

MINISTRE DE L'ENSEIGNEMENT SUPERIEURE

ECOLE NATIONALE POLYTECHNIQUE

Département d'hydraulique

المدرسة الوطنية المتعددة التقنيات
المكتبة — BIBLIOTHEQUE
Ecole Nationale Polytechnique

Mémoire d'ingénieur d'état

*Etude de la variabilité des
caractéristiques statistiques des
pluies extrêmes au Nord Algérien*

Proposé par :

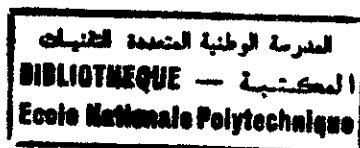
Mr. N. Nebbache

Réalisé par:

Mohamed Tirane

Smail Gharbi

1998



Sommaire

Introduction Générale.....	1
-----------------------------------	----------

Chapitre I : Présentation des paramètres influants l'étude

I. LE RÉSEAU DE STATIONS.....	3
I.1 NOMBRE DE STATION DU RÉSEAU CONSIDÉRÉ.....	3
I.2 RÉPARTITION DES STATIONS.....	4
I.3 TYPE DE STATION.....	4
II. LES DONNÉES.....	4
II.1 QUANTITÉ DES DONNÉES.....	4
II.2 QUALITÉ DES DONNÉES.....	4
II.3 TYPE DE DONNÉES.....	4
III. LE GRADEX.....	5
III.1 DÉFINITION DU GRADEX.....	5
III.2 MÉTHODE D'ESTIMATION DES GRADEX.....	5
IV. CONCEPT DE PAS DE TEMPS.....	5
IV.1 MISE EN ÉVIDENCE DE LA DIFFÉRENCE ENTRE PLUIE DE PAS DE TEMPS "T" ET ÉPISODE PLUVIEUX DE "T" HEURES.....	5
IV.2 PLUIE DE PAS DE TEMPS "T".....	6
V. LES VALEURS EXTRÊMES.....	6

Chapitre 2 : Rappels et étude des caractéristiques statistiques des échantillons

I.	DÉFINITION D'UNE POPULATION	8
II.	PARAMÈTRES D'UNE POPULATION	9
III.	AJUSTEMENT D'UN ÉCHANTILLON PAR UNE LOI STATISTIQUE	10
III.1	AJUSTEMENT PAR LA LOI DE GUMBEL.....	10
III.2	DÉFINITION D'UN INTERVALLE DE CONFIANCE.....	12
IV.	CARACTÉRISTIQUES STATISTIQUES DES ÉCHANTILLONS ÉTUDIÉS	13
IV.1	LA MOYENNE	13
IV.2	L'ÉCART TYPE	14
IV.3	LE GRADEX.....	15

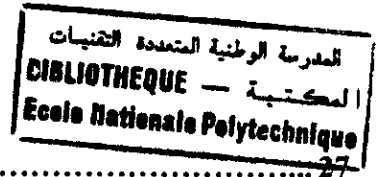
Chapitre 3 : Traitement et critique des données

I.	IDÉE GÉNÉRALE SUR LES DONNÉES.....	16
I.1	SOURCE DES DONNÉES.....	16
I.2	CHOIX DES STATIONS	17
I.3	DÉPOUILLEMENT DES DONNÉES.....	18
II.	CRITIQUE DES DONNÉES	19
II.1	TEST D'HOMOGENÉITÉ	19
II.2	TEST D'INDÉPENDANCE.....	23
III.	RÉSULTATS DES TESTS.....	24
III.1	TEST D'HOMOGENÉITÉ	24
III.2	TEST D'INDÉPENDANCE.....	25

Chapitre 4 : Etude de la variabilité des gradex en fonction du pas de temps

I.	PRÉSENTATION DES DIFFÉRENTS MODÈLES.....	27
I.1	MODÈLE LINÉAIRE	27

Chapitre 4 : Etude de la variabilité des gradex en fonction du pas de temps



I. PRÉSENTATION DES DIFFÉRENTS MODÈLES.....	27
I.1 MODÈLE LINÉAIRE	27
I.1.1 <i>Hypothèses et idées générales</i>	28
I.1.2 <i>Estimation des paramètres par la méthode des moindres carrées</i>	29
I.1.3 <i>Propriétés statistiques des estimateurs</i>	31
I.1.4 <i>Coefficient de détermination</i>	33
I.1.5 <i>Résultats de la régression linéaires</i>	34
I.2 AUTRES MODÈLES	35
II. DONNÉES DÉDUITES DU GRADEX DE PAS DE TEMPS	36
CONCLUSION GENERALE.....	39

Bibliographie

Annexe

Dédicaces

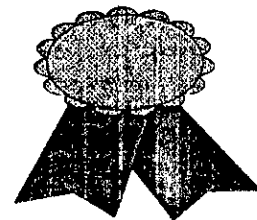
Je dédie ce travail à :

Mon père, ma mère, mes
sœurs, mes frères, mes
amis, surtout :

Belkacem, Mustapha, Laid
et à toute ma famille ,
surtout mon oncle Amar

Tous mes collègues et
enseignants de l'ENP.

Smail



Dédicaces

Je dédie ce travail à :

Mon père, ma mère qui
m'ont aidé à en arriver là
où je suis.

Mes frères et sœurs et à
toute ma famille.

Tous mes collègues et
enseignants de l'ENP.

Mohamed



Remerciements

Nous remercions tous ceux qui nous ont aidé dans ce travail, et en particulier notre promoteur Mr.Nebbache.

Notre profonde reconnaissance et gratitude à Mme.Chader et Mr.Hamid de l'ANRH qui étaient à notre disposition en matière de conseils et de données.

Nous ne saurions oublier de remercier le personnel de la bibliothèque de l'ENP, et en particulier, ami Mahmoud, ami Sallah, Djamel, Krimo.

Que ce travail soit la meilleure reconnaissance et remerciement à nos parents et familles pour leurs sacrifices et encouragements.



Introduction générale

Les phénomènes hydrologiques sont de caractères aléatoires, ce qui fait que pour mener une étude d'un phénomène hydrologique on doit recourir aux observations existantes. Et à partir de celles-ci et par une étude statistique, on peut en tirer conclusion sur le comportement de ce phénomène.

Ce travail a pour objectif l'étude des caractéristiques statistiques des pluies extrêmes aux nord algérien.

Le réseau de mesure dans notre région d'étude est pauvre en stations pluviographiques, et celles existantes ont un historique récent, relativement aux stations pluviométriques présente en nombre suffisant et ayant un historique plus ou moins significatif. Donc il est intéressant de chercher une relation donnant les caractéristiques statistiques des pluies extrêmes a pas de temps fins à partir de celles de 24h, dont les caractéristiques sont connues.

Cependant, nous avons défini une caractéristique statistique principale dite gradex. Cette variable traduit la variation des pluies extrêmes en fonction de leurs périodes de retours pour une station donnée et pour un pas de temps donné.

Les observations pour un pas de 24h étant disponibles, on cherchera une relation entre les gradex de 24h et ceux a pas de temps fins (1, 3, 6, 12, 24h).

Notre modeste travail a commencé par une collecte de données auprès de l'ANRH.

Dans le chapitre I, nous avons présenté globalement les paramètres influants l'étude.

Ensuite comme chapitre II, nous avons fait un rappel sur les concepts statistiques utilisés dans ce travail et nous avons présenté les caractéristiques des échantillons à étudier.

Le chapitre III est consacré à la critique des données. Et dans le chapitre IV on a détaillé une étude de la variabilité des gradex en fonction du pas de temps.

Finalement des résultats, conclusions et recommandations sont tirées dans une conclusion générale.

Chapitre 1

Présentation des paramètres influents l'étude

La présente étude est principalement basée sur quelques paramètres et concepts de base que nous citerons ci-dessous.

I. Le réseau de stations

Le réseau de stations régissant la région à étudier joue un grand rôle dans la fiabilité des résultats que nous obtiendrons, vu l'influence que peuvent avoir des caractéristiques concernant le réseau sur les données qu'il nous fournira, et vue le type de données dont nous aurons besoin tout au long de notre travail. Dans notre étude nous avons choisi trois stations réparties sur le Nord Algérien (Centre, Est, Ouest).

1.1 Nombre de station du réseau considéré

Le nombre de stations pluviométriques se trouvant dans le réseau se répercute sur la quantité des données qu'on aura (nombre d'échantillons).

1.2 Répartition des stations

La répartition des stations doit être de telle sorte que les observations accueillies soient au maximum possible présentations de la réalité. Chacune doit représenter une zone homogène vis-à-vis des précipitations.

1.3 Type de station

Notre étude est basée sur des données mixtes (pluviométrique^s-pluviographique^s) concernant le même site, donc les stations demandées devront être mixtes (PV-PG).

II. Les données

Les données sont un facteur déterminant dans une étude hydrologique, vue le fait que cette discipline n'est à présent basée que sur la statistique, donc autant que la série de données est longue et complète autant que les caractéristiques statistiques de celle-ci sont le plus connues.

II.1 Quantité des données

L'historique de la station est important pour une telle étude et autant que la série de données est longue autant qu'elle est représentative (échantillon représentatif).

II.2 Qualité des données

Les données doivent être soumises à des tests d'homogénéité et d'indépendance pour avoir une idée sur la qualité de ces données et les corriger en cas d'erreurs flagrantes apparaissant dans la série. (La critique des données sera traitée dans un chapitre séparément).

II.3 Type de données

Les données qu'on utilise sont des données mixtes (PV-PG), et plus précisément, ces sont les précipitations correspondantes aux pas de temps suivants: 1h, 3h, 6h, 12h, 24h.

III. Le gradex

Le mot gradex est une abréviation de "gradient de l'exponentielle". Nous le noterons tout au long de notre étude "a".

III.1 Définition du gradex

C'est une variable traduisant la variabilité des précipitations extrêmes en fonction de la période de retour (fréquence) dans la droite d'ajustement de Gumbel. C'est le même paramètre intervenant dans la méthode du gradex élaborée par MM.Guillot et Duband (1967), ayant pour objectif le calcul de la crue de projet.

III.2 Méthode d'estimation des gradex

Après l'ajustement par la loi de Gumbel des données concernant une station et pour un pas de temps donnée, le paramètre "a" qui est le gradex et qui a la même dimension que celle des précipitations, peut être déterminé par la méthode des moments:

$$a(t) = 0.78 S_x$$

Où "S_x" est l'écart type de l'échantillon considéré (pluie maximale de pas de temps "t").

IV. Concept de pas de temps

IV.1 Mise en évidence de la différence entre pluie de pas de temps "t" et épisode pluvieux de "t" heures

La pluie en considération quantitative est relative à l'intervalle de temps qu'il faut toujours préciser, sachant que l'intensité de la pluie est variable en fonction du temps avec des périodes plus ou moins longues d'intensité nulle. De là, il nous fallait distinguer entre pluie et épisode pluvieux. La pluie est la quantité d'eau reçue entre deux dates bien définies sans tenir compte de la variation de l'intensité pendant cette durée dite pas de temps.

L'épisode pluvieux est une période où l'intensité de la pluie n'est pas nulle, ou encore limitée par seuil minimal.

IV.2 Pluie de pas de temps "t"

La représentation et la technique de sélection des valeurs maximales et supérieures de variables dites "pluie" fait qu'il est préférable de parler de "pluie à pas de temps t" plutôt que "pluie de t heures", pour éviter toute confusion avec un épisode pluvieux d'une certaine durée de temps sans discontinuité.

Du fait de ce choix, les pluies maximales de pas de temps "t" sont des fonctions croissantes de "t", ce qui n'est pas le cas pour les épisodes pluvieux continus.

V. Les valeurs extrêmes

Soit un n-échantillon d'une variable aléatoire "X", les réalisations $x_1, x_2, x_3, \dots, x_n$ peuvent être réordonnée en $y_1, y_2, y_3, \dots, y_n$, où :

$y_1 < y_2 < y_3 < \dots < y_n$. Les y_i sont des réalisations du n-uple de variables aléatoires $(Y_1, Y_2, Y_3, \dots, Y_n)$ qui constitue l'échantillon ordonné de X.

L'étude des valeurs extrêmes revient à étudier le comportement de Y_1 et Y_n quand $n \rightarrow \infty$, ce qui est l'objet de la théorie des valeurs extrêmes

Nous nous bornerons à étudier Y_n puisque c'est la valeur qui nous intéresse dans le phénomène de précipitations (pluie).

$$\text{On a: } Y_n = \text{Sup } x_i$$

$$\text{Soit: } H_n(y) = n [F(y)]^n$$

$$h_n(y) = n [F(y)]^{n-1} f(y)$$

Sachant que: H_n et h_n sont respectivement la fonction de répartition et la densité de Y_n .

Remarquons que si $n \rightarrow \infty$, on a:

$$(F(y))^n \rightarrow 0 \text{ Si } F(y) < 1$$

$$(F(y))^n \rightarrow 1 \text{ Si } F(y) = 1$$

Ce qui est sans intérêt. Donc, il nous faut chercher s'il existe des coefficients a_n et b_n tels que:

$a_n + b_n$ tends vers une limite non dégénérer, par une opération semblable au contrage-réduction dans le théorème de la centrale limite.

Soit $G(y)$ la loi limite de $a_n y_n + b_n$ puisque la plus grande des "Nn" valeurs: $x_1, x_2, x_3, \dots, x_{Nn}$ est aussi la plus grande des N maxima suivants:

$$\text{Sup}(: x_1, x_2, x_3, \dots, x_n), \text{Sup}(x_{n+1}, \dots, x_{2n}), \dots, \text{Sup}(x_{(N-1)n}, \dots, x_{Nn}).$$

On doit avoir:

$$(G(y))^N = G(a_N y + b_N).$$

On démontre alors que les seules solutions de cette équation fonctionnelle sont les suivantes pour X non borné:

Type I: $G(y) = e^{-e^{-y}}$, loi de Gumbel obtenue si $(1-F(x))$ tend vers 0 comme e^{-x} quand $x \rightarrow \infty$.

Type II: $G(y) = e^{-y^\alpha}$, $y > 0$ loi de Weibull (ou de Frechet) si $(1-F(x))$ tend vers 0 comme x^{-k} quand $x \rightarrow \infty$.

Ceci nous permet en pratique de pouvoir faire les approximations suivantes si "n" est très grand:

$$H_n(y) = e^{-e^{-\left(\frac{y-\varepsilon}{a}\right)}} \quad , \text{ ou } e^{-\left(\frac{x-a}{\beta}\right)^\alpha}$$

nous adapterons la loi de Gumbel puisque c'est celle qui donne les valeurs du gradex.

Nous avons démontré dans ce paragraphe que la loi régissant les valeurs extrêmes ne peut être autre que celle de Gumbel ou celle de Weibull. Puisque nous manierons dans notre travail les valeurs extrêmes des précipitations, donc nous adapterons la loi de Gumbel puisque c'est celle qui donne les valeurs du gradex.

Chapitre 2

Rappels et étude des caractéristiques statistiques des échantillons étudiés

I. Définition d'une population

le concept de population peut être traité de deux points de vue:

- a) **Population théorique**: c'est une population théoriquement imaginaire du point de vue observation. Elle représente un échantillon d'observations. Dans l'hydrologie on a besoin d'une longue durée d'observation, ce qui n'est pas satisfait dans la majorité des cas, donc on doit recourir à la constitution d'une population théorique à partir d'un échantillon d'observation, pour pouvoir étudier le phénomène désiré dans une période plus ou moins suffisante.
- b) **Population réelle (ou échantillon)**: C'est une population représentée par des séries d'observations qui représente en hydrologie l'historique de la station.

II. paramètres d'une population

Pour une population théorique, les paramètres statistiques sont inconnus, donc on calcul les paramètres de l'échantillon.

1) La moyenne: On note la moyenne d'un échantillon par \bar{X} , tel que:

$$\bar{X} = \frac{\sum_{i=1}^n X_i}{N}$$

Avec: N: nombre d'observation.

X_i : les observations.

On remarque que la moyenne d'une population est notée " μ ".

2) La variance: Elle est notée par " S^2 " et elle s'exprime par:

$$S^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}{N}$$

On note la variance d'une population par " σ^2 ".

3) L'écart type: C'est la racine carrée de la variance, elle s'exprime par:

$$S = \sqrt{\frac{\sum (X_i - \bar{X})^2}{(N-1)}}$$

4) La covariance: la covariance d'un échantillon est notée par S_{xy} où x, y sont deux variables aléatoires dans un n-échantillon, elle est calculée à partir de l'expression suivante:

$$S_{xy} = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y})}{N}$$

Pour une population on la note cov (x, y)

III. Ajustement d'un échantillon par une loi statistique

Le problème qui se pose est de chercher une distribution théorique choisie parmi les lois classiques. En général on a une idée à priori sur la loi la mieux adaptée au type de variable que l'on traite. Puisque nous utiliserons les valeurs extrêmes et c'est la loi de Gumbel qui représente le mieux ce type de variable, donc voilà ci-après une présentation de cette méthode.

III.1 ajustement par la loi de Gumbel

Pour l'étude des pluies extrêmes, on ne s'intéresse qu'aux plus fortes valeurs des précipitations, donc on constitue un échantillon de N valeurs, chacune d'elles représente la précipitation journalière maximale pendant une certaine durée (on prendra dans notre étude les maximums journaliers annuels). Comme on l'a démontré au chapitre précédent, pour les valeurs extrêmes il convient toujours de les ajuster par une loi de Gumbel ou de Weibull (Frechet). La fonction de répartition de la loi de Gumbel est la suivante:

$$F(x) = e^{-e^{\left(\frac{x-x_0}{a}\right)}}$$

Où: $F(x)$: la fréquence au non dépassement.

a, x_0 : coefficients d'ajustement.

On pose: $y = \frac{1}{a}(x - x_0)$ (variable réduite de Gumbel).

Donc la loi de Gumbel s'exprime par:

$$F(x) = F(y) = e^{-e^{-y}}$$

L'équation: $y = \frac{1}{a}(x - x_0)$ présentée sous la forme:

$x = ay + x_0$ est l'équation d'une droite qui représente la loi de Gumbel sur le papier diagramme à échelle de probabilité de Gumbel.

Le papier de probabilité de Gumbel porte en graduation d'abscisse une échelle de fréquence au non-dépassement et une échelle arithmétique de la variable réduite. Nous citerons ci-après les étapes d'un ajustement par loi de Gumbel:

- a) Classement par ordre croissant des valeurs de l'échantillon;
- b) Calcul de la fréquence expérimentale:

$$f_i = \frac{i}{N+1}$$

Où: i : rang de la variable.

N : taille de l'échantillon.

- c) Calcul des caractéristiques de l'échantillon: les caractéristiques de l'échantillon (moyenne, écart type, variance, ..., etc.) sont calculées à l'aide des formules qu'on a citées précédemment.

En ce qui concerne les paramètres de la fonction de distribution "a" (gradex) et "x₀" (paramètre d'échelle), on les a calculés par la méthode des moments.

La méthode des moments consiste à évaluer la moyenne théorique et la moyenne de l'échantillon et de même la variance théorique et la variance de l'échantillon.

A partir des deux équations suivantes:

$$\bar{X} = \mu$$

$$S^2 = \sigma^2$$

On aura:

$$\int_{-\infty}^{+\infty} x f(x) dx = m + 0.577S$$

$$\sigma^2 = \int_{-\infty}^{+\infty} (x - \mu)^2 f(x) dx = 1.28 a^2$$

Donc:

$$m = \bar{x} + 0.577S$$

$$a = 0.78S$$

d) Détermination de l'intervalle de confiance

III.2 Définition d'un intervalle de confiance

Si on prédit à l'aide d'un intervalle de confiance et si on calcul les chances que notre précipitation se réalise, alors

La détermination de cet intervalle dépend des paramètres de la loi ajustée, par contre on peut déduire l'intervalle de confiance pour le quantile théorique à partir du quantile expérimentale.

En 1964 Chow a proposé une formule pour n'importe quelle fonction de distribution de probabilité:

$$X(T) = \mu + K(T) \sigma$$

Où: μ : moyenne de la population

σ : écart type de la population

T: période de retour

K(T): facteur de fréquence

X(T): le quantile

Le quantile peut être exprimé par:

$$X(T) = \bar{X} + K(T) S$$

Pour les valeurs extrêmes, on a:

$$K(T) = \frac{\sqrt{6}}{\pi} \left[0.5772 - \ln \left(\ln \left(\frac{T}{T-1} \right) \right) \right]$$

X_T est estimé par:

$$\hat{X}_T = \frac{1}{S}(\hat{X}_T - X_T)$$

Considérons la variable: $T' = \frac{1}{S}(\hat{X}_T - X_T)$ qui est une mesure de l'écart entre la valeur prédite et la valeur théorique.

En 1967 Bernier a proposé un abaque où on lit pour un nombre "n" d'observation et une probabilité $p = 1 / T$.

Les valeurs T_1 et T_2 de T' qui permettent de calculer les bornes de l'intervalle de confiance à 70% ou 95% comme suit:

$$\left[\hat{X}_T - T_2 S, \hat{X}_T + T_2 S \right]$$

Une méthode analytique pour le calcul des intervalles de confiance ^{est} basée sur le calcul de la variance $V(\hat{X}_T)$ pour un seuil $\alpha\%$.

L'intervalle de confiance est d'après Kotte Goda (1980):

$$\left[\hat{X}_T - U_{1-\alpha/2} \sqrt{V(\hat{X}_T)}, \hat{X}_T + U_{1-\alpha/2} \sqrt{V(\hat{X}_T)} \right]$$

$$V(\hat{X}_T) = \frac{S^2}{n} \left[1 + 1.14K_T + K_T^2 \left(0.6 + \frac{n}{2(n-1)} \right) \right]$$

K_T : facteur de fréquence

n: taille de l'échantillon

IV. Caractéristiques statistiques des échantillons étudiés

IV.1 La moyenne

(m, m)

Les moyennes des différents échantillons étudiés sont représentées dans le tableau suivant:

Station	1h	3h	6h	12h	24h
Abou el hassen <small>mm</small>	35.52 (mm)	63.82 (mm)	82.84 (mm)	105.11 (mm)	119.02 (mm)
Texana <small>mm</small>	13.96 (mm)	23.55 (mm)	32.39 (mm)	42.22 (mm)	53.04 (mm)
Maghnia <small>mm</small>	14.77 (mm)	21.42 (mm)	28.14 (mm)	33.04 (mm)	38.33 (mm)

Nous remarquons que les moyennes des précipitations maximales journalières annuelles de la station de Abou el hassen sont beaucoup plus fortes que celles des autres stations pour les différents pas de temps, ceci est due a la forte pluviométrie régissant le bassin versant où elle se trouve. Les plus faibles valeurs sont marquées dans la station de Maghnia se trouvant dans une région connue par sa sécheresse.

IV.2 L'écart type

Les écarts type des différents échantillons ~~sont~~ pour les trois stations et pour les six pas de temps sont représentés dans le tableau suivant:

Station	1h	3h	6h	12h	24h
Texana	2.68 (mm)	2.78 (mm)	5.49 (mm)	7.67 (mm)	24.05 (mm)
Abou el hassen	0.57 (mm)	1.41 (mm)	3.02 (mm)	3.97 (mm)	8.78 (mm)
Maghnia	0.74 (mm)	2.14 (mm)	4.55 (mm)	7.33 (mm)	9.45 (mm)

Les écarts types les plus forts sont enregistrés dans la station de Texana, ceci est un signe d'une forte irrégularité de la pluviométrie de la région où se trouve cette station. Les valeurs les plus faibles des écarts types sont ceux de la station de Maghnia, remarquant que plus l'écart type est faible plus la pluviométrie est régulière.

IV.3 Le gradex

Les valeurs des gradex pour différentes stations et différents pas de temps sont représentées dans le tableau suivant:

Station	1h	3h	6h	12h	24h
Texana	10.26	19.02	26.05	37.12	50.23
Abou el hassen	5.36	6.51	10.68	12.88	14.02
Maghnia	4.66	6.62	9.4	13.91	21.5

Nous remarquons que les valeurs les plus fortes des gradex sont ceux de la station de Texana. Ceci est un signe d'une forte variabilité des précipitations en fonction de leurs périodes de retours. Les plus faibles valeurs de cette variable sont celles de la station de Maghnia et ça explique le contraire de ce qu'on dit pour les plus fortes valeurs.

Nous avons remarquer aussi les valeurs des gradex augmente avec le pas de temps pour une même station.

