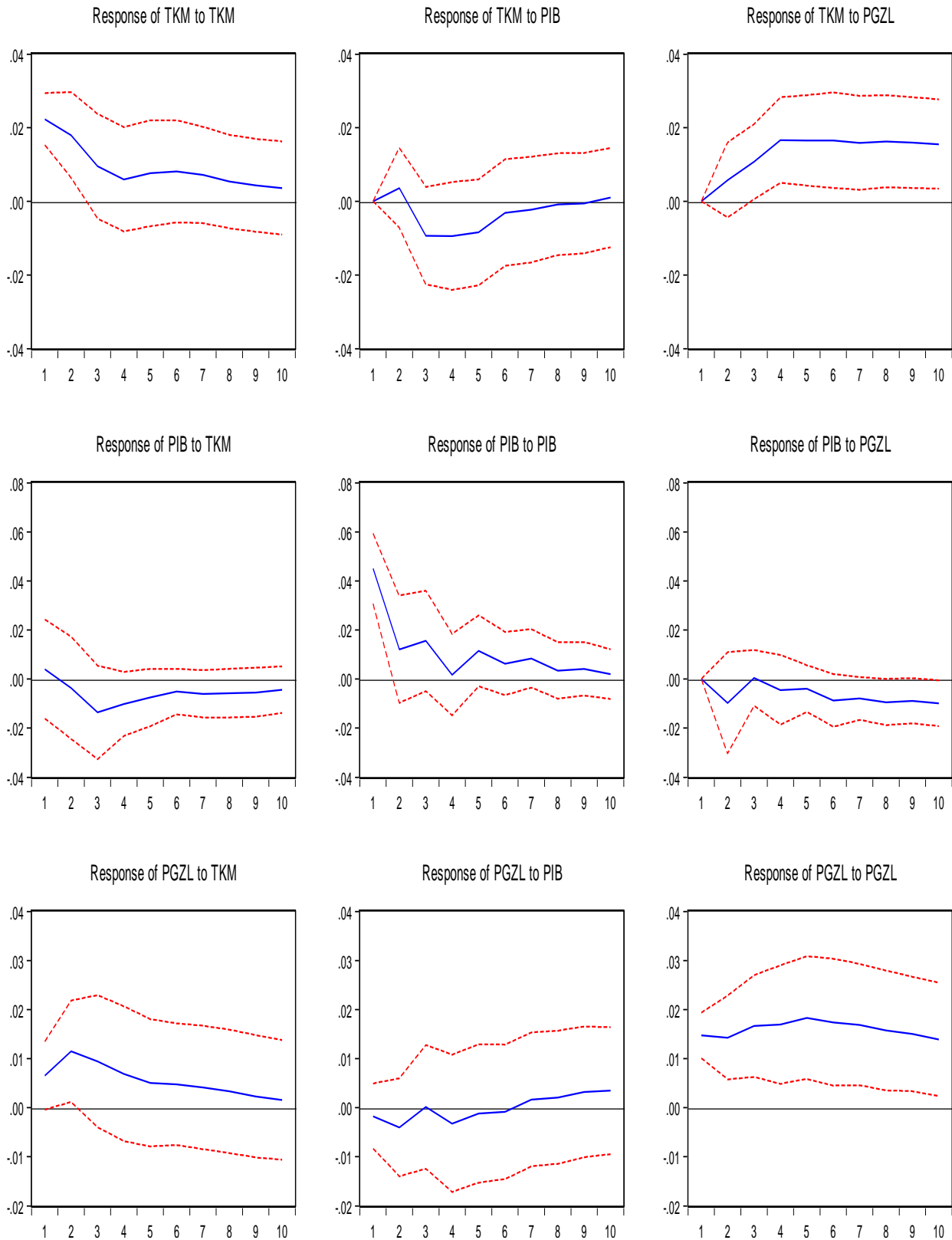
Bien que l'analyse ci-dessus montre qu'il existe des relations à court terme entre les variables, il ne révèle pas le sens de leur relation de causalité. Notre intérêt principal est d'examiner les interactions dynamiques entre la demande de transport et le prix du gasoil. Une autre manière pour obtenir les informations concernant les relations entre les variables est l'estimation des fonctions de réponse impulsionnelles. Ils peuvent indiquer que l'exogénéité ou endogénéité des variables dépendantes au sein de la période de l'échantillon. En d'autres termes, ils ne fournissent pas une indication des propriétés dynamiques du système, ils ne nous permettent de mesurer le degré d'exogénéité parmi les variables au-delà de la période d'estimation. Les fonctions de réponse impulsionnelles pour la demande de transport sont présentées dans la figure 3.

---

<sup>1</sup> Le principe de Le Chatelier-Samuelson implique que l'élasticité prix propre de la demande dérivée des engrais minéraux dans un secteur agricole donné est d'autant plus grande en valeur absolue que le nombre de produits et de facteurs qui peuvent varier en réponse à un changement du prix des engrais élevé.

