

MODELISATION DE LA PARITE DOLLAR AMERICAIN /DINAR ALGERIEN: APPROCHE BAYESIENNE ET SERIES TEMPORELLES

Nadia Labou¹,
Oumelkheir Moussi²

Résumé:

Dans cet article, on estime dans un premier temps un modèle pour la série dollar Américain /dinar Algérien (\$/DA) issu d'une analyse VAR. Une seconde estimation est menée dans un cadre Bayesien ; le but étant de montrer que les estimateurs bayésiens et les estimateurs du maximum de vraisemblance convergent vers les mêmes valeurs.

Mots clés : Taux de change, Modèle VAR, Densité à priori, Densité à postériori, échantillonnage de Gibbs.

1-Introduction

La modélisation du taux de change représente l'un des sujets de recherche en macroéconomie internationale qui a fait couler beaucoup d'encre durant les dernières décennies. Plusieurs modèles linéaires et non linéaires ont été traités par Meese et Rogoff (1983) pour prédire les dynamiques du taux de change, ils ont montré que le modèle de marché aléatoire fonctionne aussi bien que tout modèle structurel (Modèle à prix flexibles, modèle à prix rigides et modèle à prix rigide intégrant le compte courant), ces derniers ne pouvant prédire les valeurs futures du taux de change. Une étude de Dupuis et Tessier (2000) révèle qu'il existe un lien de causalité significatif entre la productivité et le taux de change réel du Canada et les Etats-Unis dans un cadre bi-varié. Engel et West (2005) ont montré que les fondamentaux tels que les fournitures de l'argent, les sorties et les taux d'intérêt sont intégrés d'ordre 1, un certain lien existe entre les fondamentaux et le taux de change et ce dernier devrait suivre approximativement une marche aléatoire. Un modèle STECM (Smooth Transition Error Correction Model) et la notion de cointégration à seuil a été rappelé par Akin Usupbeyli (2012) qui permet

¹ MAA, Ecole Nationale supérieure de Statistique et d'Economie Appliquée, Kolea,
nadialabou@yahoo.fr

² Pr, Ecole Nationale supérieure de Statistique et d'Economie Appliquée, Kolea,
eokmoussi@yahoo.fr

d'étudier la non linéarité d'ajustement du taux de change vers sa valeur d'équilibre. Il montre que les écarts du taux de change par rapport au taux de change d'équilibre peuvent être persistants à l'intérieur d'une zone de non échange et une fois les déviations du change dépassant le seuil déterminé par les coûts de transaction, elles suivent un processus caractérisé par un retour à la moyenne. Un rapport de recherche dirigé par CARRASCO Marine (2012) a montré que le processus dynamique des déviations des taux de change du dollar Canadien par rapport aux partenaires commerciaux du Canada à savoir les Etats-Unis, le Royaume-Uni, le Japon, et l'Allemagne peut-être modélisé par un modèle non linéaire ESTAR (autorégressif exponentiel de transition lissée).

Dans notre travail une approche séries temporelles multi-variée est utilisée et une analyse VAR des parités $\text{€}/\text{$.}$, $\text{€}/\text{DA}$, $\text{$/DA}$, et le prix de pétrole, a permis l'estimation d'un modèle pour la série $\$/\text{DA}$.

Ce dernier va être ré-estimé dans un cadre bayesien, notre objectif étant de montrer la convergence des estimateurs bayesiens et des estimateurs du maximum de vraisemblance vers les mêmes valeurs.

2-Evolution du taux de change en Algérie

En Algérie le taux de change nominal est mesuré relativement au dollar américain et à l'euro essentiellement. En effet, ces deux monnaies influencent la détermination du taux de change algérien en rapport au poids du dollar comme déterminant du prix des exportations des hydrocarbures et du poids de l'euro dans la détermination du prix des importations.

Les politiques instituant la réglementation de change de la monnaie nationale ont connu quatre phases principales. La première s'échelonne de 1962 à 1970 et est caractérisée par le rattachement de l'Algérie à la zone Franc. En 1963 est institué un contrôle de change avec le reste du monde ainsi que sur le contrôle du commerce extérieur mettant ainsi fin à la libre convertibilité et transférabilité du dinar. En Avril 1964 le Dinar Algérien(*DA*) remplace le Nouveau Franc(*NF*) pour une parité de $1\text{DA}=1\text{NF}$. Durant cette période, l'Algérie adoptait un régime de change fixe.

