

République Algérienne Démocratique Et Populaire

Ministère de la Prospective et des Statistiques
Secrétaire d'Etat Chargé des Statistiques

Office National des Statistiques



Séminaire sur les techniques d'extraction de tendance cycle
Maroc (Rabat), du 08 au 10 Octobre 2010

**Etude de la croissance tendancielle
de la production industrielle
Pour le secteur privé de l'Algérie**

Présenté par M^r ; Hamid GASEMI
Ingénieur d'Etat en Statistiques
Direction des Statistiques des
Entreprises et du suivie
de la Conjoncture

Août 2010

PLAN DE TRAVAIL

❖ PARTE THEORIQUE

INTRODUCTION GENERALE

I -DEFINITION D'UNE SRIE CHRONOLOGIQUE

II -COMPOSANTES PRINCIPALES D'UNE SÉRIE CHRONOLOGIQUE

III -ANALYSE DE LA COMPOSANTE TENDANCE-CYCLE

III -1-DEFINITION

III -2- L-EXTRACTION DE LA TENDANCE

III -2- 1- POURQUOI?

III -2- 2- MÉTHODE D'EXTRACTION DE LA TENDANCE

A)-ESTIMATION DE LA TENDANCE PAR LE LISSAGE
EXPONENTIEL DE HOLT-WINTERS

B)- ESTIMATION AU MOYEN DES MOYENNES MOBILES PAR
MACAULAY1931

C)-ESTIMATION PAR LES MÉTHODES DEX11;X11-ARIMA X12-
ARIMA

D)- ESTIMATION DE TENDANCE PAR LA METHODEDE DE
HODRICK-PRESCOTT

E)- ESTIMATION PAR LA MÉTHODE TRAMO-SEATS PAR LA
BANCO DE ESPANA (GOMEZ ET MARVALL, 1997)

❖ PARTE PRATIQUE

APPLICATION SUR L'INDICE DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE
(ALGERIE -SECTEUR PRIVÉ-)

PARTIE THEORIQUE

INTRODUCTION GENERALE

Dans la quasi-totalité des domaines du savoir humain (économie, finances, sciences environnementales, sciences physiques, traitement du signal, biologie,...) on a fréquemment besoin d'observer des phénomènes évoluant dans le temps dans le but ; d'identifier des lois régissant leurs évolutions. Ces lois une fois induites à partir, d'observations obtenues à des instants successifs de l'évolution du phénomène, peuvent être exploitées pour entre autres : prédire une évolution future, dégager d'autres composantes liées, mais non observables et identifier des phases spécifiques de l'évolution... .

I -DEFINITION D'UNE SRIE CHRONOLOGIQUE:

Est une ensemble ordonné d'enregistrements d'un phénomène évoluant dans le temps est dite encore ;chronique, série temporelle).

II -COMPOSANTES PRINCIPALES D'UNE SÉRIE CHRONOLOGIQUE:

Lorsque le statisticien dispose d'un historique, le premier réflexe qu'il doit avoir est de tracer le graphique de la série chronologique (série d'origine) . La visualisation de la chronique via le graphique, nous permettra de mettre en évidence les composantes constitutives d'une série chronologique:

- La composante tendancielle (trend) T_t :

La tendance traduit le mouvement à long terme d'une série. Elle peut manifester une croissance rapide, lente ou constante. Elle peut également être en décroissance sans cesse ou même changer dans le temps de manière récurrente (cycle économique) ou structurelle .

- La composante cyclique C_t :

Mis à part l'effet saisonnier, certaines séries exhibent des variations à des périodes plus ou moins irrégulières mais qui sont au reste prévisibles. Par exemple, pour des séries économiques, ces variations à caractère rythmique expriment un mouvement conjoncturel à moyen terme qui est propre aux fluctuations économiques qui, traditionnellement, sous l'impact du cycle économique, passent par une phase de lancement, de croissance, puis de maturité et enfin de déclin. En économie, on admettait que la durée du cycle se trouve entre 5 et 7 ans.

Remarque:

La cyclicité est généralement conjuguée avec la tendance et sont difficiles à séparer. Dans certains cas on qualifie les deux caractéristiques ensemble : tendance-cycle.

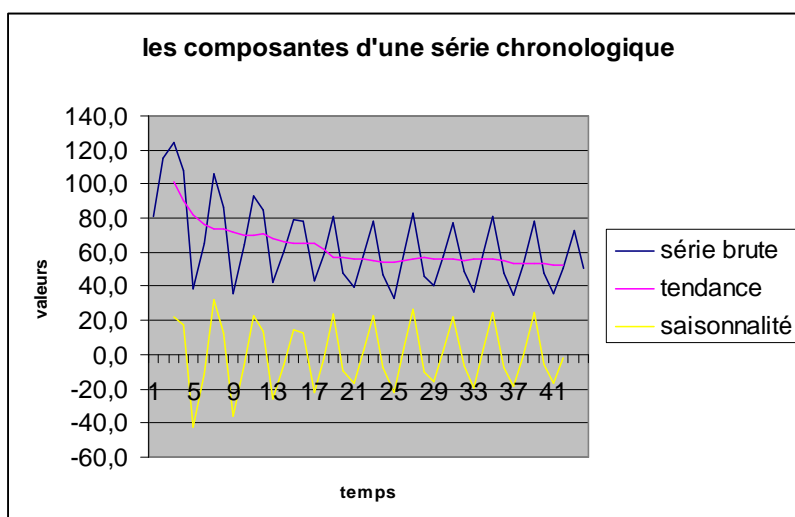
- La composante saisonnière S_t :

Des facteurs climatiques, sociaux ou politiques qui surviennent régulièrement à la même époque d'une année (jour, semaine, mois, trimestre) font déambuler les habitudes de consommation, de production et de communication au rythme des saisons. Ces variations périodiques sont par abus de langage dites Saisonnières .Dans le cas de séries économiques, la période est généralement égale à **12** si les données sont mensuelles et à **4** lorsqu'elles sont trimestrielles.

C'est une composante cyclique relativement régulière de période infra annuelle (semaines, mois, trimestre,...etc.).

