

Analyse et prévision du taux de change par les méthodes de lissage exponentiel

Analyzing and predicting exchange rate using exponential smoothing methods

Hassane Djaider^{*}

⁽¹⁾Université YAHIA Fares de Médéa, Algérie,

djaider.hassane@univ-medea.dz

Date de réception: 09/03/2022; Date d'admission: 14/04/2022; Date de publication : 01/06/2022.

Le résumé:

Connaitre le futur proche constitue le souhait fondamental de tout décideur et/ou gestionnaire et ce, pour permettre la prise de décision juste et optimale. Prévoir le comportement d'un évènement, nécessite certes des compétences avérées du prévisionniste, mais il s'agit également du type des méthodes de prévisions utilisées, par ailleurs, il a été constaté dans beaucoup de cas que la fiabilité des résultats des prévisions et par conséquent des méthodes des prévisions utilisées ne dépend pas nécessairement de la complexité théorique de ces dernières, puisque des méthodes simples permettent dans beaucoup de cas d'obtenir des résultats satisfaisantes et meilleurs que ceux des méthodes dites sophistiquées.

L'objet de la présente étude est de prévoir les taux de change par les méthodes de lissage exponentiel. Les données utilisées proviennent de la banque mondiale sur la parité de la monnaie locale c'est à dire le dinar algérien par rapport au dollar américain sur la période 1988-2020. L'ensemble des résultats nous ont permis de valider la méthode de prévision et de répondre à notre question de base : Est-ce que les

* Auteur correspondant.

méthodes de prévisions classiques permettent d'avoir des résultats satisfaisants?

Mots- Clés: Taux de change; Méthode de prévision; séries statistiques; lissage exponentiel.

Abstract:

Indeed, predicting the near future is the fundamental aim of any decision-maker and / or manager for a sound and optimal decision-making process. Predicting an event behavior certainly requires high skills from the forecaster, as well as the type of forecasting methods used, moreover, it has been found in many cases that the reliability of the forecasting results and consequently the used forecasting methods does not necessarily depend on the theoretical complexity of the latter, since simple methods make it possible in many cases to obtain satisfactory and better results than those of so-called sophisticated ones.

The purpose of this study is to forecast exchange rates using exponential smoothing methods. The data used were obtained from the World Bank on the parity of the local currency, i.e. the Algerian dinar against the US dollar over the period 1988-2020. The results allowed us to validate the forecasting method and to answer our basic question: Do conventional forecasting methods provide satisfactory results?

Keywords: Exchange rates; Forecasting method; statistical series; exponential smoothing.

1. INTRODUCTION

La détermination du taux de change est une des problématiques majeures en macroéconomie. Cela provient du fait que le taux de change constitue un des instruments d'ajustement de la politique monétaire et commerciale d'un pays. De ce fait, il peut être défini comme étant le prix d'une devise en termes de monnaie nationale. Il résulte de la confrontation d'une offre et d'une demande de devises provenant des échanges commerciaux et le mouvement des capitaux. L'intérêt porté au taux de change a connu des évolutions corrélatives aux situations monétaires et financières internationales. L'un des plus

grands changements est probablement la création des institutions de Bretton Woods. Le FMI a été à deux reprises l'initiateur de la mise en place d'un nouveau régime de change. La première fois en 1946, avec l'étalon change-or, et la seconde fois en 1973 avec la quasi généralisation du flottement des changes.

Néanmoins, dès 1973, les cours de changes des monnaies internationales sont devenus plus volatiles. Cette instabilité a développé sur le plan scientifique un vaste besoin de recherche afin de définir : des modèles statistiques et économétriques capables de prédire les mouvements futurs des taux de change.

Dans ce cadre, les modèles de prévisions basés sur les séries temporelles peuvent-elles constituer une solution permettant de prédire les mouvements des taux de change ?

C'est pourquoi, nous allons essayer par le biais des méthodes de lissage exponentiel de répondre à la question ci-dessus et par conséquence de prévoir le taux de change de la monnaie nationale dinars algérien par rapport au dollar américain et de voir leur efficience.

2. Méthodes de prévision par lissage exponentiel:

Ces méthodes ont été introduites par Holt en 1957 mais surtout par Brown en 1962⁽¹⁾, elles constituent des techniques qui accordent plus ou moins d'importance aux valeurs du passé d'une série temporelle, dans notre étude, nous allons examiner 03 types de méthodes et choisir la plus adaptée à notre cas:

- ✓ La méthode du lissage exponentiel simple ;
- ✓ La méthode du lissage exponentiel double ;
- ✓ La méthode de lissage de Holt-Winters.

1.2 La méthode de lissage exponentiel simple:

(1) Régis Bourbounnais et Michel Terraza, Analyse des séries temporelles, applications à l'économie et à la gestion, 3^e édition, DUNOD, Paris, 2010, page 51.

La méthode de lissage exponentiel simple « LES » permet d'effectuer des prévisions pour des séries chronologiques sans saisonnalité et dont la tendance est constante. Elle procède par filtrage de la série de données avec les particularités suivantes:

- ✓ le filtre utilisé fait intervenir tout le passé ;
- ✓ les poids attribués aux observations décroissent de façon exponentielle en fonction de l'ancienneté de ces observations.