A partir de 1971, l'Etat va étendre son monopole à l'ensemble de l'économie avec l'instauration notamment du système d'autorisation globale d'importation (*A.G.I*) en matière de commerce extérieur. Jusqu'en 1988 il va œuvrer pour une politique stable où la valeur du dinar sera basée sur un panier de quatorze devise, rendant ainsi stable et surévalué le taux de change dans le but de rendre moins chères les importations.

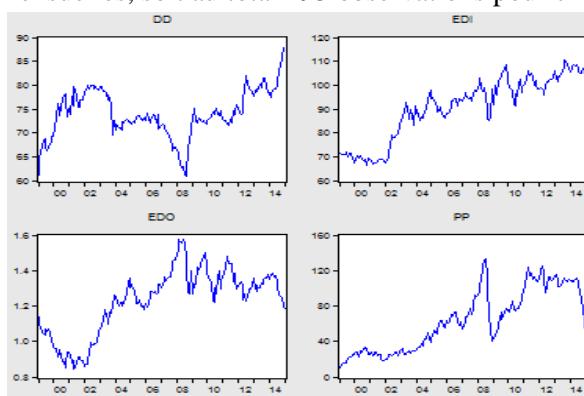
A partir de 1988 et après avoir traversé la crise de 1986 (chute du prix du baril de pétrole et son corollaire, la baisse drastique des revenus des

hydrocarbures exportés), de nouvelles réformes sont mises en œuvre afin de rompre avec le monopole de l'Etat sur le commerce extérieur. Toutes ces mesures vont entraîner l'élimination de la contrainte de rigidité du taux de change du dinar. Ce dernier passe de 5,9DA/\$ en 1988 à 35,05DA/\$ en 1994. A partir du début des années 1990, et dans le cadre des accords avec les institutions financières internationales (FMI et Banque Mondiale), le taux de change connaît des dévaluations importantes et particulièrement en 1994 en préparation au PAS (programme d'ajustement structurel : 1995-1998). La dévaluation avait atteint un taux jamais égalé de plus de 40% opéré par la Banque d'Algérie par le biais de séances de fixing en attendant la création d'un marché interbancaire de change qui aura lieu en 1996. Le régime de change devient ainsi un régime de flottement administré.

Notre travail s'inscrit dans cette problématique qui traite de la modélisation des parités euro/dollar Américain (*edo*), euro/dinar Algérien (*edi*), dollar Américain/dinar Algérien (*dd*), prix du baril de pétrole (*pp*). Pourquoi ces variables particulièrement? Parce que le dollar américain et l'euro sont les principales devises des transactions commerciales de l'Algérie. En effet, les importations sont libellées en euros et les exportations en dollars américains. Par ailleurs, 95% des recettes d'exportations proviennent des hydrocarbures et justifie donc l'intervention de la Banque d'Algérie pour fixer le taux de change de façon unilatéral à la place d'un marché qui demeure inactif.

3-Analyse en séries temporelles

La période d'analyse s'étale de Janvier 1999 jusqu'à Janvier 2015, couvrant des données mensuelles, soit au total 193 observations pour chaque série.



Les graphes des quatre séries montrent une certaine tendance tout au long de la période étudiée puis des fluctuations à la baisse où la hausse selon les périodes d'appréciation où dépréciation, d'où la non stationnarité des quatre séries.

3.1-Test de stationnarité de Dickey Fuller

Avec le test de Dickey Fuller, on va pouvoir tester la stationnarité des quatre séries, pour cela on considère trois modèles définis comme suit:

$$\text{Modèle [1]}: X_t = \varphi X_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\text{Modèle [2]}: X_t = \varphi X_{t-1} + c + \varepsilon_t$$

$$\text{Modèle [3]}: X_t = \varphi X_{t-1} + c + \beta t + \varepsilon_t$$

Avec $(\varepsilon_t)_t$ suite de variables aléatoires indépendantes et identiquement distribuées suivant une loi normale de moyenne 0 et de variance σ^2 .

