



Munich Personal RePEc Archive

Robust estimation of the Equations of Punctual contaminated Imports

Ghassan, Hassan B.

Sidi Mohamed Ben Abdullah University

1 March 2001

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/56429/>
MPRA Paper No. 56429, posted 18 Nov 2014 00:28 UTC

Estimation Robuste des Equations d'Importation à Contamination Ponctuelle

Ghassan Hassan¹

Abstract

The paper aims to model the outliers of the importation equations by using recursive robust estimation methods. Firstly, we use the test of Belsley to detect the aberrant points in the Moroccan importation data such agricultural machinery, sea boats, electric generators, motors-generators. We use robust method to estimate long-run and short-run equations of imports via many robustness functions. The findings exhibit interesting elasticities to price and to revenue and show the adjustment rate of each type of imported products.

Keywords

Punctual contaminated Imports, Robust estimation, LR Elasticities, SR Elasticities, Morocco.

Classification JEL C51, C52, F14 et F31

1 Introduction

Les séries économiques et financières peuvent comporter des points aberrants, qui sont dus à des causes plus ou moins imprévisibles. L'objet de ce papier est de traiter les composantes des importations des produits d'équipements sur la période 1970 à 1997 de l'économie marocaine, ce qui permet d'exhiber la source des points aberrants comme l'importation des avions ou des bateaux (Hurtel 1997). Les observations aberrantes peuvent exercer des effets de contamination à court et à moyen terme, notamment sur les importations des produits manufacturés. L'estimation par des méthodes robustes récursives (WRLS) utilise des fonctions de poids, pour réduire les effets de contamination ponctuelle vis-à-vis des observations et des résidus, peut aider à mieux évaluer les paramètres de réaction et à raffiner les prévisions surtout à court terme des importations d'équipements par catégories de produits finis. Dans un environnement économique et financier de plus en plus ouvert et libéralisant le fonctionnement de l'économie à l'import et à l'export, ce papier apportera un éclairage chiffré des élasticités à court et à long terme des importations d'équipements par types de produits en utilisant les techniques de cointégration et via des résidus robustes.

2 Détection des points aberrants

Les différents secteurs d'activité économique importent une variété de produits de l'extérieur. Cette demande sectorielle adressée à l'économie mondiale présente des points aberrants, dont la détection permettra d'améliorer la prévision des importations des produits finis. A partir de la nomenclature statistique du commerce extérieur de l'Office des Changes, les produits finis d'équipement PFE retenus comprennent les : tracteurs agricoles TAG, machines outils agricoles MOA, bateaux de mer BTM puis machines, générateurs-moteurs électriques, batteries et pièces détachées PFI. Ces différents produits représentent environ le cinquième des importations d'équipement, le reste est constitué des autres produits manufacturés AUT. Les variables TAG et MOA sont regroupées pour obtenir la variable AGR. Les importations réelles utilisent les indices des prix à l'importation, qui tiennent

¹ Professeur Assistant, Département de sciences économiques-Groupe de Recherches et d'Etudes en Econométrie, Faculté des sciences juridiques, économiques et sociales de Fès. BP 42A Dhar ElMahrez, Fès, Maroc. Tel : (212.5) 64.05.80 E-Mail : hbghassan@yahoo.com

compte des droits de douane, confectionnés à la Direction des Etudes et des Prévisions Financières (Service Base de données).

Le critère statistique de [Belsley et al. \(1980\)](#) permet de détecter la présence ou l'absence de points aberrants dans une série statistique à partir d'un modèle auto régressif de premier ordre sans constante avec des variables en niveau.²

Le critère de détection consiste à comparer les éléments de la diagonale de la matrice $[I - M_x]^{-1}HI$ à la quantité $\frac{2k}{T}$ où³ M_x est la matrice idempotente de ces variables explicatives du modèle. A chaque fois qu'un élément de la diagonale est supérieur à $\frac{2k}{T}$ alors le point correspondant est aberrant.

Sur les trois dernières décennies, les résultats donnent huit points aberrants pour la variable agrégée importation des produits d'équipement. Quant aux différentes composantes d'importation d'équipement, les résultats sont les suivants:

variables	agr	agrc	pfi	pfic	aut	autc	btm	btmc	pfe	pfec
points aberrants	1986	1991	1977	1991	1991	1991	1977	1991	1991	1991
	1991	1991	1991	1991	1992	1992	1982	1982	1992	1992
	1994	1994	1993	1993	1993		1986		1993	1993
	1996	1996	1996		1994	1994	1989	1989	1994	
	1997				1995		1990	1990	1995	
					1996				1996	
					1997				1997	

La présence des points aberrants est liée à la conjoncture économique nationale et à l'environnement international ([Achiq et al. 1999](#)). Pour l'importation des tracteurs agricoles, les années de sécheresse semblent infléchir l'importation du secteur agricole. Le répit de l'achat des bateaux de mer tient vraisemblablement aux tensions sur les marchés internationaux dus à la guerre du golfe et à la hausse des prix d'importation sur les marchés extérieurs. L'importation des chaudières a marqué un pic observé en 1993, qui semble relever du secteur de l'industrie agroalimentaire et des industries de la chimie.

Les points aberrants réels et nominaux diffèrent par date et par fréquence. En effet, le point aberrant peut découler soit d'une quantité demandée d'importation très élevée, soit d'une forte hausse des prix des produits manufacturés. Ces deux facteurs ne sont pas indépendants eu égard aux mécanismes d'offre et de demande sur les marchés de ses produits. Il semble que l'effet combiné de ces deux facteurs conduit à plus de points aberrants que lorsque l'un des facteurs est isolé.