La prévision à l'horizon t est donnée ici par la moyenne des observations passées, avec des poids qui décroissent avec l'ancienneté de façon géométrique:

$$\hat{X}_t = b_1 X_{t-1} + b_2 X_{t-2} + b_3 X_{t-3} + \dots + b_k X_{t-k} \dots \dots (1)$$

$$\text{Avec : } b_1 > b_2 > b_3 > \dots \dots > b_k$$

Le problème est d'estimer les paramètres $b_1, b_2, b_3, \dots, b_k$.

Aussi, nous considérons la relation linéaire suivante :

$\hat{X}_t = b_1 X_{t-1} + b_2 X_{t-2} + b_3 X_{t-3} + \dots + b_k X_{t-k}$ Suit un modèle géométrique normé, géométrique : car l'ensemble des poids décroissent de façon exponentiel, normé : puisque la somme des paramètres $b_1, b_2, b_3, \dots, b_k$ doit être égale à un

Pour que les poids décroissent exponentiel, nous considérons que les b_i peuvent être écrit sous la forme suivante :

$$b_k = b(1-\alpha)^k \text{ avec } 0 < \alpha < 1$$

Par principe, nous avons la sommation des paramètres est égale à un, donc : $\sum_{k=1}^{\infty} b_k = \sum_{k=1}^{\infty} b(1-\alpha)^k = b \sum_{k=1}^{\infty} (1-\alpha)^k \dots \dots (2)$

Nous constatons que la relation $\sum_{k=1}^{\infty} (1-\alpha)^k$ représente la somme d'une suite géométrique ayant pour base $(1-\alpha)$ avec $(1-\alpha) < 1$ donc :

$$S_n = U_1 \frac{1-(1-\alpha)^K}{1-(1-\alpha)} \text{ Quand } k \rightarrow \infty, (1-\alpha)^k \rightarrow 0 \text{ donc : } \longrightarrow$$

$$S_n = U_1 \frac{1-(1-\alpha)^K}{1-(1-\alpha)} = U_1 \frac{1}{1-1+\alpha} = U_1 \frac{1}{\alpha} = \frac{b(1-\alpha)}{\alpha}, \text{ avec } U_1 = b(1-\alpha)$$

Nous constatons que cette dernière quantité n'est pas égale à un, c'est-à-dire que : $\frac{b(1-\alpha)}{\alpha} \neq 1$

Donc les poids ne sont pas normés, c'est pourquoi nous allons diviser les paramètres de la relation (2) par $\frac{b(1-\alpha)}{\alpha}$, nous aurons alors :

$$\sum_{k=1}^{\infty} b_k = \sum_{k=1}^{\infty} \frac{b(1-\alpha)^k}{\frac{b(1-\alpha)}{\alpha}} = \sum_{k=1}^{\infty} \frac{(1-\alpha)^k}{\frac{(1-\alpha)}{\alpha}} = \sum_{k=1}^{\infty} \alpha (1-\alpha)^{k-1} = 1$$

Ainsi, la relation (1) peut s'écrire sous la forme :

$$\widehat{X}_t = \alpha X_{t-1} + \alpha (1-\alpha) X_{t-2} + \alpha (1-\alpha)^2 X_{t-3} + \dots + \alpha (1-\alpha)^i X_{t-(i+1)}$$

$$\widehat{X}_t = \sum_{i=0}^{\infty} \alpha (1-\alpha)^i X_{t-i-1}$$

Cette dernière relation peut être écrite sous la forme :

$$\widehat{X}_t = \alpha X_{t-1} + [\alpha (1-\alpha) X_{t-2} + \alpha (1-\alpha)^2 X_{t-3} + \dots + \alpha (1-\alpha)^i X_{t-(i+1)}]$$

$$\widehat{X}_t = \alpha X_{t-1} + (1-\alpha)[\alpha X_{t-2} + \alpha (1-\alpha)^1 X_{t-3} + \dots + \alpha (1-\alpha)^{i-1} X_{t-i-1}]$$

$$\widehat{X}_t = \alpha X_{t-1} + (1-\alpha)[\sum_{i=1}^{\infty} \alpha (1-\alpha)^{i-1} X_{t-i-1}]$$

$$\widehat{X}_t = \alpha X_{t-1} + (1-\alpha)\widehat{X}_{t-1}$$

Donc la prévision pour le temps t, est une moyenne pondérée de la dernière observation disponible (X_{t-1}) et de la dernière prévision calculée ($\widehat{X}_{t-1}$).

1-1-Méthode : début de calcul

Nous avons la formule suivante : $\widehat{X}_t = \alpha X_{t-1} + (1-\alpha)\widehat{X}_{t-1}$

-Pour t= 1 nous aurons : $\widehat{X}_1 = \alpha X_0 + (1-\alpha)\widehat{X}_0$

$X_0, \widehat{X}_0$ non disponible donc $\widehat{X}_1$ nous ne pouvons la calculée

-Pour $t=2$, nous aurons : $\widehat{X}_2 = \alpha X_1 + (1-\alpha)\widehat{X}_1$

$\widehat{X}_1$ non disponible et X_1 disponible.