Chapitre 3

Traitement

Et

Critique des données

I. Idée générale sur les données

1.1 Source des données

Les données pluviométriques et pluviographiques utilisées dans notre étude nous ont été fournies par l'ANRH (Agence Nationale des Ressources Hydraulique), ces données sont mesurées et traitées par cette instance. Il s'agit bien de série de données mixtes (PV-PG) concernant trois stations réparties sur le nord Algérien (Centre, Est, Ouest), Ces stations sont les suivantes:

Station	Maghnia 160302	Teksana 030302	Bordj Abou El hassan 020201
Bassin versant d'appartenance	bassin de la Tafna	Bassin du côtier constatinois	
Période d'observation (ans)	24	24	24
X (m)	83.3	776.2	365.5
Y (m)	176.4	377.85	347.55
Z (m)	435	722	220

X, Y: coordonnées horizontales de la station dans le bassin versant.

Z: Altitude.



Remarque: Ces stations sont des stations mixtes dont les données sont traitées, et ayant une bonne période d'observation auxquelles nous avons eu accès.

1.2 choix des stations

Le choix des stations a été imposé par les contraintes suivantes:

- Répartition des stations sur le Nord Algérien.
- période d'observation suffisante
- La station ne doit pas avoir de longues périodes creuses (manque de données).
- Les stations qui nous intéressent sont des stations mixtes (PV-PG).

1.3 dépouillement des données

Le dépouillement des données pluviographiques est une opération qui consiste à déterminer à partir des enregistrements PG originaux des précipitations pour les pas de temps désirés. Pour les données pluviométriques cette opération consiste à déterminer les précipitations moyennes annuelles, ainsi que les maximums annuels journaliers. Ces données seront ensuite enregistrées dans des fichiers informatiques.

Les données utilisées ont été dépouillées par l'ANRH à l'aide d'un digitalisateur pilotée sur PC. Ce dépouillement fait par l'ANRH ne nous fournit pas les données désirées pour effectuer notre travail puisque le fichier ANRH nous donne les précipitations à différentes heures de la journée aléatoirement en ayant comme origine 8h 00.

Nous avons donc procédé à un dépouillement pour tirer les pluies de différents pas de temps (1, 3, 6, 12, 24h) pour chaque jour à partir du fichier PG dépouillé par l'ANRH. Cette opération a rencontré différentes difficultés dont la principale est le manque de données précises. Les intervalles de temps étaient quelques fois trop petits et parfois trop grand, donc il nous était difficile de déterminer les pluies pour les pas de temps cités ci-dessus, sans analyse de la pluie tout au long de la journée et parfois même la journée la succédant.

II. Critique des données

La critique des données est une étape essentielle dans une étude hydrologique puisque comme nous le savons les résultats d'une telle étude sont relatives à la qualité des données recueillies des stations.

La critique concernera les anomalies relatives à :

- Manque de données (périodes creuses)
- Qualité des données en matière d'homogénéité et d'indépendance.

En ce qui concerne le manque, les données que nous avons marquées des manques non considérables s'étalant sur des périodes de quelques heures à une dizaine de journées.

Pour la qualité des données, on doit les soumettre à des tests d'homogénéité et d'indépendance pour pouvoir porter un jugement, sur la qualité des données.

II.1 Test d'homogénéité

L'analyse de l'homogénéité des séries de données consiste à soumettre l'échantillon à un test ayant pour objectif de s'assurer que l'échantillon ne comporte pas d'erreurs systématiques. Il existe plusieurs tests d'homogénéité dont nous citerons les suivants:

- Test de Kendall
- La méthode du cumule des résidus de régression
- Test de Mann-Witney
- Test d'homogénéité d'après la distribution de Gumbel.

Nous testerons notre échantillon par le test de la distribution de Gumbel, puisque on a ajusté par une loi de Gumbel;

Test d'homogénéité d'après la distribution de Gumbel

Le principe du test consiste à tracer une bande de confiance et de placer les points, ensuite tous les points qui tombe dans la région d'acceptation constitueront l'échantillon homogène.

Soit une distribution de Gumbel pour les valeurs extrêmes avec déviation standard :

$$\sigma_y = \frac{e^y}{\sqrt{n}} \sqrt{\frac{1}{T_r - 1}}$$

Où: T_r : période de retour

n : nombre d'années d'enregistrement

y : valeur particulière de la variable.

Pour déterminer la bande de confiance, on procède comme suit :

➤ calcul de y_{10} , sachant que:

$$y = -\text{Ln}[-\text{Ln}(1 - \frac{1}{T_r})]$$

$$y_{10} = 2.25$$

$$\text{et } e^{y_{10}} = 9.49$$

➤ Calcul de la valeur de " $2\sigma_y$ " pour $T_r = 10$ ans:

$$2\sigma_y = \frac{2}{\sqrt{n}} 2.49 \left(\frac{1}{9}\right)^{1/2} = \frac{6.33}{\sqrt{n}}$$

➤ On suppose que " y_{10} " est une estimation de la moyenne " μ " de la population et que " σ_y " donne la distribution des déviations de " y " par rapport à " μ " en fonction des fréquences relatives, alors:

$$\mu = y_{10} \pm 6.33 n^{-1/2}$$

$$T_r = \frac{1}{1-p} = \frac{1}{1-e^{-e^{-y}}}$$

Les valeurs supérieures T_s et inférieures T_i de T_r pour différents choix de y^* et " n " (nombre d'observations) apparaissent sur le tableau suivant:

n (années)	y_{10}	$2\sigma_y = 6.23/n^{1/2}$	limite inférieur		limite supérieur	
			$y_{10} - 2\sigma_y$	T_i	$y_{10} + 2\sigma_y$	T_s
5	2.25	2.84	-0.59	1.2	5.09	160
10	2.25	2	0.25	1.85	4.25	70
20	2.25	1.42	0.83	2.8	3.67	40
30	2.25	1.16	1.09	3.5	3.41	30

40	2.25	1	1.25	4.05	3.25	26
50	2.25	0.9	1.35	4.4	3.15	24
100	2.25	0.63	1.62	5.6	2.88	18
200	2.25	0.45	1.8	6.5	2.70	15.5
500	2.25	0.28	1.97	7.7	2.53	13
1000	2.25	0.2	2.05	8.3	2.45	12

Dans le cas de N échantillons différents (N stations), il faut calculer pour chacun des échantillons $P_{2,33}$ et P_{10} (lues directement sur la fonction de distribution expérimentale), ainsi que le facteur d'uniformité:

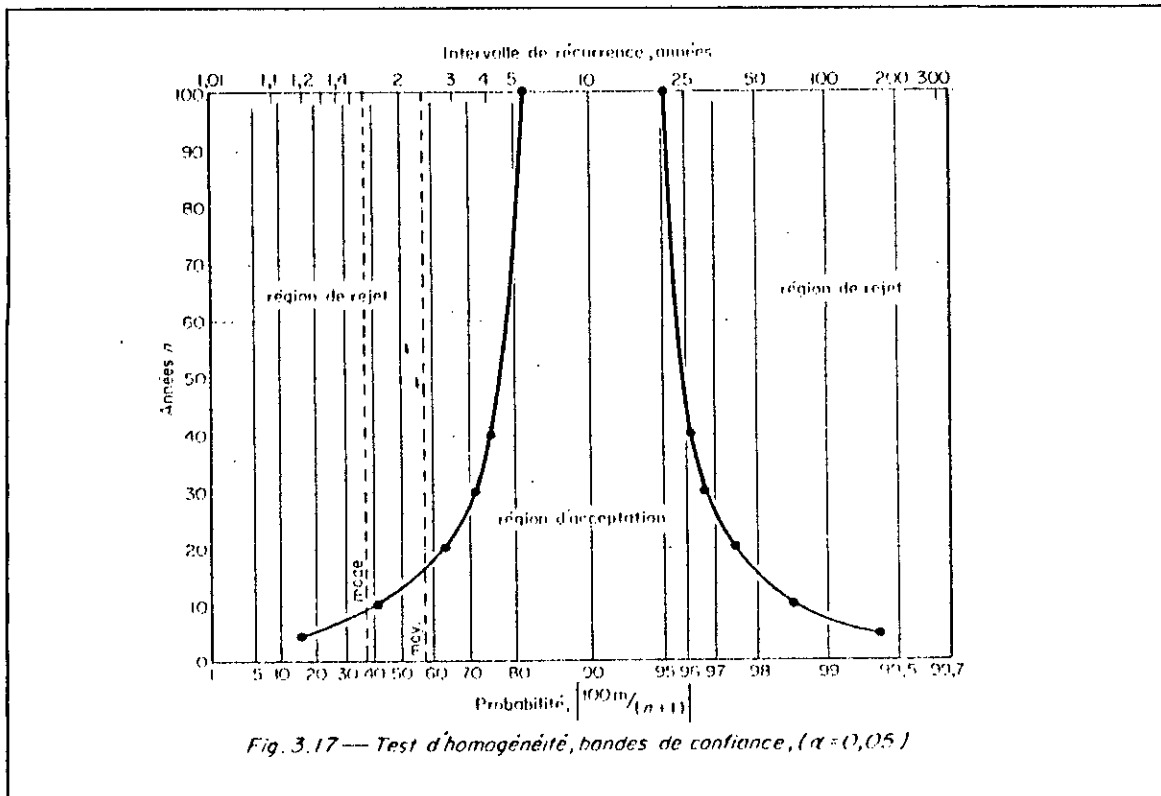
$$k = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{P_{10}}{P_{2,33}}$$

Par la suite, on calcul les pluies uniformes:

$$P_k = K P_{2,33}$$

Ensuite sur chacun des " N " graphiques de distribution, on lit directement la valeur de T_r correspondante à " P_k ";

Les différentes valeurs de T_r avec leurs périodes d'enregistrement " n " correspondantes, sont ensuite reportées sur un graphique de probabilités, où on a tracé au préalable les bandes de confiance du test. Tous les couples de points (T_r, n) qui tombent dans la région d'acceptation constituent l'ensemble d'échantillon homogène.



Il faut s'assurer qu'il forment bien un échantillon aléatoire, et qu'ils sont stochastiquement indépendants (c.à.d. que le choix des observations n'est pas subjectif, et que les observations ne dépendent pas de leur rang. Par exemple la moyenne de répartition étudiée ne doit pas subir de déplacement de nature monotone ou cyclique à mesure que le rang des observations croît, etc.).

Plusieurs test sont utilisés concernant l'indépendance et nous citerons quelques uns:

- Test des blocs, basée sur la médiane de l'échantillon
- Test des séries "ascendantes", et "descendantes"
- test des carrés des différences séquentielles "test d'abbe"
- Test de Wold et Wolfowitz.

Nous utiliserons le test de Wold et Wolfowitz vue son efficacité.

Test de Wold et Wolfowitz

Ce test a été élaboré en 1943, il est utilisé pour un échantillon de taille "N" (x_1, x_2, \dots, x_N), ce test considère la valeur statistique "R" comme égal à:

$$R = \sum_{i=1}^{N-1} x_i x_{i+1} + x_1 x_N$$

Dans le cas où les éléments de l'échantillon seraient indépendants, "R" suit une distribution normale de moyenne " \bar{R} " et de variance "var(R)"

$$\bar{R} = (S_1^2 - S_2) / (N - 1)$$

$$\text{Var}(R) = (S_1^2 - S_4^2) / (N - 1) - \bar{R}^2 + (S_1^2 - 4S_1^2 S_2 + 4S_1 S_3 + S_2^2 - 2S_4) / (N-1)(N-2)$$

où: $S_r = N m_r$

m_r : moment d'ordre "r".

La valeur $U = (\bar{R} - R) / (\text{Var}(R))^{1/2}$ suit une distribution normale standardisée $N(0, 1)$, pour un seuil de signification $\alpha\%$, on accepte l'hypothèse d'indépendance si:

$$(R - \bar{R}) / (\text{Var}(R))^{1/2} \leq U_{\alpha/2}$$

III. Résultats des tests

III.1 Test d'homogénéité

		1h	3h	6h	12h	24h
Texana	P _{2,33}	12.3	21.2	29.8	38.1	51.5
	P ₁₀	19.7	31.4	44.3	64	81.6
Abou el hassan	P _{2,33}	33.1	59	82.3	94.2	110
	P ₁₀	48.5	88.7	113.8	148.1	177.4
Maghnia	P _{2,33}	13.9	21.3	25.1	30	37.7
	P ₁₀	20	30.5	39.8	45.2	52.5

on calcul "K" pour chaque stations:

Station	Texana	Abou el hassen	Maghnia
K	1.566	1.507	1.471

Après avoir calculé P_k pour chaque stations, on détermine à partir des droites d'ajustements de Gumbel et des valeurs de P_k , la variable réduite U de Gumbel, d'où on tire $F(x_i)$ et ensuite T_r , telle que:

$$F(x_i) = e^{-e^{-U}}$$

$$T_r = \frac{1}{1 - F(x_i)}$$

Station	(U, T_r)	1h	3h	6h	12h	24h
Abou el hassen	U	1.88	2.12	2.27	1.95	2
	T_r	7.04	8.85	10.2	7.52	7.87
Texana	U	2.09	2.1	2.23	1.98	1.64
	T_r	8.62	8.62	9.8	7.69	5.68
Maghnia	U	2	2.43	1.75	1.97	1.82
	T_r	7.87	11.9	6.25	7.69	6.66

Le test d'homogénéité a été accepté pour toutes les stations et pour les différents pas de temps.

III.2 Test d'indépendance

Le test d'indépendance appliqué aux valeurs des précipitations maximales journalières annuelles a donné les résultats suivants:

station	1h	3h	6h	12h	24h
texena	-0.349	-0.268	-0.397	-0.162	0.147
Abou el hassen	0.548	-0.057	-0.133	-0.220	-0.212
Maghnia	-0.007	0.402	1.11	1.34	1.15

Puisque la condition d'indépendance pour ce test est la suivante:

$$|U| \leq U_{\alpha/2}$$

Donc on aura:

$$|U| \leq 1.96, \text{ pour un seuil d'acceptation de } 5\%.$$

Il s'ensuit donc que le test d'indépendance est accepté pour toutes les stations et tous les pas de temps.

Chapitre 4

Etude de la variabilité du gradex en fonction du pas de temps

L'étude de la variabilité du gradex en fonction du pas de temps consiste à trouver le modèle mathématique adéquat régissant la variabilité des gradex en fonction du pas de temps. Ce modèle doit donner les gradex à pas de temps fins à priori de ceux de 24h. ceci ne peut se faire sans étude et recherche de modèles pouvant régir cette variabilité.

Pour cela on utilisera les modèles suivants:

- Modèle linéaire
- Modèle puissance
- Modèle logarithmique
- Modèle exponentiel

I. Présentation des différents modèles

1.1 Modèle linéaire

tout d'abord, on doit chercher une relation linéaire entre les gradex des différents pas de temps, donc on trouvera une relation du type:

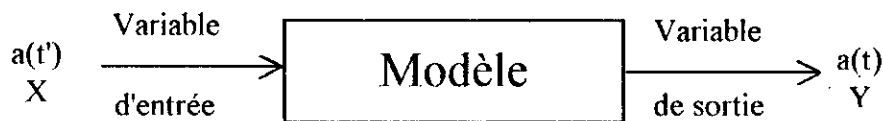
$$a(t') = \alpha(t, t') a(t) + \beta(t, t')$$

Comme il est bien claire dans cette relation, α et β sont fonction des deux pas de temps.

Pour l'établissement de ce modèle on a les étapes suivantes:

1.1.1 Hypothèses et idées générales

On a le schéma suivant représentant le principe de la modélisation:



Notre travail consiste à prévoir l'évolution des grandeurs de sortie connaissant la variation des grandeurs d'entrée à l'aide de ce modèle.

Tout d'abord on doit supposer vraie l'hypothèse:

$$E(y / x) = \alpha + \beta x$$

Où: $a(t') = y$

$a(t) = x$

Notre modèle devra satisfaire la linéarité entre les y_i et x_i , mis à part les erreurs éventuelles.

$$Y_i = \alpha + \beta x_i + \varepsilon_i, i = 1, \dots, n$$

$$H_1: E(x_i) = 0, \forall i$$

$$H_2: \text{Var}(\varepsilon_i) = \sigma^2; \forall i$$

$$E(\varepsilon_i \varepsilon_j) = 0; \forall i \neq j$$

$$H_3: \varepsilon_i \rightarrow N(0; \sigma); \forall i.$$

Ces trois hypothèses dictent que " ε_i " qui est une erreur ou perturbation aléatoire, a une moyenne et covariance nulles et variance de σ^2 , et ainsi cette erreur suit une loi normale.

I.1.2 Estimation des paramètres par la méthode des moindres carrés

On cherche à ajuster au nuage de points (x_i, y_i) une droite d'équation:

$$\hat{\alpha} = \bar{y} - \hat{\beta} \bar{x}$$

De telle manière que $\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2$ soit minimale. \hat{y} , $\hat{\alpha}$, $\hat{\beta}$ sont des estimateurs de y , α , β , respectivement. Ces valeurs sont déterminées par la méthode suivante:

On cherche à minimiser:

$$\Omega = \sum \varepsilon_i^2$$

$$\text{'donc: } \Omega = \sum (y_i - \alpha - \beta x_i)^2$$

$$\text{On aura alors: } \Omega = F(\alpha, \beta)$$

$\hat{\alpha}$ et $\hat{\beta}$ sont solution du système:

$$\frac{\partial \Omega}{\partial \alpha} = -2 \sum_{i=1}^n (y_i - \alpha - \beta x_i) = 0$$

$$\frac{\partial \Omega}{\partial \beta} = -2 \sum_{i=1}^n x_i (y_i - \alpha - \beta x_i) = 0$$

Ceci est équivalent à:

$$\sum_{i=1}^n y_i - n\hat{\alpha} - \hat{\beta} \sum_{i=1}^n x_i = 0 \quad (1)$$

$$\sum_{i=1}^n x_i y_i - \hat{\alpha} \sum_{i=1}^n x_i - \hat{\beta} \sum_{i=1}^n x_i^2 = 0 \quad (2)$$

L'équation (1) donne:

$$\hat{\alpha} = \bar{y} - \hat{\beta} \bar{x}$$

Remplaçons cette valeur de α dans l'équation (2) on aura:

$$\hat{\beta} = \frac{\sum_{i=1}^N x_i y_i - \frac{\sum_{i=1}^N x_i \sum_{i=1}^N y_i}{n}}{\sum_{i=1}^N x_i^2 - \frac{(\sum_{i=1}^N x_i)^2}{n}}$$

Cette forme de $\hat{\beta}$ est la plus simple pour les calculs et pour mieux synthétiser, on peut écrire:

$$\hat{\beta} = \frac{\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2}$$

On peut remarquer que:

$$\hat{\beta} = \frac{\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x}) y_i}{\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2}$$

Donc on résume que:

$$\hat{\alpha} = \bar{y} - \hat{\beta} \bar{x}$$

$$\hat{\beta} = \frac{\sum_{i=1}^N x_i y_i - \frac{\sum_{i=1}^N x_i \sum_{i=1}^N y_i}{n}}{\sum_{i=1}^N x_i^2 - \frac{(\sum_{i=1}^N x_i)^2}{n}}$$

Et notre droite ajustée peut s'écrire:

$$\hat{y} = \hat{\alpha} + \hat{\beta} x_i = \bar{y} - \hat{\beta} \bar{x} + \hat{\beta} x_i \quad (\text{voir fig. 1})$$

Puisque les y_i et les x_i dans le cas de la régression sont des réalisations de variables aléatoires, il ne faut pas perdre de vue que \bar{x} , \bar{y} , $\hat{\alpha}$ et $\hat{\beta}$ sont des réalisations de variables aléatoires.

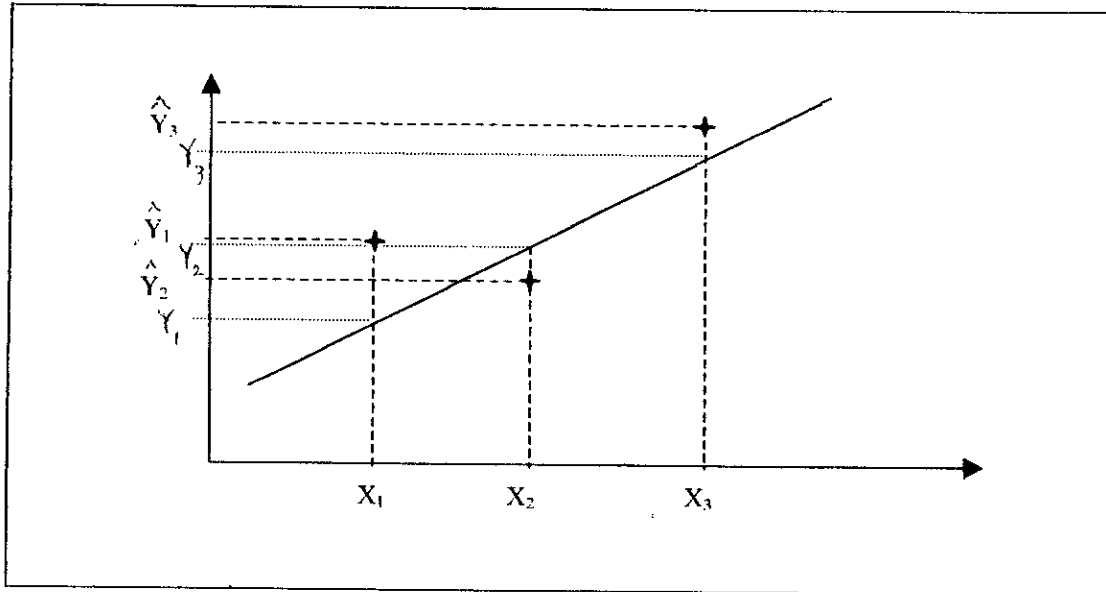


Fig.[1]

I.1.3 Propriétés statistiques des estimateurs

$\hat{\alpha}$ et $\hat{\beta}$ sont eux même des variables aléatoires, dont on notera que ce sont des estimateurs sans biais de α et β respectivement:

$$\hat{\beta} = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}) y_i}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}$$

$$E(\hat{\beta}) = \frac{1}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \sum_{i=1}^n [(x_i - \bar{x}) E(y_i)] \quad (1)$$

Sachant que :

$$E(y_i) = E(\alpha + \beta x_i + \varepsilon_i) = \alpha + \beta x_i \quad (2)$$

De (1) et (2) on aura:

$$E(\hat{\beta}) = \frac{\alpha \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} + \frac{\beta \sum_{i=1}^n x_i (x_i - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}$$

Ainsi :

$$\hat{\alpha} = \bar{y} - \hat{\beta} \bar{x} \quad \text{et} \quad E(\hat{\alpha}) = E(\bar{y}) - \bar{x} E(\hat{\beta})$$

Puisque nous avons :

$$\bar{y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\alpha + \beta x_i + \varepsilon_i)$$

Donc :

$$\bar{y} = \alpha + \beta \bar{x} + \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \varepsilon_i$$

Et puisqu'on a :

$$E(\bar{y}) = \alpha + \beta \bar{x}$$

Donc nous aurons :

$$E(\hat{\alpha}) = \alpha + \beta \bar{x} - \beta \bar{x} = \alpha$$

On peut finalement calculer $Var(\hat{\beta})$:

$$Var(\hat{\beta}) = Var \left(\left(\frac{1}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \right)^2 \left[(x_1 - \bar{x})y_1 + (x_2 - \bar{x})y_2 + \dots + (x_n - \bar{x})y_n \right] \right)$$

donc nous avons :

$$Var(\hat{\beta}) = \left(\frac{1}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \right)^2 \left[(x_1 - \bar{x})^2 \sigma^2 + (x_2 - \bar{x})^2 \sigma^2 + \dots + (x_n - \bar{x})^2 \sigma^2 \right]$$

On conclut que :

$$\text{var}(\hat{\beta}) = S_{\hat{\beta}}^2 = \frac{\sigma^2}{S_{xx}}$$

De même pour $Var(\hat{\alpha})$:

$$Var(\hat{\alpha}) = \sigma^2 \left(\frac{1}{n} + \frac{\bar{x}^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \right)$$

Donc nous aurons :

$$Var(\hat{\alpha}) = \sigma^2 \left(\frac{1}{n} + \frac{\bar{x}^2}{S_{xx}} \right)$$

Et ainsi :

$$cov(\hat{\alpha}, \hat{\beta}) = \frac{-\bar{x}}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \sigma^2 = \frac{-\bar{x}}{S_{xx}} \sigma^2$$

1.1.4 Coefficient de détermination

Ayant ajusté des observations avec une ligne droite, on voudra maintenant savoir si celle-ci donne une représentation adéquate des données. Il existe plusieurs manières de le faire, mais nous nous limiterons au calcul du coefficient de détermination "R²", qui nous donnera une idée sur l'efficacité du modèle élaboré.