- La composante résiduelle ϵ_t :

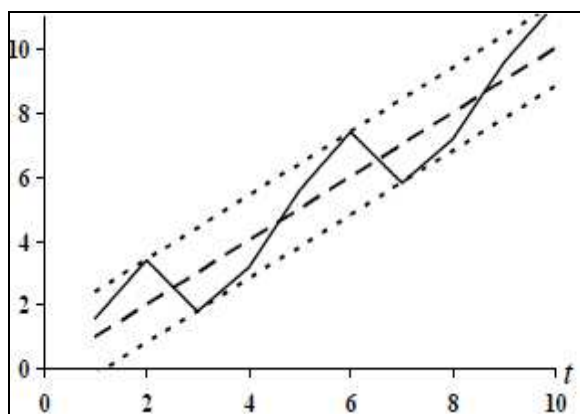
Elle peut correspondre à un mouvement erratique. Elle rassemble tout ce que les autres composantes n'ont pu expliqué du phénomène observé. Cette composante contient de nombreuses fluctuations, en particulier accidentelles.



Ces différentes composantes peuvent être combinées selon un des trois modèles (descriptifs) suivants:

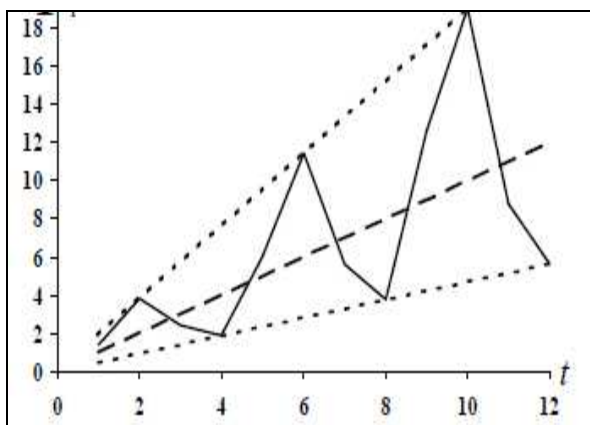
-Modèle additif : qui est sous la forme suivante :

$$\begin{cases} X = T_t + S_t + \varepsilon_t \\ t = 1, \dots, T \end{cases}$$



-Modèle multiplicatif: Il est le plus utilisé en économie. qui est sous la forme suivante :

$$\begin{cases} X = T_t * S_t * \varepsilon_t \\ t = 1, \dots, T \end{cases}$$



-Modèle mixte : qui est sous la forme suivante :

$$\begin{cases} X = T_t * S_t + \varepsilon_t \\ t = 1, \dots, T \end{cases}$$

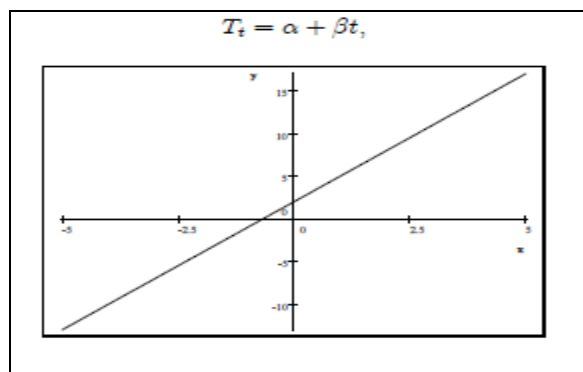
III -ANALYSE DE LA COMPOSANTE TENDANCE-CYCLE:

Nous avons vus auparavant que la cyclicité est généralement conjuguée avec la tendance et sont difficiles à séparer, dans ce que suit l'appellation tendance sera utilisée au lieu de tendance-cycle.

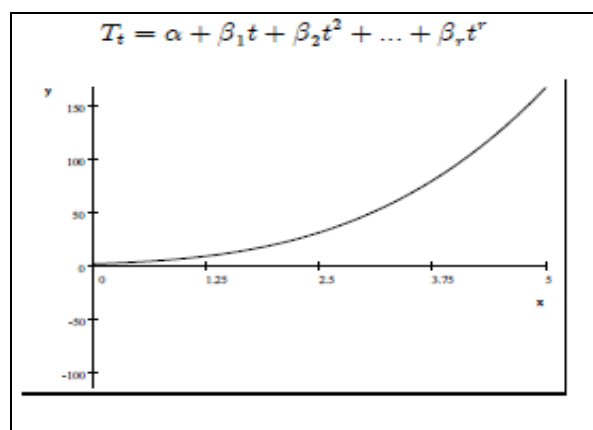
III -1-DEFINITION:

c'est un mouvement de longue durée qui représente l'évolution générale d'un phénomène économique, appelée aussi mouvement de fond ou structurel. Elle se présente comme une fonction du temps ; elle est la composante la plus importante dans une série chronologique. La tendance peut avoir un caractère linéaire, exponentiel ou des allures plus complexes (par exemple logistique ou autres...):

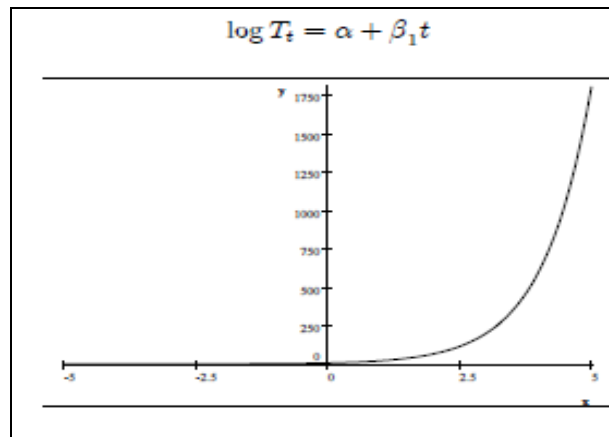
-forme linéaire



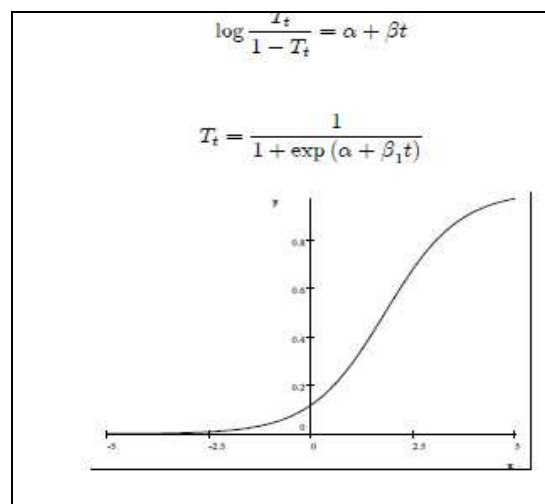
-forme polynomiale



-forme logarithmique



-forme logistique



III -2- L'EXTRACTION DE LA TENDANCE:

Le point de départ est le constat empirique suivant : la plupart des données empiriques sont non stationnaires. Le problème posé aux économètres est de modéliser cette non stationnarité.