**Figure3 : fonction de réponse impulsionnelle**

Response to Cholesky One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.



Source : estimation de l'auteur

Ce schéma rapporte la réponse de chaque variable à sa propre innovation et les innovations des autres variables. L'analyse de cointégration indique qu'il existe une relation positive entre la demande de transport et de revenu (PIB); La fonction de réponse impulsionnelle ne semble pas confirmer cette relation.

De la première ligne du diagramme, il devient clair que l'effet d'un choc du PIB sur la demande de transport est négatif et significatif pour une période de quatre années. Environ la réponse de la demande de transport à un choc de son prix est inférieure à 0,01% par an, ce qui signifie qu'une augmentation de 1% du prix de gasoil provoque une légère diminution (0.01%) de la consommation de transport.

### **Conclusion et implications des politiques économiques**

Dans cet article, nous avons essayé de déterminer les principaux déterminants de la demande de transport ferroviaire des marchandises en Tunisie. À cette fin, nous avons estimé les élasticités de revenus et des prix de gasoil pendant la période 1975-2011. Les techniques de cointégration ont été appliqués pour estimer la demande de transport ferroviaire et d'examiner les élasticités du revenu et des prix à court et à long terme. Afin de saisir la dynamique à court terme de la demande ferroviaire en Tunisie, nous avons utilisé la méthodologie du (VECM).

L'analyse empirique a révélé certaines caractéristiques structurelles très utiles de la demande de transport ferroviaire en Tunisie. Tout d'abord, dans le long terme, la demande de transport semble être inélastique au prix et élastique au revenu.

En outre, il n'y a pas un changement structurel de la demande ferroviaire, ce qui est probablement dû à la faible efficacité du secteur ferroviaire en raison de faible degré de substituabilité entre les sources d'énergie. La conclusion ci-dessus peut également être établie en utilisant les résultats des techniques de MCO récursives et le test de Chow qui indiquent une stabilité structurelle dans la demande d'énergie de transport en Tunisie. Les élasticités obtenues dans cette étude pourraient être utilisés pour une analyse plus approfondie de la politique. Les élasticité-revenu de long terme sont plus élevés que les élasticités-revenu de court terme signifie que la réponse de la demande de transport ferroviaire sera plus grande dans le long terme qu'à court terme. Des niveaux élevés des élasticités-revenu de long terme indiquent que la demande de transport en Tunisie est susceptible d'augmenter assez fortement que le PIB. Compte tenu du fait que le PIB en Tunisie n'a cessé de croître au cours des cinq dernières années et que cette tendance se poursuivrait dans les prochaines années, si le gouvernement ne met pas en œuvre des mesures sérieuses pour la conservation de l'énergie.

Deux des mesures les plus efficaces qui pourraient être utilisées afin de surmonter le problème de la demande de transport ferroviaire d'énergie sont le développement de l'infrastructure routière combinée avec le transport en commun (autobus consommé de gaz, l'expansion des lignes de métro, etc.). Il doit être mentionné que les élasticités de revenu ont tendance à être plus faible dans les pays développés à revenu élevé que dans les pays moins développés comme la Tunisie. Cela signifie que le secteur de l'énergie de transport ferroviaire des marchandises tend à être plus sensible aux fluctuations de revenus qu'elle ne l'est dans d'autres pays plus avancés.

Le système ferroviaire tunisien doit converger vers un modèle d'organisation monopolistique, public, intégré.

Il faut avoir également une nouvelle réglementation qui conduise à repenser les systèmes ferroviaires en les ouvrant davantage à la concurrence, sur la base d'une séparation entre les activités de transport et de gestion de l'infrastructure.

Il s'agit aussi de tenir compte de la structure des coûts, afin que la partition des réseaux n'engendre pas des économies d'échelle par la perte du bénéfice des rendements croissants.

Il faut ensuite maximiser les externalités positives qui résultent de l'unicité des systèmes tarifaires, informationnels et commerciaux. Il s'agit de veiller au fait que les marchés soumis à appel d'offre puissent être véritablement disputés à l'opérateur historique par de nouveaux entrants. La concurrence qui s'instaure alors incite à l'effort et réduit les rentes informationnelles du monopole ; elle soulage ainsi les finances publiques régionales, au détriment du bien-être des entreprises. Il convient enfin de tenir compte des coûts de transaction occasionnés par les procédures d'appel d'offre et les suivis contractuels. Plus les marchés délégués sont nombreux, plus la gestion de l'ensemble est coûteuse, ce qui contribue à réduire le surplus social.