Nous pouvons commencer le calcul à partir de $t=2$, dans ce sens, il existe deux techniques :

1- La 1^{er} technique prend $\widehat{X}_1 = X_1$ c'est la technique la plus utilisée en pratique

2- La 2^{ème} technique prend $\widehat{X}_1 =$ la moyenne de la série

1-2- Intervalle de confiance des valeurs prévues

Nous avons :

$$\widehat{X}_t = \sum_{i=0}^{\infty} \alpha (1-\alpha)^i X_{t-i-1} = \alpha \sum_{i=0}^{\infty} (1-\alpha)^i X_{t-i-1}$$

Donc:

$$V(\widehat{X}_t) = V(\alpha \sum_{i=0}^{\infty} (1-\alpha)^i X_{t-i-1}) = \alpha^2 V(\sum_{i=0}^{\infty} (1-\alpha)^i X_{t-i-1})$$

$$V(\widehat{X}_t) = \alpha^2 V(X_{t-i-1}) \sum_{i=0}^{\infty} (1-\alpha)^{2i} = \alpha^2 V(X_t) \sum_{i=0}^{\infty} (1-\alpha)^{2i}$$

Seulement $\sum_{i=0}^{\infty} (1-\alpha)^{2i}$ représente une suite géométrique ayant pour base $(1-\alpha)^2$ et pour premier terme $U_1 = 1$ donc :

$$S_n = U_1 \frac{1 - (1-\alpha)^{2k}}{1 - (1-\alpha)^2}$$

Lorsque $k \longrightarrow \infty$ la quantité $(1-\alpha)^{2k} \longrightarrow 0$ donc :

$$S_n = U_1 \frac{1}{1 - (1-\alpha)^2} = 1 * \frac{1}{1 - (1 - 2\alpha + \alpha^2)} = \frac{1}{2\alpha - \alpha^2}$$

Donc on aura

$$V(\widehat{X}_t) = \alpha^2 V(X_t) \sum_{i=0}^{\infty} (1-\alpha)^{2i} = \alpha^2 V(X_t) * \frac{1}{2\alpha - \alpha^2} = V(X_t) * \frac{\alpha}{2-\alpha}$$

$$V(\widehat{X}_t) = \frac{\alpha}{2-\alpha} \sigma_X^2$$

Nous avons : $e_t = X_t - \widehat{X}_t$ donc

$$V(e_t) = V(X) - V(\widehat{X}_t) = V(X) - V(X_t) * \frac{\alpha}{2-\alpha} = \frac{2\sigma_X^2}{2-\alpha} = \sigma_\varepsilon^2$$

Puisque :

$$e_t \longrightarrow N[0; \sigma_\varepsilon^2]$$

$$\frac{e_t}{\sqrt{\sigma_\varepsilon^2}} = \frac{X_t - \widehat{X}_t}{\sqrt{\frac{2\sigma_X^2}{2-\alpha}}} = \frac{X_t - \widehat{X}_t}{\sigma_X \sqrt{\frac{2}{2-\alpha}}} \longrightarrow N[0; 1]$$

Pour un niveau de confiance $\alpha\%$, nous avons :

$$-Z_\alpha \leq \frac{X_t - \widehat{X}_t}{\sigma_X \sqrt{\frac{2}{2-\alpha}}} \leq Z_\alpha$$

$$\widehat{X}_t - Z_\alpha * \sigma_X \sqrt{\frac{2}{2-\alpha}} \leq X_t \leq \widehat{X}_t + Z_\alpha * \sigma_X \sqrt{\frac{2}{2-\alpha}}$$

Donc l'intervalle de confiance pour les valeurs prévues est donné par:

$$X_t \in \left[\widehat{X}_t - Z_\alpha * \sigma_X \sqrt{\frac{2}{2-\alpha}}, \widehat{X}_t + Z_\alpha * \sigma_X \sqrt{\frac{2}{2-\alpha}} \right]$$

2.2 La méthode du lissage exponentiel double:

La méthode de lissage exponentiel double « LED » s'applique sur les séries ayant la forme suivante : $X_t = a_t + b_t t + \varepsilon_t$

Avec : $a_t = a$ et $b_t = b$

Donc, elle permet de calculer une prévision pour des séries chronologiques sans saisonnalité et ayant une tendance linéaire⁽²⁾. Comme son nom l'indique, la technique du lissage double consiste à effectuer un lissage de la série déjà lissée.

Lors de l'application de la méthode du lissage exponentiel simple nous sommes arrivés à la formule suivante :

$$\widehat{X}_t = \alpha X_{t-1} + (1-\alpha)\widehat{X}_{t-1}$$

(2) Guy Mélard, Méthodes de prévision à court terme, Editions Ellipses, Paris, 2007, page 153.