III -2- 1- POURQUOI?

Il existe toute une gamme de problèmes spécifiques aux séries chronologiques, qui ne sont pas étrangers aux praticiens de statistiques et qui vont nécessiter la mise au point d'un certain nombre de techniques pour un traitement économétrique. C'est là la première raison du développement de l'économétrie des séries temporelles. Parmi ces problèmes : l'identification et le retrait de la tendance, pour faire des analyses fiables, prendre des décisions pertinentes et prévoir à l'avenir

III -2- 2- MÉTHODE D'EXTRACTION DE LA TENDANCE :

Il existe actuellement une grande panoplie de méthodes pour l'extraction de la tendance, se basant quasiment sur des modèles de décomposition en composantes latentes et des méthodes permettant d'extraire ces composantes. Ces méthodes de type filtrage, sont le fruit d'un long progrès:

- Estimation de la tendance par le lissage exponentiel.
- Estimation au moyen des moyennes mobiles par Macaulay 1931.
- Elaboration du programme X11 par le US Bureau of Census (Shiskin, Young, Musgrave 1967).
- Développement de l'amélioration X11-ARIMA par Statistics Canada (Dagum, 1975; 1980).
- Elaboration de l'amélioration X12-ARIMA par le US Bureau of Census.
- Estimation par le filtrage à la Hodrick Priscott (1980)
- Elaboration de la méthode TRAMO-SEATS par la Banco de Espana (Gomez et Marvall, 1997).

A)-Estimation de la tendance par le lissage exponentiel de Holt-Winters:

La méthode de lissage de **Holt-Winter** avec saisonnalité, elle consiste en trois lissages exponentiels simultanés.

On définit donc trois paramètres, notés α, β, γ :

α : Coefficient de lissage de la moyenne, $\alpha \in [0,1]$

β : Coefficient de lissage de la tendance, $\beta \in [0,1]$

γ : Coefficient de lissage de la saisonnalité, $\gamma \in [0,1]$

Cette méthode est plus souple que le lissage exponentiel amélioré, dans la mesure où elle fait intervenir deux constantes β et γ au lieu d'une α

Telle que $0 < \beta < 1$ et $0 < \gamma < 1$ deux constantes fixées.

Remarque : si β et γ sont petits, le lissage est fort puisque alors α est grand et que nous tenons compte du passé lointain.

B)- Estimation au moyen des moyennes mobiles par Macaulay1931:

On considère une série chronologique mensuelle obéissant à un modèle de décomposition additive, composé d'une saisonnalité S_t , d'une tendance T_t et d'une irrégularité ϵ_t . $X_t = T_t + S_t + \epsilon_t$.

Le but étant de trouver une estimation T_t de la composante tendancielle par une transformation linéaire qui conserve une composante de la série (X_t) et annule ou réduit les autres. L'application d'une moyenne mobile simple M_{12} , symétrique d'ordre **12** à la série (X_t), qui annule la composante saisonnière et diminue la variabilité de la composante irrégulière nous donne T_t .

$$T_t = M_{12}(X_t) .$$

C)-Estimation par les méthodes de X11 ; X11-ARIMA ; X12-ARIMA:

C)-1- Estimation par X11 par le US Bureau of Census (Shiskin, Young, Musgrave1967):

X11 est une procédure composée de plusieurs étapes, recevant en entrée une série chronologique (mensuelle ou trimestrielle) et fournissant en sortie une série corrigée des variations saisonnières avec d'autres composantes : tendance-cycle, effet saisonnier et irrégularité. La méthode **X11** peut être vue comme l'application successive de plusieurs moyennes mobiles. L'opérateur qui permet de passer de la série brute à la série corrigée des variations saisonnières est lui même une moyenne mobile. Les étapes suivies sont :

1) Estimation préliminaire :

Etape 1) Estimation préliminaire de la Tendance-Cycle par moyenne mobile $M_{2 \times p}$ tel que p est l'ordre de la saisonnalité **4** pour les séries trimestrielles est **12** pour les séries mensuelles .

Etape 2) Estimation de la composante Saisonnier-Irrégulier :

Etape 3) Estimation de la composante Saisonnière par moyenne mobile **3x3**

sur chaque période p :

Etape 4) Estimation préliminaire de la série corrigée des variations saisonnières .

Cette première estimation de la série corrigée des variations saisonnières doit, par construction, contenir moins de saisonnalité. La méthode **X11** remet en oeuvre les étapes précédentes en changeant les moyennes mobiles pour tenir compte de cette propriété.

2) Estimation finale

Etape 5) Estimation finale de la Tendance-Cycle par moyenne mobile de **Henderson**

Remarque : l'étape (5) est celle qui nous intéresse pour atteindre notre objectif(extraction de la tendance).

Etape 6) Estimation finale de la composante Saisonnier-Irrégulier :

Etape 7) Estimation finale de la composante Saisonnière par moyenne mobile **3x5** sur chaque période **p** :

Etape 8) Estimation finale de la série corrigée des variations saisonnières.

C)-2- Estimation par X11-ARIMA par Statistics Canada (Dagum, 1975; 1980) :

On a vu que l'application d'une moyenne mobile centrée d'ordre **2q+ 1** sur une série **X₁, X₂, ..., X_n** ne permet d'obtenir une série transformée que pour les dates **t = q, q +1, ..., n - q**. Donc la série corrigée des variations saisonnières n'est connue que pour les dates **t = 1, ..., q - 1** et **t = n - q+1, ..., n**. Il est donc nécessaire de compléter la méthode pour tenir compte de ce problème. Deux solutions sont proposées :

i) Utilisation des moyennes mobiles non centrées pour les extrêmes.
ii) Extrapolation des données (pour les deux extrêmes) via un modèle approprié de façon à obtenir des prévisions **X_{n+1}, X_{n+2}, ..., X_{n+q}** des données pour les dates **n+1, n+2, ..., n+q**. Puis application de **X11** sur la série **X₁, X₂, ..., X_n, X_{n+1}, X_{n+2}, ..., X_{n+q}**.

Cette méthode est la plus utilisée actuellement mais le problème consiste à trouver un modèle approprié pour que les prévisions **X_{n+1}, X_{n+2}, ..., X_{n+q}** faites à l'aide de ce modèle soient conformes aux données originelles **X₁, X₂, ..., X_n**.

