NUAGE DE POINTS :

on constate une légère relation linéaire bien qu'imparfaite, on consta croissante entre les deux variable crosssante entre les deux variables -un modèle linéaire estimé par les MCO pourrait donc être

approprié -on peut s'attendre à un  $\beta$  positif mais inférieur à 1 et à

un α négatif

CORRELATION:

- Our avons un coefficient de corrélation positif et relative -nous avons un coefficient de corrélation positif et relativemen élevé -la relation linéaire entre les deux variables semble se confirmer

MCO:

si la valeur de t-stat est inférieure à la valeur tabulé(table de student) donc n'est pas significative -Nous obtenons un β de 1.5977, c'est à dire positif (ce que nous attendions). Il est néanmoins supérieur à 1.

-Ainsi, une variation de 1%de la variable ersandp (variable exolicative) induira une variation de 1.5977% de erford. (variable

expliquée)

-I a constante n'est pas négative, ce à quoi nous nous attendions à du nuage de points. Cela signifie que s'il n'y a aucune on du marché, le rendement des actions de Ford sera quand

variation du marcine, se conscious de l'amment leaprement positif. -La p-valeur associée au  $\beta$  est égale à 0.000: on peut dire que la variable exisandp est statistiquement significative au seuil de 5% -l'hypothèse de non significativité des paramètres est : -non-rejetée pour  $\alpha$ . -rejetée pour  $\beta$ 

de erford sont expliquées par le modèle (ce qui est tout à

le R2 aiusté vaut 0.287 : donc environ 30% des variation

MCO « HAC »: 3) :

Out l'antion "HAC" nermet de mener une correctie on remarque que l'option "HAC" permet de mener une correction de la matrice de variance-covariance de l'erreur à la Newey-Wes-cette correction semble avoir modifié les écarts-types de Stimmerus

Hétéroscédasticité et l'autocorretauou con ....

sous-estimer la variance des estimateurs).

Austr problèmes sont un soucis dans le

sous-esumer la variance des estimateurs).

on pourra rappeler que ces deux problèmes sont un soucis d'
mesure où ils entrainent un estimateur erroné de la matri
variance-covariance des erreurs, ce qui fausse l'infé
statistique (e ad les tests de significativité).

RESIDUS:

RESIDUS : -Les résidus semble être de moyenne constante et égale à 00 -En revanche leur variance n'est pas constante -Difficile de dire s'il existe une structure d'autocorrélation. Breusch-Pagan / white (tuple de 4 éléments) :

Breusch-Pagan / white (tuple de 4 éléments):
-1er élément : Statistique du test LM (se référer à la table)
-2ème : p-valeur associée à la statistique de test LM (inférieure à
0.1 (white : 0.01), on rejette l'hypothèse nulle d'homoscédasticité a 10%) -3ème : Statistique du test de Fischer (significativité globale du modèle de répression des résidus sur X)

modèle de regression des residus sur X)

-4ème : p-valeur associée à ce test (même interprétation puisque si la p-valeur <<0.01. le modèle est globalement significatif, et done la relation entre les résidus et les variables explicatives e

Commentaires:

auve) s rejettons l'hypothèse nulle d'homoscédasticité à 10%. VIF:

----lientives = ['ersandp','roil','d crisis','d covid']

l explicatives = l'ersando, roil', d'crisis', d'covid'|
for n,var in enumerate[l'explicatives]
print[le VIF de la variable', var, est
'VIF(dfl] explicatives], dropna(), values, ni)
le VIF de la variable ersando est: 1.0591829579271606
le VIF de la variable roil est: 1.0473746769468446 le VIF de la variable d\_crisis est: 1.029664691134221 le VIF de la variable d\_covid est: 1.003964217666122

méthodes basées sur la décomposition tendance/cycle →Détection de la non-stationnarité : Les tests pemettant de

svoir si les séries sont statiquanaires. Este ses petiteiant ue asvoir si les séries sont statiquanaires d'Enton sont appelés tests de racine unitaire

\*\*\text{Au} \sqrt{1/T}

\*\*Il en existe un grand nombre. Nous présentons ici le plus répandu : Dickey-Fuller (DF) et Dickey-Fuller Augmenté (ADF) -Dans les deux cas :
 H0 : la série est non-stationnaire, c a d qu'elle contient au

moins une racine unitaire

• H1: la série est stationnaire, c a d qu'elle ne comporte pas de racine unitaire

Test de Dickey-Fuller : L'idée du test : tester les différente

structures possibles de la série à laquelle nous nous intéressons e fonction des processus TS et DS. Précisément, trois modèles nou

ns des tables spécifiques pour cela (voir test ADF). -si  $\phi$  est significativement égale à 00 : on ne rejette pas H0 et l

la significativité de la tendance et de la constante dans les modèle qui les contiennent (idem, nous devrons faire appelles à des table spécifiques) specifiques). -Les modèles du test simple sont trop restrictif quant à la structure

→Comment interpréter les résultats du test ADF : Valeur du

-P-valeur associée au test (hypothèse nulle : la série contient au moins une racine unitaire, donc si la p-value > 0.05, on ne s pas l'hypothèse nulle et la série contient au moins une s unitaire)
-Un dictionnaire est donné ensuite avec les valeurs tabulées du test

-Un dictionnaire est donné ensuite avec les valeurs bablées du test en fonction du nombre d'observations! les résultats du modèle -Le demire élément est un objet contenant les résultats du modèle -Nous devons différencies not serie et tester à nouveau la stationnairé : si la série différencée est stationnaire, on dit qu'elle est intégrée d'ordre ! et on peut invailler sur sa différence.

\*\*Modèles de la classe ARIDMA: 2-On park de processus a-Modèles de la classe ARIDMA: 2-On park de processus a-

théoriques : non fondé théoriquement. -Modélisation : valeurs passées de la série et des valeurs présentes et passées du terme

→Modèles MA(a): Un processus MA (Moving average) est ur

→ Modelle MA(q): Un processes MA (Moving average) est processes stationaire virifiant une relation du type: VI+e-t-Pict-P---Paget-q avec θiell: et et BB(η/e) pouvant feire récire. VI+e-(L)/et avec Θ(μ)-1-PiL---Pagle-t et la l'operateur retard à l'ordre q -la fonction d'autour. Hiorique permet l'identification l'ordre qui processes MA. —l'Est avantie pour tout le-q. «Estat donne que nous disposons d'un échantillon, nous utiliser la fonction d'autoccerbation empringe pour virifire cu la fonction d'autoccerbation empringe pour virifire cu

propriété.
-Si le vrai proc générateur de donnée est MA alors nous d

observer que les autocorr a un ordre h>q s'annulent à cet horizo

(utiliser test de significativité).