Les équations de demande réelle d'importation ([Zeily 1996](#), [Goldsmith and Khan, 1988](#), [Kinal and Lahiri 1989](#)) s'expliquent notamment par le produit intérieur brut Y , les prix relatifs⁴ p i.e. taux de change réel et l'investissement I comme variable de tension eu égard au taux d'utilisation des équipements et au démantèlement tarifaire des droits de douane. En supposant que les variations de la demande d'importation s'adaptent suivant un processus d'ajustement géométrique partiel exprimé par $M_t/M_{t-1} = (M_t^d/M_{t-1})^\delta$ où δ est le taux

² Ce modèle régresse la variable retardée sur la variable contemporaine. Malgré l'hétéroscédasticité des résidus, détectée par le test de White, les moindres carrés ordinaires sont appliqués pour identifier les points aberrants.

³ k et T sont des nombres respectivement de variables explicatives et d'observations.

⁴ Les prix relatifs sont calculés par le rapport entre les prix à l'importation et le prix implicite du produit intérieur brut.

d'ajustement partiel, ceci justifie la prise en compte de M_t dans l'estimation des équations d'importation des produits manufacturés.

La modélisation des équations de demande d'importation de produits finis utilise des variables soit en niveau, soit en logarithme. Ces dernières sont en principe plus intéressantes, car les paramètres s'interprètent en termes d'élasticités. Mais, chacune des deux spécifications correspond à des hypothèses économiques implicites⁵. Le test PE⁶ de [MacKinon et al. \(1983\)](#) permet de choisir parmi les deux spécifications. Ce test s'est avéré infructueux pour les équations de demande d'importation par groupes de produits.

La modélisation avec des variables en logarithmes est avantageuse, car le test de détection des points aberrants montre qu'aucune variable en logarithmique ne présente visiblement de points aberrants. D'autant plus que le test de non-stationnarité n'est pas toujours concluant dans le cas d'une série à contamination ponctuelle.

3 Tests ERS de non-stationnarité

La méthode des moindres carrés ordinaires ne donnent pas des estimateurs efficaces pour des séries à points aberrants ou contaminées par des points aberrants eu égard à l'importance de la variance et à la non-stationnarité. Le lissage logarithmique a permis de constituer des séries « faiblement décontaminées » des points aberrants.

Au préalable, le test de racine unitaire est appliqué pour déterminer le degré d'intégration des variables en logarithmes d'importations des produits manufacturés. Le test ADF présente de manière asymptotique une puissance unité, il a une puissance très faible pour les échantillons à petite taille⁷. Pour remédier à ce manque de puissance, le test [Elliott, Rothenberg and Stock \(1996\)](#) est utilisé, car il est plus performant.

Ce test consiste à déterminer si la variable admet une racine unitaire contre l'hypothèse alternative de stationnarité i.e. x est $I(0)$. Toutes les variables sont non-stationnaires au seuil de signification de 1% avec une valeur de -2.67 . La statistique $N(2)$ de Jarque-Bera montre que la série $lpfic$ s'éloigne d'une distribution normale. Les résultats du test ERS sont les suivants avec le degré d d'intégration des variables:

Séries	lagrc	lpfic	lautc	lbtmc	lpfec	lpibc	lpibac	lpibhac	linvc	linvpc
lag	1	1	3	2	3	3	4	2	3	2
ERS	-1.704	-0.872	-1.583	-1.998	-1.425	-0.103	-0.277	-0.132	-1.114	-1.534
d	1	1	2	1	2	2	2	2	2	2
N(2)	1.549	9.077	1.594	0.852	1.565	1.568	1.487	1.584	1.699	1.644
Prob.	0.461	0.011	0.450	0.652	0.457	0.456	0.475	0.452	0.427	0.439

La non-stationnarité des variables d'importation suggère d'estimer des relations dynamiques de long terme avec des méthodes appropriées, permettant d'éviter les biais de contamination.

⁵ La spécification en niveau exprime que la demande désirée M_t^d est égale à la demande effective, alors que la spécification en logarithme exprime que l'offre est parfaitement élastique de telle sorte que les prix à l'importation sont considérés exogènes dans la fonction de demande d'importation des produits manufacturés.

⁶ Il teste une spécification linéaire versus une spécification en logarithme en ajoutant dans chaque équation les résidus de l'autre.

⁷ Ce qui rend très difficile la distinction entre processus stationnaire et non-stationnaire. Le test ERS repose sur l'élimination des composantes déterministes et les régressions sont réalisées sur des séries quasi-différenciées.