Ce rapport n'est autre que la somme des moindres carrées divisée par la régression totale:

$$R^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - \bar{y})^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \quad (*)$$

R² est utilisé, en quelque sorte informellement comme mesure de la qualité de l'ajustement et il varie entre 0 et 1. Plus la valeur de R² se rapproche de 1 plus l'ajustement est meilleur.

Puisque nous avons :

$$\hat{y} = \bar{y} - \hat{\beta} \bar{x} + \hat{\beta} x_i$$

Donc à partir de l'équation (*), nous pouvons écrire :

$$R^2 = \hat{\beta}^2 \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}$$

En substituons $\hat{\beta}$ par ça valeur, nous aurons :

$$R^2 = \frac{\left[\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y}) \right]^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}$$

Une fois ce modèle établi, ainsi que le calibrage du modèle par calcul des coefficients de détermination entre les valeurs calculées par le modèle et celle prises par mesure. Cette opération se fera pour chaque station et pour chaque pas de temps. Une conclusion sera tiré à partir des valeurs de ces coefficients de détermination

1.1.5 Résultats de la régression linéaires

Les coefficient de déterminations entre les différents pas de temps sont représentés dans le tableau ci-dessous:

1h	3h	6h	12h	24h	$R^2[a(t), a(t')]$
1	0.9851	0.9978	0.9769	0.9251	$t' = 1h$
	1	0.9942	0.9992	0.9645	$t' = 3h$
		1	0.9986	0.9308	$t' = 6h$
			1	0.9748	$t' = 12h$
				1	$t' = 24h$

1.2 Autres modèles

Les autres modèles, puissance, logarithmique, exponentielle se rapportent à un modèle linéaire à l'aide de changements de variables. Les changements de variables envisagés pour les différents modèles sont les suivants:

Modèle	Equation en (x, y)	x^*	y^*	Equation en (x^* , y^*)
Puissance	$y = a x^b$	$\ln(x)$	$\ln(y)$	$y^* = \ln(a) + b x^*$
Logarithmique	$y = a \ln(x) + b$	$\ln(x)$	y	$y^* = a x^* + b$
Exponentielle	$y = a \exp(x) + b$	$\exp(x)$	y	$y^* = a x^* + b$

Ces modèles ont été utilisés pour les différents pas de temps avec ceux de 24h, et on a obtenu les résultats suivants:

➤ Modèle à puissance:

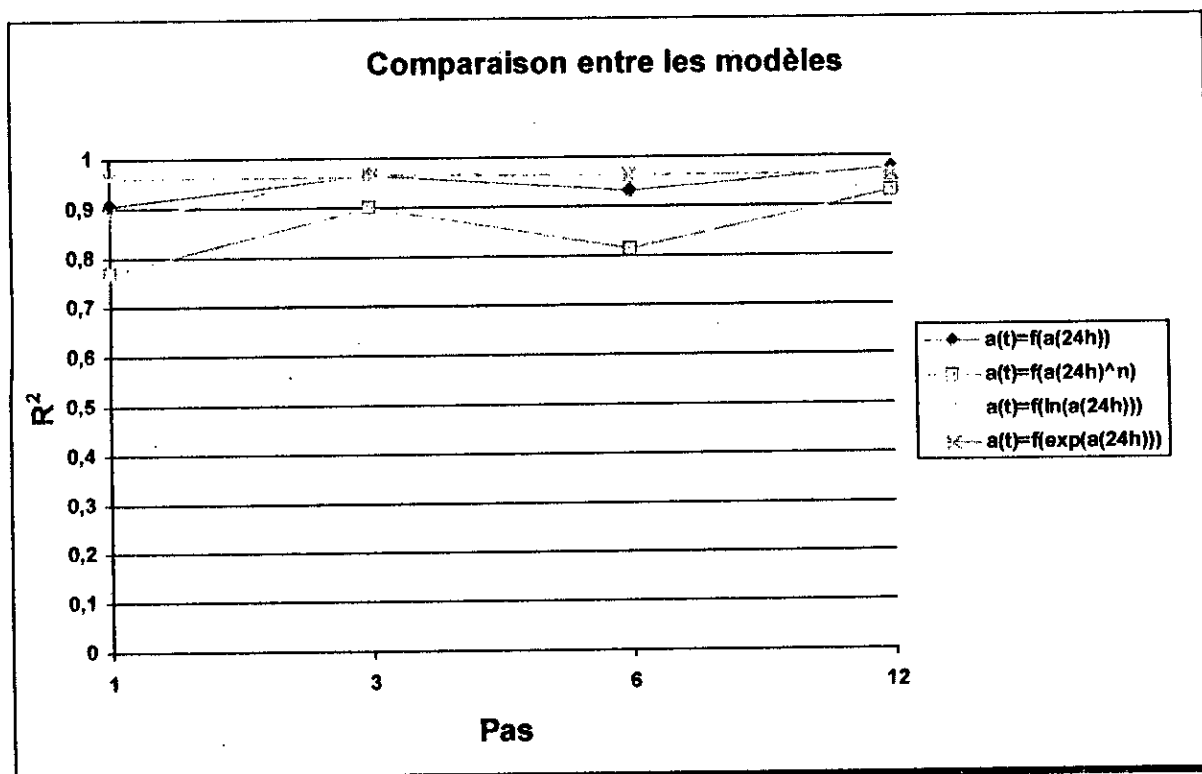
Pas = t'	1h	3h	6h	12h	24h
$R^2[a(t'), a(24h)]$	0.7682	0.9	0.8103	0.9292	1

➤ Modèle logarithmique:

Pas = t'	1h	3h	6h	12h	24h
$R^2[a(t'), a(24h)]$	0.9850	0.9154	0.9143	0.8451	1

➤ Modèle exponentielle:

Pas = t'	1h	3h	6h	12h	24h
$R^2[a(t'), a(24h)]$	0.9868	0.9998	0.9952	0.9986	1



Conclusion

Dans cette partie de notre travail, nous avons fait une étude comparative pour mettre en évidence l'efficacité d'un modèle par rapport aux autres. Cette comparaison a prouvé la fiabilité de la relation exponentielle qui l'emporte sur les autres relations comme le montre le graphique ci-dessus, puisqu'on a les coefficients de détermination les plus forts pour tous les pas de temps. On conclut on peut dire que cette relation peut s'appliquer au nord Algérien pour des régions ayant la même climatologie.

II. Données déduites du gradex de pas de temps 24h

Nous avons que les gradex à pas de temps fins sont bien corrélés avec celui de 24h: les coefficients de corrélation sont compris entre 0.9 et 1 pour les différents pas de temps étudiés. Ainsi la relation exponentielle est pertinente dans ces cas. Nous donnons dans cette partie les équations correspondantes.

↳ Relation entre le gradex de pas de temps 1h et celui de pas de temps 24h:

$$a(1h) = 8.0454^E-22 \exp(a(24h)) + 5.01$$

$$R^2 = 0.9868$$

↳ Relation entre le gradex de pas de temps 3h et celui de pas de temps 24h:

$$a(3h) = 1.9087^E-21 \exp(a(24h)) + 6.56$$

$$R^2 = 0.9998$$

↳ Relation entre le gradex de pas de temps 6h et celui de pas de temps 24h:

$$a(6h) = 2.4535^E-21 \exp(a(24h)) + 10.04$$

$$R^2 = 0.9952$$

↳ Relation entre le gradex de pas de temps 12h et celui de pas de temps 24h:

$$a(12h) = 3.5499^E-21 \exp(a(24h)) + 13.39$$

$$R^2 = 0.9986.$$

Nous représenterons ci-après dans un tableau, les valeurs des gradex calculées à partir de ceux de 24h et ceux mesurées dans les stations, ceci pour les différents pas de temps et pour différentes stations:

Pas de temps	Abou el hassen		Texana		Maghnia	
	Gradex calculés	Gradex observés	Gradex calculés	Gradex observés	Gradex calculés	Gradex observés
Pas=12h	13.39	12.88	36.55	37.12	13.39	13.91
Pas=6h	10.04	10.68	26.05	26.05	10.04	9.4
Pas=3h	6.56	6.51	19.01	19.02	6.56	6.62
Pas=1h	5.01	5.36	10.26	10.26	5.01	4.66

Nous remarquons que la différence entre les valeurs calculées et celles mesurées varient entre 0 et 0.64, ce qui confirme la pertinence du modèle exponentiel.

Conclusion générale

Nous avons utilisé une variable dite gradex, qui traduit la variation des pluies extrêmes en fonctions de leurs périodes de retours pour un pas de temps et une station donnée. C'est la variation en fonction du pas de temps de cette variable qui est une caractéristique principale que nous avons étudié. Nous avons utilisé différentes relations pour mettre en évidence une relation fiable reliant les gradex des pas de temps fins à celui de 24h.

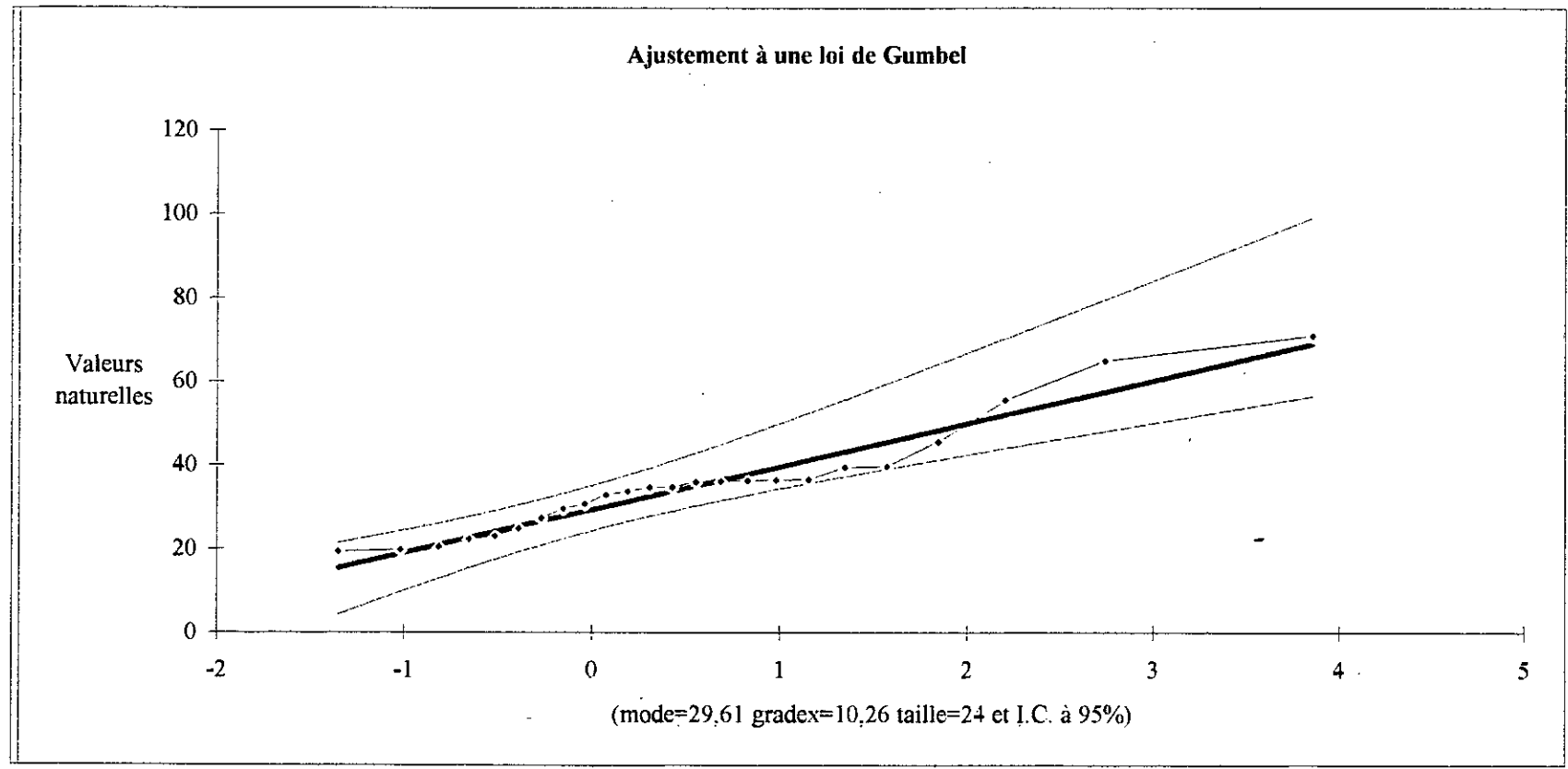
La pertinence de la relation exponentielle s'est avérée apparente par rapport aux autres modèles (linéaire, puissance, logarithmique). Cette relation peut être utilisée au Nord Algérien pour déduire les gradex de pas de temps fins à partir de celui de 24h. Donc nous avons mis en évidence une relation à partir de laquelle nous pouvons déduire les statistiques des pluies extrêmes à pas de temps fins à partir d'un réseau pluviométrique.

Comme perspective, nous proposons pour le futur de choisir un bassin versant ayant un bon réseau de mesure (suffisamment de stations mixtes) et de faire une étude semblable à celle que nous avons fait.

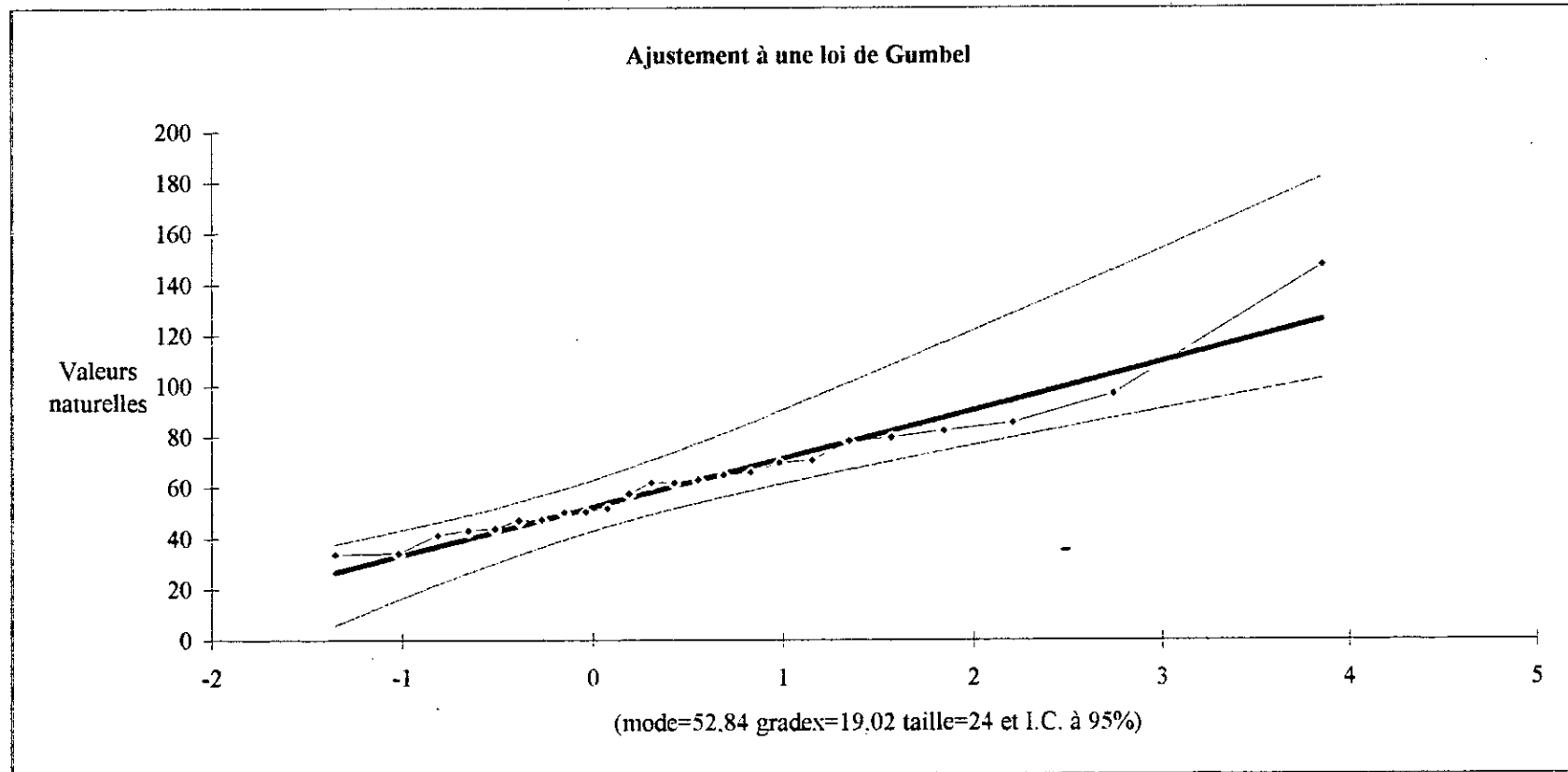
A decorative banner with a central rectangular section and two larger, flared sections on either side. The word "Annexe" is written in a bold, black, sans-serif font across the central section.