→ Modèle AR(p): Un processus AR (Auto Regressif) est un

processus stationnaire verifiant une relation ou type .  $Yt-\phi 1Yt-1-...-\phi pYt-p=\epsilon t$  -La fonction d'autoc partielle permet l'identification du nombre de retards p à inclure dans un processus AR(p).

-En effet la fonction d'autocor partielle s'annule à partir du Nous avons calculé les Variance Inflation Factor de toutes les variables explicatives. -Sans avoir de règle de décision précise, nous pouvons dire qu'avec des VIF inférieur à 2 pour toutes les variables, la présence re municonnearne est taible. L'hypothèse MCO selon laquelle la matrice des variables

ici un test de multicolinéarité de Farrar Globe

Avec une valeur tabulée pour le chi2(1/2 k(k+1)) de 18.307 à 5% l'hypothèse nulle d'absence de multicolinéarité est reietée.

graphiques lignes pour voir l'allure des séries et éventuellement en déduire de l'information sur 1 stationnarité des séries

autorégressive (de long terme) des séries
-autocorrélations partielles : permet de voir l'autocorrélation

entre deux périodes après avoir purgé l'effet des autres

Statistique es supereule à a Vacet nature induce induce indu-rejetons pas HO la série contient une racine unitaire. La série es non stationnaire de type stochastique : il faut différencier (or prendre le taux de croissance pour la stationnariser. Nous devons bien entendu vérifier que la variable ainsi transformée est elle-

dite intégrée d'ordre 1 puisqu'il a fallu la différencier une fois pour

Si p-val est inférieure à 1% le test reiette H0 de présence d'une

stion 1 : A l'aide de quelle(e) statistiques(e) neut-on compan

hode?

Réponse: Pour comparer la significativité globale de deux modèles estinés par la même méthode, plusieurs statistiques peuvent ére utilisées en finentien d'un plus de modèle utilisé : est etc. ¿Est de finée, le reitie d'information d'Alakie (AC) ou le critère d'information d'Alakie (AC) ou le critère d'information hayésien (BIC). Question 2: l'étainseur MCO est d'it ne BLUE ». Que signifie cet acronyme et à ce quoi remvisée-d-l'à blassed estimator. Propriété de l'abelier de l'étainseure » Demoisée 3 : étainseure » Demoisée 3 : étains

Réponse: BLUE: best linear umbiased estimator. Propriéde a Linéarité de l'estimateur ». Propriéde a Estimateur dans bias ». Propriéde «"β est de variance minimale ». Propriéde totale « "β de β est BLUE de β ». On dit de l'estimateur MCO " β de β est BLUE (Best Linear Unbiased Estimator). Question 3 · Quelle propriéde des variables est-til impératif d'étadier lorsque l'on analyse des séries temporelles. "Pourquoi" Réponse: Loss de Tanalyse de séries temporelles, il et crucial series est propriéde de l'estimator de l'estimator l'estimato

d'étudier la stationnarité des variables. La stationnarité, indique que les propriétés statistiques de la série restent constantes au fi

du temps. Cette propriété est essentielle pour garantir la validité des résultats d'analyse, assurer la stabilité des modèles, facilites

l'intermétation des résultats et améliorer la fishilité des nrévisis l'interprétation des résultats et améliorer la fiabilité des prévi à long terme. Des méthodes graphiques et des tests statistique que le test Augmented Dickey-Fuller (ADF) est utilisé évaluer la stationnarité. En cas de non-stationnarité, transformations ou quistements peuvent être nécessaires d'appliquer des modèles d'analyse.

Modèle de régression simple :  $Y=\alpha+\beta X+\epsilon$ 

ité globale de 2 modèles estimés par la mê

riser D'où on travaillera sur la série de rendemen

explicatives X est de plein rang, semble remplie (hypot assure de pouvoir estimer les paramètres).

from numpy linalg import det

Commentaires :

Exercice 1:

D = det(df[1 explicatives].corr()) # calcul de la stat : T=244 et k=4

FG = -(244 - (1/6) \* (2\*(4+1))+5)\*np.log(D)

σε).
 Si les variables X et Y sont des variables qui dépendent

rvations on écrit le modèle de régression simple comme suit :  $Yt = \alpha + \beta Xt + \epsilon t$   $\forall \epsilon \in [1:T]$  où t neut désigner deux dimensions différentes :

-α (la constante) et β (le coefficient de pente) sont les paramètres

es temps (séries temporelles)
des individus (coupes instantanties)
des individus (cou

-⇒E(et)=0
-Revient à dire que, en moyenne, le modèle est bien spécifié
2- L'absence d'autocorrélation des erreurs
-La valeur de l'erreur en t (période ou individu) ne dépend pas de

celle en t'
-Il n'y a pas de corrélation entre deux erreurs à deux dates

 $\Rightarrow E(\epsilon t \epsilon t')=0 \ \forall t \pm t'$ . j=0,vz+z scédasticité des erreurs

=>B(e21)=02-Vt -of e présente à variance de l'erreur et ne dépend pas de t 4- Normalité des erreurs -On suppose (hôroême central limite) que le terme d'erreur suit une loi normale centrée et de variance constante -Cette hypothèse se vérifie d'autant plus que le nombre d'observations est grand  $\epsilon t \sim N(0 \sigma 2 \epsilon)$ Principe des MCO :  $Yt=\alpha+\beta Xt+\epsilon t$ 

Principe des MCO:  $\Gamma^{-\alpha + p \lambda + \nu \epsilon}$ L'objectif des MCO est d'estimer les paramètres  $\alpha$  et  $\beta$ . Une telle estimation nous donne l'équation d'une droite, appelée droite de

 $V t = c\hat{t} + R X t$ -α et p' sont les estimateurs des parametres α et p'-γτ est la valeur estimée de Yt et donnée par le modèle (une valeur de Yt^ correspond à un point sur l'axe des ordonnée (Yt) pour un Xt et obtenu via la droite de régression MCO).