4 Estimations des équations cibles de long terme des importations (Gonzalo 1994)

Le modèle économique de base fait référence à l'effet positif du revenu, à l'effet négatif des prix relatifs, à l'effet d'inertie et à l'effet indirect d'accélérateur, car les entreprises achètent leurs équipements de l'extérieur. L'estimation des modèles d'équilibre statique de long terme⁸ i.e. équations de cointégration des demandes d'importation d'équipements utilise le modèle suivant en omettant la variable dynamique de la variable à expliquer:

$$\ln(M_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(M_{t-1}) + \alpha_2 \ln(p_t) + \alpha_3 \ln(Y_t) + \alpha_4 \ln(I_t)$$

Séries	lagrc	lautc	lautc	lautc	lpfic	lbtmc	lpfec
Méthodes	LS	LS	WRLS	WGMM	2SLS ⁹	LS	2SLS
cste (t-Student)	-5.366 (-2.78)	0.712 (0.32)	0.409 (0.03)	-1.191 (-0.58)	3.594 (0.55)	-0.851 (-0.11)	1.460 (0.58)
lpibac	1.166 (3.83)						
lpibc		0.690 (2.39)	0.689 (5.93)	0.777 (4.03)		-2.672 (-2.41)	0.696 (2.33)
lpem		-0.796 (-2.07)	-0.746 (-5.54)	-0.656 (-3.50)	-2.060 (-2.23)		-0.870 (-2.07)
linvac	0.137 (0.659)						
linvxc					0.965 (1.74)		
Linvc						3.440 (2.42)	
lpfec(-1)							0.369 (1.99)
lbtmc(-1)						0.466 (2.75)	
lpfic(-1)					0.341 (1.95)		
lautc(-1)		0.414 (2.34)	0.471 (5.22)	0.442 (3.79)			
lagrc(-3)	-0.301 (-1.88)						
R ²	63.83	85.33	99.81	85.03	49.14	44.31	80.23
SER	0.222	0.185	0.047	0.192	0.582	0.758	0.211
DW	2.49	1.20	1.70	1.125	1.85	2.01	1.32
LM (prob.)	1.617 (0.203)	4.728 (0.029)	3.370 (0.066)	4.791 (0.091)	0.267 (0.604)	0.011 (0.916)	3.201 (0.201)

Sur la base du degré d'intégration des variables intervenant dans chaque équation, la première étape du test CRDW d'Engels et Granger montre que la valeur de DW est supérieure à la valeur critique au seuil de 1% soit 0.511. Les relations d'importation des produits d'équipement ainsi décrites expriment chacune une relation de cointégration au seuil de signification de 1%. Mais, la statistique CRDW n'est pas suffisante pour garantir l'existence d'une relation de cointégration. D'où l'importance du test ERS sur les résidus de chaque relation.

⁸ A l'équilibre, l'élasticité revenu est estimée à 0.843 pour la demande tous produits d'équipements confondus, alors que celle de la demande de produits manufacturés autres que les équipements industriels et agricoles est estimée à 1.072. Quant aux élasticités taux de change, elles sont respectivement de -1.778 et -1.767. Pour les variables lpfic et lautc, les résidus suivent un processus ARMA(1,1).

⁹ La covariance entre les variables explicatives comme les prix relatifs et les erreurs n'est pas toujours voisine de zéro, la méthode 2SLS permet de briser ce biais de simultanéité et améliore relativement la qualité des estimateurs.

D'autant plus, le test LM de Breusch-Godfrey relative à la corrélation sérielle¹⁰ montre que seule l'équation lautc s'avère infructueuse, ce qui exige de revoir soit la spécification soit la méthode d'estimation. Même à l'aide du modèle autorégressif de premier ordre AR(1) suite à l'autocorrélation des résidus, le test LM exhibe toujours la présence d'une corrélation sérielle même en appliquant la méthode GMM où le test LM est égal à 0.005 largement inférieure à 0.029 obtenu par la méthode LS. Le test ARCH montre que cette relation ne souffre pas du problème d'hétéroscédasticité conditionnelle autorégressive des résidus.

La présence de points aberrants au niveau des séries brutes conduit à des variances élevées des observations et des résidus, ce qui suggère d'utiliser des procédures d'estimation robuste comme les moindres carrés récursives pondérés WRLS i.e. itérations robustes. Ces techniques permettent d'obtenir des estimateurs robustes où les pondérations sont des fonctions de robustesse¹¹ de type Mallow comme celles de [Beaton-Tuckey BT](#), de [Cauchy C](#) et de [Welsch W](#) ([Bustos and Yohai 1986](#)).

Le test ERS est réalisé sur les résidus de chaque équation en niveau. En utilisant le critère AIC pour déterminer le nombre de retards, on trouve $p=1$ pour tous les résidus sauf celui de la variable lpfic où $p=3$. Le critère de Newey-West suggère une troncature de retard $q=2$ ¹². Ce test permet de savoir si les résidus sont stationnaires, afin de passer à la deuxième étape de la méthodologie de [Engels et Granger](#). Les résultats du test ERS sur les résidus des relations de long terme provisoires sont les suivants:

Résidus	reslagrc	reslautc	zwrlslautc	zgmmmlautc	reslpfic	reslbtmc	reslpfec
PP	-6.522	-3.125	-3.119	-3.095	-4.348	-4.963	-3.221
ERS	-5.446	-2.919	-3.011	-2.771	-3.494	-2.325	-2.474

Les valeurs critiques au seuil de 5% sont respectivement pour les tests PP et ERS de -1.957 et -1.958 . Ainsi les résidus issus des équations de demande d'importation d'équipements par produits sont stationnaires, ce qui montre que les variables des différentes relations de long terme sont cointégrées. La stationnarité de la variable reslautc n'implique pas l'absence de sa corrélation sérielle.

En déséquilibre, l'élasticité-revenu de long et de court terme de la demande de l'ensemble des produits d'équipements importés est estimée respectivement de 1.103 et 0.696 et l'élasticité prix relatifs de long et de court terme est respectivement de -1.378 et -0.870 . Pour la demande réelle d'importation des produits d'équipements autres que les équipements agricoles, industriels et les bateaux, les élasticités robustes du taux de change sont respectivement pour le court et le long terme de -0.746 et -1.410 . Pour les produits

¹⁰ Le test LM concerne l'hétéroscédasticité conditionnelle autorégressive des résidus.