Annexe

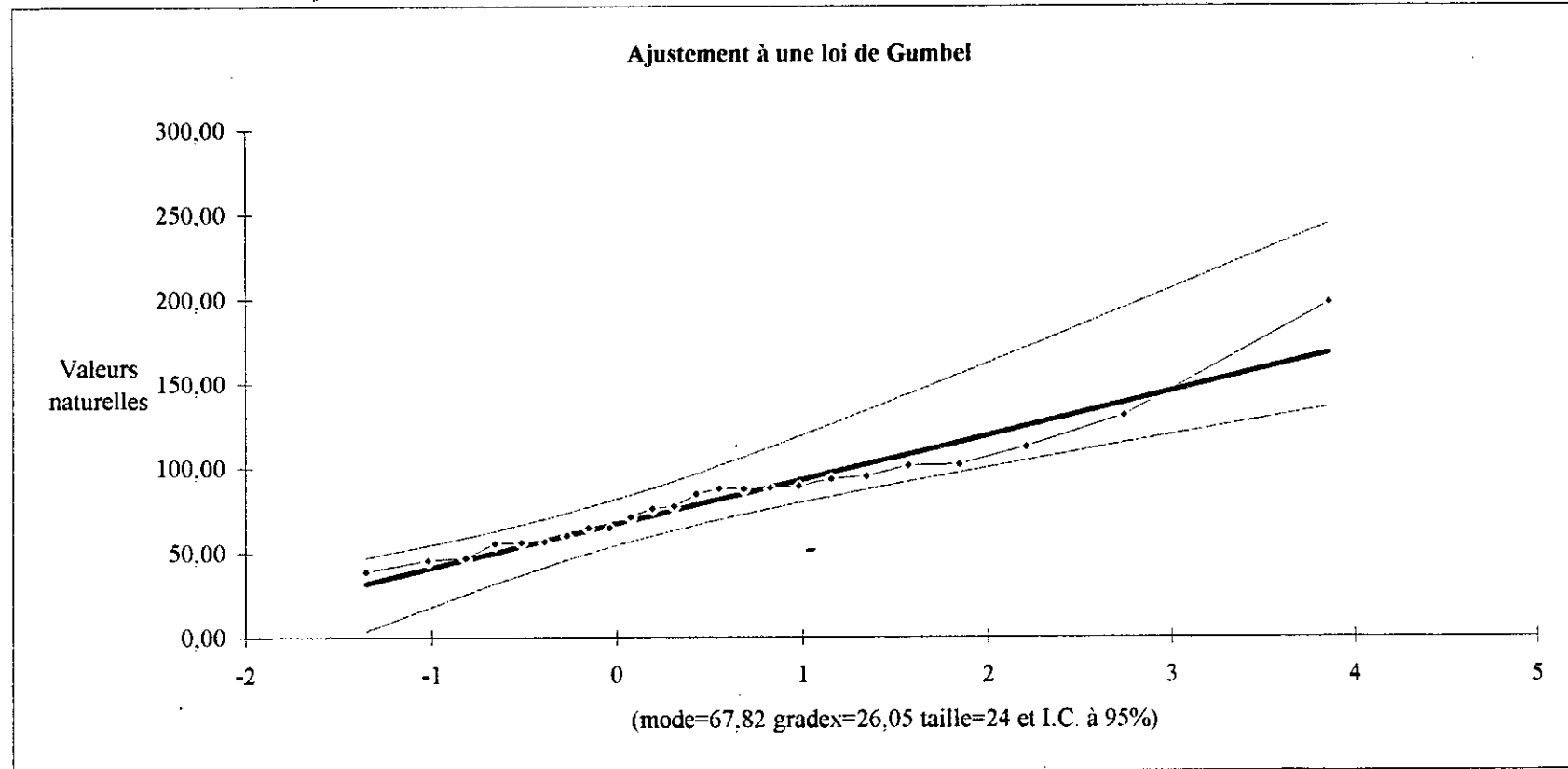
Pas=1 - Texana



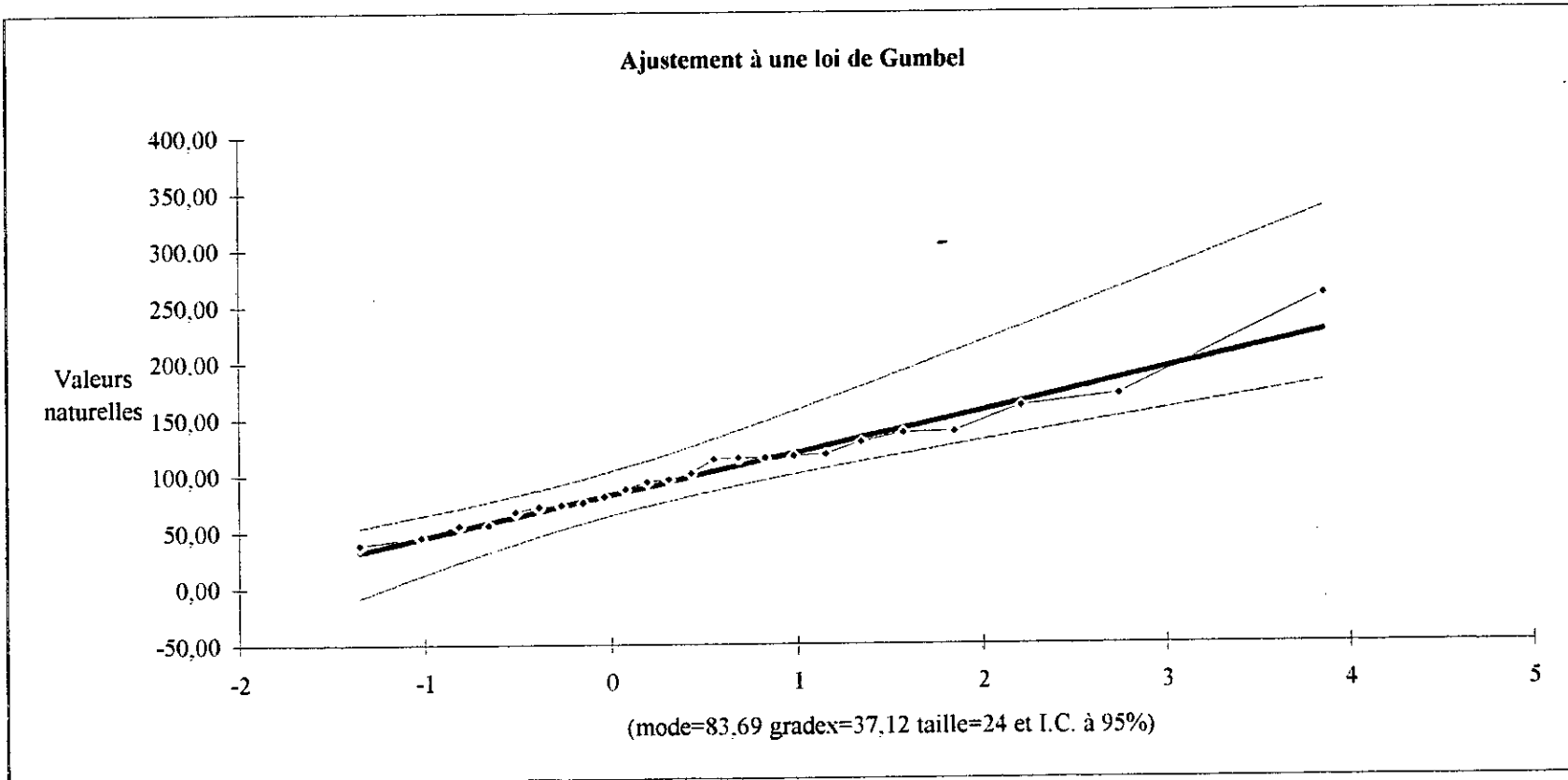
Pas=3- Texana



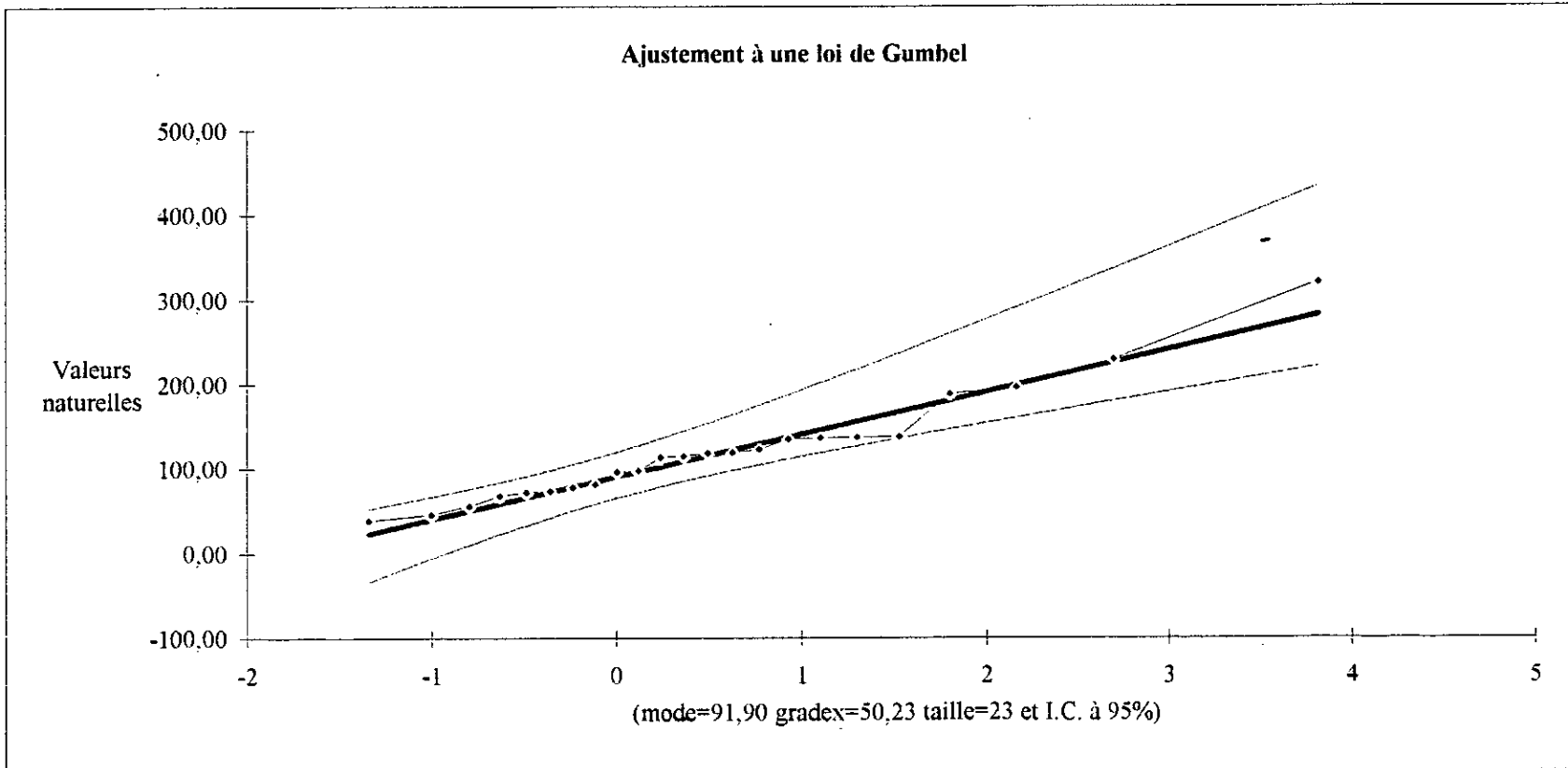
Pas=6- Texana



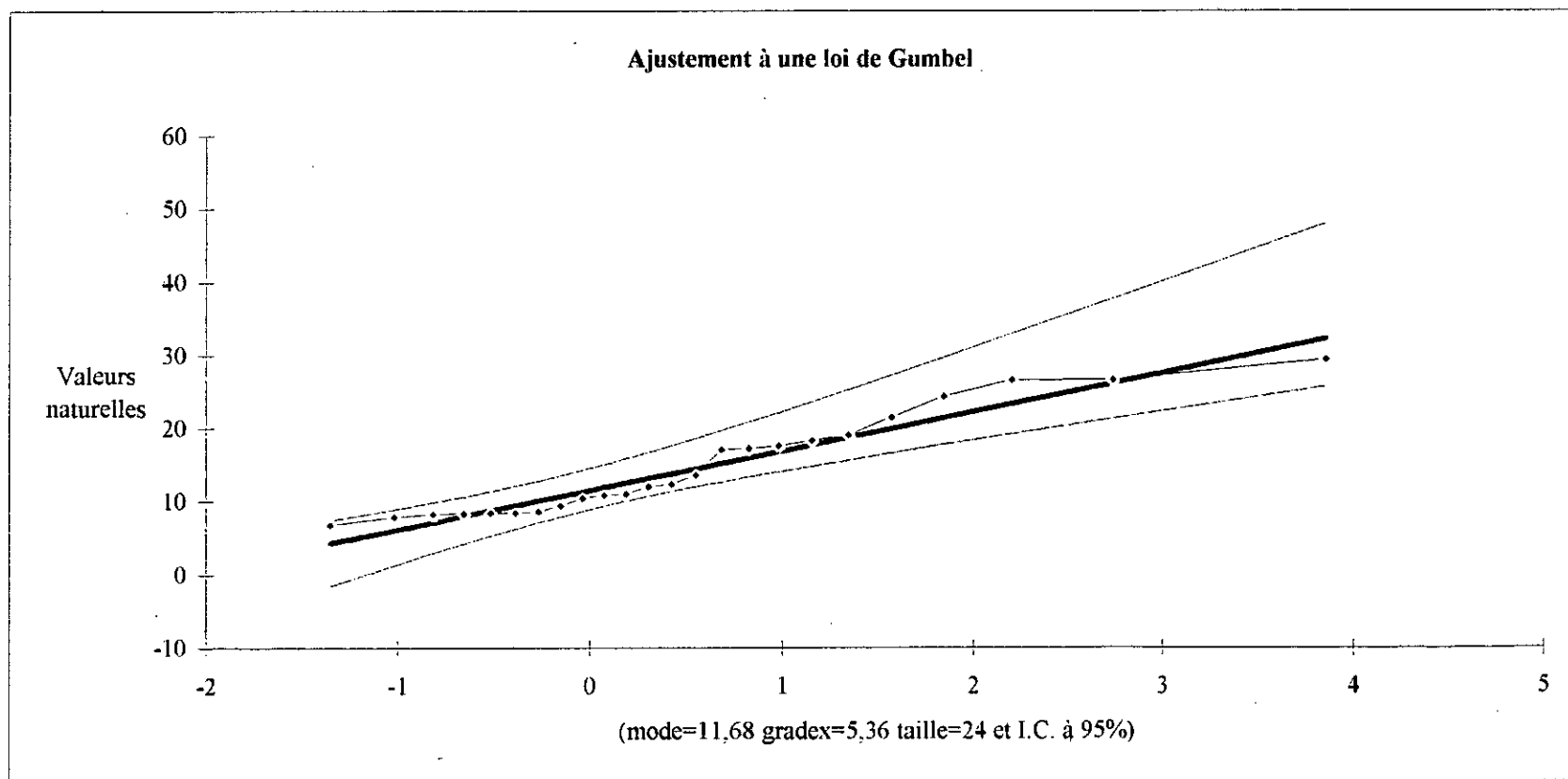
Pas=12- Texana

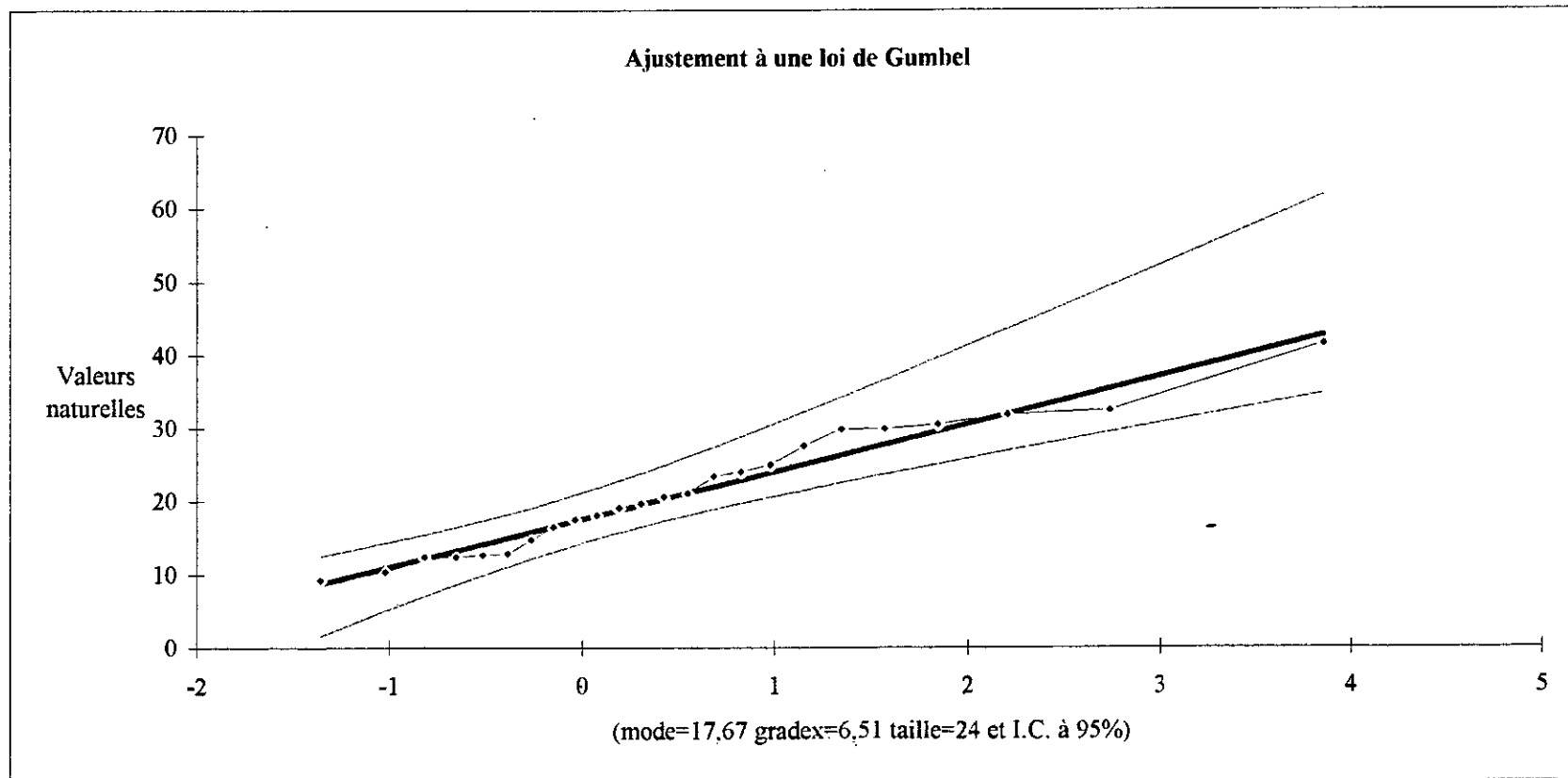


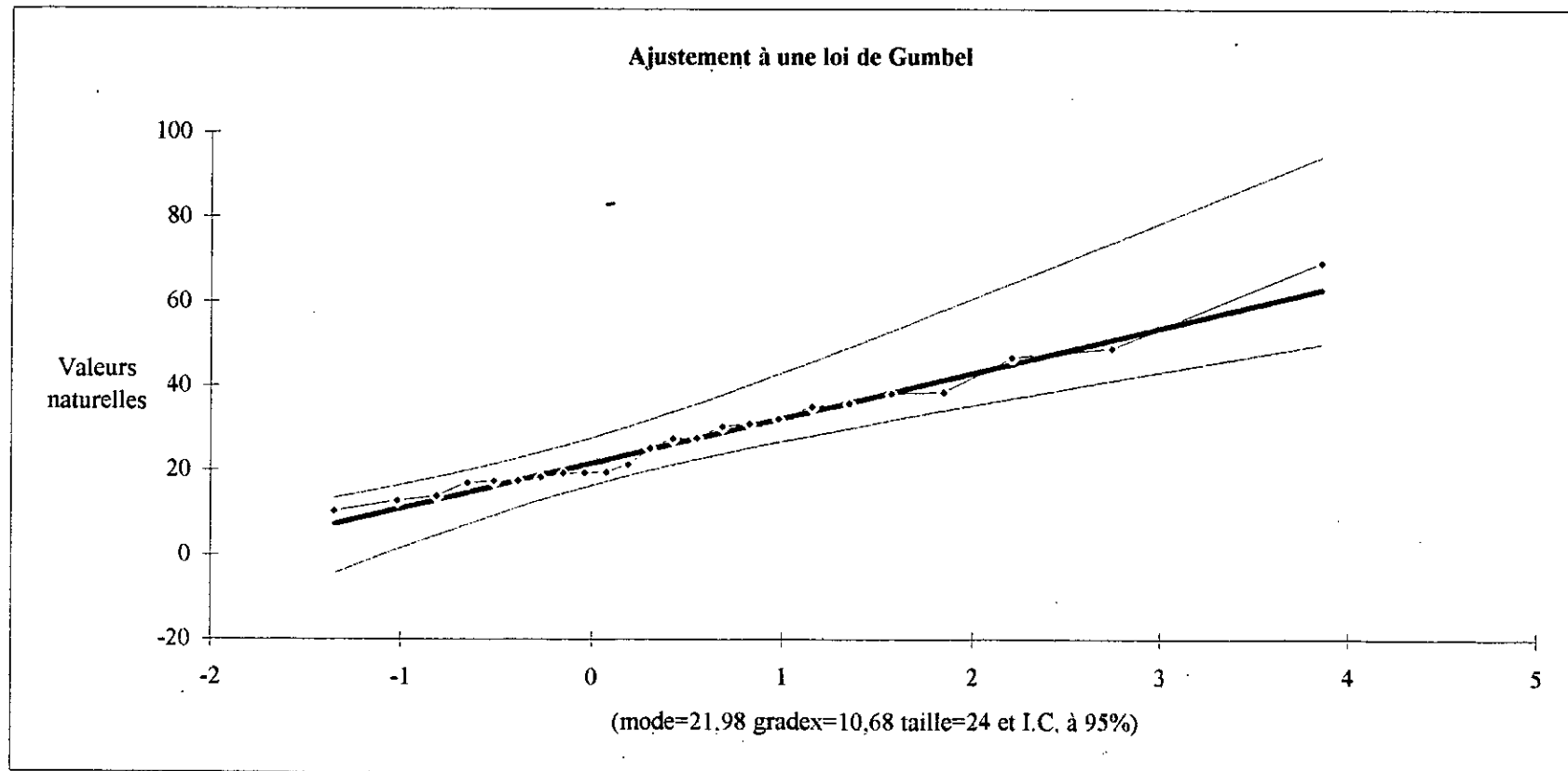
Pas=24- Texana



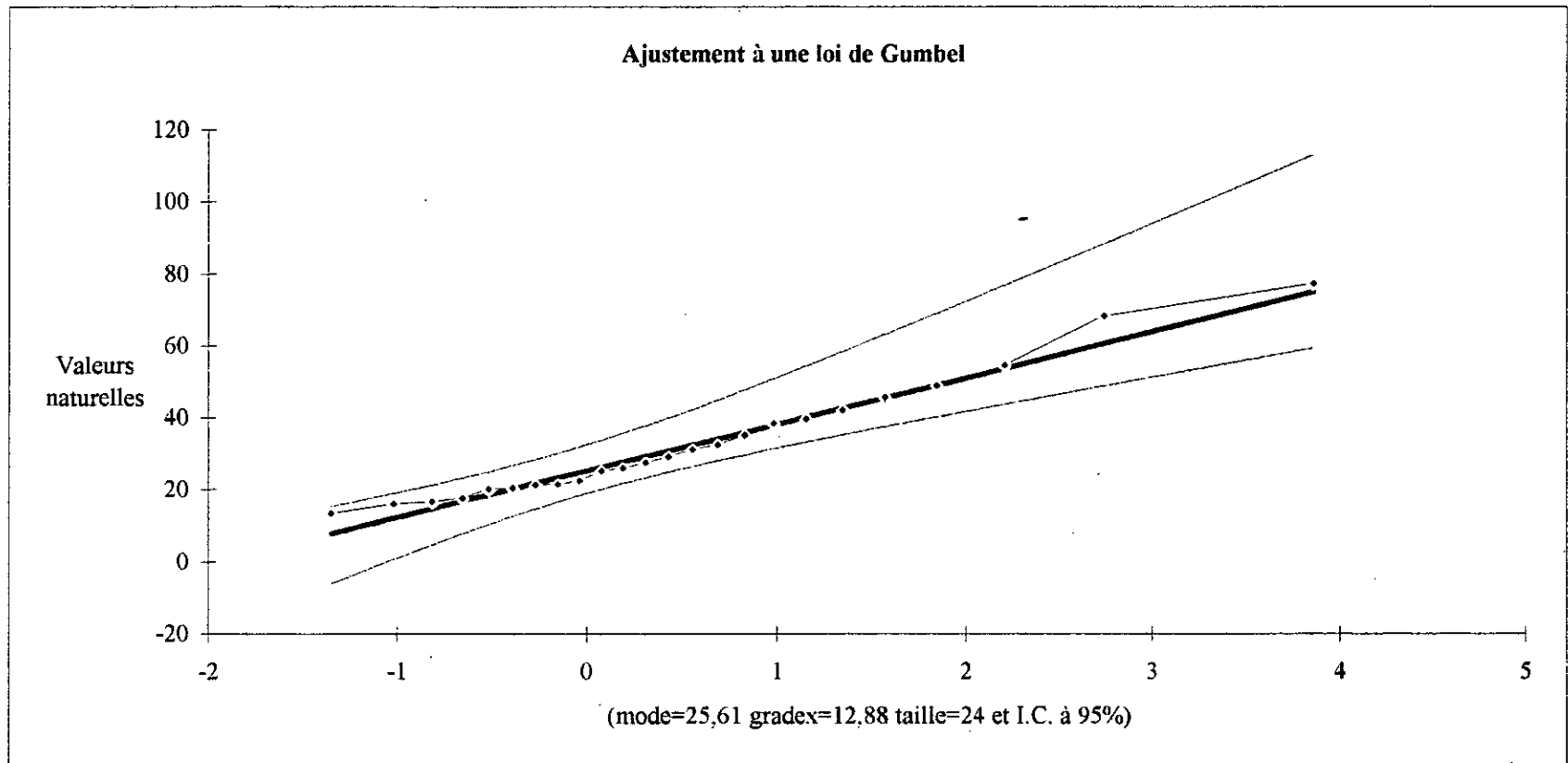
Pas=1 Maghnia



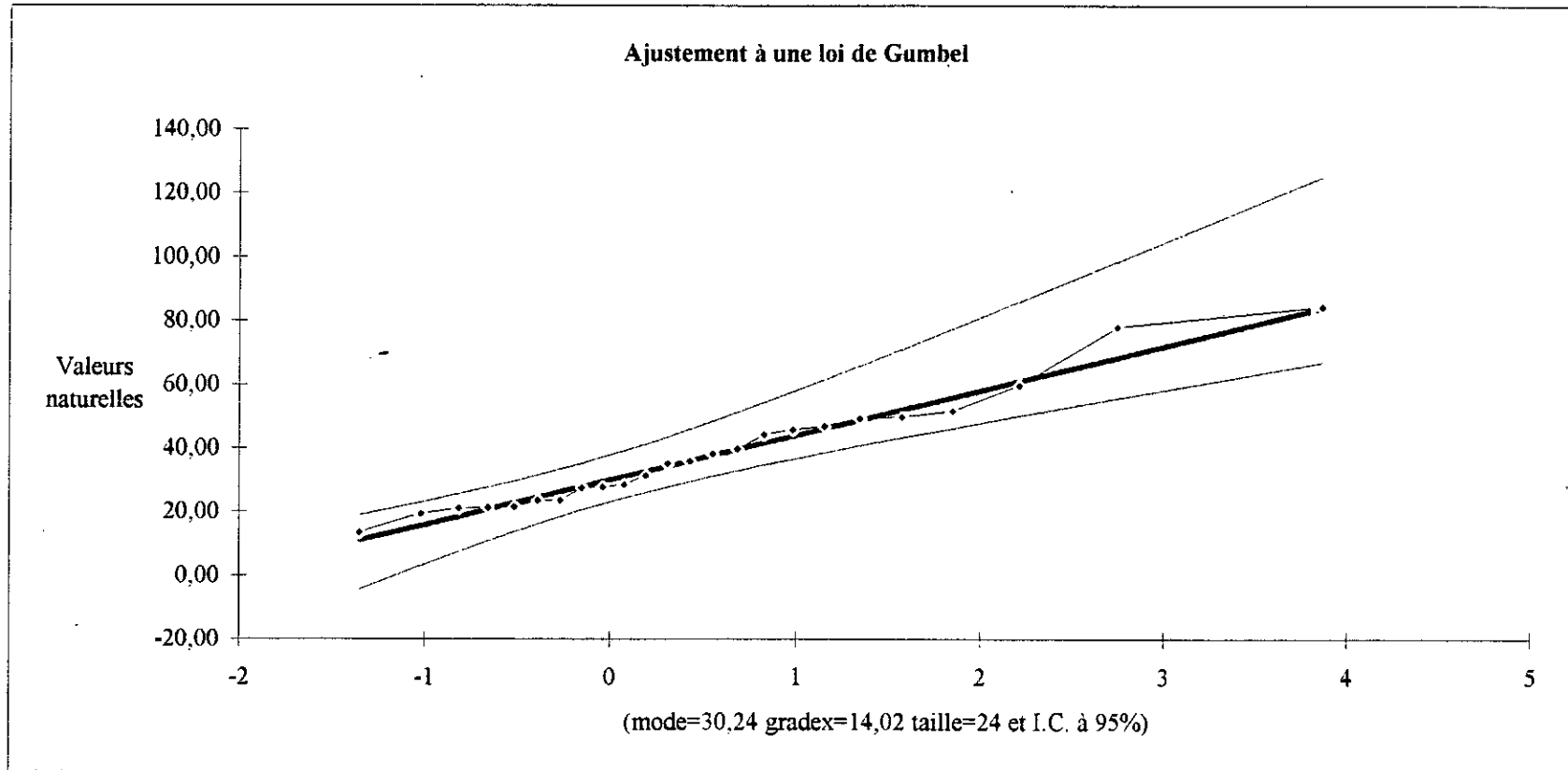