La méthode du lissage exponentiel double consiste à appliquer un lissage exponentiel simple sur les données déjà lissée par la méthode du lissage exponentiel simple :

$$\widehat{\widehat{X}}_t = \alpha \widehat{X}_t + (1-\alpha)\widehat{\widehat{X}}_{t-1}$$

Donc la prévision pour le temps $t+1$, est comme étant une moyenne pondérée de :

- ✓ La dernière observation calculée par la méthode du lissage exponentiel double ($\widehat{\widehat{X}}_{t-1}$)
- ✓ La valeur actuelle de la série calculée par la méthode du lissage exponentiel simple ($\widehat{X}_t$)

Il faut choisir la constante de lissage α , comprise entre 0 et 1 qui donne une prévision qui s'ajuste le mieux au sens des moindres carrés.

2-1- Méthode : début de calcul

Par la méthode du lissage exponentiel simple, nous avons :

$$\widehat{X}_t = \alpha X_{t-1} + (1-\alpha)\widehat{X}_{t-1}$$

Et la relation de la méthode du lissage exponentiel double est :

$$\widehat{\widehat{X}}_t = \alpha \widehat{X}_t + (1-\alpha)\widehat{\widehat{X}}_{t-1}$$

Pour $t=1$: $\widehat{X}_1 = \alpha X_0 + (1-\alpha)\widehat{X}_0$ et $\widehat{\widehat{X}}_1 = \alpha \widehat{X}_1 + (1-\alpha)\widehat{\widehat{X}}_0$
 X_0 , $\widehat{X}_0$, $\widehat{\widehat{X}}_0$ et $\widehat{X}_1$ non connue, non disponible

Donc nous ne pouvons pas commencer le calcul

pour $t=2$, nous aurons

$$\widehat{X}_2 = \alpha X_1 + (1-\alpha)\widehat{X}_1 \quad \text{et} \quad \widehat{\widehat{X}}_2 = \alpha \widehat{X}_2 + (1-\alpha)\widehat{\widehat{X}}_1$$

$\widehat{X}_1$, $\widehat{\widehat{X}}_1$ non connue, non disponible alors que X_1 connue,

En pratique, on commence le calcul à partir de $t=2$:

Pour le calcul de $\widehat{X}_2$ on pose $X_1 = \widehat{X}_1$ et pour le calcul de $\widehat{\widehat{X}}_2$ on pose $X_1 = \widehat{X}_1 = \widehat{\widehat{X}}_1$ Avec : $a_t = 2\widehat{X}_t - \widehat{\widehat{X}}_t$ et $b_t = \frac{\alpha}{1-\alpha}(\widehat{X}_t - \widehat{\widehat{X}}_t)$

Les valeurs de prévision sont données par la relation suivante :

$$X_t^p = a_t + b_t \quad t = 2, n+1 \quad \text{et} \quad X_{t+h}^p = a_{n+1} + b_{n+1} * h \quad h = 1, 2, \dots$$

et se on fonction du nombre des périodes de prévisions.

2-2-Intervalle de confiance des valeurs prévues

L'intervalle de confiance des valeurs prévues X_{t+h}^p est calculée de la variance des erreurs de prévisions et se on fonction de la relation suivante :

$$V(e_{t+h}) = \sigma_X^2 C_h^2 \quad \text{Avec } V(X_t) = \sigma_X^2$$

et

$$C_h^2 = 1 + \frac{1 - \alpha'}{(1 + \alpha')^3} [(1 + 4 \alpha' + 5 \alpha'^2) + 2h(1 - \alpha')(1 + 3 \alpha') + 2h^2(1 - \alpha')^2]$$

$$\text{Et} \quad \alpha' = 1 - \alpha$$

Nous avons :

$$e_t \longrightarrow N[0; \sigma_\varepsilon^2] \quad \text{soit} \quad \frac{e_t}{\sqrt{\sigma_\varepsilon^2}} \longrightarrow N[0; 1]$$

$$\frac{X_t - X_{t+h}^p}{\sqrt{V(e_{t+h})}} = \frac{X_t - X_{t+h}^p}{\sqrt{\sigma_X^2 C_h^2}} = \frac{X_t - X_{t+h}^p}{\sigma_X C_h} \longrightarrow N[0; 1]$$

Donc pour un niveau de confiance α %, nous aurons :

$$-Z_\alpha \leq \frac{X_t - X_{t+h}^p}{\sigma_X C_h} \leq Z_\alpha$$

$$X_{t+h}^p - Z_\alpha * \sigma_X C_h \leq X_t \leq X_{t+h}^p + Z_\alpha * \sigma_X C_h$$

Donc l'intervalle de confiance des valeurs prévues est donné par la relation suivante :

$$X_t \in [X_{t+h}^p - Z_\alpha * \sigma_X C_h, X_{t+h}^p + Z_\alpha * \sigma_X C_h]$$

Il ressort que l'intervalle de confiance est en fonction de la période de prévision.

2.3 La méthode de lissage de Holt-Winters⁽³⁾

Développer par Holt et Winters en 1960, cette méthode est à privilégier dans le cas de séries chronologiques présentant à la fois un terme de tendance et une saisonnalité. Elle est basée sur l'estimation de 3 termes. Il existe trois méthodes dont l'une est adaptée aux séries admettant une décomposition multiplicative et l'autre correspondant aux décompositions additives et la troisième est adaptée aux séries ayant un terme de tendance mais ne présentant une saisonnalité.