¹¹ Soient x et y des séries transformées pour les rendre stationnaires, la méthode WRLS consiste à minimiser

l'expression suivante : $\sum_{i=1}^T r_i(\varepsilon_i)(y_i - a - bx_i)^2 = \sum_{i=1}^T \varepsilon_i^2 r_i(\varepsilon_i)$ où, les fonctions robustes de pondération $r_i(\varepsilon_i)$

sont définies comme suit : $r_{i BT} = \left[1 - \left(\frac{\varepsilon_i}{c} \right)^2 \right]^2$, $r_{i C} = \left[1 + \left(\frac{\varepsilon_i}{c} \right)^2 \right]^{-1}$ et $r_{i W} = \exp \left(- \left(\frac{\varepsilon_i}{c} \right)^2 \right)$ avec $\left| \frac{\varepsilon_i}{c} \right| < 1$

où c est une constante qui tient compte de l'étendu maximum d'un intervalle de confiance. Nous retenons la valeur proposé par [Cleveland \(1993\)](#) $c=6m$ où m est la médiane des résidus empiriques. Les observations à résidu large i.e. point aberrant sont ainsi associées à de faible pondération. L'estimation *itérative robuste* a permis de déterminer une relation de long terme pour la variable lautc, l'estimation présentée utilise la fonction robuste BT avec les méthodes LS et GMM.

¹² Cette troncature porte sur les éléments de la matrice de variances covariances des erreurs estimées dont l'hétéroscédasticité et la forme de l'autocorrélation sont inconnues où q représente le nombre d'autocorrélations.

d'équipements industriels importés, l'effet prix est très significatif avec -2.060 comme élasticité de court terme et -3.126 comme élasticité de long terme; en revanche l'effet revenu est non significatif. Par contre, les produits d'équipements agricoles importés sont insensibles aux prix relatifs et possèdent une élasticité revenu de court terme de 1.166 supérieure à celle de long terme de 0.896 .

5 Estimations des équations cibles par la cointégration de Johansen

Le test d'Engels-Granger relatif à la cointégration est suffisant lorsque le terme à correction d'erreur concerne deux périodes t et $t-1$. La technique de cointégration de Johansen serait plus fructueuse eu égard au nombre de variables intervenant dans les équations de demande d'importation des produits d'équipements. Cette technique est basée sur deux tests, le premier teste le nombre de relations de cointégration où l'hypothèse nulle H_0 correspond à au plus un nombre r de relations de cointégration, alors que l'hypothèse alternative postule $r+1$ relations de cointégration. Pour les équations de demande d'importation précédentes $r=3$ i.e. l'importation, les prix relatifs et le revenu ou alternativement l'investissement industriel pour la variable $lpfic$. Le second teste la valeur propre λ maximale,

Séries	lagrc	lautc	lpfic	lbtmc	lpfec
H_0	2	2	2	2	1
λ	0.244	0.342	0.439	0.140	0.383
LR	6.17	8.78	12.15	3.17	11.52
LR à 5%	12.25	9.24	12.25	3.84	12.53
lag	3	3	3	4	3

Sur la base de ce test de cointégration, il est justifié de refuser l'hypothèse nulle d'absence de toute relation de cointégration, car au-delà de $r=2$ il n'existe pas d'autres relations de cointégration pour les quatre premières variables comme le montre les valeurs de LR i.e. λ_{trace} . Pour la variable $lpfe$, il existe une seule relation de cointégration. Ce test exhibe l'existence d'au plus deux relations de cointégration. De même, le test de la valeur propre maximale à partir de la statistique de la valeur propre maximale exprimée par λ_{max} ¹³ confirme l'existence des deux équations cibles, car les valeurs maximales de λ sont inférieures aux valeurs critiques d'Osterwald-Lenum (1992) du test de la valeur propre au seuil de 5%. Les premières relations de cointégration découlant du test de Johansen sont:

Séries	cste	lpibac	lpibc	lpem	linvac	linvxc	linvc	trend	χ^2 ¹⁴
lagrc	-8.411	1.128 (0.12)			0.392 (0.08)			-0.018 (0.005)	47.7
lautc	3.172 (0.83)		1.053 (0.06)	-1.450 (0.10)					102.7
lpfic				-2.313 (0.19)		1.817 (0.31)		0.014 (0.003)	57.2
lbtmc			-0.438 (1.21)				0.870 (1.39)		58.4
lpfec			1.198 (0.06)	-1.106 (0.17)					86.7

L'élasticité dynamique de la demande marocaine adressée à l'étranger pour l'ensemble des produits manufacturés par rapport aux prix relatifs est de 1.106 à long terme. Quant à l'élasticité dynamique par rapport au revenu réel à long terme, il est de 1.198 . Lorsque la croissance économique tendancielle est inférieure à 1%, toute hausse relative de l'inflation d'au moins 1% est susceptible d'infléchir la croissance des importations d'équipements.

¹³ Cette statistique est définie par $-T \ln(1-\lambda_{r+1}) = Q_r - Q_{r+1}$ où $Q_r = -T \sum_{i=r+1}^k \ln(1-\lambda_i)$ est la statistique trace.

¹⁴ χ^2 correspond à la vraisemblance logarithmique. Les valeurs entre parenthèses représentent les écarts types.