→Propriétés des estimateurs :
-Propriété 1 : la droite de régression passe par le point

moyen  $(X^-,Y^-)$ -Propriété 2: la variable observée Yt et estimée Yt^sont de -Propriété 3: en moyenne, les résidus sont nuls (modèle en ectement spécifié) e =0 -Propriété 4 : la covariance entre la variable explicative Xtet le

residus, est nuile (pas de correlation avec le residu :

Cov(Xt,et)=Cov(Yt^,et)=0

-Propriété 5 : les changements d'origine et d'échelle ne changent

pas β".

-Propriété 6 : les estimateurs sont linéaires (on peut les exprime comme des fonctions linéaires de la variable expliquée)

Très important:-Propriété 7: ce sont des estimateurs sans biais
(en moyenne, ils sont égaux à leur vraies valeurs)  $E(\alpha')=\alpha$  et

-Propriété 8: les estimateurs MCO sont convergents et de

variance minimale. Autrement dit, lorsque le noml d'observations T tend vers l'infini, la variance converse vers 0.

-les estimateurs MCO cont.RLUE - Best Linear Unbiscod Estimator  $\rightarrow$  Estimator  $\rightarrow$  MOO: Hypo du modèles de rég multiple:  $Yt=\alpha +\beta LXt,t+\beta ZXZ,t+...+\beta KXK,t+\epsilon t$   $\rightarrow$  HI: la matrice X est non aléatoire: les valeurs de X sont observées sans erreur (X et le terme d'erreur sont indépendants.

-H2: la matrice X est de plein rang: Rang(X)= k+1. Cette

cette hypothèse pour assurer l'inversibilité de la matrice X'X (dont nous avons besoin pour le calcul de  $\beta$ ). Une hypothèse sous-

jacente est que le nombre d'observations ne peut pas être inférieur au nombre de variables : T>k+1. Sans cela. X ne peux pas être de

-H3 : nulité de l'espérance de l'erreur : Comme pour le modèle

le modèle est en moyenne bien spécifié.

-IH: homoscédasticité et absence d'autocorrélation des erreurs : Soit  $E(\epsilon')$  la matrice de variance covariance du terme d'erreur, avec  $\epsilon'$  la transposée du vecteur des termes d'erreur.

-H5: normalité des erreurs: nous supposons (en vertu de

d'espérance nulle et de variance constante : $\epsilon \sim N(0, \sigma 2\epsilon I)$  À noter que cette hypothèse ne sert pas au calcul des paramètres mais à la

alidation des résultats statistiques et à la construction des test

statistiques.

→ Estimateur de la variance des erreurs

done un modèle. Pour estimer la

des erreur  $\sigma 2\varepsilon$ test sur un coefficient de régression : test de student : À

partir de la statistique t définie à la section précédente, nou-pouvons déduire un intervalle de confiance à 100(1-p)% pour \( \text{pour} \)

valeur  $\beta U: -PU$ . Iryponues.

alternative:  $\beta (i \neq 0)$ en pratique, on utilise ce test comme un test de significativité,
cest à dire qu'on prend  $\beta 0=0$ .-H0, l'hypothèse nulle:  $\beta i=0$ .-H1,
l'hypothèse alternative:  $\beta i\neq 0$ 

Phypothèse alternative: β (#0)

Nest sur plusieurs coefficients: test de Fisher: Le test de

Student nous permet de tester la significativité statistique d'une
variable seule. Nous procédons maintenant à la description du test
de Fisher, qui permet de tester la significativité de plusieurs
coefficients simultanément. Idée générale du test: poser une

contrainte sur plusieurs coefficients en même temps,  $R\beta = r$ . Où R est une matrice de plein rang et de taille(q,k+1)avec q le nbr de

contraints et it le vertue de vous mente se failleurs de les contraints et it le vertue de vertue de la contraint de la contraint de la visite del visite de la visite de la

augment avec le nombre variables explicatives intégrées dans le

modèle(puisque l'introduction de nouvelles variables ne peut pas faire diminuer la SCR) on peut donc le corriger de ce biais :  $R^{-2}=1-((T-1)(T-k-1))^*(1-R^2)$ 

On peut donc tester si  $\beta'$  i' s'écarte plus ou moins une ce valeur  $\beta$ 0 : -H0, l'hypothèse nulle :  $\beta'$  i= $\beta$ 0 - H1, l'hypo

 $\hat{\theta}_{c} \pm t_{ac}\hat{\sigma}_{cs}/\overline{a_{i+1,i+1}}$ 

On ne connaît pas les erreurs dans un modèle. Pour estir variance des erreurs  $\sigma 2\epsilon$ , il convient d'utiliser les résie  $\sigma' 2\epsilon = e'e'(T-k-1) \sigma' 2\epsilon$  est un estimateur sans biais de la va

matrice identitée et  $\sigma^2_e$  la variance du terme d'erreur.

hypothèse revient à dire que les colonnes sont linéairen indépendantes, ou que l'on ne peut pas écrire une colo de X comme une combinaison linéaire des autres. Nous fais

 L'existence de regularites statistiques (taits synses), cans les séries financières notamment, rend difficile leurs modélisations.
 L'observation de ces régularités peut dépendre de la nature de la série et de sa fréquence. Les faits stylisés présentés ci-dessous sont valables pour la vaste majorité des séries de rendements boursiers volatilité due à une baisse des prix est généralement plus forte que celle résultant d'une hausse des prix de même ampleur. Modèle "classiques" alternatifs : EGARCH, TGARCH, GARCH-M, etc...

Fonction d'autocorreistation partielle : il est possible d'obtenir les fonctions d'autocovariance ou encore d'autocorrélation partielle. On les utilise pour déterminer l'ordre des processus AR. Dans le cadre des VAR, elles sont complexes à calculer et on aura recours à des critères d'informations pour sélectionner un ordre le plus

d'information SIC et HQIC favorisent un estimateur convergent de p (le "vrai" nombre de retards), AIC conduit vers un estimateur efficace de p (i.e. sans biais et de variance faible) et le FPE (Final Prediction Error) tente de minimiser l'erreur de prévision.

choisis. L'idée est de tester la significativité des paramètres associés au

L'idée est de teste a somme-tentané d'ordre pt-1.

2-Causalité 2. on ne s'intresse ici qu'à la causalité au sens de Grimmer (1990). On dit que X cause Y si Perreur de prévision de Y est moindre lorsque l'on connaît que le passé de Y et X, que lorsque l'on ne commaît que le passé de Y.