2.3.1 Méthode de Holt-Winters, version multiplicative

Soit la série peut être écrite sous la forme: $X_t = (a_t + b_t t) * S_t + \varepsilon_t$

Dans ce cas nous avons 3 différents lissages qu'il faut appliquer :

Lissage de la moyenne a avec un coefficient de lissage α avec : $0 \leq \alpha \leq 1$

Lissage de la tendance b avec un coefficient de lissage β avec $0 \leq \beta \leq 1$

Lissage de la saisonnalité S avec un coefficient de lissage γ avec : $0 \leq \gamma \leq 1$

Lissage de la moyenne par la formule suivante:

$$a_t = \alpha \left(\frac{X_t}{S_{t-p}} \right) + (1-\alpha)(a_{t-1} + b_{t-1})$$

Lissage de la tendance se fait par la formule suivante :

$$b_t = \beta (a_t - a_{t-1}) + (1-\beta) b_{t-1}$$

Lissage de la saisonnalité se fait par la formule suivante:

$$S_t = \gamma \left(\frac{X_t}{a_t} \right) + (1-\gamma) S_{t-p}$$

La prévision pour la période h

Si h est une valeur qui varie entre $1 \leq h \leq p$, dans ce cas les valeurs prévisionnelles se calculent à travers la relation suivante :

$$\hat{X}_{(t+h)} = (a_t + h b_t) S_{t-p+h}$$

(3) Guy Mélard, Méthodes de prévision à court terme, Editions Ellipses, Paris, 2007, page 159.

Si la période de prévision h est entre $p+1 \leq h \leq 2p$, dans ce cas les valeurs prévisionnelles se calculent à travers la relation suivante :

$$\hat{X}_{t+h} = (a_t + hb_t) S_{t-2p+h}$$

Sachant que:

a_t : moyenne de la série à l'instant t ,

x_t : valeurs des observations à l'instant t ,

S_t : Coefficient saisonnier à l'instant t ,

b_t : tendance estimée de la série à l'instant t ,

p : la périodicité de la série.

Le modèle doit vérifier la relation $\sum_{j=1}^p S_j = p$, si cette relation n'est pas vérifiée, on doit recalculer les coefficients saisonniers afin que le principe de conservation des parts soit respecté.

3-1-1- Méthode : début de calcul

Début de calcul de la moyenne : On pose $a_p = \bar{X}$ avec $\bar{X}$ la moyenne de la première année

Début de calcul de la tendance : On pose $b_p = 0$

Début de calcul de la saisonnalité : Les coefficients de la première année se calculent à travers la relation suivante :

$$S_t = \frac{x_t}{\bar{X}} \text{ avec } t = 1, 2, 3, \dots, p$$

2.3.2 Méthode de Holt-Winters, version additive

Dans ce cas la série chronologique peut être modélisée sous la forme suivante:

$$X_t = (a_t + b_t t) + S_t + \varepsilon_t$$

Il y'a trois lissage à appliquer:

Lissage de la moyenne par la formule suivante:

$$a_t = \alpha(X_t - S_{(t-p)}) + (1-\alpha)(a_{(t-1)} + b_{(t-1)}) \text{ avec } 0 \leq \alpha \leq 1$$

Lissage de la tendance se fait par la formule suivante :

$$b_t = \beta(a_t - a_{(t-p)}) + (1-\beta) b_{(t-1)} \text{ avec } 0 \leq \beta \leq 1$$

Lissage de la saisonnalité se fait par la formule suivante :

$$S_t = \gamma(X_t - a_t) + (1 - \gamma) S_{(t-p)} \text{ avec } 0 \leq \gamma \leq 1$$

La prévision pour la période h

Si h est une valeur qui varie entre $1 \leq h \leq p$, dans ce cas les valeurs prévisionnelles se calculent à travers la relation suivante :

$$\hat{X}_{(t+h)} = (a_t + hb_t) + S_{(t-p+h)}$$

Si la période de prévision h est entre $p+1 \leq h \leq 2p$, dans ce cas les valeurs prévisionnelles se calculent à travers la relation suivante :

$$\hat{X}_{(t+h)} = (a_t + hb_t) + S_{(t-2p+h)}$$

Sachant que:

a_t : moyenne de la série à l'instant t,

x_t : valeurs des observations à l'instant t,

S_t : Coefficient saisonnier à l'instant t,

b_t : tendance estimée de la série à l'instant t,

p : la périodicité de la série.

Le modèle doit vérifier la relation de conservation des airs : $\sum_{j=1}^p S_j = 0$, si cette relation n'est pas vérifiée, on doit recalculer les coefficients saisonniers afin que ce principe soit respect.

3-2-1- Méthode : début de calcul

Début de calcul de la moyenne: On pose $a_p = \bar{X}$ avec $\bar{X}$ la moyenne de la première année

Début de calcul de la tendance, on pose $b_p = 0$

Début de calcul de la saisonnalité, les coefficients de la première année se calculent à travers la relation suivante:

$$S_t = X_t - \bar{X} \text{ avec } t = 1, 2, 3, \dots, p$$

2.4 Méthode de Holt-Winter Non Saisonnière

La méthode de Holt et Winters adaptée aux séries sans saisonnalité

pouvant être ajustées par une droite comme pour le lissage exponentiel double. La différence entre la méthode de Holt-Winters et le lissage exponentiel double porte sur les formules de mise à jour.