Par le test de Dickey Fuller, on procède de la manière suivante :

Test de racine unitaire: $H_0: \varphi=0$ contre $H_1: \varphi < 0$

Test de la tendance: $H_0^3: (c, \beta, \varphi) = (c, 0, 0)$ contre $H_1^3: (c, \beta, \varphi) \neq (c, 0, 0)$

Test de la constante: $H_0^2: (c, \varphi) = (0, 0)$ contre $H_1^2: (c, \varphi) \neq (0, 0)$

Les séries	dd	edi	edo	pp	valeurs tabulées
Sous H_0	-1,99	-3,14	-1,66	-2,49	-3,45
Sous H_0^3	1,98	5,02	1,49	1,29	6,49
Sous H_0^2	3,61	2,36	2,08	2,58	4,71

D'après ce tableau les valeurs calculées sous l'hypothèse H_0 sont supérieures à la valeur tabulée de Dickey Fuller, donc on accepte l'existence de racine unitaire. Sous H_0^3 les valeurs calculées sont inférieures à la valeur tabulée de Dickey Fuller alors on accepte la nullité de la tendance pour les quatre séries, enfin sous H_0^2 les valeurs calculées sont inférieures à la valeur tabulée donc on accepte la nullité de la constante, ainsi on conclue que les quatre séries sont de type DS, on doit les stationnariser en effectuant une première différentiation, en notant Ddd, Dedi, Dedo, Dpp les parités dollar/dinar, euro/dinar, euro/dollar et prix du baril de pétrole différenciés.

3.2-Etude de cointégration

Après avoir stationnarisé les quatre séries, on passe au test de cointégration des trois séries du taux de change sans le prix de pétrole qui va être considéré comme variable exogène dans ce qui suit, les résultats sont donnés dans le tableau suivant:

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.028224	8.446426	24.27596	0.9346
At most 1	0.015711	3.092586	12.32090	0.8360
At most 2	0.000702	0.131297	4.129906	0.7651

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.028224	5.353840	17.79730	0.9386
At most 1	0.015711	2.961289	11.22480	0.7937
At most 2	0.000702	0.131297	4.129906	0.7651

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by $b^*S11^*b=1$):				
DD	EDJ	EDO		
-0.076397	0.050312	0.362239		
-0.011331	-0.132029	10.82252		
0.060389	-0.176423	8.932098		

Ce tableau montre l'absence de cointégration entre les trois variables *Dedi*, *Dedo*, et *Ddd*, alors on passe à la modélisation VAR (autorégressif vectoriel).

3.3-Modélisation VAR

Sélection du nombre de retard

Valeur du retard p	avec constante		sans constante	
	AIC	SC	AIC	SC
1	0,676	0,901	0,679	0,833
2	0,546	0,906	0,529	0,838
3	0,597	1,113	0,579	1,044
4	0,679	1,353	0,664	1,286
5	0,748	1,581	0,736	1,517

Le modèle VAR retenu est celui qui minimise les critères d'Akaike (AIC) et Schwarz (SC), dont les coefficients sont significatifs $|t\text{-statistic}| > 1.96$, d'après le tableau ci-dessous :

	DDD	DEDI	DEDO
DDD(-1)	-0.834886 (0.26982) [-3.09427]	-0.452652 (0.47554) [-0.95187]	0.002027 (0.00769) [0.26373]
DDD(-2)	-0.241720 (0.27113) [-0.89154]	-1.191097 (0.47785) [-2.49264]	-0.009005 (0.00772) [-1.16612]
DEDI(-1)	0.652764 (0.22348) [2.92094]	0.139829 (0.39387) [0.35501]	-0.004182 (0.00637) [-0.65708]
DEDI(-2)	0.235596 (0.22718) [1.03707]	1.246518 (0.40039) [3.11330]	0.010940 (0.00647) [1.69075]
DEDO(-1)	-48.61986 (16.2089) [-2.99957]	-15.18405 (28.5674) [-0.53152]	0.271378 (0.46167) [0.58781]
DEDO(-2)	-25.41619 (16.3983) [-1.54993]	-99.255680 (28.9012) [-3.43435]	-0.746344 (0.46707) [-1.59794]
R-squared	0.114970	0.118534	0.040834
Adj. R-squared	0.090789	0.094450	0.014627
Sum sq. resids	315.5800	980.2856	0.256019
S.E. equation	1.313195	2.314442	0.037403
F-statistic	4.754519	4.921720	1.558137
Log likelihood	-316.6262	-423.7336	355.9222
Akaike AIC	3.414034	4.547446	-3.702880
Schwarz SC	3.516947	4.650358	-3.599968
Mean dependent	0.108847	0.170984	0.000637
S.D. dependent	1.377199	2.432149	0.037680

Donc on retient un VAR(2) sans constante.