-Tester la non-causalité : on peut, à partir de l'expression ci dessus, mener un test de causalité.  $\xi = T \times C_{X \to Y} \sim \chi^2_{r(T \to p)}$ dessus, mener un test de causalité.  $\xi=T\times C_{X\rightarrow Y} \sim \chi^2_{\tau(T\rightarrow r)p}$ où T est le nombre de périodes, r le nombre de contraintes, p le

 $C_{X \to Y} = \frac{\det(V_c(Y_t|\underline{Y_{t-1}},\underline{X_{t-1}}))}{\det(V_c(Y_t|\underline{Y_{t-1}},\underline{X_{t-1}}))}$ 

Regle de dektsion :  $Z_{\rm c}^{\rm c} \sigma_{\rm c}$ , so on accepte Phypothèse mille d'absence de causalité  $Z_{\rm c}^{\rm c} \sigma_{\rm c}$ , so on accepte Phypothèse mille d'absence de causalité  $Z_{\rm c}^{\rm c} \sigma_{\rm c}$ , so on care principe d'absence de causalité pour d'audac la causalité pour d'audac la causalité pour sous à-sent de cette spécification est que les variables entre sous à-sent de cette spécification est que les variables entre déterminent. Par concéquent, dans un modéle bevair VAR(p) par exemele, on pourar rezarder la causalité dans les deux sans de  $Z_{\rm c}^{\rm c} \sigma_{\rm c$ 

modèle. 

<del>3. Exogénélité :</del> concept relativement complexe et pas de manière simple de mener des tests d'exogénétié sous python pour le moment. L'idée est que le bloc de variables  $(X_{LP}, X_{LP}, X_{LP}, X_{LP})$  est exogène au bloc  $(X_{LP}, X_{LP}, X_{LP}, X_{LP}, X_{LP})$  est exogène au bloc  $(X_{LP}, X_{LP}, X_{LP}, X_{LP}, X_{LP})$  est feit de rajouter X I. It a'améliore pas ativement la détermination des variables X2.t.

→Note: on neut estimer un VAR uniquement sur des série

→ Critère d'information : critère d'information d'Akaike(AIC) plus ce critère est faible ,plus le modèle a un pouvoir explicati important Critère d'information de Schwarz(SCI) : ce critère es un critère qu'il faut minis

aussi un critère qu'il faut minimiser. <u>Prévision</u>: estimation d'un modèles: - permet d'expliquer ce qui est observé: pouvoir explicatif (en échantillon). -permet d'émettre des prévision: pouvoir prédictif du modèle (hors échantillon: on estime le modèle sur une partie de l'échantillon, puis on regarde l'erreur de prévision sur la partie restante de l'échantillon. →Propriété des estimateurs en présence d'autocorréla

→Hétéroscédasticité des erreurs : On rappelle que Phótómecóducticitá renvoie su fuit que les termes situés sur l-

diagonale de la matrice de variance-covariance des erreurs son non-égaux entre eux. En série temporelle : la variance des erreur

est non constante dans le temps.

→D'où peut venir l'hétéroscédasticité ?

-bétéroscénéité de l'échantillon (nave di

tterentes) abli d'une variable explicative dans le modèle

→Tests d'hétéroscédasticité : l-test graphique : (pour détecter

-il existe divers tests permettant de la détecter -une première intuition graphique est toujours utile : • estimation du modèle comme s'il n'y avait pas

d'hétéroscédasticité graphique (nuage de points) de la variable expliquée

graphique (mage de points) de la variable expliquée estimée (\*Y) en fonction des résidus au carré
 s'il existe une relation apparente entre les deux séries, nous pouvons avoir présomption de présence d'hétéroscédasticité
 -il est aussi possible de faire le nuage de points entre les résidus et

-il est aussa possible de faire le nuage de points entre les residus et une variable explicative : de même si une relation apparaît, nous avons présomption d'hétéroscédasticité. -une autre analyse graphique consiste à faire le graphique de l'évolution des résidus selon les observations : la variance doit

ipparaître constante. 2-quelques tests d'hétéro connus : Le test de Goldfeld-Quandt, développé en 1965, sert à détecter l'hétéroscédasticité due à l'un des variables explicatives dans une régression linéaire. L processus implique le classement des valeurs de la variable

par ordre croissant, la suppression des valeurs centrale on par les MCO sur les deux sous-échantillons résultant r'estimation par les MCO sur les deux sous-échantillons résultans, ce calcul des sommes des carriers des résidus (SCR), et enfin la comparaison des SCR. Une différence significative suggère la orésence d'hétéroscédasticité dans le modèle. Test de Glesjer [1969]: a pour but de détecter la présence ET la forme de 3-test de breusch-pagan(1979) : -test général couvrant un grand de cas d'hétéroscédasticité valable que pour des échantillons assez grands (bes

d'observation) : test asymptotique n'implique pas de savoir quelle variable explicative est à

test simple : ne se base que sur les résidus issus de la

On considère le modèle de régression multiple suivant :  $Yt=\alpha+\beta 1X1,t+\beta 2X2,t+...+\beta kXk,t+\epsilon t$ 

BP<χ2p, l'hypothèse nulle d'homoscédasticité n'est pas</li>

Cette matrice de passage est déduite de la relation entre les erret (ε) et les chocs passés structurant les variables contemporais (ω). On utilise donc un estimateur de cette matrice de passage po (a). On uninse aone un estimateur de ceite matrice de passage pour obtenir un estimateur de choc sinterprétables économiquement. Les IRF ne sont pas interprétables lorsque les résidus des différentes équations sont corrélés entre eux. Par conséquent, l'application de P est faite de sorte que les résidus transformés la matrice de variance covariance des erreurs,  $\Sigma \epsilon$  (ou matrice dont les vecteurs sont les vecteurs propres de  $\Sigma \epsilon$ ). Aucune condition

priori économiques sur l'ordre d'influence des variables. C'es selon cet ordonnément que l'on classe les variables dans le systèm

la variance de l'erreur de prévision en fonction de la variance de l'erreur attaché à chacune des variables du système ; puis or rapporte cette quantité à la variance totale. \*\*Cointérration: La répression entre deux séries no stationnaires entraine l'invalidé de certaines lois asymptotiques Modélisations VAR et ARMA ne fonctionnent pas sur les série

terme des séries. -Lorsque deux séries non-stationnaires sont liées par une relation de long terme, on va parler de cointégration que l'on modélise au travers de modèles à correction d'erreur. Ce type de relation n'est pas pris en compte par les modèles Définition : À court terme les deux variables neuvent diverser

mais elles gardent une relation commune de long terme : elles sont linéaires autour d'une tendance. zt=Xt-aYtDéfinitions: Econométrie : est la science de la mesure de l'économie. C'est donc une branche des sciences économiques oni

RP>v2nl'hynothèse nulle d'homoscédasticité est rejetée

4-test WHITE :- ne repose pas sur l'hypothèse de normalité des

matrice de variance covariance du terme d'erreur. -Correction des MCO par l'utilisation d'un estimateur de la

2-estimateur de la matrice de var-cov de newev west : -La

coupe instantanée : autocorrélation spatiale.