Comme la méthode de lissage exponentiel double, celle de Holt-Winters non saisonnière revient à estimer au voisinage de l'instant t une droite $X_t = a_t + b_t t + \varepsilon_t$ Avec: $a_t = a$ et $b_t = b$

La prévision prend la forme $X_t^p = a_t + b_t$ $t = 2, n+1$

et

$$X_{t+h}^p = a_{n+1} + b_{n+1} * h \quad h=1,2,3,4 \dots$$

La variante par rapport à la méthode de lissage exponentiel double est au niveau des formules de mise à jour dans l'estimation des paramètres a_t et b_t .

Les formules de mise à jour sont :

Lissage de la moyenne par la formule suivante:

$$a_t = \alpha (X_t) + (1-\alpha)(a_{(t-1)} + b_{(t-1)}) \text{ avec } 0 < \alpha < 1$$

Lissage de la tendance se fait par la formule suivant e:

$$b_t = \beta(a_t - a_{(t-p)}) + (1-\beta) b_{(t-1)} \text{ avec } 0 < \beta < 1$$

2-4-1- Méthode: début de calcul

Début de calcul de la moyenne, on pose $a_p = \bar{X}$ avec $\bar{X}$ la moyenne de la première année

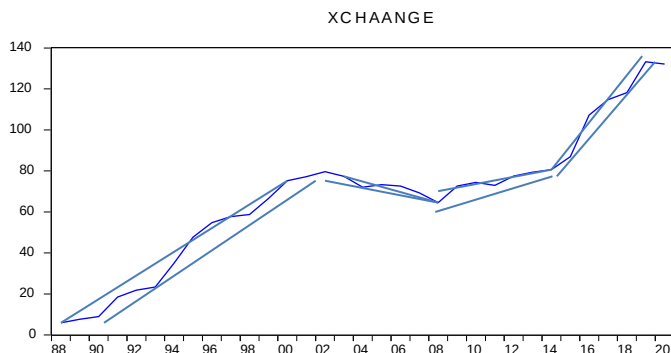
Début de calcul de la tendance, on pose $b_p = 0$

3. Le choix de la méthode de prévision la plus appropriée:

3.1 Etape préliminaire:

Au préalable, il faut procéder à une analyse graphique des données statistiques ce qui permet d'apprécier l'évolution des taux de change dans le temps, et en même temps de procéder au choix du modèle qui décrit le mieux l'évolution des observations.

Graph 01: Evolution graphique du taux de change de 1988-2020

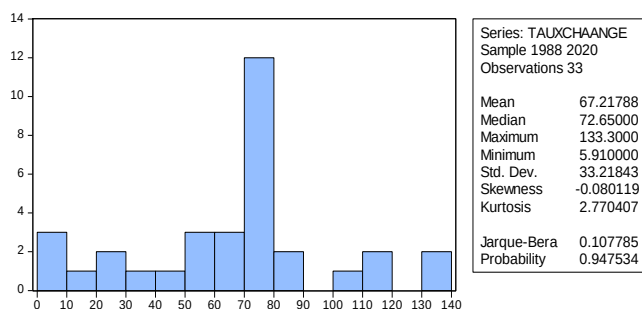


Source: Résultats d'EvIEWS7

L'analyse du graphe ci-dessus de l'évolution du taux de change fait apparaître que la série peut être modélisée par un modèle additive, en effet, il apparaît que les traits qui relient les maximums de la série et le trait qui relie les minimums de la série chronologique sont plus ou moins parallèles. Par ailleurs, le graphe fait ressortir que la série est composée d'une tendance croissante qui peut être représentée par une fonction linéaire ou exponentielle, d'autre part on constate absence de variation saisonnière, en effet la série est une série annuel ce qui dénote de l'absence de saisonnalité. Cette analyse graphique doit être compléter par une analyse statistique.

Etape 01 : Analyse statistique de la série

Graph 02: Résultats statistiques EvIEWS 7



Source: Résultats d'Eviews7

Le logiciel EVIEWS7 nous fournit de nombreux indicateurs qui permettent d'étudier notre série. Nous pouvons observer que la valeur minimale est égale à : 5.91 et la valeur maximale est de 133.30. On voit que la moyenne 67.21788 est assez loin de la médiane 72.65. Graphiquement on constate, aussi, que notre série n'est pas asymétrique. Autres informations qui nous permettent d'interpréter, la normalité de la distribution ; nous savons que pour une loi normale, le coefficient d'asymétrie (Skwness) doit être égale à 0 et le coefficient d'aplatissement (Kurtosis) doit être égale à 3. Ici, on perçoit que la valeur du coefficient d'asymétrie est différent de 0 avec -0.080119, et que le coefficient d'aplatissement est égale à 2.770407 ce qui est différent de 3. Cela laisse d'attester que la distribution des taux de change ne suit pas une loi normale. Pour confirmer cette idée nous disposons de la statistique de JARQUE - BERA dont le test a pour vocation de synthétiser les tests de symétrie et d'aplatissement, et de sa probabilité associée. La probabilité fournie, correspond à la probabilité de se tromper en rejetant l'hypothèse nulle (les données suivent une loi normale), ici elle est égale à 0,947534. Pour un seuil $\alpha = 5\%$, nous avons $0,947534 > 0.05$, donc on rejette l'hypothèse de normalité de la distribution.