Etude de causalités entre les trois variables *Ddd*, *Dedi*, et *Dedo*

	DDD	DEDI	DEDO
DDD(-1)	-0.834886 (0.26982) [-3.09427]	-0.452652 (0.47554) [-0.95187]	0.002027 (0.00769) [0.26373]
DDD(-2)	-0.241720 (0.27113) [-0.89154]	-1.191097 (0.47785) [-2.49264]	-0.009005 (0.00772) [-1.16612]
DEDI(-1)	0.652764 (0.22348) [2.92094]	0.139829 (0.39387) [0.35501]	-0.004182 (0.00637) [-0.65708]
DEDI(-2)	0.235596 (0.22718) [1.03707]	1.246518 (0.40039) [3.11330]	0.010940 (0.00647) [1.69075]
DEDO(-1)	-48.61986 (16.2089) [-2.99957]	-15.18405 (28.5674) [-0.53152]	0.271378 (0.46167) [0.58781]
DEDO(-2)	-25.41619 (16.3983) [-1.54993]	-99.255680 (28.9012) [-3.43435]	-0.746344 (0.46707) [-1.59794]
R-squared	0.114970	0.118534	0.040834
Adj. R-squared	0.090789	0.094450	0.014627
Sum sq. resids	315.5800	980.2856	0.256019
S.E. equation	1.313195	2.314442	0.037403
F-statistic	4.754519	4.921720	1.558137
Log likelihood	-316.6262	-423.7336	355.9222
Akaike AIC	3.414034	4.547446	-3.702880
Schwarz SC	3.516947	4.650358	-3.599968
Mean dependent	0.108847	0.170984	0.000637
S.D. dependent	1.377199	2.432149	0.037680

D'après le tableau ci-dessus, on accepte la causalité entre deux variable si (p-value<0.05). Les variables qui causent *Ddd* sont *Dedi* et *Dedo*.

Ainsi le modèle obtenu pour la série dollar/dinar différenciée *Ddd* en faisant introduire la variable *Dpp* et les causalités est le suivant:

$$\begin{aligned}
 Ddd_t = & -0.457598 Ddd_{t-1} + 0.797433 Dedi_t + 0.378515 Dedi_{t-1} \\
 & - 59.07975 Dedo_t - 27.44394 Dedo_{t-1} + \\
 & 0.016871 Dpp_t + \varepsilon_t
 \end{aligned}$$

Ainsi on a obtenu un modèle linéaire pour le taux de change Algérien. Ceci peut s'expliquer par le fait que ce dernier ne fluctue pas aussi librement qu'il le devrait. En effet le panier de devises de référence est fixé par la banque d'Algérie qui procède aux ajustements nécessaires en cas de grandes fluctuations.

La valeur du coefficient de la variable euro/dollar s'écarte significativement de celle des autres coefficients. En effet cette dernière est déterminée sur le

marché international des capitaux et nullement influencé par la banque d'Algérie.

4-Approche bayesienne

Précédemment, on a obtenu un modèle qui explique la parité dollar/dinar (\$/DA), dans cette partie on va essayer de ré-estimer les coefficients de ce dernier par l'échantillonnage de Gibbs et voir si les estimateurs convergent vers les mêmes valeurs.

Le modèle pour la variable Y_t est défini par l'équation suivante:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \beta X_t + \theta X_{t-1} + \psi Z_t + \delta_1 Z_{t-1} + \delta_2 W_t + \varepsilon_t$$

Où Y_t représente la variable *Ddd*, X_t la variable *Dedi*, Z_t la variable *Dedo*, W_t la variable *Dpp* à l'instant t , ε_t étant un bruit blanc de moyenne 0 et de variance σ^2 .

$\alpha = (\alpha_0, \alpha_1, \beta, \theta, \psi, \delta_1, \delta_2)$ et σ^2 sont les paramètres du modèle précédent, considéré comme des variables aléatoires.

4.1-Lois de α et σ^2

Etant donné la loi de (Y_1, Y_2, \dots, Y_N) , la fonction de vraisemblance est donnée par:

$$L((Y_1, Y_2, \dots, Y_N)) = \prod_{t=1}^N f_{Y_t}(t) = \frac{1}{(\sqrt{2\pi})^N \sigma^N} \exp \left\{ -\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{t=1}^N (y_t - A)^2 \right\}$$

Tel que $A = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \beta X_t + \theta X_{t-1} + \psi Z_t + \delta_1 Z_{t-1} + \delta_2 W_t$.

Le vecteur α des paramètres du modèle est déterminé par la méthode des moindres carrés ordinaires.