DAGUM (1975) a proposé d'ajuster un modèle SARIMA à la série, en prévoyant les valeurs futures de la série grâce à ce modèle et en appliquant **X11** à cette série ainsi prolongée. C'est cette idée qui est à la base du logiciel **X11-ARIMA (Dagum, 1988)**.

Or, l'estimation de modèles SARIMA est rendue délicate par la présence de points aberrants, de rupture de niveau, d'effets de calendrier...

X11-ARIMA repose alors sur le schéma suivant :

i) Première dessaisonnalisation par la méthode X11 :

Cette étape permet d'estimer les valeurs atypiques, les effets de jours ouvrables...

ii) Modélisation SARIMA de la série corrigée de tous ces effets.

iii) Seconde dessaisonnalisation par la méthode X11.

C)-3- Estimation par X12-ARIMA par le US BUREAU OF CENSUS :

Des améliorations de la procédure **X11-ARIMA** ont été faites pour aboutir au programme **X12-ARIMA** qui repose sur le même principe mais propose en outre un module très complet, appelé

RegARIMA, permettant de corriger la série initiale de toute sorte d'effets indésirables. L'estimation de ces effets se fait grâce à l'utilisation de modèles de régression à erreurs **ARIMA (Findley et al, 1998)**.

Le programme **regARIMA** possède un ensemble de régresseurs pour le cas de données, mensuelles. Ces régresseurs comprennent une tendance constante, des effets saisonniers déterministes, des effets de jours ouvrables (pour les variables de niveau et de flux), des effets des mois de durées variables, d'année bissextile, de vacances de Pâques ainsi que des valeurs aberrantes additives (**AO**) et de changement de niveau (**LS**)...

X12-ARIMA contient aussi une procédure de **post-ajustement**, évaluant la qualité de l'ajustement. En particulier, elle fournit une estimation de la densité spectrale de deux séries : la série différenciée et ajustée (ou son logarithme dans le cas d'une décomposition multiplicative) et la composante irrégulière finale corrigée des valeurs aberrantes.

D)- Estimation de tendance par la méthode de Hodrick-Prescott:

Le filtre de **Hodrick-Prescott (1980)** s'inspire d'une technique actuarielle utilisée auparavant pour lisser les tables de mortalité. La méthode tolère des inflexions lentes de la tendance, en imposant que l'écart à la tendance ne dépasse pas une part donnée des évolutions de la partie conjoncturelle.

Ce filtre repose sur la détermination de la partie tendancielle (**T**) de la brute (**X**) comme solution du problème d'optimisation suivant:

$$\text{Min } (\sum (T_i - X_i)^2 + w \sum (D^2 T_i)^2)$$

Le premier terme mesure l'écart de la tendance à la série brute. Le second terme, qui peut être perçu comme une dérivée seconde de la tendance, mesure l'ampleur des inflexions de la tendance. Le paramètre **w** est un paramètre d'arbitrage entre les deux objectifs.

La solution du problème de minimisation de l'objectif quadratique de **Hodrick-Prescott** se fait de façon récurrente :

$$\begin{aligned} T_0 &= X_0 \\ T_1 &= X_1 \\ T_{t+1} &= (X_{t+1} + w (T_t + D T_t)) / (1 + w) \end{aligned}$$

Le choix de **w** est laissé au statisticien. Une valeur très faible de ce paramètre donne une tendance qui épouse la série brute des données. Une valeur importante du paramètre **w** donne une tendance linéaire.

E)- Estimation par la méthode TRAMO-SEATS par la Banco de Espana (Gomez et Marvall, 1997):

Le problème d'ajustement saisonnier peut être vu comme un problème de filtrage et donc peut être traité tant du point de vue temporel que du point de vue spectral (fréquentiel). La vision spectrale a permis donc de formuler le problème d'ajustement saisonnier comme un problème d'extraction de signal dans un modèle à composantes latentes de type **ARIMA**. Bien que la théorie ait été bien développée de puis bien longtemps, l'implémentation pratique d'un ajustement saisonnier comme une extraction de signal n'a été faite que récemment. **Gomez et Maravall (1996)** ont développé un logiciel d'ajustement saisonnier en utilisant les principes d'extraction de signal. Le logiciel consiste en deux programmes à savoir **TRAMO (Time Series Regression with ARIMA Noise, Missing observations, and Outliers)**, et **SEATS (Signal, Extraction in ARIMA Time Series)**.

Le programme **TRAMO** joue le rôle d'un **pré-ajustement** comme l'est **RegARIMA** pour le programme **X12-ARIMA**. Donc il permet l'ajustement des valeurs aberrantes, effets de jours ouvrables, et d'autres analyses d'interventions (en suivant **Box et Jenkins 1976**). Le programme **TRAMO** ressemble donc à la procédure de pré-ajustement **RegARIMA**.

Le programme **SEATS** est précisément mis en œuvre pour extraire la composante saisonnière en utilisant une structure appropriée.

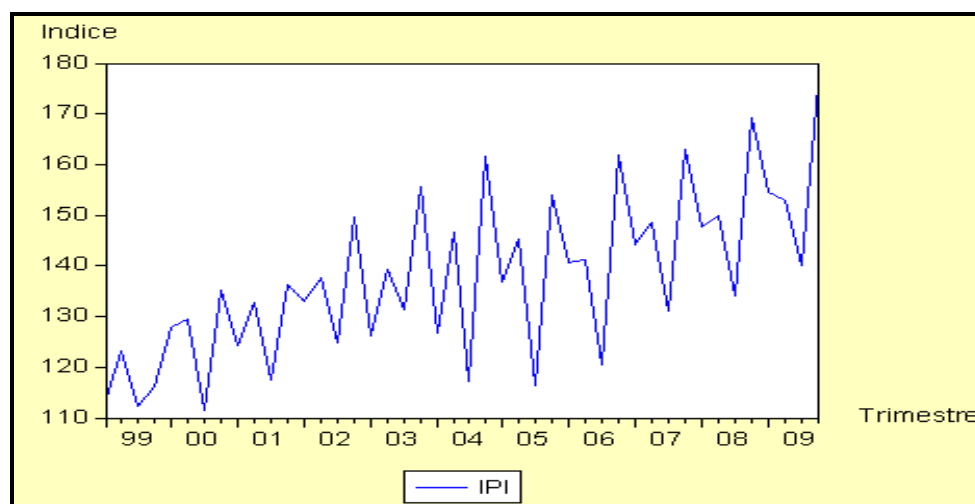
PARTIE PRATIQUE

APPLICATION SUR L'INDICE DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE (ALGERIE -SECTEUR PRIVÉ-)