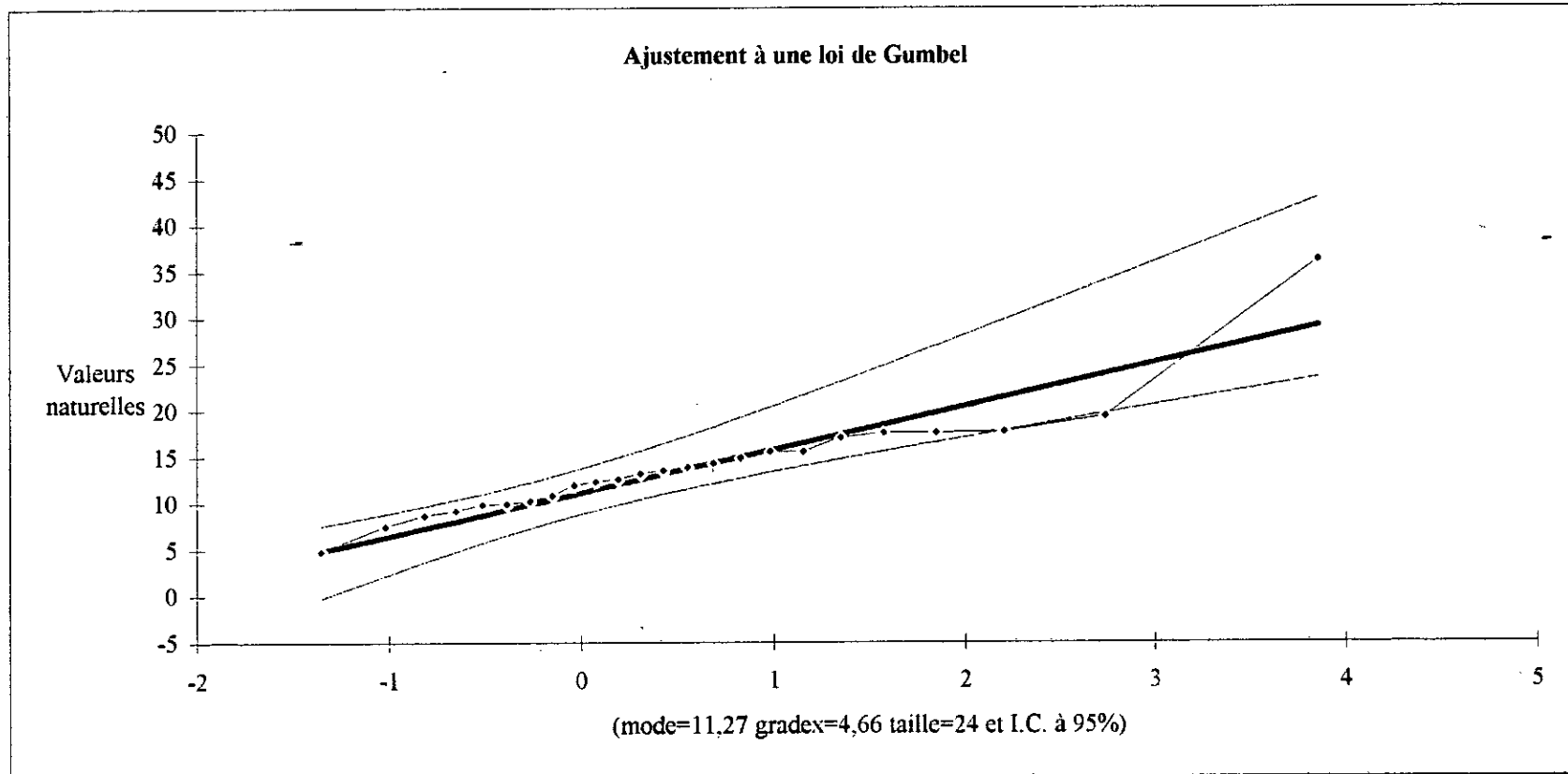
Pas=12 **Magnia**



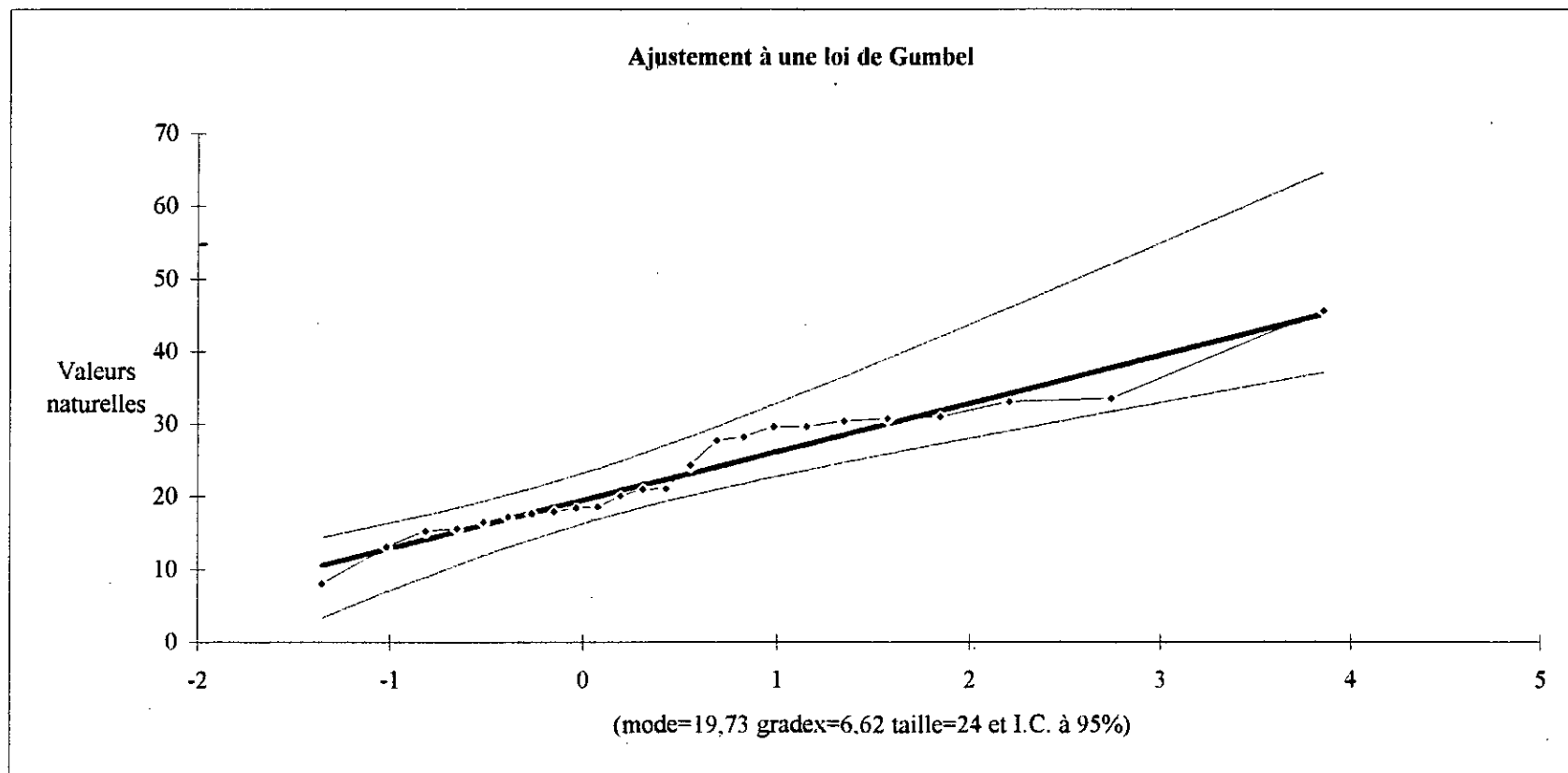
Pas=24 Maghnia



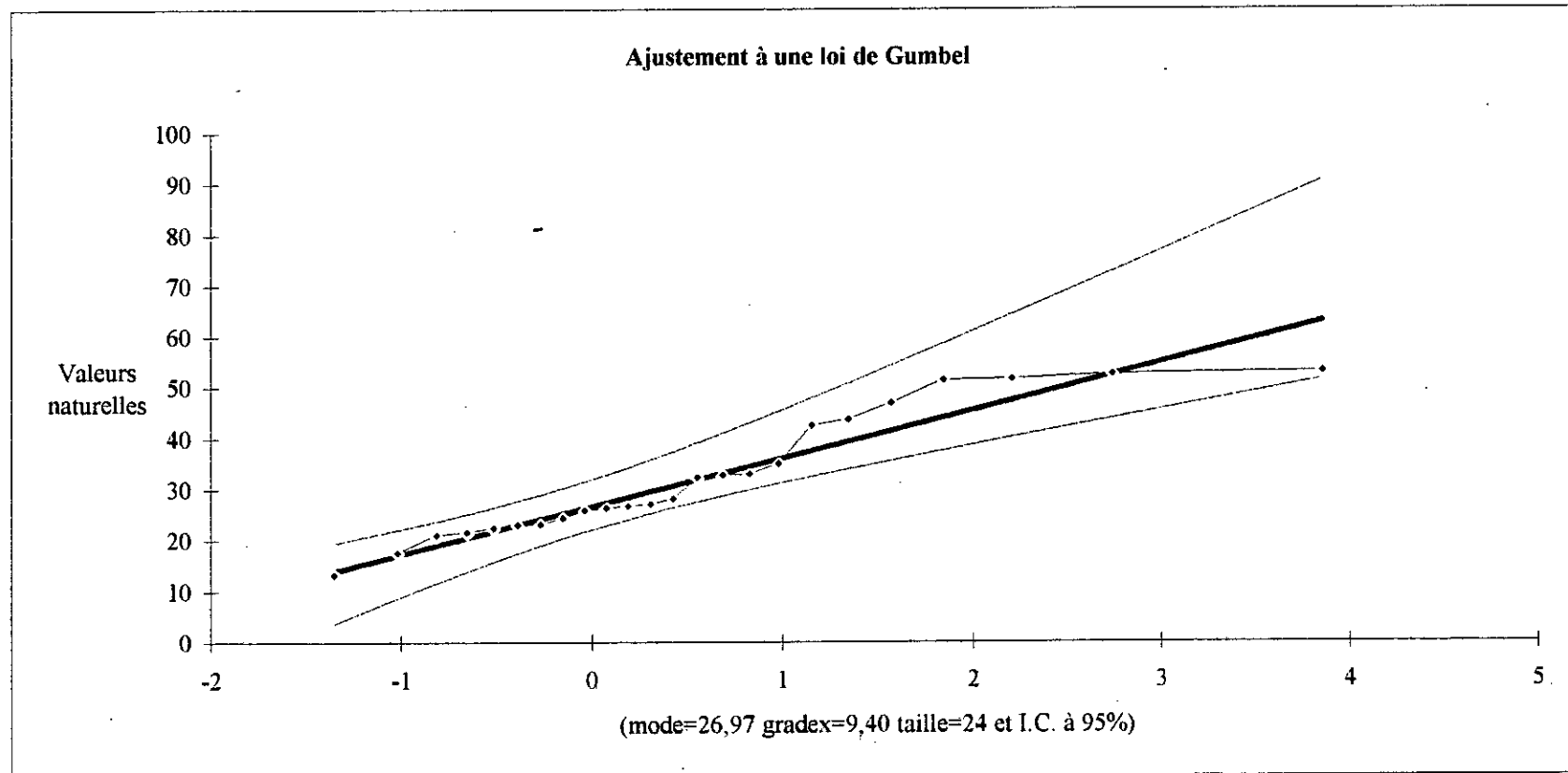
Pas=1 - Abou el hassan



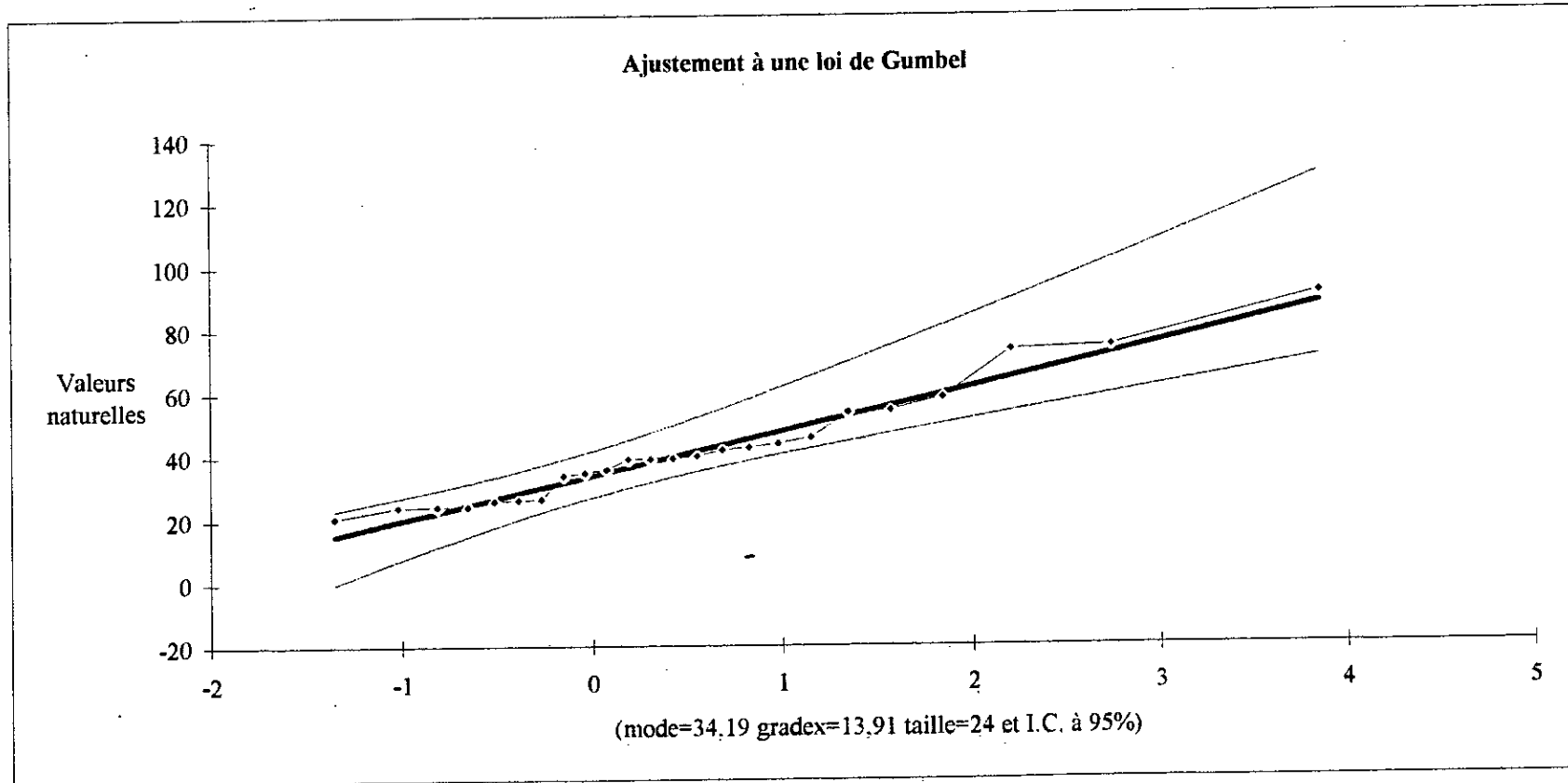
Pas=3 - Abou el hassan



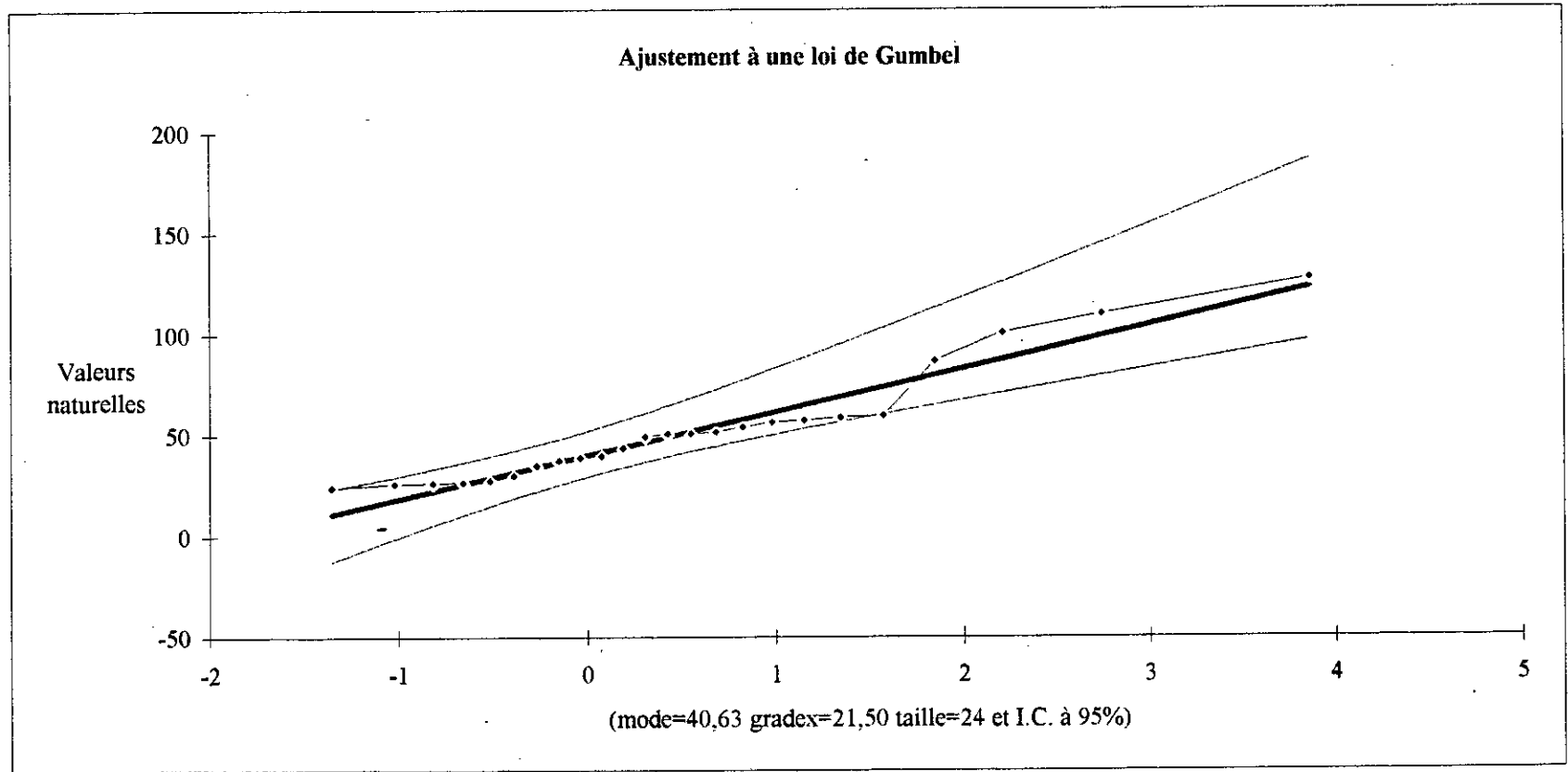
Pas=6 - Abou el hassan



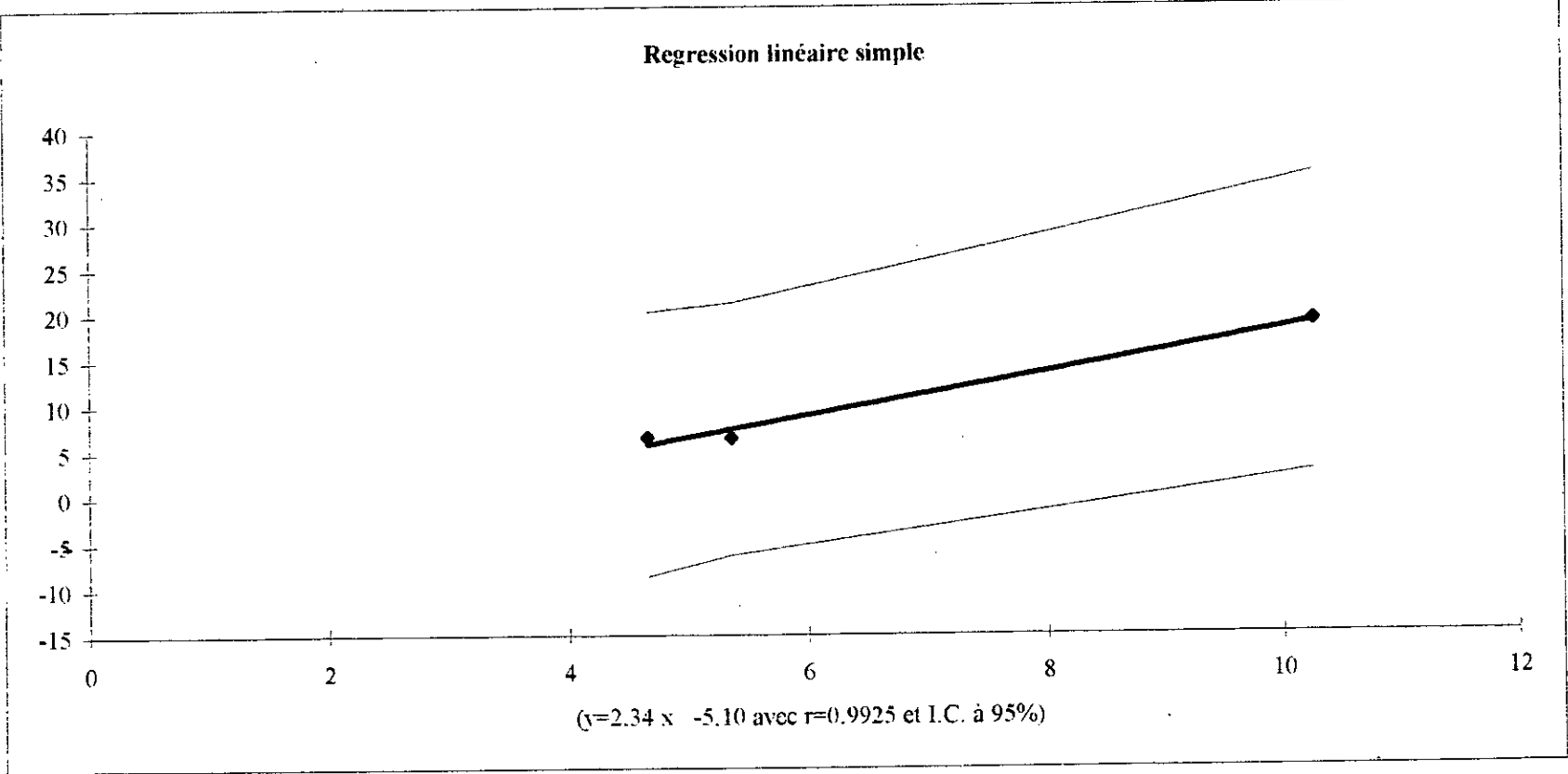
Pas=12 - Abou el hassan



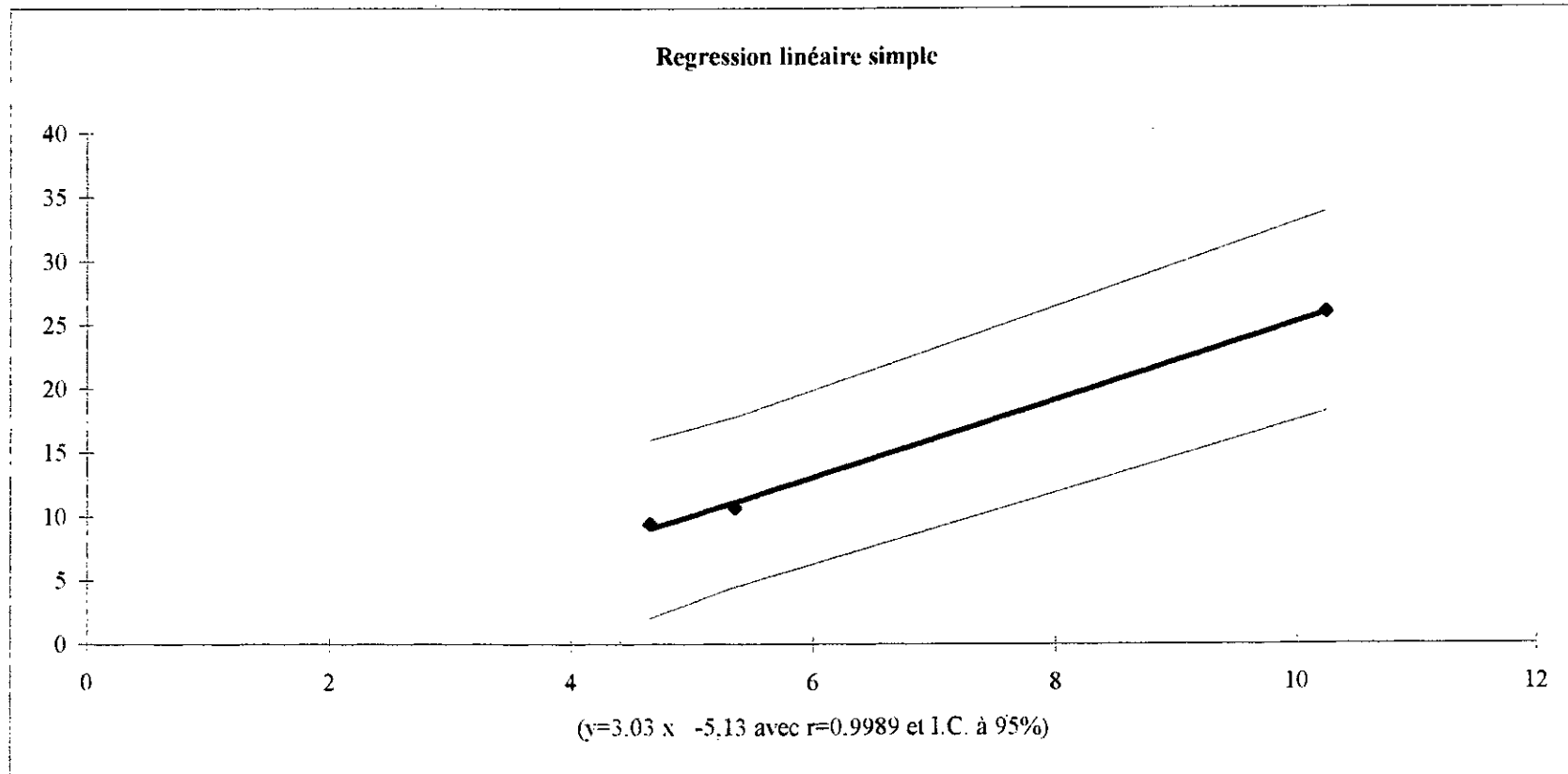
Pas=24 - Abou el hassan