La loi a posteriori de σ^2 est déterminée de la manière suivante:

$$f(\sigma^2 / (\alpha, \underline{Y}, \underline{X}, \underline{Z}, \underline{W})) = \frac{f(\underline{Y} / (\sigma^2, \alpha, \underline{X}, \underline{Z}, \underline{W})) f(\sigma^2)}{\int f(\underline{Y} / (\sigma^2, \alpha, \underline{X}, \underline{Z}, \underline{W})) f(\sigma^2) d\sigma^2}$$

Si $\sigma^2 \sim \text{IG}(v_1, v_2)$ loi inverse Gamma de paramètres v_1 et v_2 comme loi à priori alors :

$$\begin{aligned} f(\sigma^2 / (\alpha, \underline{Y}, \underline{X}, \underline{Z}, \underline{W})) \\ = \frac{[(\sum_{t=1}^N \varepsilon_t^2 + 2v_2)/2]^{\frac{N}{2} + v_1}}{\Gamma(\frac{N}{2} + v_1)} (\sigma^2)^{-(\frac{N}{2} + v_1 + 1)} \exp \left(-\frac{(\sum_{t=1}^N \varepsilon_t^2 + 2v_2)}{2} \frac{1}{\sigma^2} \right) \end{aligned}$$

Qui est une loi inverse Gamma de paramètres :

$$a = \frac{N}{2} + v_1 \text{ et } b = \frac{\sum_{t=1}^N \varepsilon_t^2 + 2v_2}{2}.$$

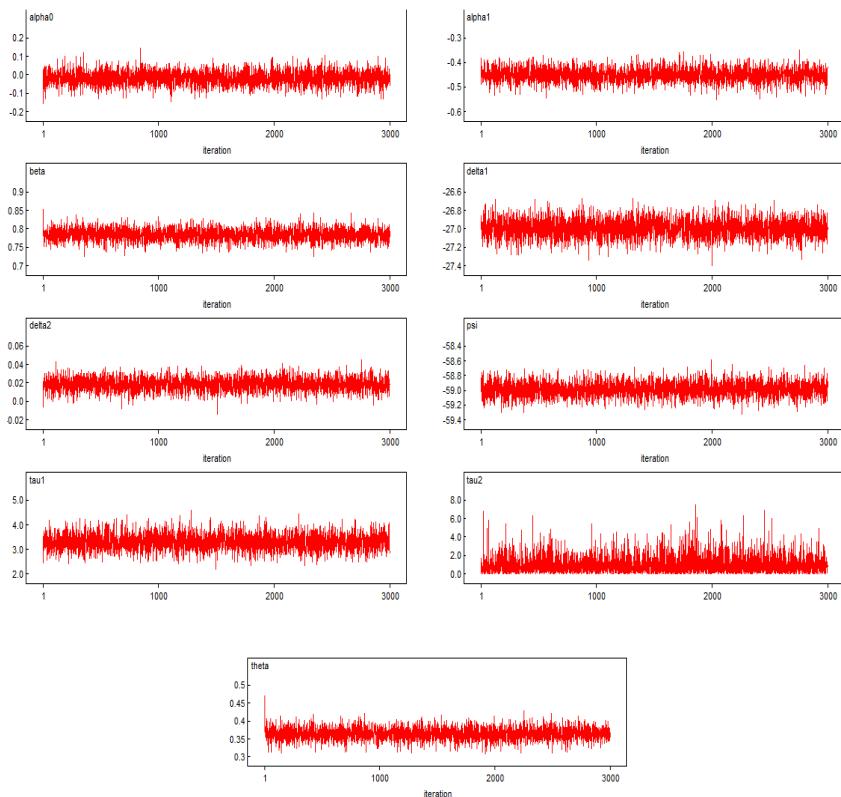
A l'aide du logiciel WinBugs, nous avons procéder à 3000 itérations, avec un burn-in de 1000, et on a obtenu la convergence des chaînes de Markov en utilisant le programme suivant :

```

model
{
  for ( i in 1:N){
    y[i+1]~dnorm(mu[i+1],tau1)
    eps[i+1] ~ dnorm (0,tau2)
    mu[i+1]<-alpha0+alpha1 *y[i]+beta*x[i+1]+theta*x[i]+psi*z[i+1]+delta1*z[i]+delta2*w[i+1]
  }
  alpha0~dnorm(0.0,100)
  alpha1~dnorm(-0.46,100)
  beta~dnorm(0.8,100)
  theta~dnorm(0.38,100)
  psi~dnorm(-59,100)
  delta1~dnorm(-27,100)
  delta2~dnorm(0.02,100)
  tau1~dgamma(1,1)
  tau2~dgamma(1,1)
}