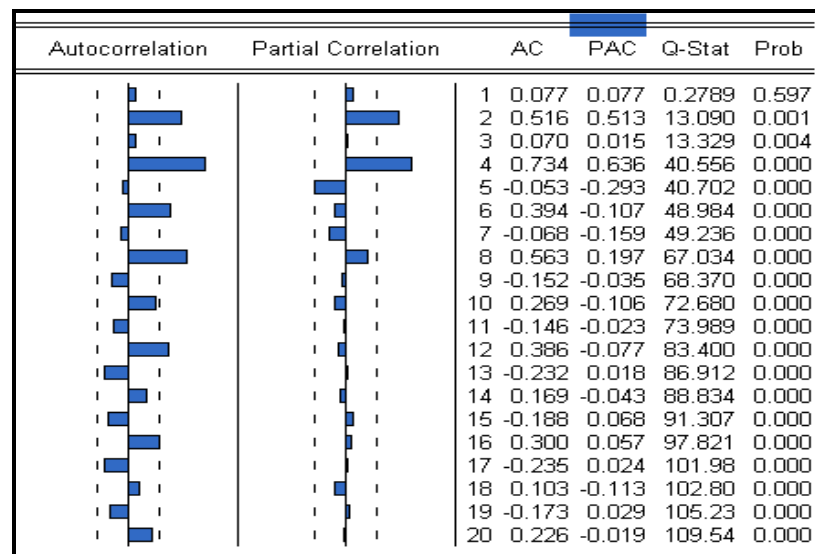
Considérons la série de l'indice de la production industrielle pour l'Algérie(secteur privé)"**IPI**" agrégée par trimestre, représentée ci-dessous, avec en ligne les années, et en colonne les trimestres,

Trimestre Année	1	2	3	4
1999	113.9	123.2	112.3	116.2
2000	127.8	129.4	111.6	135.1
2001	124.4	132.8	117.4	136.3
2002	133.0	137.6	124.8	149.6
2003	126.3	139.3	131.5	155.5
2004	126.7	146.6	117.3	161.6
2005	136.8	145.3	116.5	154.0
2006	140.7	141.1	120.6	161.9
2007	144.2	148.6	131.2	163.1
2008	147.6	149.8	134.1	169.2
2009	154.4	152.9	140.1	176.0

Diagramme séquentiel de la série brute IPI :



Corrélogramme de la série IPI:



D'après la représentation graphique et le correlogramme de la série brute de **IPI** on observe que la série semble présenter une tendance à la hausse. Pour confirmer, on applique les testes statistiques suivants:

Test de Fisher:

Les hypothèses de ce test sont :

H₀« La série n'est pas affectée d'une tendance ».

Contre;

H₁« La série est affectée d'une tendance ».

On calcule **F₁** que l'on compare avec **F*_{v3v2}**

Avec: **F₁** la statistique de Fisher calculée **F*** la statistique de Fisher tablée,

V₃=n-1=10 **V₂=(n-1)*(p-1)=30**, degré de liberté , **n**: Le nombre d'années et **P**: Le nombre d'observations dans l'année.

Ensuite, après les calculs se font à l'aide de logiciel **Excel** on obtient : **F₁=0,00010523**; **F* =2.54**

On remarque que **F₁<F***, donc on accepte l'hypothèse **H₀** : La série n'est pas affectée d'une tendance. Mais; concernant l'existence de la tendance, le test de **Fisher** s'avère faible, il convient

d'effectuer un autre test., il s'agit de test de **DICKEY-FULLER AUGMENTE (ADF)**

Test de Dickey-Fuller augmenté (ADF):(test de racine unitaire)

Nous appliquons le test de **Dickey-Fuller** sur la série **IPI** pour nous permettre de détecter l'existence d'une racine unitaire et le type de la tendance à l'aide de logiciel **Eviews**.

On choisit le retard (**P**) qui minimise les critères d'informations d'**Akaike** et **Schwarz**.

	P=1	P=2	P=3	P=4
Akaike (AIC)	7.58	7.22	6.48	6.54
Schwarz (CS)	7.74	7.43	6.73	6.84

L'opérateur qui minimise les critères d'**Akaike** et **Schwarz** est **p=3**.Donc on applique le test de **DFA** pour le modèle général ($\Delta IPI_t = \Phi IPI_{t-1} + C + B_t + \sum \Phi_j IPI_{t-j} + \epsilon_t$) avec **P=3**;

Nous testons alors la présence d'une tendance dans le processus en testant la nullité du coefficient de la tendance **B**. Le résultat pour la série **IPI** est donné dans la table suivante (à l'aide de logiciel Eviews) :

ADF Test Statistic	-2.603088	1% Critical Value*	-4.2023	
		5% Critical Value	-3.5247	
		10% Critical Value	-3.1931	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(IPI)				
Method: Least Squares				
Date: 08/05/10 Time: 10:42				
Sample(adjusted): 2000:1 2009:4				
Included observations: 40 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IPI(-1)	-1.010522	0.388201	-2.603088	0.0136
D(IPI(-1))	-0.304442	0.301662	-1.009215	0.3200
D(IPI(-2))	-0.512743	0.216311	-2.370399	0.0236
D(IPI(-3))	-0.896063	0.118584	-5.869786	0.0000
C	125.0980	46.12283	2.712280	0.0104
@TREND(1999:1)	0.743487	0.315427	2.357082	0.0243
R-squared	0.938002	Mean dependent var	1.495000	

On remarque que la t- statistique de la tendance =**2.357082** est inférieure à la valeur critique **2.79** pour le seuil **5%** (donnée par la table de Dickey- Fuller) .On le confirme par la proba = **0.0243** qui est inférieure à **0.05**, d'où la **tendance n'est pas significativement différente de zéro**, de plus la statistique de Student $t_{\hat{\phi}} = -2.603088$ est supérieure à la valeur critique **-3.5247** pour le seuil **5%** (données par la table de Dickey-Fuller) ; D'où **la série possède une racine unitaire** (on accepte l'hypothèse nulle " $\phi=0$ " c'est-à-dire le processus est de type stochastique((**Differency Stationnary**) **DS**) ,donc la série est non stationnaire de type **DS**,on cherche à estimer sa tendance.Mais avant de procéder à l'extraction de cette tendance il faut connaître préalablement le type de schéma de décomposition de la série **IPI**, pour cela on utilise le test de **Buys-Ballot**.