Les résultats de notre étude ont des implications pour les politiques et stratégies qui devraient être entreprises par le gouvernement tunisien. L'augmentation de la demande d'énergie dans le secteur du transport ferroviaire en raison de la croissance économique continue de créer une menace croissante pour les sécurités énergétiques. Un nouveau défi se présente pour les décideurs tunisiens qui les obligent à construire une nouvelle infrastructure ferroviaire nécessaire pour soutenir la croissance rapide de la motorisation privée qui affectera négativement les émissions de GES à long terme. Par conséquent, l'utilisation de modes de transport plus économes en énergie et de technologies alternatives pour le transport ferroviaire devrait être développée et promue par le gouvernement tunisien en vue d'atteindre la durabilité dans le secteur des transports. De plus, le gouvernement doit mettre en place un système de

transport moderne afin d'encourager les passagers à l'utiliser plus souvent. L'utilisation d'instruments économiques tels que la taxation des carburants peut stimuler une utilisation plus efficace de l'énergie. Cependant, un quart de tout le carburant consommé en Tunisie est importé illégalement d'Algérie, ce qui rend difficile la généralisation de l'instrument de taxation des carburants. Les décideurs devraient faire davantage pour renforcer la législation environnementale pour faire face à la demande d'énergie et aux émissions du secteur du transport ferroviaire.

### **Limite de l'étude**

Il existe certaines limites auxquelles les études futures pourraient accorder plus d'attention. Comme ceci n'utilisait que le transport de marchandises ferroviaire pour l'analyse, une future étude pourrait inclure des données de transport de marchandises routier en Tunisie ou par avion. Les recherches futures pourraient inclure les émissions globales de CO<sub>2</sub>, y compris les émissions de carbone de l'aviation internationale. En menant des recherches plus poussées dans ces directions, une meilleure compréhension de la relation causale entre le transport de marchandises, les émissions de CO<sub>2</sub>, les consommations énergétiques et le PIB seront obtenus, et la planification des futurs systèmes de transport sera menée sous des conseils avisés. Pour la future recherche, tous les facteurs au niveau micro, ainsi que ceux au niveau macro (c'est-à-dire les types de pétrole, les futures politiques énergétiques, types de véhicules et incitations pour les technologies vertes, etc.) qui ont un impact direct et indirect sur le fret et la prospérité économique devraient être inclus pour une politique globale dans le secteur des transports.

### **Références**

- Alves D., Bueno, R. (2003) Short-run, long-run and cross elasticities of gasoline demand in Brazil. *Energy Economics* 25(1), 191–199.
- Bauer M. et alii. (2003) Transport and energy demand in Mexico: the personal income shock. *Energy Policy*, 31(2), 1475–1480.
- Belhaj M. (2002) Vehicle and fuel demand in Morocco. *Energy Policy*, 30(1), 1163– 1171.
- Bergel R. (2002) Modélisation trimestrielle des trafics de voyageurs et de marchandises. Formats trimestriel et semestriels. Agrégats macro-économiques base 1995. Estimation sous eviews et sous SAS. Paris, Arcueil : INRETS, 65p.
- Coto P. et alii. (2005) Determinants of demand for maritime imports and exports. *Transportation reaseach*, 4(4), 357-372.
- Deb K., Filippini M. (2013) Public bus transport demand elasticities in India. *J. Transp. Econ. Policy*, 2(3), pp. 419–436.

Fogel R. (1962) A quantitative approach to the study of railroads in American economic growth: A report of some preliminary findings. *The Journal of Economic History*, 1(22), 163-197.

Garrido R. (2000) Spatial interaction between the truck flows through the Mexico-Texas border. *Transportation research*, 1(1) pp. 23-33.

Ghazouani S., Goated M. (1993) Analyse micro-économétrique de la demande de transport urbain pour la ville de Tunis. *Economie & prévision*, 11(2), 47–62.

Jarboui S. et alii. (2012) The efficiency of public road transport: a literature review via the classification scheme. *Public Transp*, 2(22), pp. 101–128 (2012).

Johansen S. (1992) Cointegration in partial systems and the efficiency of single-equation analysis. *Journal of Econometrics*, 5(52), 389– 402.

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*, 3(52), 169– 210.

Kulshreshtha M et alii.(2001) Amultivariate cointegrating vector autoregressive model of freight transport demand: evidence from Indian railways. *Tranportation research*,1 (1), 1-72.

Lahiri K., Yao W. (2006) Economic indicators for US transportation sector. *Transportation reseach*, 22(10), 872-887.

Lenormand A. (2002) Prévisions dans les modèles cointégrés avec rupture: Application à la demande de transports terrestres de marchandises et de voyageurs. Thèse pour le doctorat en sciences-économiques, Université Paris 1 Panthéon-Sorbonne, 583p.

Matas A., Raymond J.L. (2003) Demand elasticity on tolled lotorways. *Journal of transportation ans statistics*, 23(2), 91-108.

Ramathan R. (2001) The long-run behaviour of transport performance in India: a cointegration approach. *Transportation research*, 1(1), 3-12.

Sabir H.(2020) Pratiques de la grande distribution alimentaire et performance de la logistique urbaine : revue de littérature. *Revue Internationale du Chercheur*, 1(2), 456 – 474.