\*\*Posts d'autocorrélation : Jude companyation de la présence d'autocorrélation : de la même manière que pour l'hétéroscédistatie, él est possible de repérer la présence d'autocorrélation dans les erreus en nous intéressant à la structure de residus, de manière graphique des résidus, de manière praphique l'était de durbin-vautou. Pérent de tester l'autocorrélation à l'ordre l'envire du manière propriète, cel l'autocorrélation à l'ordre l'envire du manière propriète, cel l'autocorrélation à l'ordre l'envire du manière propriète, cel l'autocorrélation à l'ordre l'envire du ma autocorrélation du termé d'erreur entre 2 périodes). Test basés une treplophée de distribution des résidus l'est basés une treplophée de distribution des résidus.

3-test de Breusch-godfrey: permet de déceler d'autocorrélation à des ordres supérieurs à 1. Le test se base sur le processus autorégressif d'ordre p (AR(p)).  $BG < \chi 2p$ , l'hypothèse nulle

d'absence d'autocorrélation n'est pas rejetée. BG>\chi2p, l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation est rejetée

nuire a absence a autocorretation est rejetee

→Procédure d'estimation en présence d'autocorrélation :

-Même remarques que pour l'hétéroscédasticité :

• autocorrélation ⇒ variance de l'estimateur non minimale

• variance non minimale ⇒ tests de significativité biasie

-Pour effectuer cette correction : même problème que pour l'homoscédasticité concernant les MCG.
 -On préférera donc procéder à une correction du modèle en

-Nous avons vu que la correction de Newey-West permettait es

Problème lié aux variables explicatives: variables aléatoires: -Hypothèse,  $X \spadesuit$  est non aléatoire :  $E(\varepsilon t|X)=0$ 

aléatoires : -Hypothèse, XΦ est non aleatoire : Ε(εξ(X)) renvoie à l'hypothèse d'exogénétié des variables explicatives : l'espérance conditionnelle de Perreur étant nulle, les variables explicatives ne sont pas déterminées par le modèle et lui sont donc de l'est de l'

exogène. -Lorsque cette hypothèse est non vérifée : même si la taille de

l'échantillon croît indéfiniment, les estimateurs MCO ne se rapprochent plus de la vraie valeur. Problème : trouver un estimateur convergent

variables explicatives ne sont pas réellement "exogènes"
 solutions : les remplacer par des variables qui le sont

aussi adaptée à la correction de modèles en d'autocorrélation : c'est donc la correction que nous utili

modèle non interprétable.
-Il est donc important de corriger de l'autoc
-Pour effectuer cette correction : même

1-estimateur de la matrice de var-cov de white  $\Omega^{w} \in (T/(T-k-1))^{*}(X'X)^{-1}(\sum e^{2}tXtX't)(X'X)^{-1}$ 

a mean acition faits non Namer at Wast (1097) non Autocorrélation des erreurs: nous travaillerons
l'autocorrélation en série temporelle : le terme d'erreur à

sutocorrélation en série temporelle : le terme of stant dénend du même terme d'erreur à un aut

ocorrélation des résidus.

matrice de var-cov

 -ne s'intéresse pas à la forme de l'hétéroscédasticité. si TR²<y²₃k, on ne rejette pas l'hypothèse nulle d'homoscédasticité

si TR<sup>2</sup>>χ<sup>2</sup>2k, on rejette l'hypothèse nulle

cum qui custantum est 18tret: +rasser te motote en dynamique (avec des tratable). Verifiers i une variable explicative importante ne manque pas. Etudier le sens de causalité de la relation.

\*Problème ilé aux variables explicatives : mutilionificarité :
Nous avons étudié l'hypothèse selon laquelle X est une matrice non aléstoire. Nous nous inféresson maintenant, plus en détails à l'hypothèse qui ciabilit que X est de plein rang. →Procédure d'estimation en présence d'hétéro : Problème

→Détection multicolinéarité:VIF(variance inflation factor : Cette statistique est appelée facteur d'influence de la variance (Variance Inflation Factor).

-Des valeurs élevées pour cette statistique pour une variable

explicative donnée est le signe de la présence éventuelle d'une situation de multicolinéarité presque parfaite l'impliquant. -Il n'existe cependant pas une règle établissant un seuil pour cette statistique au delà duquel on neut prendre une décision. La statistique est néammoins utile car donnant des indications sur les paramétres β) pouvant être estimés avec peu de précision. Parfois considéré que : VIF-2 est parfait, et qu'à partir de 10, la multicolnéarité est trop forte. \*\*Pest de FC : corrélation entre variables explicatives : -Test basé sur la matrice des coefficients de corrélation entre les variables explications et des coefficients de corrélation entre les variables explications.

 $FG = -(T-1-1/6(2(k+1)+5)) \times log(D)$ où D est le déterminant de la matrice de corrélation des variables

expucatives. -Sous l'hypothèse nulle d'othogonalité (non-multicolinéarité) des FG~χ<sup>2</sup>1/2k(k+1)

-La règle de décision est données par

Si  $FG < \chi^2_{1/2k(k+1)}$ , l'hypothèse nulle n'est pas rejetée (pas

Si Fu X (1946); (Tryponice lante a ex pas rejetec (pas de multicolinéarité)

Si FG-X (1946); la Phypothèse mulle est rejetée (présomption de multicolinéarité)

→ Solutions à la multicolinéarité: - Augmenter le taille de

l'échantillon: augmenter le nombre d'observations pour diminuer la part des observations corrélées entre elles. Plus T est supérieur à k, moins la multicolinéarité a de chance d'être forte. La régression ridge : l'une des colonnes de X est égale à une son linéaire des autres. En ajoutant une constante sur la

Test de stabilité des coefficients : -En robustesse de

temporelle principalement).

S'assurer que les coefficients ne varient pas selon le contexte npact d'un changement structurel.