Test de Buys-Ballot :

Nous pouvons estimer par la méthode des moindres carrés ordinaires (**MCO**) les paramètres **a** et **b** de l'équation ($\delta_i = a + b x_i + \epsilon_i$). Dans le cas, où le coefficient **b** n'est pas significativement différent de **0** (test de Student) alors on accepte l'hypothèse d'un schéma additif ; dans le cas contraire, nous retenons un schéma multiplicatif. Les résultats sont donnés par le logiciel Eviews ci-dessous :

Dependent Variable: Y				
Method: Least Squares				
Date: 06/25/10 Time: 21:55				
Sample: 1999 2009				
Included observations: 11				
Y=C(1)+C(2)*X				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-22.05027	12.65491	-1.742428	0.1154
C(2)	0.253522	0.091573	2.768520	0.0218
R-squared	0.459936	Mean dependent var	12.87746	
Adjusted R-squared	0.399929	S.D. dependent var	4.244003	
S.E. of regression	3.287585	Akaike info criterion	5.381149	
Sum squared resid	97.27393	Schwarz criterion	5.453494	
Log likelihood	-27.59632	Durbin-Watson stat	1.180223	

On observe que la proba de coefficient =**0.0218**<**0.05**, donc on accepte que le coefficient de la moyenne n'est significativement différent de zéro, d'où **le schéma est additif**.

Extraction de la tendance de la série IPI:

Comme nous avons vu précédemment la série de **IPI** est affectée d'une tendance, pour l'extraire, plusieurs méthodes existent :

A)-Estimation de la tendance par le lissage exponentiel de Holt Winters(HW):

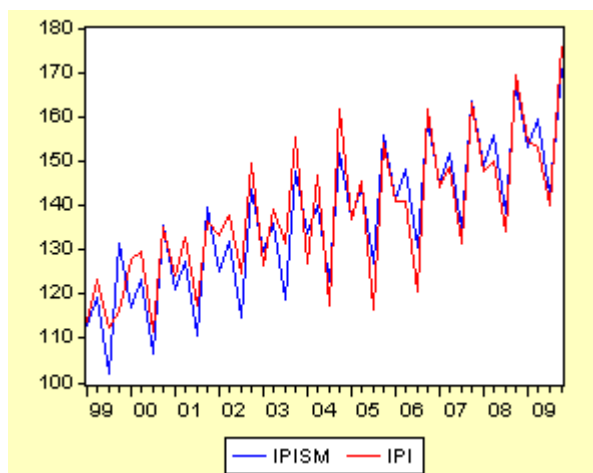
Puisque la série **IPI** est saisonnière ; on applique le lissage exponentiel de **Holt-Winters**. Al'aide de logiciel **Eviews** on trouve :

Sample: 1999Q1 2009Q4		
Included observations: 44		
Method: Holt-Winters Additive Seasonal		
Original Series: IPI		
Forecast Series: IPISM		
<hr/>		
Parameters:	Alpha	0.1000
	Beta	0.8100
	Gamma	0.0000
	Sum of Squared Residuals	1685.282
	Root Mean Squared Error	6.188850
<hr/>		
End of Period Levels:	Mean	159.4476
	Trend	1.660251
	Seasonals: 2009Q1	-2.045625
	2009Q2	3.404489
	2009Q3	-14.78176
	2009Q4	13.42290
<hr/>		

A partir des ces résultats le coefficient de lissage de la saisonnalité $\gamma = 0$ cela veut dire que ce lisseur(HW) nous série pas pour lisser la série ou encore pour extraire la tendance de notre série. On regroupe les résultats dans le tableau suivant :

Année \ Trimestre	Trimestre			
	1	2	3	4
1999	112.9	119.5	103.1	134.3
2000	117.7	125.6	109.6	139.3
2001	125.5	132.3	115.7	145.7
2002	130.2	137.0	120.2	150.3
2003	136.2	141.3	123.5	153.7
2004	139.7	144.1	126.6	153.6
2005	139.3	144.7	126.7	153.3
2006	137.3	142.8	124.0	151.2
2007	136.9	143.9	127.3	157.3
2008	144.3	152.3	135.8	165.7
2009	152.7	160.6	143.3	172.5

Le graphe correspond :



IPISM : la série lissée.
IPI : la série brute.

Une petite comparaison entre le graphique de **IPI** est celui de IPISM nous montre que le lisseur (**HW**) n'élimine plus la saisonnalité. Il change un peu la série brute mais reste loin pour extraire sa tendance.

B)-Estimation au moyen des moyennes mobiles par Macaulay:

Comme notre série de **IPI** est de périodicité trimestrielle; on applique la moyenne mobile symétrique sur une longueur $p = 4$ pour sauvegarder la composante T_t , éliminer S_t et diminuer le maximum ϵ_t .

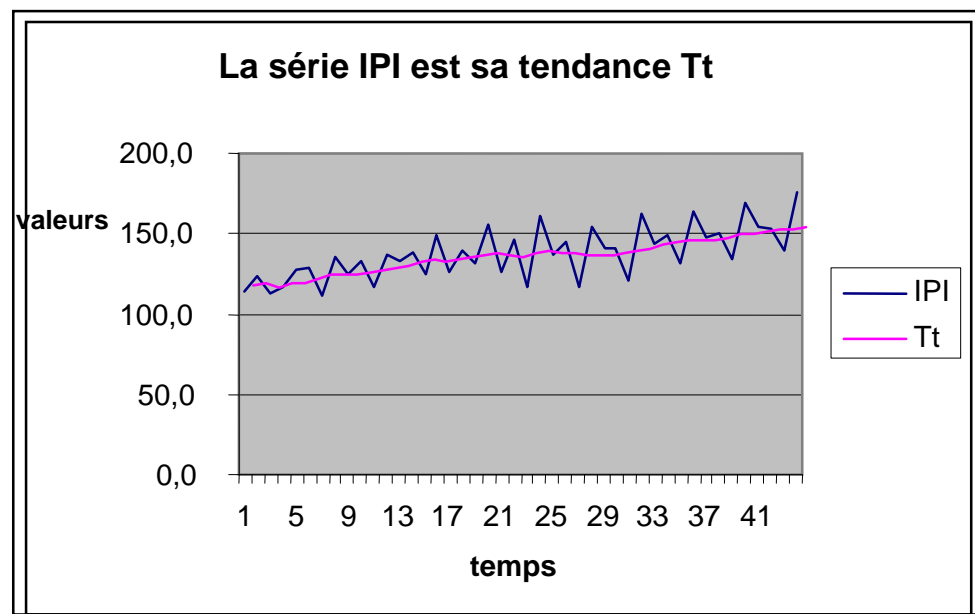
Puisque la période est paire ($p = 2 * (2)$), il faut appliquer la formule ; $T_t = 1/4(0.5IPI_{t-2} + \Sigma IPI_t + 0.5IPI_{t+2})$ $t = 3, \dots, 42$, pour respecter la symétrie .