6 Estimations des équations dynamiques de court terme

Cette propriété permet d'ajouter un terme de correction d'erreur ECM dans la régression suivante :

$$\Delta y_t = \alpha + \gamma \Delta x_{t-1} + \beta (y_{t-1} - \lambda x_{t-1}) + u_t$$

Le coefficient β de la cible permet de mesurer le taux de déséquilibre de la variable Δy_t , et dont l'ajustement s'opère dans le temps. Il exprime que le déséquilibre dans la demande d'importation des produits d'équipements par catégories de produits manufacturés est susceptible d'être corrigé dans le temps à raison de β . Il est intéressant de le comparer avec le coefficient d'ajustement partiel de la relation dynamique de long terme. Les résultats de l'estimation des équations dynamiques de court terme relatives aux demandes d'importation d'équipements par classes de produits industriels sont présentés comme suit :

Séries	dlagrc	dlautc	dlpfc	dlpfc	dlbtmc	Dlpfec
Méthodes	LS	2SLS ¹⁵	LS	LS-AR	LS	LS-MA
cste (t-Student)	-0.017 (-0.36)	0.015 (0.23)	-0.003 (-0.02)	-0.092 (-0.56)	-0.189 (-1.14)	0.035 (0.67)
dlpibac	1.182 (5.17)					
dlpibc		0.957 (5.08)			3.348 (1.12)	0.789 (2.27)
dlpem	-1.241 (-2.39)	-1.460 (-4.94)	-0.695 (-0.49)	-0.756 (-0.57)		-1.950 (-11.22)
dlinvxc			1.165 (1.41)	1.488 (1.75)		
dlinvc					3.568 (2.75)	
reslpfec(-1)						-0.735 (-4.93)
reslbtmc(-1)					-0.565 (-3.01)	
reslpfc(-1)			-0.667 (-2.59)	-0.871 (-3.01)		
resbtlautc(-1) ¹⁶		-0.795 (-4.14)				
reslagrc(-1)	-1.128 (-4.79)					
d93				1.877 (3.24)		
AR(1)		0.221 (0.67)		0.292 (0.88)		
MA(1)		0.969 (13.61)				0.989 (8.12)
R ²	76.41	75.14	31.04	58.53	56.43	75.01
SER	0.227	0.128	0.654	0.542	0.645	0.141
DW	1.85	1.97	1.77	1.78	1.98	1.85
LM (prob.)	0.002 (0.96)	1.303 (0.25)	1.996 (0.16)	2.359 (0.12)	0.009 (0.92)	0.131 (0.71)
ARCH (prob.)	0.002 (0.96)	0.669 (0.41)	3.685 (0.05)	0.085 (0.76)	0.386 (0.53)	1.071 (0.30)

¹⁵ En appliquant la méthode LS, la valeur du test LM est de 3.125 avec une probabilité de 0.07, la méthode 2SLS brise plus fortement la corrélation sérielle des résidus.

¹⁶ Ce résidu est obtenu par la méthode WRLS avec la fonction de robustesse de Beaton-Tukey.

Dans ces différents modèles à correction d'erreur, le coefficient de la cible de long terme est de signe approprié et significatif au seuil de 1%. Ce résultat est une preuve supplémentaire que les variables des différentes équations de demande d'importation d'équipements sont cointégrées. Le diagnostic de ces modèles dynamiques par plusieurs tests sur le comportement des résidus montre leurs validités.

Les élasticité de court terme des demandes de produits d'équipements par rapport aux prix relatifs sont supérieures à l'unité sauf pour l'importation des machines, générateurs-moteurs électriques et pièces détachées. Quant aux élasticité de court terme par rapport au produit intérieur brut réel, elles sont inférieures à l'unité pour l'ensemble des importations d'équipements et pour les autres importations i.e. sans les équipements agricoles et industriels et sans l'importation des bateaux. En revanche, cette élasticité est supérieure à l'unité par rapport au revenu agricole. Ainsi, quoi que le secteur agricole est privilégié en terme de fiscalité intérieure et à la frontière, ces importations d'équipements sont très sensibles à ces revenus.

Le taux de déséquilibre dynamique ajustable est variable par type de produits d'équipements importés, sa comparaison avec le taux d'ajustement partiel permet de préciser dans quelle mesure les déséquilibres de court terme sont corrigés par rapport à la cible de long terme:

Séries	lagrc	lautc	lpfic	lbtmc	lpfec
Elasticité-prix	-1.241	-1.460	-0.756	-	-1.950
Elasticité-revenu	1.182	0.957	1.488 ¹⁷	3.348	0.789
Taux de déséquilibre	112.8	79.5	87.1	56.5	73.5
Taux d'ajustement	-	47.1	34.1	46.6	36.9

7 Conclusion

Ce papier a permis d'estimer la demande réelle marocaine d'importation des produits d'équipements par type de produits manufacturés sur la période 1970-1997. Il s'avère que l'effet prix et l'effet revenu ou alternativement l'effet investissement jouent des rôles déterminants dans l'explication des différents modèles. La technique d'Engels et Granger avec le test CRDW en deux étapes a permis de prouver que les variables des équations de demande d'importation des produits d'équipements par types de produits sont cointégrées, de telle sorte que l'ajustement dynamique des déséquilibres s'opèrent avec un taux de 73.5% pour l'ensemble des produits manufacturés importés, ce taux s'élève à 87.1% pour les produits d'équipements industriels importés et seulement à 56.6% pour les bateaux importés. Les élasticité prix relatifs et revenu de court terme pour l'ensemble des produits manufacturés sont respectivement de -1.950 et 0.789 . Pour les produits autres qu'industriels et agricoles, elles sont de -1.460 et 0.957 . La technique de Johansen avec le test λ justifie aussi la présence d'une relation de cointégration pour l'ensemble des produits d'équipements importés, avec une élasticité revenu à long terme de 1.198 et une élasticité taux de change à long terme de -1.106 . Il prouve la présence de deux relations de cointégration pour les types de produits manufacturés importés. La relation relative à l'importation des produits d'équipements autres qu'industriels et agricoles exhibe une élasticité-revenu de 1.053 et une élasticité prix relatifs de -1.540 .