-rarms d'autres approches, nous étudions tet le test de chow.
3 types de structure de données: -Données en coupe instantanée (plusieurs individus à un instant donné)
-Données en série temporelle (plusieurs périodes pour un individu

Donnees de panet (plusieurs individus sur pusseurs persones)
 Prourquoi introduire les retards 2 -une variable que l'on cherche à expliquer a de grandes chances de dépendre des valeurs passées des variables explicatives : modèles à retards échelonnés -la variable expliquée peut dépendre de ses propres retards :

→Dans quel cadre utiliser les retards ?- analyse financière, prévision autorégressive, prévision échelonnée, persistance ou effet structurel d'un choc.

Nombre de retard et estimation : -Regarder la significativité

retards : on retient le modèle qui a les meilleurs critères

-origine du problème : mauvaise mesure des variables ou manque d'une variable explicative importante dans le modèle ou la variable explicatée est aussi variable explicative du modèle.

Si la corrélation est forte : Passer le modèle en dynamique d'information (minimiser AIC, BIC, SIC) et le plus

Le cas le plus connu étant celui de la marche aléatoire : la valeur d'aujourd'hui est la même que celle d'hier à un bruit prêt (finance

Saisonnalité : caractéristique des séries temporelles données décrivent des variations régulières et prévisibles.

On parle aussi de périodicité : tout schéma se répétant avec u valle de temps résulier (Climat ventes fina →Stationnarité au second ordre : Modélisation en série oligatoire de la stationnarité !! erons qu'à la stationnarité du second ordre

→Fonction d'autocovariance, d'autocorrélation : La fonction

c'est la covariance d'une même variable entre deux d De là, nous pouvons définir la fonction d'autocorréla

fonction d'autocorrélation pour calculer les corrélogrammes.

→ Processus TS et Processus DS : Nous cherchons à caractérise

Processus DS (Difference Stationnary): non stationnarit stochastique IMPORTANT: pourquoi faut-il que les séries soien

(estimateur Pac de etati

d'ordre 1: Yt=y+tβ+εt →Processus DS: Le processus DS est un processus nor stationnaire que l'on peut stationnairser en appliquant un

 $Yt = y + Yt - 1 + \epsilon t$ . Ainsi en appliquant une différence simple on a :n $Yt - Yt - 1 = y + \epsilon t$ . D'où, si  $\epsilon$ est stationnaire (un bruit blanc par exemple), la

différence première est stationnaire. différence première est stationnaire. Ainsi : espérance et variance d'un processus DS dépendent di non stationnarité d'un processus DS : déterministe (par

esperance) et stochastique : variance suit une tendance linéaire

-Comme nour le proc MA il faut confirmer statistiquement la -Connie pour le pice Air, in au commine statistiquement la significativité des coefficients de corr partielles. -La stat de test pour cette confirmation (pour de grands échantillons) est donnée par :

→Modèles ARMA(p,q): Un processus Yt, est un proce ARMA(p,q) s'il vérifie :  $Yt-\phi 1Yt-1-...-\phi pYt-p=\epsilon t-\theta 1\epsilon t-1-...-\theta q\epsilon t-q$ où  $\phi i$ ,  $\theta j \in R$  and  $\epsilon t$   $BB(0,\sigma 2\epsilon)$ 

→La méthodologie de BOX et jenkins : 4 étapes :

-identification des modèles, estimations du ou des modèles identifiés, validation des modèles sélectionnées : au final ur modèle est retenu, prévision a un horizon t+h avec intervalle de prévision.
1-Identification: L'objectif de cette étape est de trouver les valeurs

des paramètres p et q correspondant respectivement a la partie AR et MA du processus ARMA.

On trouve ces valeurs a l'aide des valeurs des fonctions On trouve ces valeurs a Faide des valeurs des fonctions d'autocorrelation partielle empiriques. Voi les fonctions décrites plus haut. Si, par exemple, l'étude de ce fonctions nous amènes a trouver p = 1 et q = 2, notre ensemble de modèles de départ sera : ARMA(1, 2), ARMA(1, 1), AR(1)

3-validation : Vérifier si tous les coefficients d'un modèle son ignificatifs (tests habituels). Si ce n'est pas le cas, renouveles 'estimation sans le/les coefficients non significatifs. Tester les bonnes propriétés des résidus -Il faut donc écarter les modèles à coeffs non significatifs ou ne

respectant pas les bonnes propriétés résiduelles. S'il demeurent plusieurs modèles à cet instant, on peut utiliser 

→Modèles de la classe ARCH : -Les modèles de type ont été développés suite à des insuffisances des modèles linéaires. On distingue les processus à non linéarité en moyenne et les processus à non linéarité en variance. Cé document se concentre sur les processus non linéarité en variance : modèles de la classe ARCH.

Jusqu'à présent, lorsque nous souhaitions modéliser des séries temporelles, nous utilisions des modèles ARMA (modèles linéaires). 2 inconvénients majeurs aux processus ARMA: "Les modèles ARMA ne permettent pas de prendre en compte les

phénomènes d'asymétrie (caractérisant les cycles écor les coûts d'ajustements, les rigidités...), ni les ruptures de forte amplitude." -"Les modèles ARMA ne prennent en compte que les moments d'ordre 2 au travers de la fonction d'autocovariance, ce conditionelle : cad une variance conditionnée par le passé. Dans les modèles GARCH classiques, la variance conditionnelle est exprimée comme une fonction linéaire des carrés des valeurs passées de la série.

→Faits stylisés : -La modélisation à l'aide des modèles de la t pas suffisante pour l'étude des

financières.

-Les modèles ARMA peuvent être complètements caractérisés par leurs fonctions d'autocorrelations : seuls les deux premiers moments sont inclus. Si des régularités apparaissent lorsque l'on considère des moments d'ordre supérieurs, alors les modèles de la classe ARMA sont insufficants.

-L'existence de régularités statistiques (faits stylisés), dans les

en fréquence journalière. en fréquence journalière.

Les séries de prix : Les séries de prix sont généralement proche de marches aléatoires. Les rendements, à l'inverse, sont la plupart du temps compatible avec les hypothèses de stationnarités au second ordre. Sur une fenêtre relativement

ongue, on peut considérer une magnitude con longue, on peut considéreu un mangnitude constante.