Les résultats sont représentés dans le tableau suivant :

Année \ Trimestre	1	2	3	4
1999	120,0	120,8	118,1	120,7
2000	121,4	123,6	125,6	125,5
2001	126,7	127,6	128,8	130,5
2002	132,0	134,6	135,4	134,8
2003	135,8	137,4	138,2	139,2
2004	138,3	137,3	139,3	140,4
2005	140,1	139,1	138,6	138,6
2006	138,6	140,1	141,5	142,9
2007	145,2	146,6	147,2	147,8
2008	148,3	149,4	151	152,3
2009	153,4	155,0	154,6	155,4

Remarque : l'application de la moyenne mobile symétrique ne donne pas les deux premières et deux dernières valeurs qu'on peut les estimer par l'interpolation linéaire (estimation par régression).

Le graphe correspond :



D'après le graphe si dessous; on conclue bien que la moyenne mobile appliquée sur la série **IPI** a lissé la série par la conservation de la tendance, l'élimination de la saisonnalité et la minimisation de l'irrégulier.mais elle reste encore perturbée par quelque variabilité.

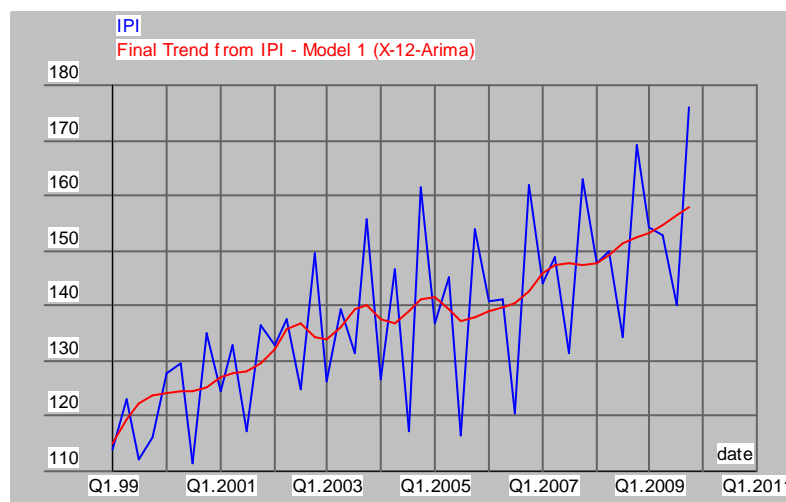
C)-Estimation par X12-ARIMA par le US Bureau of Census :

La méthode **X12-ARIMA** est qu'une amélioration de **X11 et X11-ARIMA** basée sur les principes des moyennes mobiles ; donc on va l'appliqué au lieu d'utilisation chaque méthode seule.on a opté logiciel **DEMETRA** pour traiter notre série et on a porté par les résultats suivants :

D 12 Final trend cycle
From 1999.1 to 2009.4
Observations 44
Trend filter 7-term Henderson moving average
I/C ratio 1.34

	1st	2nd	3rd	4th	TOTAL
1999	116.	119.	121.	122.	478.
2000	123.	123.	124.	125.	495.
2001	127.	128.	128.	130.	513.
2002	133.	136.	136.	134.	539.
2003	134.	137.	140.	140.	552.
2004	136.	136.	139.	142.	552.
2005	142.	139.	137.	138.	556.
2006	139.	140.	141.	143.	562.
2007	146.	147.	148.	147.	588.
2008	148.	149.	151.	152.	601.
2009	153.	155.	156.	158.	623.
AVGE	136.	137.	138.	139.	

Le graphe correspond :



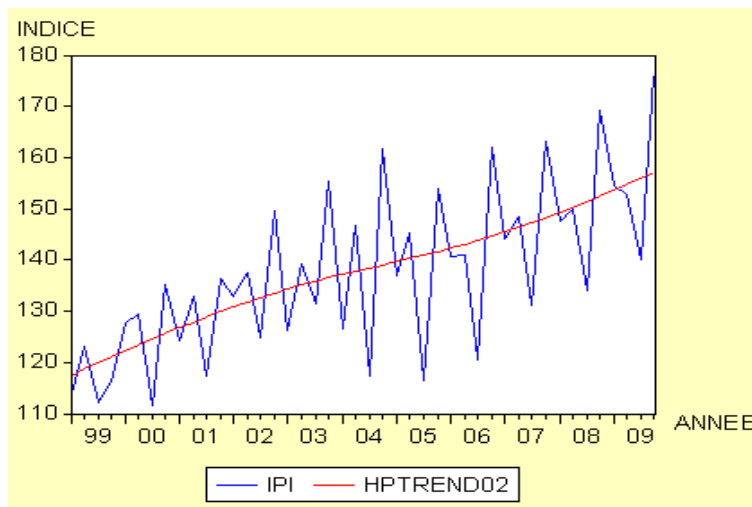
Comme indique le graphe la courbe de la tendance(IPI_TC)est trop lisse par rapport a la courbe de IPI ,mais elle semble volatile surtout entre 1-tri-2002 au 2-tri-2005 (sensible de l'amplitude des valeurs brutes)

D)-Estimation par la méthode de Hodrick-prescott (HP):

On regroupe les résultats du filtrage par le filtre de **Hodrick-Prescott** trouvés par le logiciel Excel dans le tableau ci-dessous:

Trimestre Année	1	2	3	4
1999	117,5	118,7	119,9	121,0
2000	122,2	123,4	124,5	125,7
2001	126,8	127,9	128,9	129,9
2002	130,9	131,8	132,7	133,6
2003	134,4	135,2	135,9	136,6
2004	137,2	137,8	138,5	139,1
2005	139,7	140,3	140,9	141,6
2006	142,3	143,0	143,8	144,6
2007	145,5	146,4	147,3	148,3
2008	149,3	150,3	151,4	152,5
2009	153,6	154,7	155,9	157,0