Les différents estimateurs associés aux prix relatifs sont significatifs dans les équations de demande d'importation d'équipements et mettent en évidence que cette demande est élastique à long terme sauf pour les produits d'équipements agricoles et les bateaux. Les résultats de l'estimation montrent que le produit intérieur brut réel est corrélé positivement à

¹⁷ Cette élasticité est calculée par rapport à l'investissement industriel.

la demande d'importation d'équipements. Ce qui montre que durant presque les trois dernières décennies, la politique de croissance économique n'a pas réussie à substituer la production nationale industrielle à l'importation de plus en plus élevée des produits manufacturés. De même, le démantèlement tarifaire douanier va permettre d'accélérer les rythmes d'importation. L'élimination des mesures relatives aux subventions et aux facilités accordées aux entreprises nationales pour leurs mises aux niveaux des entreprises concurrentes étrangères, en augmentant l'inflation nationale, risque aussi d'amplifier au moins le recours aux produits manufacturés étrangers.

8 Annexe méthodologique

La présence des points aberrants conduit à des variances élevées des observations et des résidus, ce qui suggère d'utiliser des procédures d'estimation robuste comme les moindres carrés récursives pondérés WRLS i.e. itérations robustes. Ces techniques permettent d'obtenir des estimateurs robustes où les pondérations sont des fonctions de robustesse de type Mallow. La méthode WRLS réduit l'effet des points aberrants et permet de constituer une nouvelle série sans contamination ponctuelle.

8.1 Les M-paramètres

L'estimation par la méthode Lead Absolute Deviation LAD fournit des M-estimateurs, qui sont robustes. Ils sont peu sensibles à la présence des points aberrants, même en assez grand nombre comme pour la variable pfe.

Par définition, un M-estimateur du paramètre θ à valeurs dans \mathbb{R}^p est solution T_n du problème général :

$$\min_{\theta} \sum_{i=1}^n \rho(X_i; \theta)$$

si ρ est suffisamment régulière, l'estimateur T_n est solution de l'équation en θ :

$$\sum_{i=1}^n \Psi(X_i; \theta) = 0 \quad \text{où} \quad \Psi(x; \theta) = -\frac{\partial}{\partial \theta} \rho(x; \theta)$$

Dans le cadre d'une régression, le choix de la fonction $\rho(t) = |t|$ conduit au problème :

$$\min_{\theta} \sum_{i=1}^n |Y_i - \theta X_i|$$

La fonction $\Psi(t)$ est bornée et impaire, ce qui est important pour définir des M-estimateurs robustes. Le M-estimateur est solution de l'équation :

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \text{sign}(Y_i - \theta X_i) = 0$$

La présence des points aberrants suggère d'appliquer la méthode LAD sur des séries différenciées. Lorsque les résidus sont distribués de manière très proche de la distribution de Laplace, les M-estimateurs sont plus efficaces que ceux des moindres carrés ordinaires. Sinon, elle ne permet pas de les améliorer sensiblement.

8.2 Les GM-paramètres

En choisissant une fonction Ψ bornée, on obtient un M-estimateur robuste vis-à-vis des résidus. Malheureusement, cet estimateur n'est pas robuste vis-à-vis des observations aberrantes. Il faut donc considérer une classe encore plus large d'estimateurs.

Des fonctions de poids, comme r_{IC} et r_{IW} sont introduites dans le problème de minimisation, qui s'écrit généralement par :

$$\min_{\theta, \sigma} \sum_{i=1}^n \sigma r_i(x_i) \rho\left(\frac{y_i - x_i \theta}{\sigma}\right)$$

La présence du paramètre d'échelle σ inconnu conduit à chercher des estimateurs $\tilde{\theta}$ et $\tilde{\sigma}$ comme solution de ce problème générale.

Par dérivation en θ : $\sum_{i=1}^n x_i r_i(x_i) \Psi\left(\frac{y_i - x_i \theta}{\sigma}\right) = 0$.

Comme la fonction de poids r_i ne dépend pas du paramètre d'échelle¹⁸, par dérivation on définit la classe des M-estimateurs généralisés i.e. les GM-estimateurs. Ils sont solutions du système suivant :

¹⁸ Les WRLS-estimateurs considèrent des fonctions de poids $r(u_i)$ de manière itérative avec $cu_i = \varepsilon_i$, qui dépend à la fois de θ et de σ .

$$\begin{cases} \sum_{i=1}^n x_i \eta(x_i, \frac{y_i - x_i \theta}{\sigma}) = 0 \\ \sum_{i=1}^n \kappa(\frac{y_i - x_i \theta}{\sigma}) = 0 \end{cases}$$

où η est une fonction de paramètres définie sur $\mathfrak{R}^p \times \mathfrak{R}$, en retenant par exemple la fonction de Huber ou de Tukey type Mallow :

$$\eta(x, u) = \frac{\Psi(x)}{\|x\|} \Psi(u) \text{ et où } \kappa \text{ découle de la dérivée}$$

par rapport à σ d'une fonction composée, en effet $\kappa(t) = \rho(t) - t\Psi(t)$. Dans tous les cas, les GM-estimateurs sont meilleurs que les M-estimateurs. Ils sont robustes à la fois vis-à-vis des résidus et des observations.