Etape 02: Test de tendance et de saisonnalité

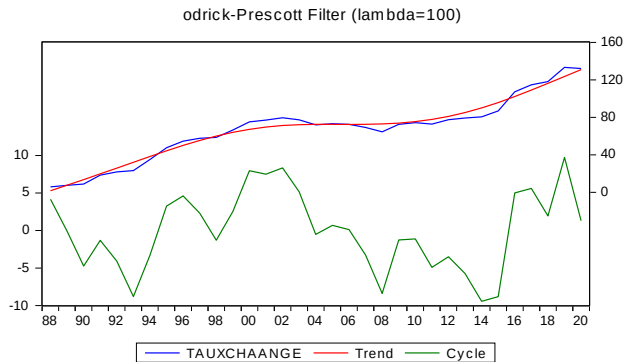
1-Test de saisonnalité

Sur le plan pratique, il existe plusieurs tests statistiques qui permettent de détecter l'existence ou non d'une saisonnalité dans une série chronologique. Néanmoins la série objet de l'étude est une série annuel ce qui implique l'absence de la saisonnalité.

2-Test de tendance

De même, il existe plusieurs tests statistiques qui permettent de détecter l'existence ou non de la tendance dans une série statistique, néanmoins nous allons utiliser le test de Hodrick Prescott nous aurons le graphe suivant :

Graphe 03 : Le filtre de Hodrick Prescott



Source: Résultats d'Eviews7

Il ressort du test, que la série admet une tendance croissante.

3.2 Prévision, analyse des résultats et choix de la méthode:

L'analyse graphique fait apparaître l'existence d'une tendance positive et d'autre part absence de variation saisonnière. Celle-ci a été complétée par une analyse statistique qui a confirmé les résultats de l'analyse graphique. Ainsi, on déduit que les méthodes les plus appropriées dans notre cas sont : la méthode du lissage exponentiel double et la méthode de Holt-Winters Non Saisonnière (HWNS).

a- Les résultats de la prévision à un horizon de 3 ans en utilisant la méthode du lissage exponentiel double (LED)

En utilisant le logiciel Eviews7, les résultats de la prévision par la méthode du lissage exponentiel double sont donnés par le tableau suivant :

Tableau 01: Prévision du taux de change par le lissage exponentiel double

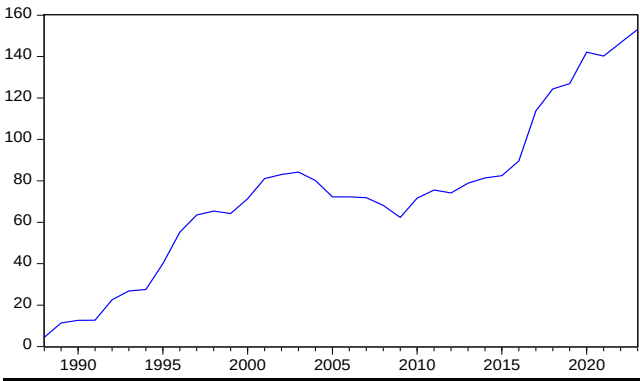
Les années	Valeurs prévues	Valeurs réelles
2021	140,26	139,07 ^{(4)*}
2022	146,70	143,32**
2023	153,13	

Source : tableau confectionné par le chercheur

(4) *Source banque d'Algérie au 01/12/2021 **Source banque d'Algérie au 06/03/2022

**Graphe 04: Evolution graphique prévisionnelle du taux de change
1988-2023**

Méthode du lissage exponentiel double
TAUXCHSM



Source: Résultats d’Eviews7

Tableau 02 : Résultats d’Eviews7, Méthode exponentien double

Sample: 1988 2020
Included observations: 33
Method: Double Exponential
Original Series: TAUXCHAANGE
Forecast Series: TAUXCHSM

Parameters:	Alpha	0.5880
Sum of Squared Residuals		1093.657
Root Mean Squared Error		5.756834
End of Period Levels:	Mean	133.8305
	Trend	6.433356

Source: Résultats d’Eviews7

**b- Les résultats de la prévision à un horizon de 3 ans en utilisant
la méthode de Holt Winters non saisonnière**

En utilisant le logiciel Eviews7, les résultats de la prévision par la méthode de Holt Winters non saisonnière sont donnés par le tableau suivant:

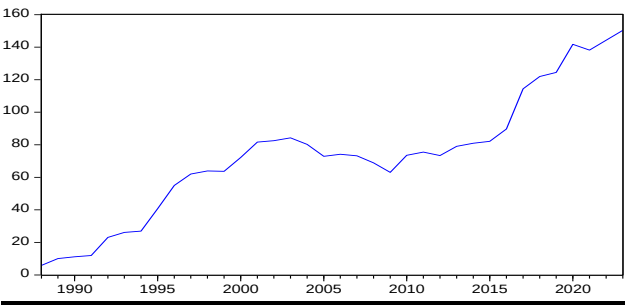
Tableau 03: Prévision du taux de change : Holt Winters non saisonnière

Les années	Valeurs prévues	Valeurs réelles
2021	138,20	139,07 ^{(5)*}
2022	144,26	143,32**
2023	150,32	

Source : tableau confectionné par le chercheur

Graph 05: Evolution graphique prévisionnelle du taux de change 1988-2023

Méthode de Holt-Winters non Saisonnière
TAUXCHSM



Source: Résultats d'Eviews7

Tableau 04 : Résultats d'Eviews7, Methode Holt Winters Non Saisonnière

Sample: 1988 2020
Included observations: 33
Method: Holt-Winters No Seasonal
Original Series: TAUXCHAANGE
Forecast Series: TAUXCHSM

Parameters:	Alpha	1.0000
	Beta	0.2500
Sum of Squared Residuals		1052.347
Root Mean Squared Error		5.647063

(5) *Source banque d'Algérie au 01/12/2021 ** Source banque d'Algérie au 06/03/2022

End of Period Levels:	Mean	132.1400
	Trend	6.062908

Source: Résultats d'EvIEWS7

De point de vue statistique, la comparaison des performances des deux méthodes se fait sur la base de la méthode ayant la plus faible erreur quadratique moyenne, des résultats, on constate que l'erreur quadratique moyenne de la méthode de Holt Winters Non Saisonnière (5.64) est inférieure à celle enregistrée par la méthode du lissage exponentiel double (5.76), donc elle est considérée, comme étant la plus performante. De même que les résultats de prévision des deux méthodes font apparaître que les prévisions par la méthode Holt Winters (138,20 et 144,26) sont meilleurs que ceux établies par la méthode du lissage exponentiel double (140,26 et 146,70) et ce, par rapport aux taux de change réellement enregistrés (139,07 et 143,32) respectivement durant les années 2020 et 2021.

4. La conclusion:

Au cours des dernières décennies, le monde a connu un développement rapide des marchés des capitaux et des services financiers. Dans ces circonstances, la dynamique du taux de change a une influence croissante sur la situation macroéconomique à travers le monde. Ceci s'applique particulièrement aux économies telles que l'Algérie, où les politiques monétaires nationales n'ont pas un impact sur les taux de change mondiaux. Pour l'Algérie, ce dernier devient un outil majeur pour s'adapter aux conditions extérieures. Par conséquent, l'identification, la prévision et la détermination du taux de change représente une grande importance sur le plan pratique, puisque il constitue un des instruments d'ajustement de la politique monétaire et commerciale du pays.

Notre étude avait donc pour objectif de déterminer la méthode pratique la plus appropriée permettant de prévoir le taux de change. Les résultats issus de nos estimations nous ont permis de conclure que la qualité et la fiabilité de prévisions d'une méthode de prévision ne dépend

pas de sa complexité théorique, mais principalement des données, et surtout du choix de la méthode utilisée. Dans ce cadre, il ressort de nos résultats que les modèles de prévisions basés sur les méthodes du lissage exponentiel peuvent constituer une solution efficace permettant de prédire les mouvements futurs des taux de change.

5. Les ouvrages:

Les ouvrages Arabophones:

- (1). مولود حشمان، السلاسل الزمنية و تقنيات التنبؤ القصير المدى، الطبعة الثالثة، ديوان المطبوعات الجامعية، الجزائر، 2010.
- (2). تومي صالح، مدخل لنظرية القياس الاقتصادي، الجزء الأول و الثاني، ديوان المطبوعات الجامعية، الجزائر، 2011.

Les ouvrages étrangers:

- (1). BOURBONNAIS, R. et TERRAZA, M, Analyse des séries temporelles, Dunod, Paris, 2004.
- (2). Bresson G. et Pirote A, Econométrie des séries temporelles, PUF, Paris, 1995.
- (3). R. Azencott and D. Dacunha-Castelle, Séries d'observations irrégulières. Modélisation et prévision. Masson, 1984.
- (4). MELARD Guy, Méthodes de prévision à court terme, édition Ellipses, Paris, 2007.

Articles :

- (1). COUDERT V, Comment définir un taux de change d'équilibre pour les pays émergents ? Economie Internationale, 77, 1 er trimestre, 1990.
- (2). Delignières, D., Ramdani, S., Lemoine, L., Torre, K., Fortes, M. & Ninot, G, Fractal analysis for short time series: A reassessment of classical methods. Journal of Mathematical Psychology, 50, 525-544, 2006.
- (3). Mohamed Achouche et Hamid Kherbachi , Détermination du taux de change réel d'équilibre par les fondamentaux de l'économie pour l'Algérie: approche par un modèle dynamique stochastique d'équilibre général, Cahiers du CREAD n°75, pages 109-148, 2006.