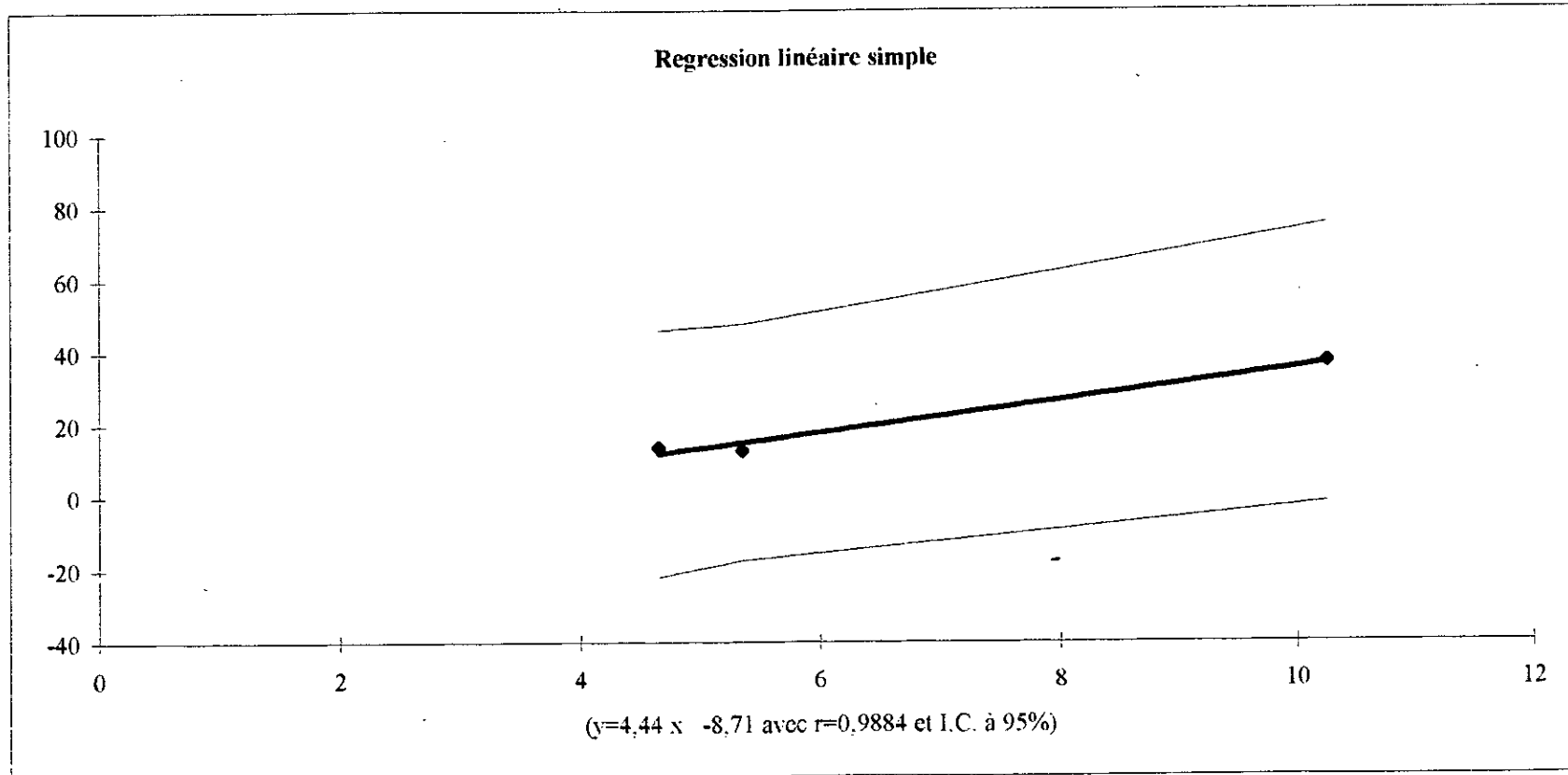
Régression linéaire (1h, 3h)



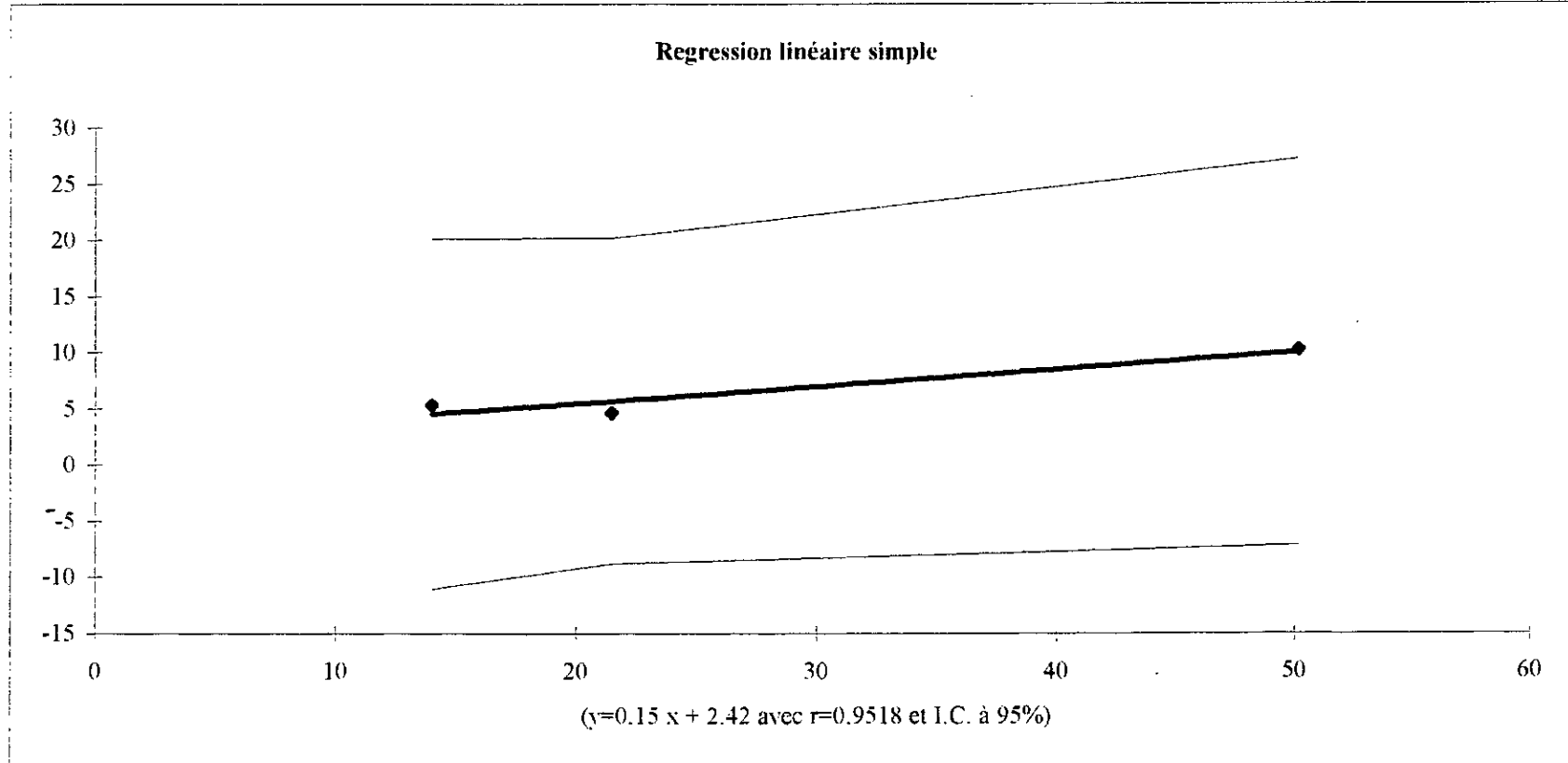
Régression linéaire (1h. 6h)



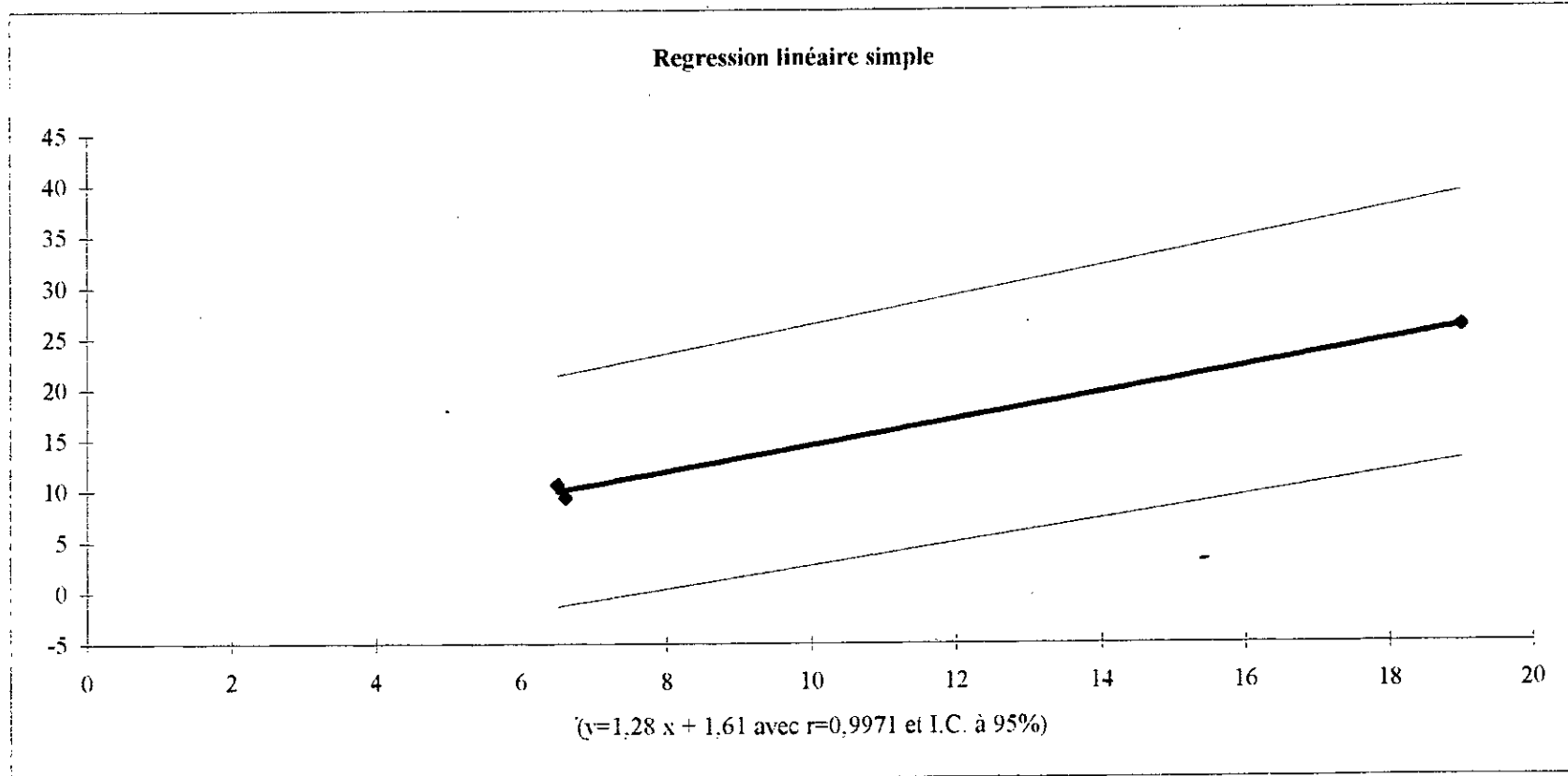
Régression linéaire (1h, 12h)



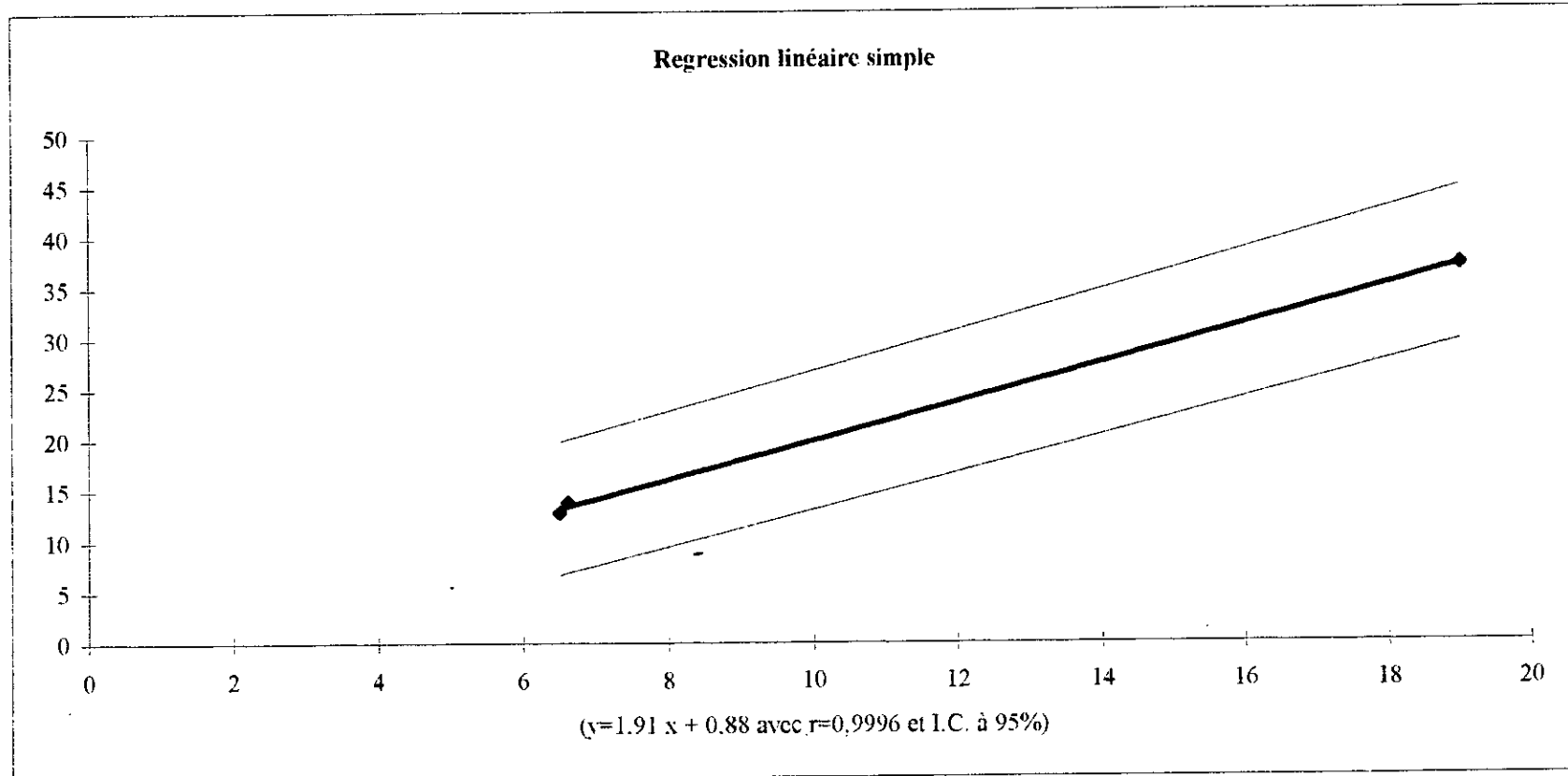
Régression linéaire (1h, 24h)



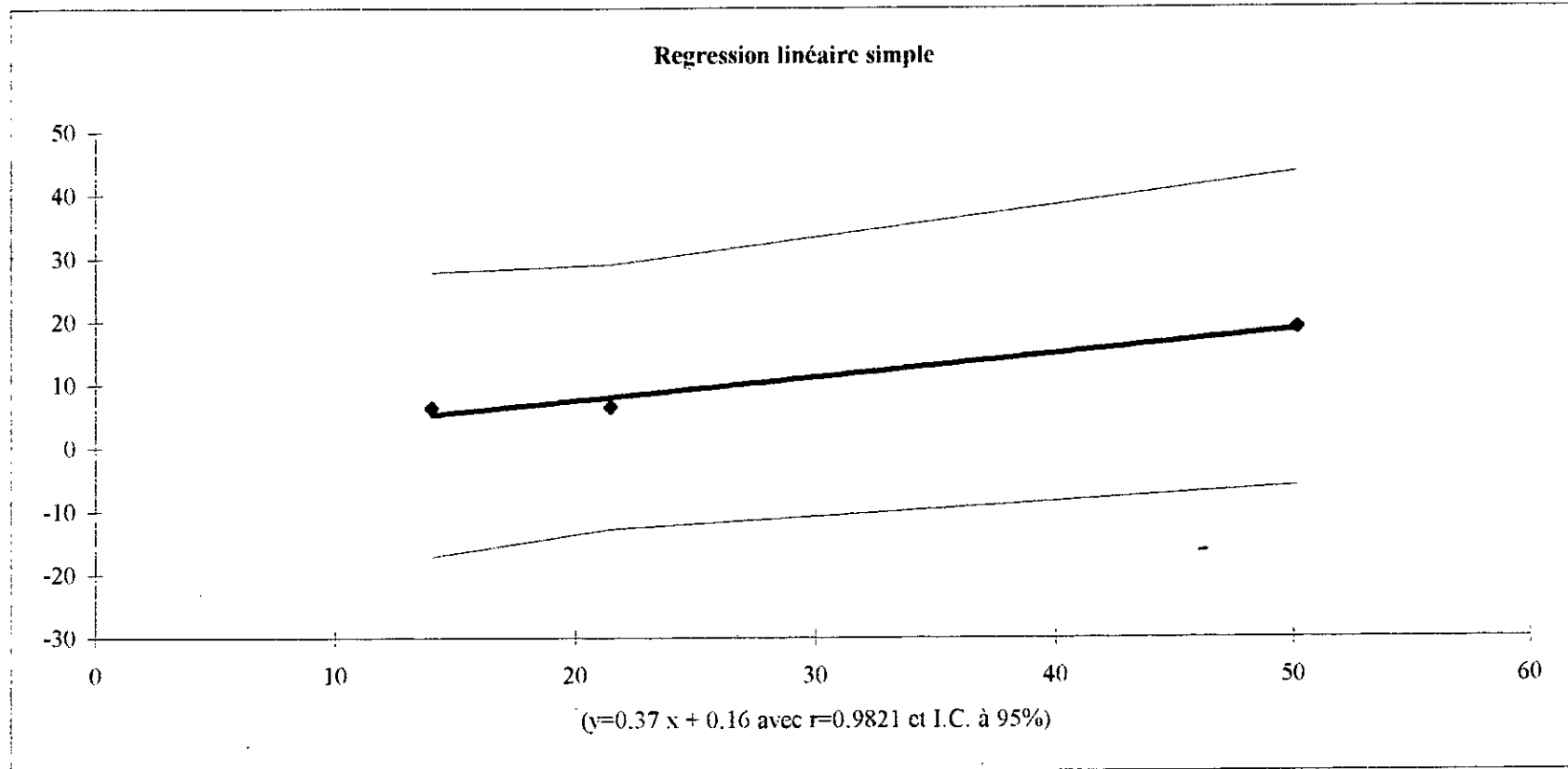
Régression linéaire (3h. 6h)



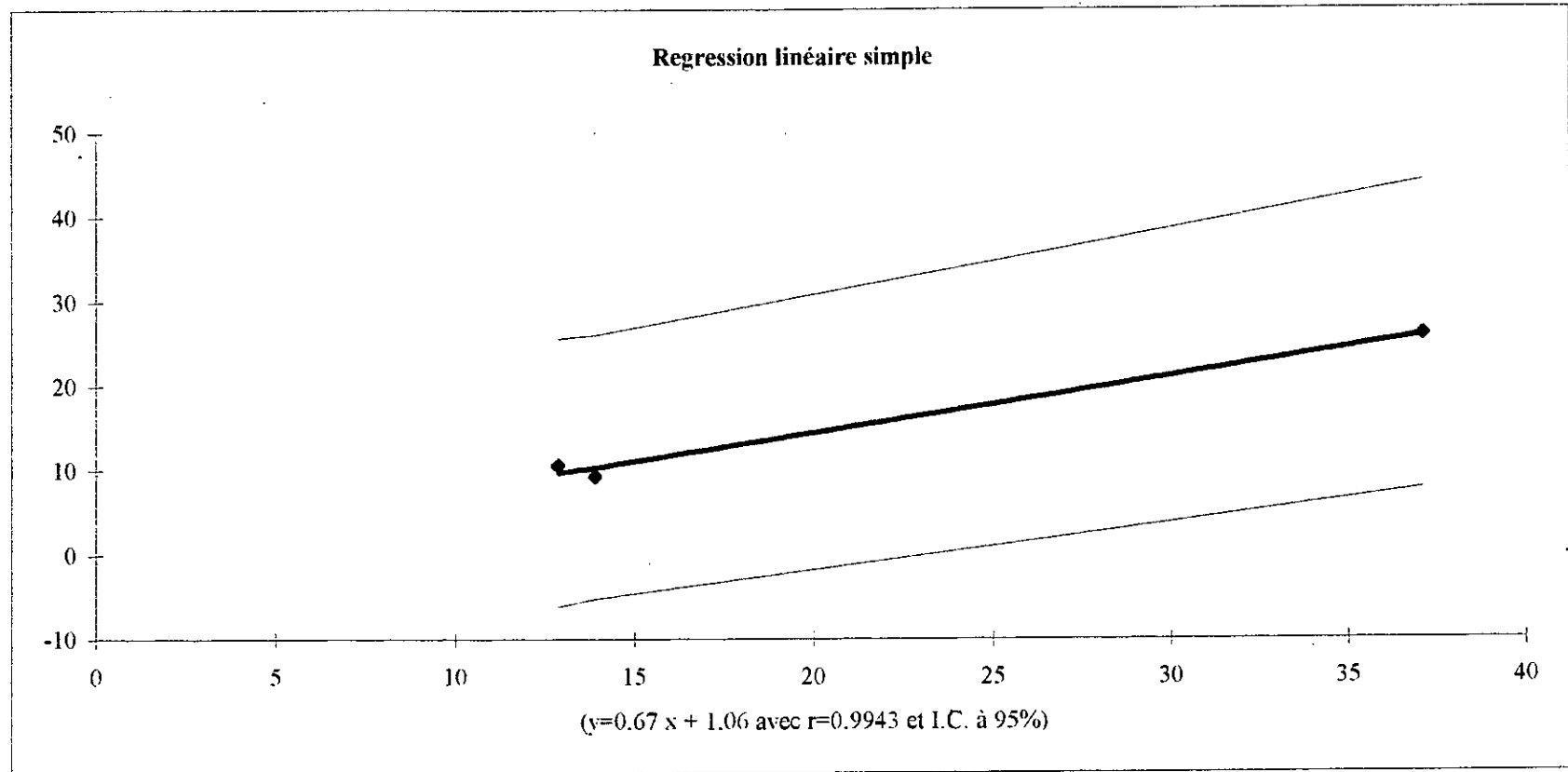
Régression linéaire (3h, 12h)