¿Athener d'autocorrilation des rendements : Détude des fonctions d'autocorrilation des rendements montent qu'elles fonctions d'autocorrilation des rendements montent qu'elles différentes de serie, So. Son es satisfait de cette observation, on dira que la série est proche d'un bruit blanc. Si on étudie les autocorrelations de séries à frequence sitra-journalière, on pourra observe, à l'inverse, des autocordelations significative (market nicessitateure effects).

microstructure effects). Les rendements au carré : Les rendements au carré : Les rendements au carré : Les rendements au carré su en terme absolus sont fortement autocorréllés. Les rendements ne sont plus considérés comme une série de bruit blanc fort (r, et r, et », sont dépendants...)

4-Clusteres de volatilité : des périodes de turbulences (haute

Ces périodes apparaissent souvent mais de façon non périodique Les clusters de volatilité contredisent l'hypothèse d'homo lement : les tests de stationnarités usuelles ne captent que la variance sur longue période, c'est pour cela que l'on conclu le plus

5-Distributions aux queues épaisses : Si l'on trace la distribution empirique des rendements (ou la densité associée), on remarque empirique des rendements (ou la densité associée), on remarq qu'elle s'éloigne d'une distribution gaussienne (rejet H0 de Jarq Berra par exemple). Elles sont le plus souvent leptokurtique Berra par exemple). Elles sont le plus souvent lepobartiques: retout vera zion lent et présence d'une pei plus élevé à zèro (mesure le plus souvent avec le kurtosis:  $Ell_{T}^{-1}/V[T]$ , avec des valeurs souvent supérieures à 3). Si on baisse la fréquence d'observation (intra > daily > weekly ...), cette distribution converge vers une distribution Gaussienne.

6-Elles de leurier. Un effet asymétrique est observé. Une valeur

passé négative ou positive du rendement impacte différentement la volatilité comptemporaine: Les rendements négatifs (correspondant à des baisses de prix) ont tendance à accroître la volatilité dans une plus large mesure que les rendements positifs (hausses de prix) de même ampleur. 7- Saisonnalité → Modèle ARCH: Le processus ARCH(q) modélise la volatilité conditionnelle d'une série temporelle Yt avec une moyenne μ.

L'erreur et suit une distribution normale conditionnelle avec une

L'erreur et suit une distribution normale conditionnelle avec une variance  $\mathcal{Y}_t$  où  $\mathcal{Y}_t$  dépend du temps t selon l'équation  $\mathcal{Y}_t$  and  $\mathcal{Y}_t$  de des du temps  $\mathcal{Y}_t$  de des du temps  $\mathcal{Y}_t$  de des du temps de la capturer la dépendance temporelle de la volatifié. La variance conditionnelle peut aussi être exprimée comme  $\mathcal{Y}_t$  de  $\mathcal{Y}$ les séries temporelles financières.

→ Modèles alternatifs: les modèles ARCH et GARCH reproduisent bien une caractéristique importante observée sur les séries financière : la succession de période de calme et de crise. Ces modèles ont aussi l'avantage de permettre une étude étendue et simple des propriété statistiques et probabilistes des séries

financière.

Cependant, cetaines limites apparaissent : autocorrélations positives des carrés pour tous le lags (pourquoi pas négatives ?). Cette contraine terraine également des difficultés pour finférence sur ces coefficients. La formulation standard ARCH/GACH ne permet pas d'incute des insures de vostalité provenant d'autres variables (variables macro par exemple). Par construction, la variance conditionnelle ne dépend qué au carré des variables (et el passées : les innovations positives et négatives passées out le même effet sur la volatifiés actuelle l'augmentation de la entire effet sur la volatifiés actuelle l'augmentation de la

→Vecteur AutoRégressif VAR : Xt=A+∑BiXt−i+εt PVecteur AutoRegressii VAE: XF=#1\_BHX=+ref-Definitions of proprietts; 1:e seirce doivent être stationnaires : si les séries ne sont pas stationnaires, on teste l'existence de contiégration, or \$\$\tilde{1}\$ ny a pas de relation de contiégration, on peut alors stationnariser les séries pour appliquer le modèle VAR. Fonction d'autocorrélation partielle : il est possible d'obtenir les

approprié.

<del>Tests de spécification: J. Selection du nombre de retards: critères d'informations (AIC, SIC, HQ): Fidée est de faire tourner plusieurs modèles avec différents ordres de retard, et de retenir celui qui minimise les critères d'informations (eux-mêmes basés sur des estimateurs de la matrice des résidus). Note 1: les critères</del>

Note 2 : On peut également avoir recours au test du rapport de maximum de vraisemblance pour acter le nombre de retard

 $det(V_{-}(Y_{-}|Y_{--}))$ 

Platerprétation: Nous avons principalement deux outils d'analyse des VAR: les fonctions de réponses impulsomenlès (IRT) et l'analyse de la décomposition de vuriance. Functions de IRT) et l'analyse de la décomposition de vuriance. Functions de d'un choe sur l'erreur d'une des équations (choe cougéns) sur la straible endagéne de cette équation mis galement sur les sastres sariables, sur la structure dynamique du systems VAR. L'idée des differents de l'analyse de l'analys

conomique n'est posée sur l'ordre des variables, seulemen qu'elles soient ordonnées de la plus exogène vers la plu ndogène (cf causalité pour trouver l'ordre). Afin d'appliqu approche par VAR structurel, il est nécessaire de poser des a

→Décomposition de variance : l'analyse des IRF est Precumposation de prévision et de la décomposition de variance des erreurs de prévisions. Lei, Pobjectif est de calculer la contribution de chacun des choes à la variance de l'erreur. On écrit la variance de l'erreur de prévision en fonction de la variance de l'erreur attachée à chacune des variables du système ; puis on puis de l'erreur attachée à chacune des variables du système ; puis on

son-stationnaires Stationnarisation via la différence : -Masque les propriétés de long