```

Chaînes de Markov



Résultats des itérations

node	mean	sd	MC error	2.5%	median	97.5%	start	sample
alpha0	-0.0189	0.03791	7.987E-4	-0.09349	-0.01926	0.05602	1	3000
alpha1	-0.4509	0.02827	5.471E-4	-0.5076	-0.4507	-0.3945	1	3000
beta	0.7839	0.0167	3.028E-4	0.7508	0.7841	0.816	1	3000
delta1	-27.0	0.101	0.001799	-27.19	-26.99	-26.8	1	3000
delta2	0.01845	0.00729	1.383E-4	0.004189	0.01855	0.03242	1	3000
psi	-58.99	0.1018	0.001888	-59.19	-58.99	-58.78	1	3000
tau1	3.288	0.3345	0.00687	2.654	3.27	3.996	1	3000
tau2	0.9883	0.9766	0.0174	0.01968	0.6717	3.559	1	3000
theta	0.3638	0.01738	2.709E-4	0.3307	0.3633	0.3993	1	3000

Les erreurs de Monte Carlo sont inférieures aux écarts types ce qui implique que les chaînes de Markov sont convergentes et que les valeurs estimées sont significatives au seuil 5%.

Par ailleurs on constate que les valeurs estimées par la méthode bayésienne coïncident avec les valeurs des estimateurs du maximum de vraisemblance. Il y'a donc convergence des deux méthodes.

Ainsi on peut réécrire le modèle de la manière suivante:

$$Y_t = -0.0189 - 0.4509Y_{t-1} + 0.7839X_t + 0.3638X_{t-1} - 58.99Z_t \\ - 27Z_{t-1} + 0.01845W_t + \varepsilon_t$$

Dans ce modèle on peut négliger la valeur de la constante α_0 puisqu'elle est proche de zéro.

5-Conclusion

Dans ce travail on a montré la convergence des méthodes d'estimation du maximum de vraisemblance et bayésienne appliquées à un échantillon de 193 observations composé des parités euro/dollar, dollar/dinar, euro/dinar, ainsi que le prix du baril de pétrole. Un modèle VAR a été obtenu pour expliquer la parité dollar/dinar avec le prix du baril de pétrole comme variable exogène ne rentrant pas dans la dynamique du modèle.

On constate que les coefficients estimés du modèle reflètent le comportement de la détermination du taux de change : à savoir que les variables Ddd et Dedi influencent identiquement la variable Ddd, contrairement à la variable euro/dollar comme noté précédemment est déterminée sur le marché international des capitaux.

Bibliographie

- [1] BLOT (C), *Sensibilité du taux de change aux chocs monétaires et budgétaires : une analyse en termes de VAR des fluctuations euro/dollar*, Laboratoire d'économie d'Orléans, Revue de l'OFCE, Avril (2005).
- [2] BOREUX (J-J), PARENT (E), BERNIER (J), *Pratique du calcul bayésien*, Springer-Verlag France, Paris, (2010).
- [3] DUPUIS (D), TESSIER (D), *Une analyse empirique du lien entre la productivité et les taux de change réel Canada*, Document de travail 2000-22 de la banque du Canada.

- [4]ENGEL (C), WEST (K), *Exchange rates and fundamentals*, Journal of political Economy, 113:485-517 (2005).
- [5] HAMMADACHE (A), *Modélisation de prix de pétrole : analyse avec un modèle vectoriel à correction d'erreur* , Document de travail du CEPN, No (2011-15).
- [6] LALANDE (R), SABOURIN (P), *Modélisation et prévision du taux de change réel effectif américain* , Document de travail de la banque de Canada, Février (2003).
- [7] LAURENT (S), *Analyse Bayesienne avec WinBugs et R* , Mars (2007).
- [8] MEESE (R), ROGOFF (K), *Empirical exchange rate models of the seventies: Do they fit out of sample?*, Journal of International Economics, 14(1-2):3-24 (1983).
- [9] MOUSSI (O), *Modélisation de l'évolution des prix de pétrole : Estimation Bayesienne* , Thèse de Doctorat d'Etat en Statistique appliquées, 2007-2008.
- [10] TERENCE (C), MILLS, *The Econometric Modelling of Financial Times series*, Third edition, Cambridge University press, 2008.
- [11] USPBEYLI (A), *Structure non-linéaire du taux de change et une proposition de modélisation* , Ankara Üniversitesi, SBF Dergisi, cilt 67, No 4, 2012, S 147-171.