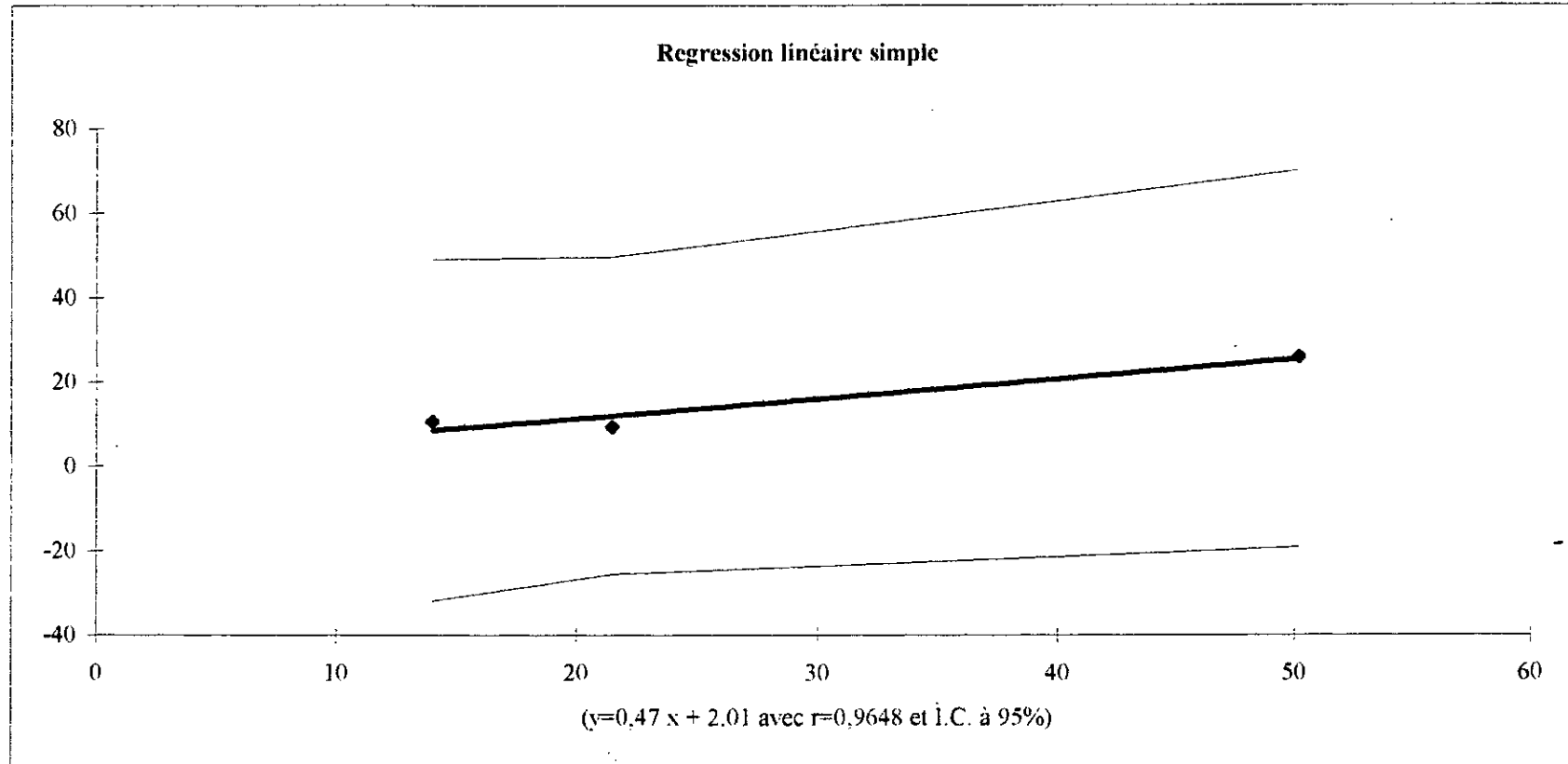
Régression linéaire (3h, 24h)



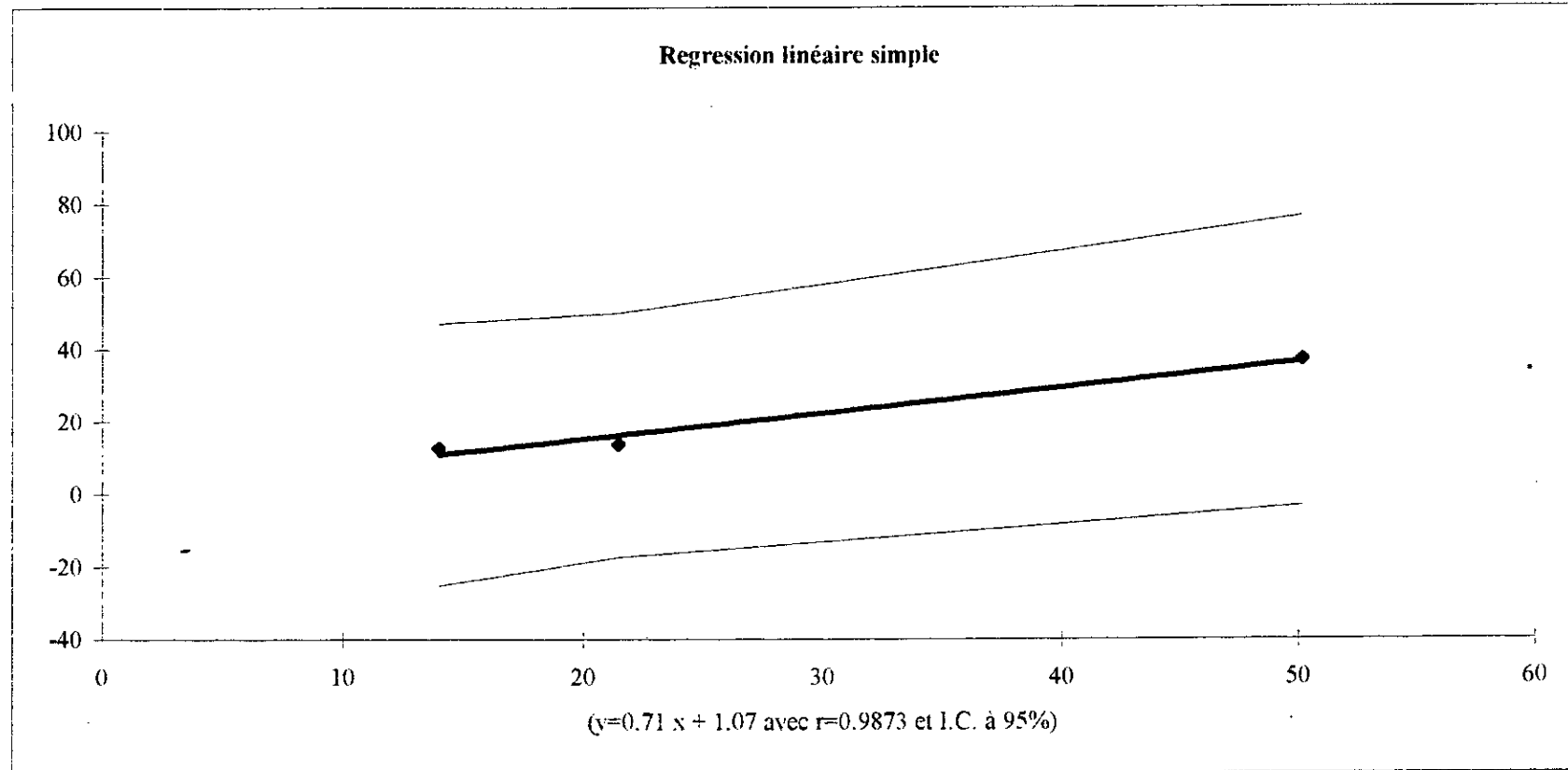
Régression linéaire (6h, 12h)



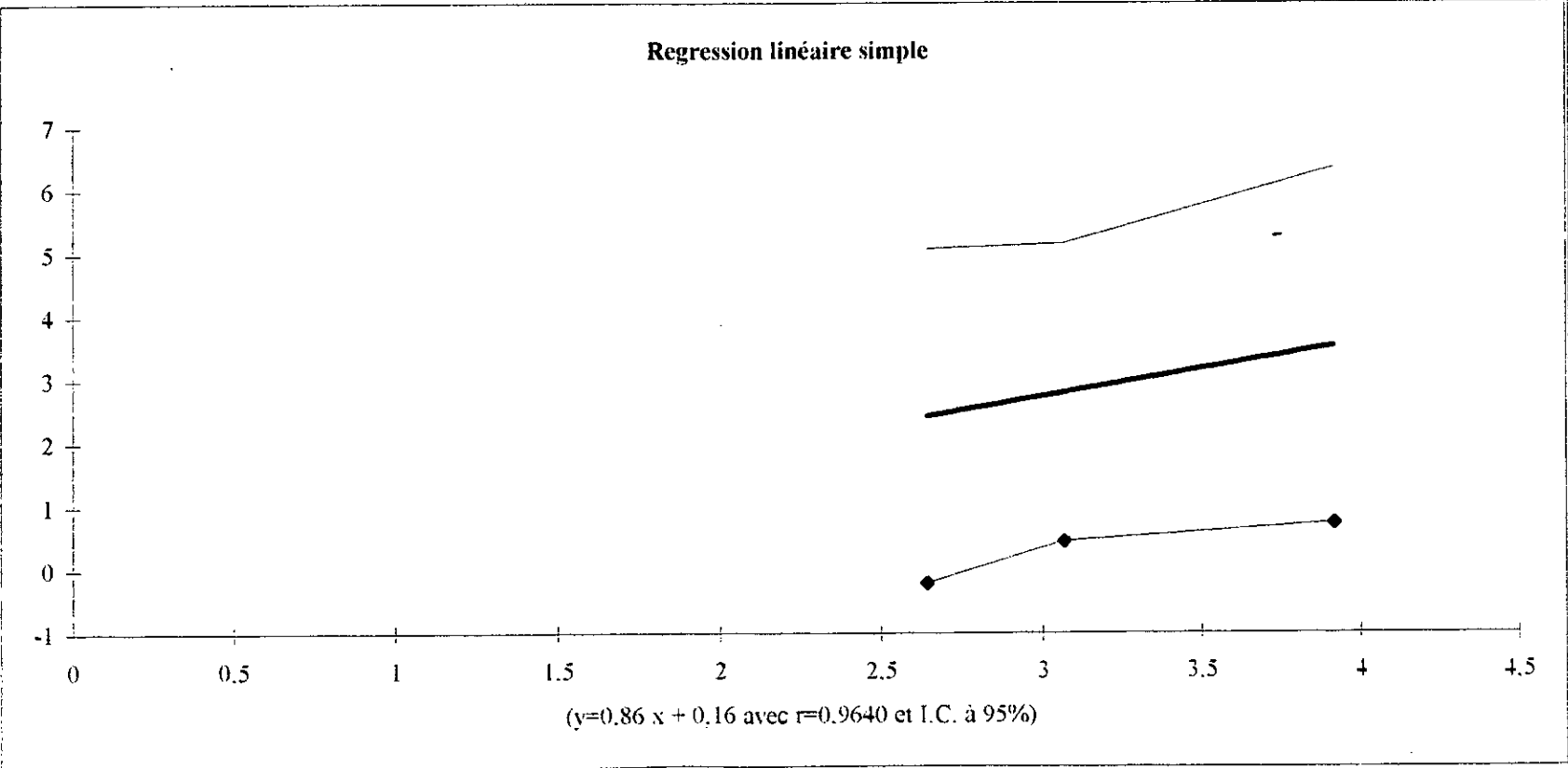
Régression linéaire (6h 24h)



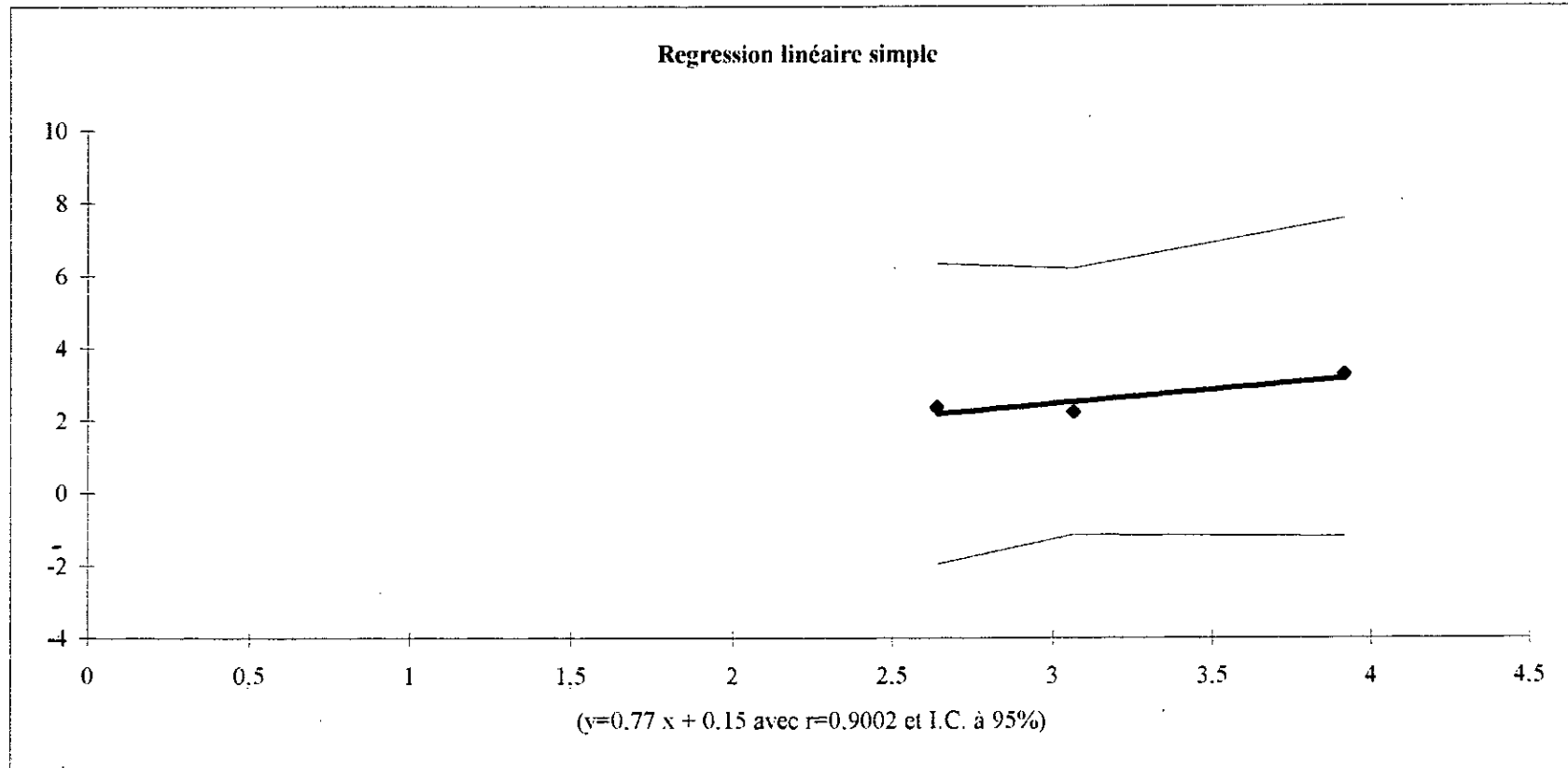
Régression linéaire (12h, 24h);



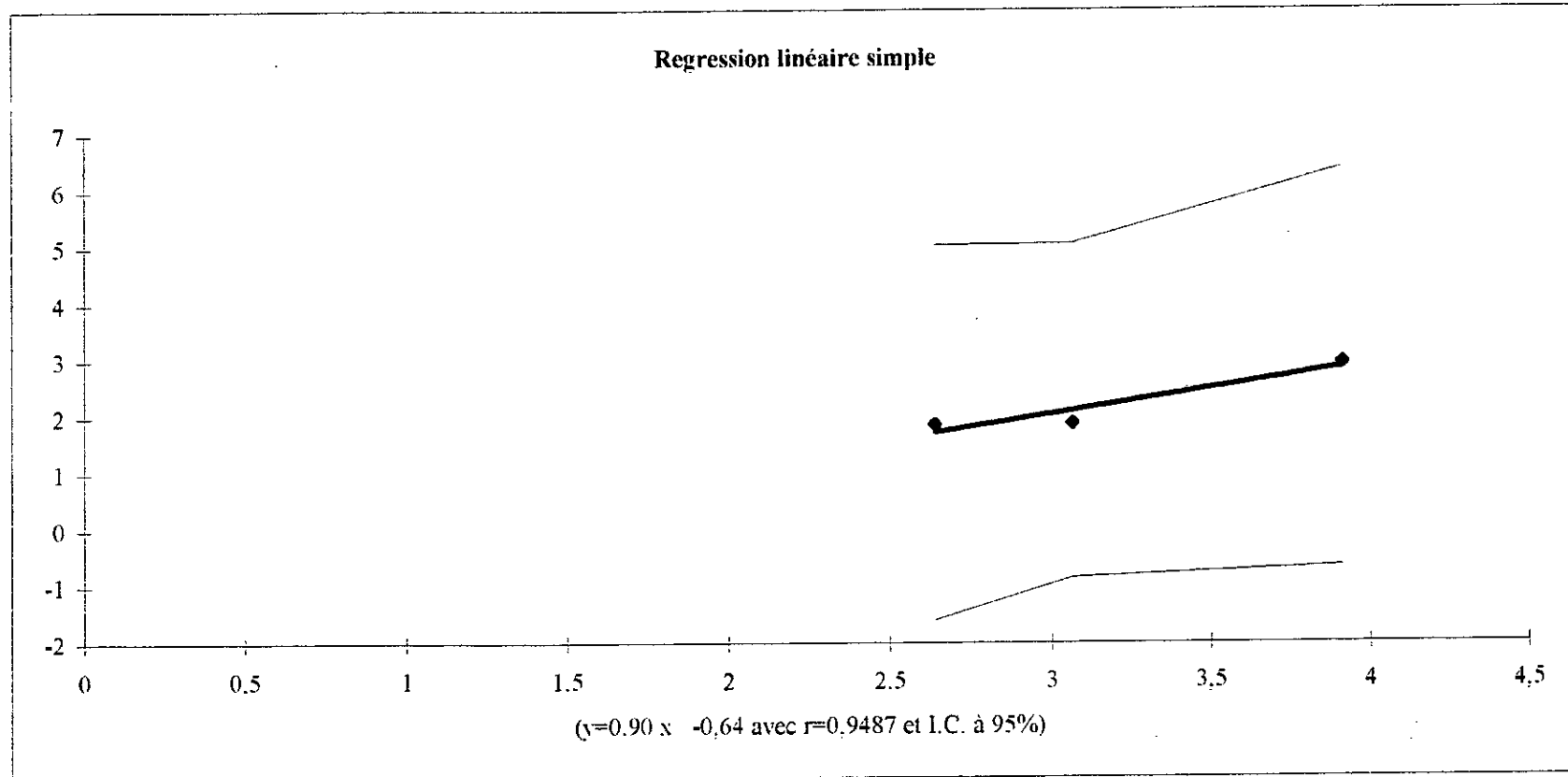
Régression puissance (1h, 24h)



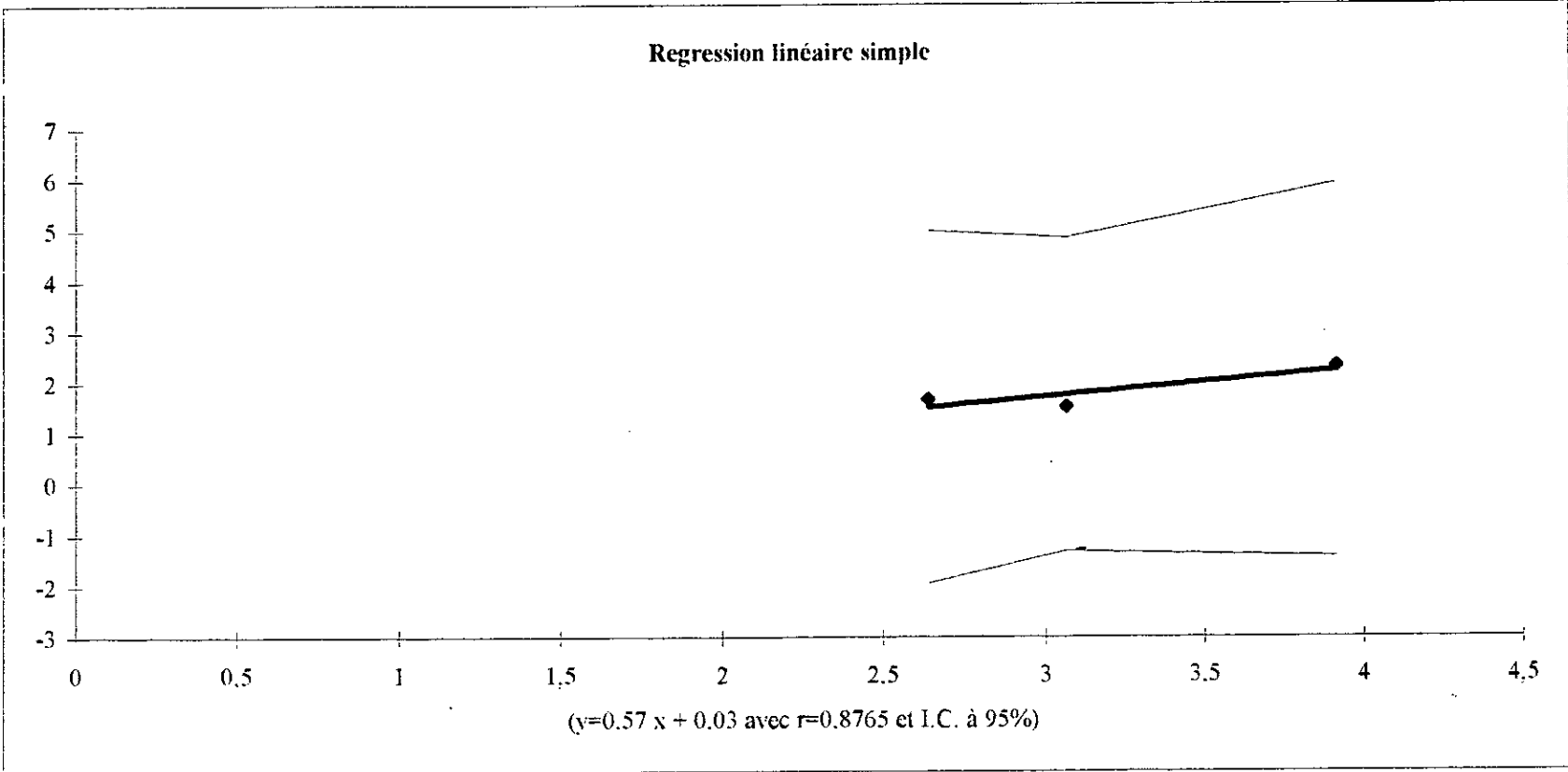
Régression puissance (3h, 24h)



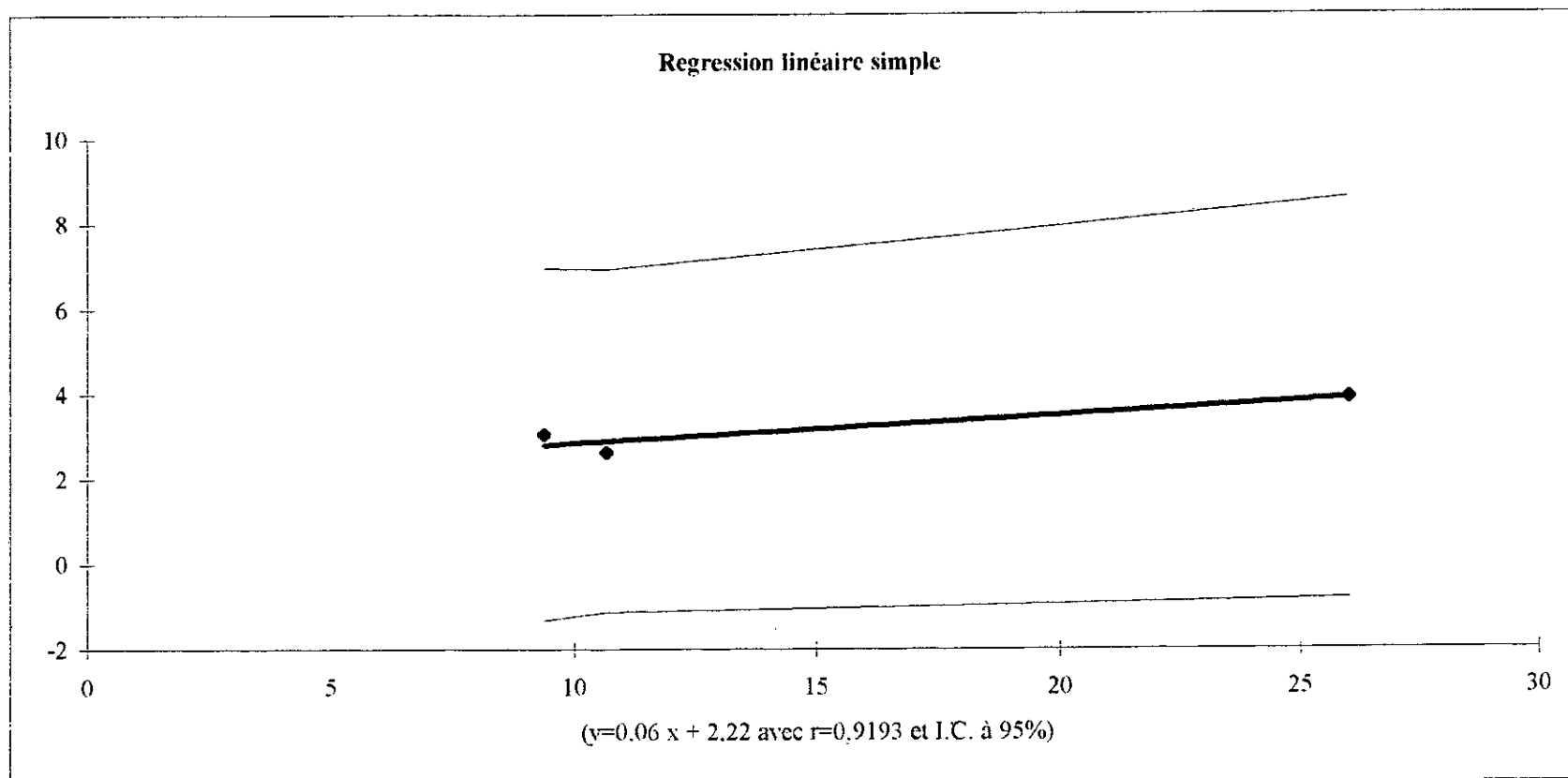
Régression puissance (6h, 24h)