Le graphe correspond :



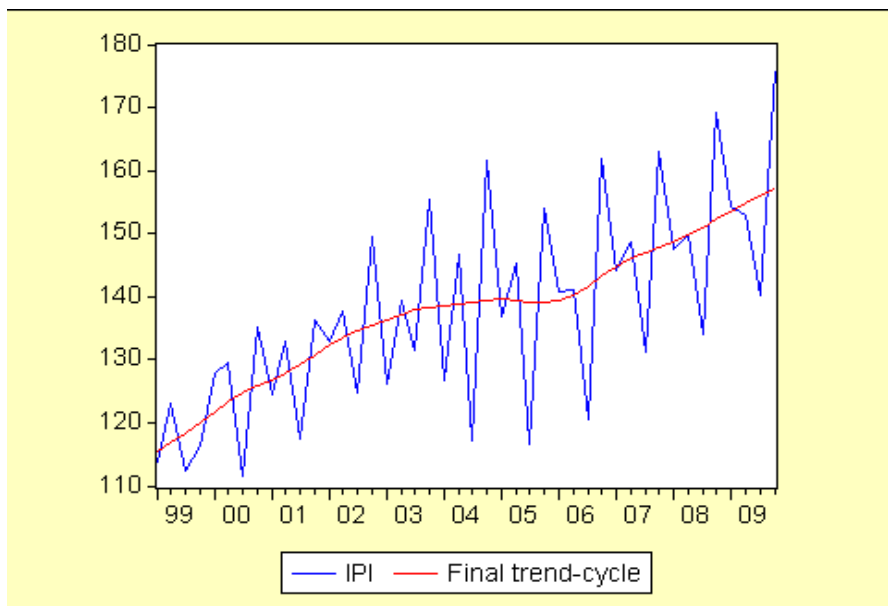
D'après le graphique ; on remarque bien que ; perturbation ou les composantes indésirables a disparu ,alors cette tendance acceptable pour étudier la production industrielle .

E)-Estimation par la méthode TRAMO-SEATS :

Sous le logiciel Eviws ;on applique la méthode de TRAMO-SEATS , les resultats sont comme suit :

YEAR	TREND-CYCLE			
	1ST	2ND	3RD	4TH
1999	115.528	116.867	118.376	120.034
2000	121.794	123.331	124.638	125.795
2001	126.775	127.837	129.117	130.618
2002	132.217	133.568	134.619	135.479
2003	136.237	137.081	137.841	138.204
2004	138.404	138.695	139.062	139.439
2005	139.555	139.325	139.015	139.000
2006	139.466	140.357	141.662	143.209
2007	144.697	145.994	147.018	147.834
2008	148.698	149.733	150.922	152.230
2009	153.558	154.825	156.027	157.138

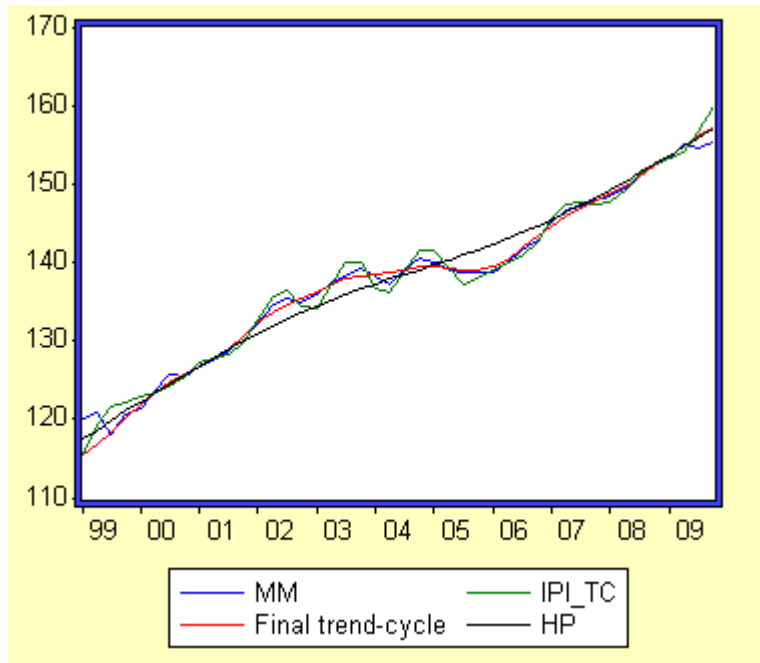
Le graphe correspond :



On observe que la tendance est bien extraite à partir de la série brute, elle apparaît lisse sans volatilité .

Comparaison entre les filtres appliqués :

On peut faire maintenant une petite comparaison entre les différents filtres utilisés pour extraire de la tendance de IPI par une représentation graphique synthèse sous EVIEWS :



MM : Moyenn mobile simple.
IPI TC : X12-ARIMA.
Final trendcycle: TRAMO-SEATS
HP:HODRICK-PRESCOTT

L'application de différents filtres sur la série de l'indice de la production industrielle nous permet de dire que: le filtre de **Hodrick-Priscott** est le meilleur pour l'extraction de la composante tendance cycle.

Puisque le filtrage par **Hodrick-Priscott** est le plus préférable, il nous aide à sortir par un commentaire sur la trajectoire de IPI : la partie tendancielle fait apparaître un mode de croissance rapide, mais décéléré, entre **2003** et **2006**, avant de reprendre son niveau d'accélération entre **2006** et **2009**.

CONCLUSION GENERALE

Au cours de ce travail, on a été amené à faire une extraction de la composante tendance cycle à l'aide de diverses méthodes sur "la série des indices de la production industrielle" et essayer d'atteindre l'objectif fixé par notre étude, à savoir, trouver la trajectoire du phénomène étudié.

Pour cela, un aspect théorique a été présenté, où on a exposé les concepts des séries chronologiques et ses différentes composantes, en particulier une étude détaillée sur la composante tendancielle tels que; sa définition, ses différents types et les techniques de l'extraire à partir de la série brute. En suite, la série de l'indice de la production industrielle a été prise comme étude de cas, pour réaliser une application de filtre de la moyenne mobile (simple, X12-ARIMA), TRAMO-SEATS et celui de Hodrick-Priscott.

Pour clore notre travail, il a été conclu que le filtrage par Hodrick-Priscott est préférable par rapport aux autres.