Féconomic. C'est donc une branche des sciences économiques que fait appel à d'incipines : - La théric économique - La statistique Les mathématiques — L'informatique — Arcicalation — L'informatique des l'informatiques de l'informatique de l'informat appel à certains outils informatiques. Python: est un langage informatique, donc un grand dictionnaire de commandes que l'on combine entre elle pour former des « phrases » permettant de produire un résultat. <u>Exemple macroéconomique: la loi d'Okun</u> La relation entre le chômage et la croissance économique : Lorsque la croissance est faible, les entreprises produisent peu et  solutions: les rempiaces par des variables qui le sont
 enjeux: trouver des variables exogènes, représentative de ce que l'on souhaite mesurer
 -Pour détecter le problème: étude de la corrélation entre les variables explicatives et le résidu de la régression anticipent une faible production à venir. Il y a alors per caractères, aussi permet de compter le nombre d'éléments dans une liste , tuple, dicos. Ne fonctionne pas directement pour les nombres, il faut d'abord les convertirs en String grace à « str() » Type(): utile pour connaître ou se rappeler du type d'une variable
%: est un opérateur sert à obtenir le reste d'une division Les 56: est un operateur sert a obtemir le reste d'une cuvisson Les Boucles : La houcle FOR: permet d'itèrer d'oparocurir à travers une variable qui le permet (des 'itérables') : str, list, tuple, diet. La boucle Will. E. permet de répéter une instruction plusieures, tost, tant qu'une condition est vraie. Les boucles vont nous permettre. tant qu'une condition es d'introduire la fonction i nt qu'une condition est vrais. Les boucles voit nous permettre introduire la fonction rangel, qui permet de parcourir les entiers ce un ecrtain pas. <u>Les principaus packages utilisés</u>; Numpy ur faire des calculs Pandas : pour manipuler les bases de ouncies (très important) StatsModels : pour les modelles (conomières Scalitalears : pour le machine learning Matplotifi Scalorn : pour les graphiques : Arch : pour mener de transitions de modeles ARCH <u>La Granultation</u> Version er transitions de modeles ARCH <u>La Granultation</u> Version er productions de la contraction de la contraction de la contraction de production de production de la contraction de productio sance molle ou négative serait, à l'inverse associée taux de chômage s'accroit «La relation » a b donne le taux de ocié à un taux de chômage stable. Ou a quel rythme de croissance est nécess taux de chômage. Estimation des coefficients -On procède au calcul de : X'X -Puis (X'X)-1 -Il ne nous roste nlue au à multi-E-par X'Y pour obtenir β^: β^= (X'X). Estimateur de la variance

Analyse de la variance Equation de l'analyse de la variance y'y = Analyse de la variance Equation de l'analyse de la variance  $y_2 = y_1 + y_2 + y_3 = 0$ . La somme des carries todas (SCT) est de donné par :  $y_2 = y_1 + y_2 + y_3 = 0$ . (Yt. \*Y) La somme des carries capliques control est de la comparation de la configue de la qualité de la quaternation (R) : Messure la part de la variance tendre la configue de la qualité de l'aplantement du models. R' - SCE : ISCT - 1 - SCR (configue de la qualité de l'aplantement du models. R' - SCE : ISCT - 1 - SCR (configue de la qualité de l'aplantement du models. R' - SCE : ISCT - 1 - SCR (configue de la qualité de l'aplantement du models. R' - SCE : ISCT - 1 - SCR (configue de la qualité de l'aplantement du models. R' - SCE : ISCT - 1 - SCR (configue de la qualité de l'aplantement du models. R' - SCE : ISCT - 1 - SCR (configue de la qualité de l'aplantement du models. R' - SCE : ISCT - 1 - SCR (configue de la qualité de l'aplantement du models. R' - SCE : ISCT - 1 - SCR (configue de la qualité de l'aplantement du models. R' - SCE : ISCT - 1 - SCR (configue de la qualité de l'aplantement du models. R' - SCE : ISCT - 1 - SCR (configue de la qualité de l'aplantement du models. R' - SCE : ISCT - 1 - SCR (configue de la qualité de l'aplantement du models. R' - SCE : ISCT - 1 - SCR (configue de la qualité de l'aplantement du models. R' - SCE : ISCT - 1 - SCR (configue de la qualité de l'aplantement du models. R' - SCE : ISCT - 1 - SCR (configue de la qualité de l'aplantement du models. R' - SCE : ISCT - 1 - SCR (configue de la qualité de l'aplantement du models. R' - SCE : ISCT - 1 - SCR (configue de la qualité de l'aplantement du models. R' - SCE : ISCT - 1 - SCR (configue de la qualité de l'aplantement du models. R' - SCE : ISCT - 1 - SCR (configue de la qualité de l'aplantement du models. R' - SCE : ISCT - 1 - SCR (configue de la qualité de l'aplantement du models. R' - SCE : ISCT - 1 - SCR (configue de la qualité de l'aplantement du est observé : pouvoir explicatif (en échantillon) Permet d'émettr des prévisions : pouvoir prédictif du modèle (hors échantillon)

Modèles à retards échelonnés : PGL :

Vt=n+80Y+-81Y+ + € \*\*\* →Modèles à retards échelonnés autorégressifs : Dans de

nombreux cas (séries financières par exemple) : la variable endogène dépend de ses propres retards. On parle de processus autorégressifs :  $Yt=\mu+\phi_1Y_{t-1}+\phi_2Y_{t-2}+...+\phi_pY_{t-p}+\varepsilon t$ 

météo)  $Yt=u+d_1Y_{1-1}+\epsilon t$ →Caractéristiques des séries temporelles :

-Notations indicasserons qu'a la stationnarité du second ordre d'un stationnarité faible : le plus courant
-Définissions de la stationnarité au second ordre d'un

temps (homoscédasticité) :  $E(Y2t) \le \infty$ ,  $\forall t$ La moyenne est constante : E(Yt)=m,  $\forall t$ 

covariance entre t et t+h ne dénend au de h: Cov(Yt Y +++)=v+ Vt

finie, par :  $v_k = Cov(Y_t, Y_{t+k}) = E((Y_t - E(Y_t))(Y_{t+k} - E(Y_{t+k}))$ 

 $\rho_h = \gamma_h / \gamma_0$ elle mesure les liaisons temporelles d'une série. On se sert de la

un aspect essentiel des séries temporelles : la stationnarité
-Deux façons de caractériser la non-stationnarité en moyenne :
Processus TS (Trend Stationnary) : non stationnarité déterministe

stationnaires :: Pas de stationnarité ⇒propriétés asymptotiques non valable Pas de stationnarité ⇒proprietés asymptotiques non valable (estimateurs à forte variance) Pas de stationnarité ⇒⇒ possibilité de régressions fallacieuses →Processus TS: Dans le cas simple : tendance polynomia d'ordre 1 : Yt=\text{\mathcal{B}} + \text{\mathcal{E}} the

et stochastique: variance suit une tendance linéaire

\*Dècomposition tendance-saisons: traitement de la
saisonnalité: Il existe de nombreuses méthodes pour prendre en
compte la présence de saisonnalité dans une série:
-souvent les séries sont déjà désaisonnalisées
-le très fameux filter Bedrick Prescott; parculèrement utilisé en
macra pour différencier la tendance du cycle