8.3 Les M-estimateurs dans un modèle ARMA

Eu égard à la qualité statistique des paramètres, à l'auto corrélation des erreurs et au gain relatif d'efficacité par rapport à la distribution statistique requise, il est important d'utiliser les estimateurs de Box et Jenkins et plus généralement les modèles ARMA.

Soient les observations $(x_t)_{1 \leq t \leq T}$ issues d'un modèle ARMA(p, q) stationnaire et inversible, s'écrivant sous la forme générale :

$$\phi(L)(x_t - \mu) = \theta(L)\varepsilon_t \text{ ou } \varepsilon_t = \theta^{-1}(L)\phi(L)(x_t - \mu)$$

où ε_t est un bruit blanc et μ est la moyenne des observations x_t . $\phi(L)$ et $\theta(L)$ sont les opérateurs auto régressif et moyenne mobile de retards. Les estimateurs de Box et Jenkins sont solution du problème :

$$\min_{\beta} \sum_{t=-\infty}^T E^2(\varepsilon_t / x, \beta)$$

où $\beta = (\phi, \theta, \mu)$ est à valeurs dans \mathfrak{R}^{p+q+1} . Ils sont équivalents aux estimateurs des moindres carrés obtenus en résolvant le problème :

$$\min_{\beta} \sum_{t=1}^T \varepsilon_t^2(\beta / x_{\bullet}, \varepsilon_{\bullet}, x)$$

où les résidus ε_t sont calculés par itérations, en fonction de β donné par les moindres carrés ordinaires et de manière conditionnelle aux observations et aux valeurs initiales $x_{\bullet} = (x_{t-p} \dots x_0)$ et $\varepsilon_{\bullet} = (\varepsilon_{t-q} \dots \varepsilon_0)$, à partir de la formule de récurrence suivante :

$$\tilde{\varepsilon}_t = (x_t - \mu) - \varphi_1(x_{t-1} - \mu) - \dots - \varphi_p(x_{t-p} - \mu) + \theta_1 \tilde{\varepsilon}_{t-1} + \dots + \theta_q \tilde{\varepsilon}_{t-q}$$

Sous l'hypothèse de normalité du bruit blanc, ces estimateurs sont efficaces. Mais, ils sont très sensibles à cette hypothèse de normalité et perdent beaucoup d'efficacité si la distribution F du bruit blanc est une loi normale ou de Laplace contaminée de la forme :

$$F = (1 - \alpha)\Phi_1 + \alpha G$$

où Φ_1 est une loi normale de moyenne nulle et de variance σ^2 , G est une loi à queue de distribution importante et α est un taux de contamination. D'où l'importance de recourir aux M-estimateurs, qui sont solutions du problème général suivant :

$$\min_{\beta} \sum_{i=1}^n \rho(\varepsilon_i)$$

la dérivation aboutit à un système de $p+q+1$ équations, qui se résout par une méthode numérique itérative dont le choix du point de départ β^0 est très important pour la solution.

Les M-estimateurs ne sont pas robustes vis-à-vis d'observations aberrantes. En effet, dans le cas où une faible proportion d'observations de processus ARMA est remplacée par un autre processus (z_t) contaminé (Martin et Yohai, 1986), le processus (y_t) réellement observé est tel que

$$y_t = (1 - \delta_t)x_t + \delta_t z_t$$

où δ_t est un processus de valeurs 0 ou 1. La probabilité d'avoir $\delta_t = 1$ a une valeur assez petite. Car dans le système d'équations définissant β_n , même si on choisit une fonction Ψ bornée, les termes $-\phi^{-1}(L)\tilde{\varepsilon}_{t-j}$ pour $0 \leq j \leq p$ et $\theta^{-1}(L)\tilde{\varepsilon}_{t-j}$ pour $0 \leq j \leq q$ ne sont pas bornés. Ces deux termes correspondent respectivement à $\frac{\partial \tilde{\varepsilon}_t}{\partial \phi_j}$ et à

$$\frac{\partial \tilde{\varepsilon}_t}{\partial \theta_j}$$

D'où le besoin de considérer une autre classe d'estimateurs robustes pour ces modèles de contamination.

8.4 Les GM-estimateurs dans un modèle ARMA

L'introduction d'une fonction de poids w à deux variables et à valeurs dans \mathfrak{R} permet de

définir la classe des GM-estimateurs β_n , solutions de l'équation vectorielle en β :

$$\sum_{t=p+1}^n w\left(\frac{\tilde{\varepsilon}_t}{\sigma}, E_t \sum_n^{-1} E_t\right) \tilde{\varepsilon}_t E_t = 0$$

où E_t est le vecteur à $p+q+1$ composantes défini par :

$$E_t = [\phi^{-1}(L)\tilde{\varepsilon}_{t-1} \cdots \phi^{-1}(L)\tilde{\varepsilon}_{t-p}\theta^{-1}(L)\tilde{\varepsilon}_{t-1} \cdots \theta^{-1}(L)\tilde{\varepsilon}_{t-q} 1]$$

\sum_n est un estimateur de la matrice des covariances $\sum = \sum(\beta_n)$ du vecteur E_t .

Pour avoir des estimateurs robustes, les termes de la somme nulle précédente doivent être bornés. En prenant comme fonction de poids :

$$w(u,v) = \frac{\Psi(u)\Psi(v)}{\sqrt{uv}}$$

L'estimateur β_n est obtenu par une méthode numérique itérative où l'on utilise comme poids à la $(k+1)$ -ième étape de l'itération :

$$w\left(\frac{\tilde{\varepsilon}_t(\beta_n^{(k)})}{s_n^k}, E_t(\beta_n^{(k)}) \sum_n^{-1} E_t(\beta_n^{(k)})\right)$$

où s_n^k est l'écart type empirique des résidus estimés à l'itération k . Dans un modèle AR(p)¹⁹, la classe des GM-estimateurs est robuste pour un choix convenable de w . Dans un modèle comportant une partie moyenne mobile, ces estimateurs perdent leur robustesse. Car, l'expression du résidu en fonction de θ montre qu'une seule valeur aberrante à la date t se répercutera sur tous les résidus ultérieurs $\varepsilon_\tau(\theta)$ pour $\tau \geq t$ avec $\tilde{\varepsilon}_t(\theta) = x_t + \theta x_{t-1} + \cdots + \theta^{t-1} x_1$ lorsque x_t est un MA(1) i.e. $x_t = \varepsilon_t - \theta \varepsilon_{t-1}$. Un très grand nombre de résidus seront contaminées. En effet, avec $\mu=0$ et $\sigma=1$, le GM-estimateur dans un modèle MA(1) de θ est solution de l'équation :

$$\sum_{t=2}^n \eta(\tilde{\varepsilon}_t, \sqrt{1-\theta^2} \frac{\partial \tilde{\varepsilon}_t}{\partial \theta}) = 0$$

$$\text{où } \frac{\partial \tilde{\varepsilon}_t}{\partial \theta} = \sum_{j=1}^{t-1} j \theta^{j-1} x_{t-j}.$$

La non robustesse de la classe des M-estimateurs est due justement à l'absence de robustesse de ces estimateurs relatives aux autocovariances. Même, les GM-estimateurs avec des processus MA(q) perdent leur

efficacité, car les termes de la somme de l'expression de $\frac{\partial \tilde{\varepsilon}_t}{\partial \theta}$ ne sont pas bornés. La présence d'une faible proportion de valeurs aberrantes peut provoquer de très mauvaises estimations.

Une nouvelle fonction est introduite pour définir une classe des estimateurs basés sur les autocovariances empiriques des résidus, les RA-estimateurs.

Dans le cas de perturbations additives où le processus réellement observé est $y_t = x_t + z_t$, cette classe d'estimateurs est moins sensible aux valeurs aberrantes que la classe des M-estimateurs. Mais, la dépendance des résidus avec toutes les observations du passé ne rend pas les RA-estimateurs totalement robustes. D'où l'idée de les rendre robustes en tronquant justement les résidus, ce qui donne les TRA-estimateurs (basés sur les autocovariances empiriques des résidus tronqués).

¹⁹ En supposant $\mu=0$ et $\sigma=1$, le GM-estimateur dans un modèle AR(1) de ϕ est solution de

$$\text{l'équation : } \sum_{t=2}^n \eta(x_t - \phi x_{t-1}, \sqrt{1-\phi^2} x_{t-1}) = 0.$$

Références

Achiq, M., Ghassan, H. et Meslouhi, Kh. (1999) Fluctuations conjoncturelles et croissance tendancielle de l'économie marocaine. GRECO 9901-1, Cahiers du Groupe de Recherches et d'Etudes en Econométrie.

Belsley, D., Kuth, E. and Welsch, R. (1980) Regression Diagnostics : identifying influential data and sources of collinearity. Book Edition John Wiley & Sons New York.

Bustos, C.H. and Yohai, V.J. (1986) Robust estimates for ARMA models. JASA 81, 155-168.

Cleveland, W.C. (1993) Visualizing Data, Hobart Press.

Elliott, G., Rothenberg, T. and Stock, J. (1996) Efficient tests for an autoregressive unit root. Econometrica 64, 813-836.

Goldsmith, M. and Khan, M. S. (1985) Income and price effects in foreign trade. Handbook of International Economics vol.2 Ed. Jones R.W. et al. North-Holland.

Gonzalo, C. (1994) Five alternative methods of estimating long-run equilibrium relationship. Journal of Econometrics 60, 203-233.

Hurtel, T.W. (ed.) (1997) Global Trade Analysis Modeling and Application. Cambridge, CUP.

Kinal, T. and Lahiri, K. (1989) Estimation of simultaneous equations error components models with an application to a model of developing country foreign trade. Department of Economics, State University of New York at Albany, November 1989.

MacKinnon, J., H. White, and R. Davidson (1983). Tests for model specification in the presence of alternative hypotheses. Journal of Econometrics 21, 53-70.

Martin, R.D. and Yohai, V.J. (1986) Influence function for time series. The Annals of Statistics 14(3), 781-818.

Osterwald-Lenum, M. (1992) A note with quantile of the asymptotic distribution of the maximum likelihood co-integration rank test statistics. Oxford Bulletin of Economics & Statistics 55(3), 461-472.

Zeily A. (1996) Commerce extérieur, taux de change et protection tarifaire. Revue Africaine de Développement 8(1), 16-31.