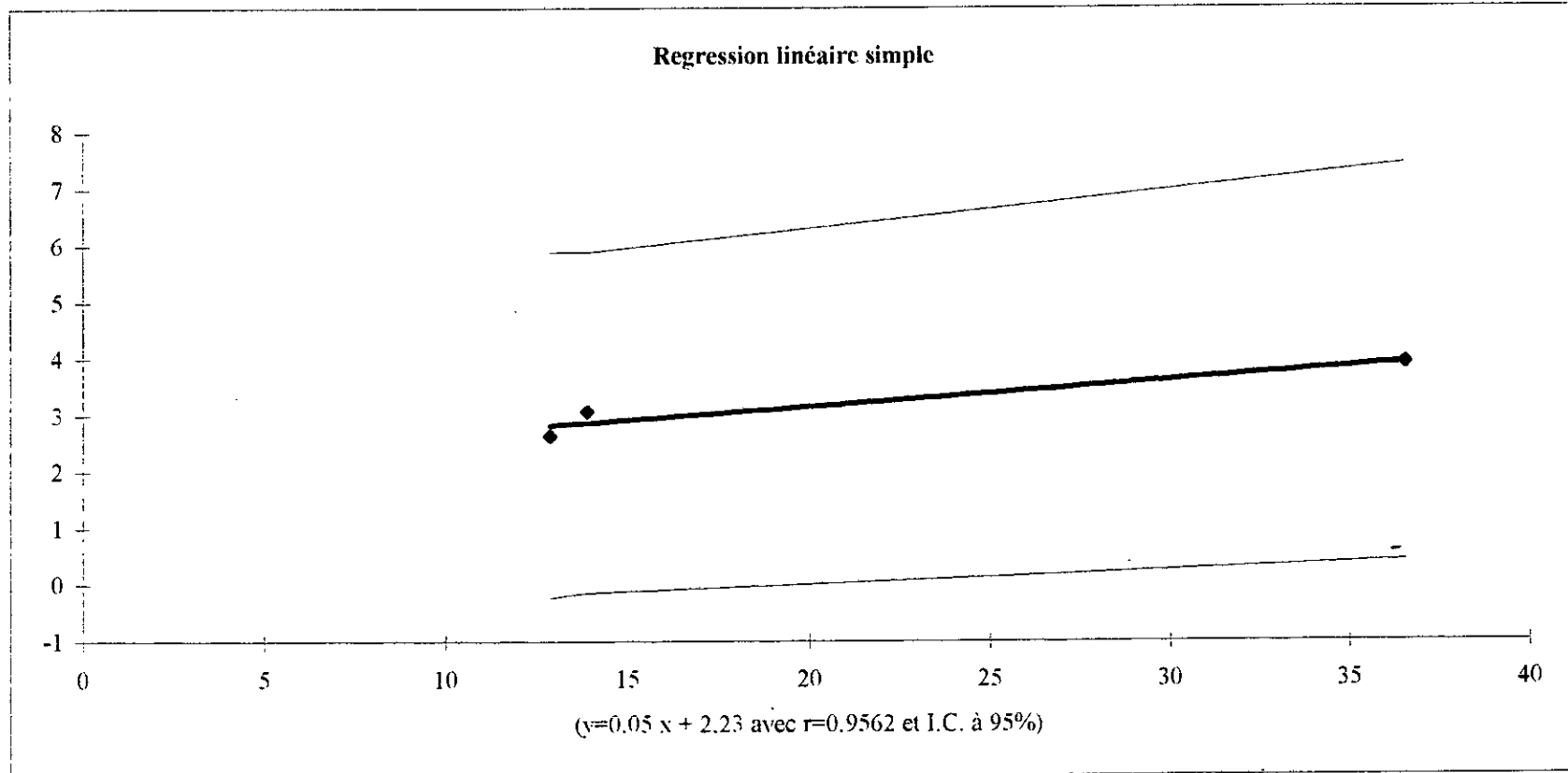
Régression puissance (12h, 24h)



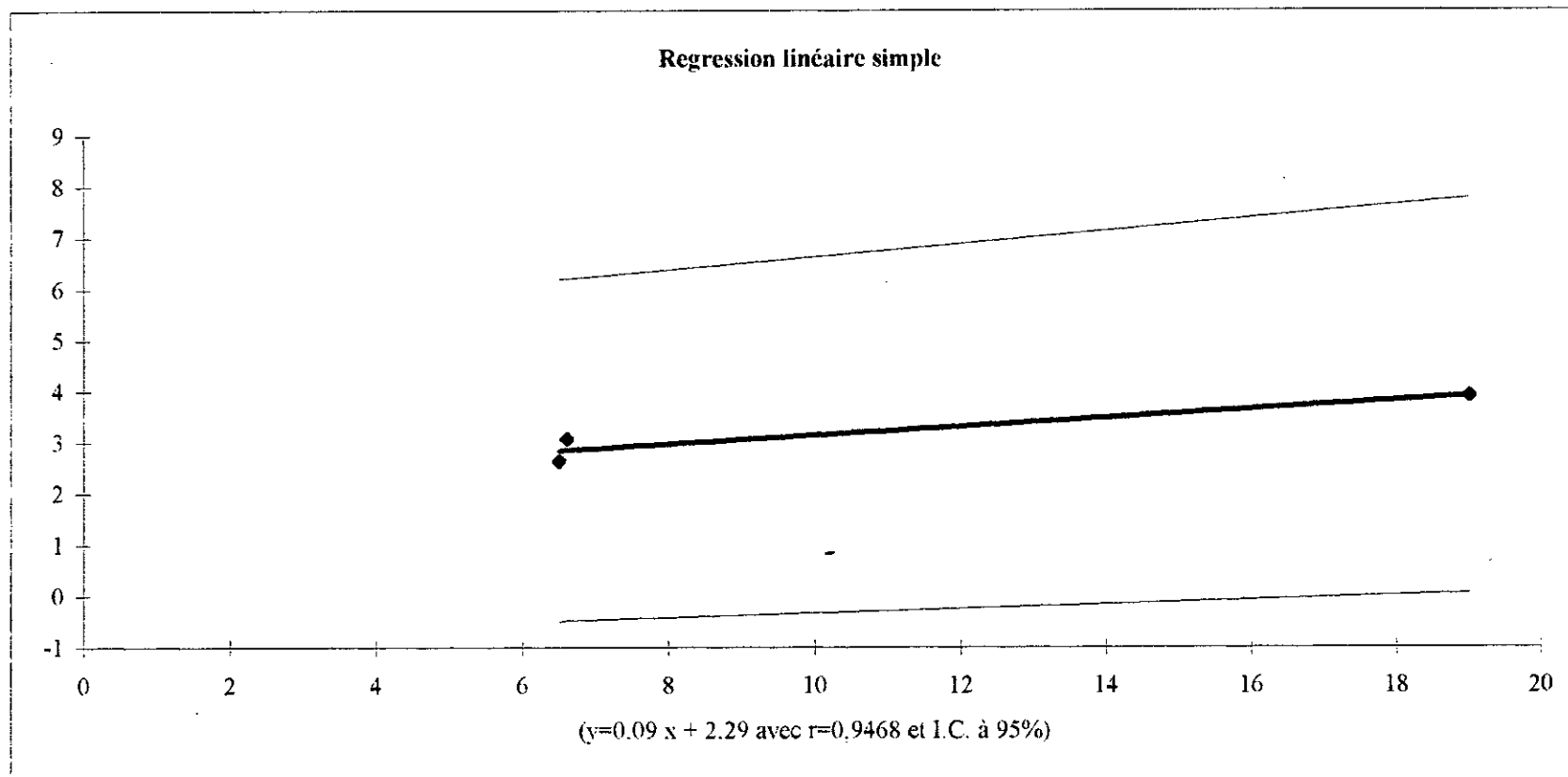
Régression logarithmique (1h, 24h)



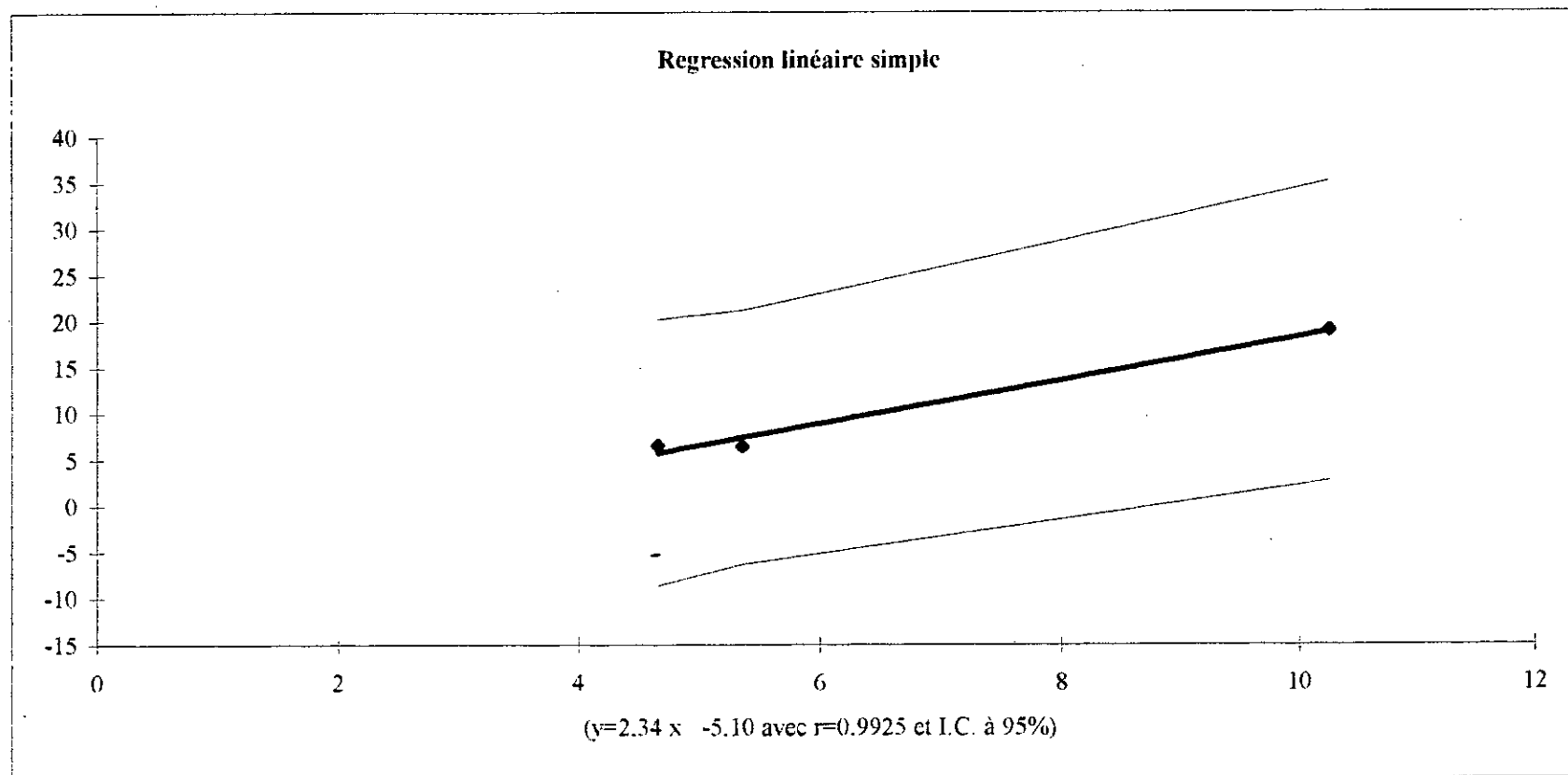
Régression logarithmique (3h, 24h)



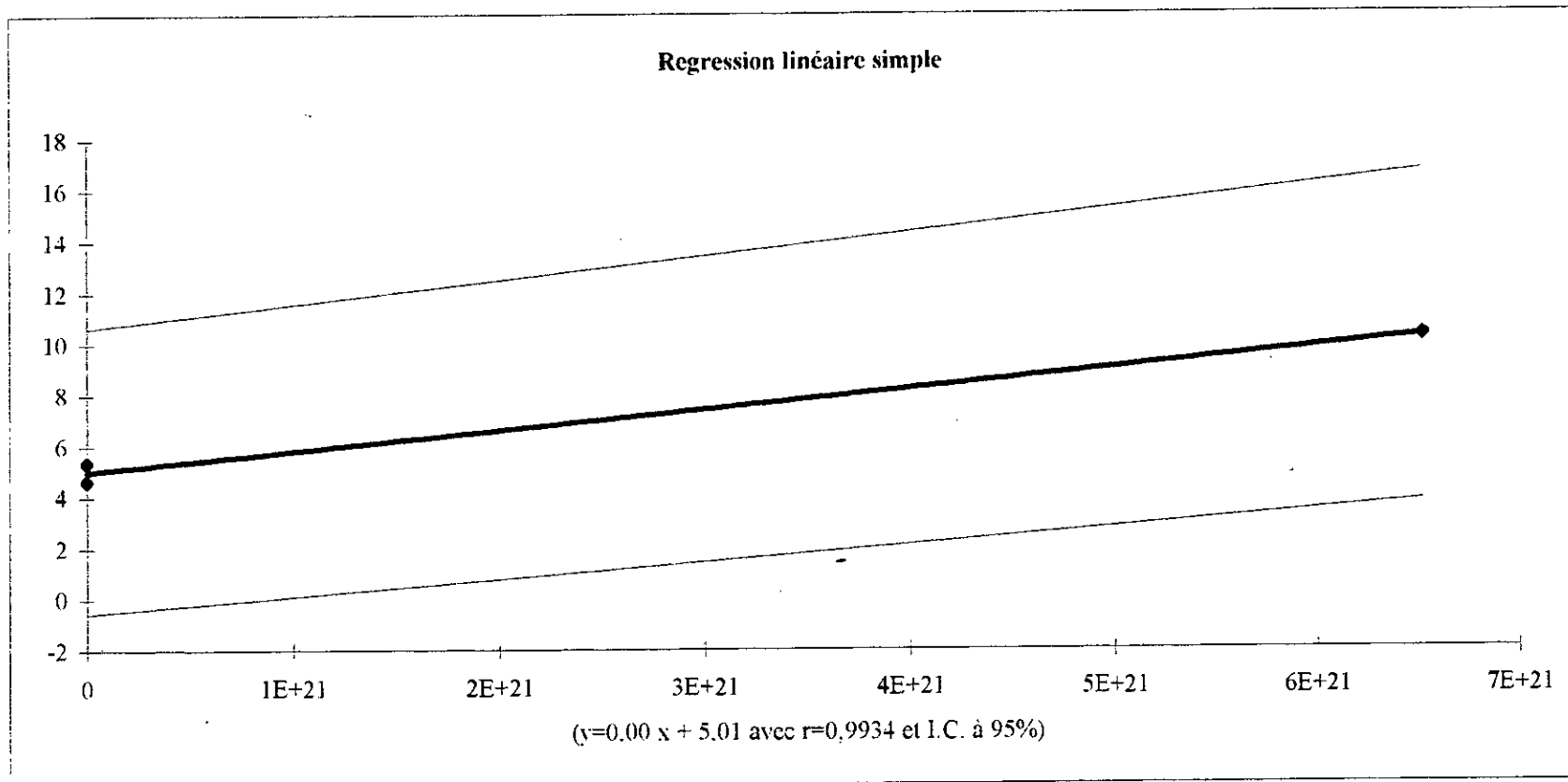
Régression logarithmique (6h, 24h)



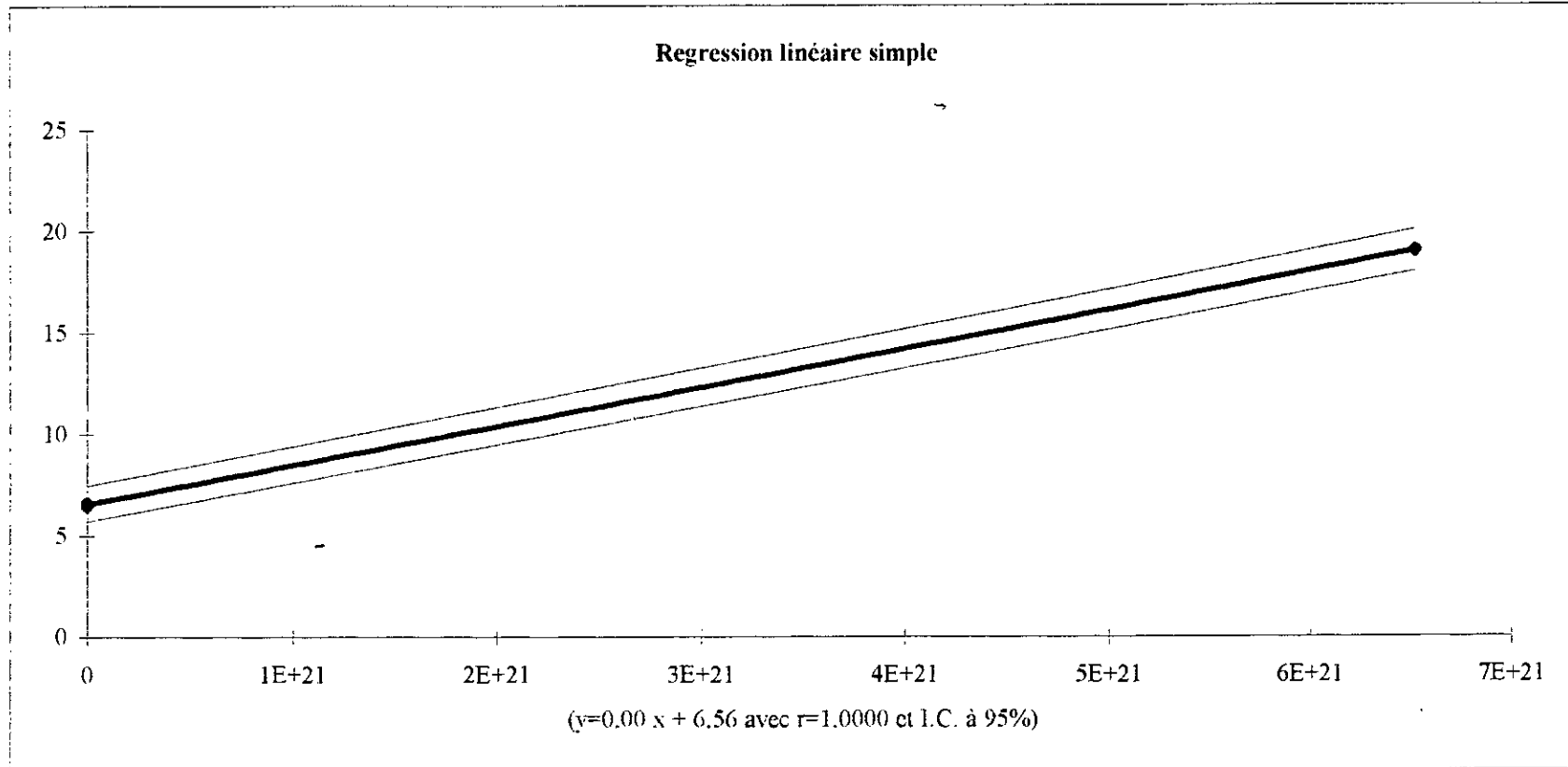
Régression logarithmique (12h, 24h)



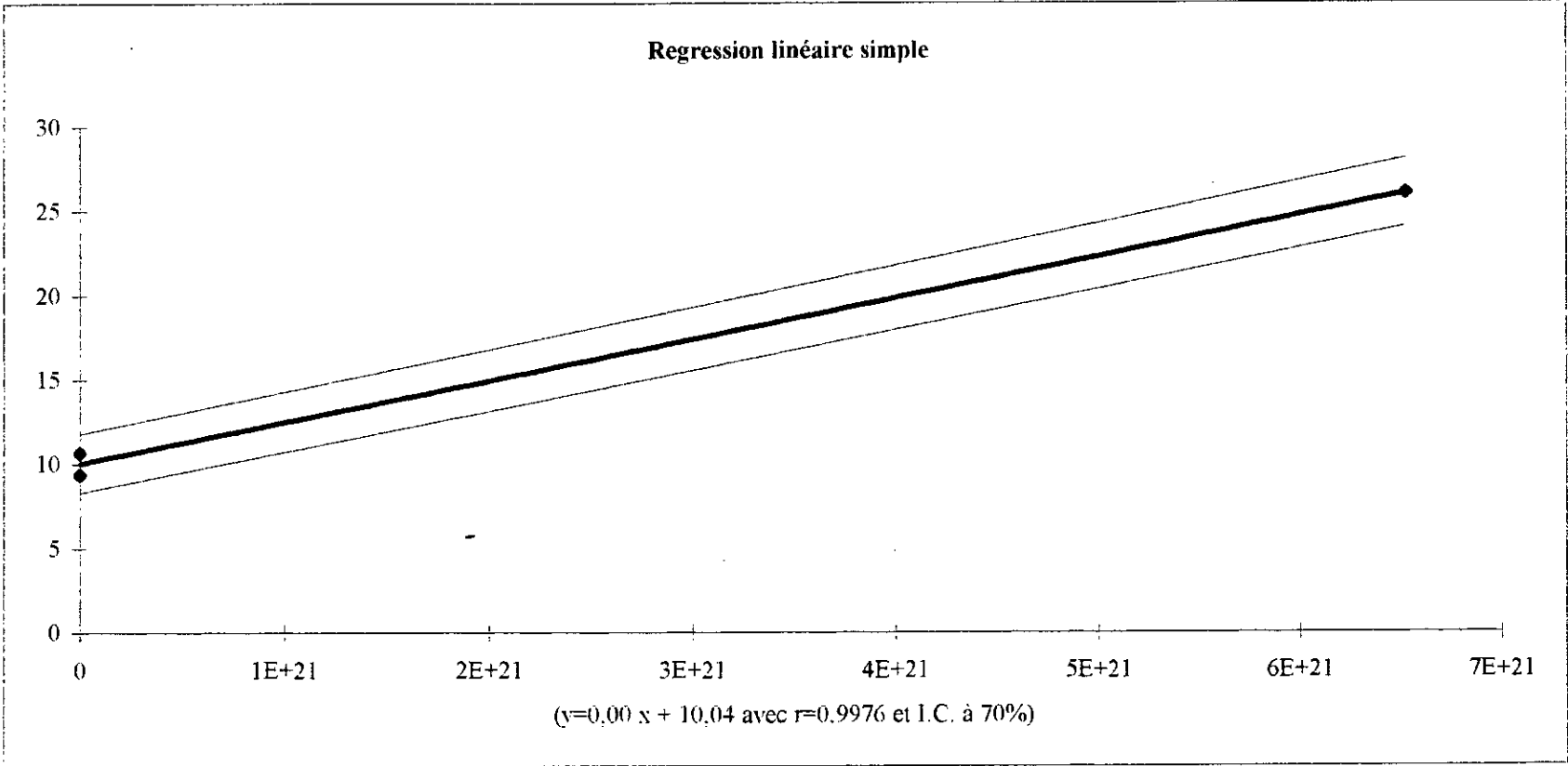
Régression exponentielle (1h, 24h)



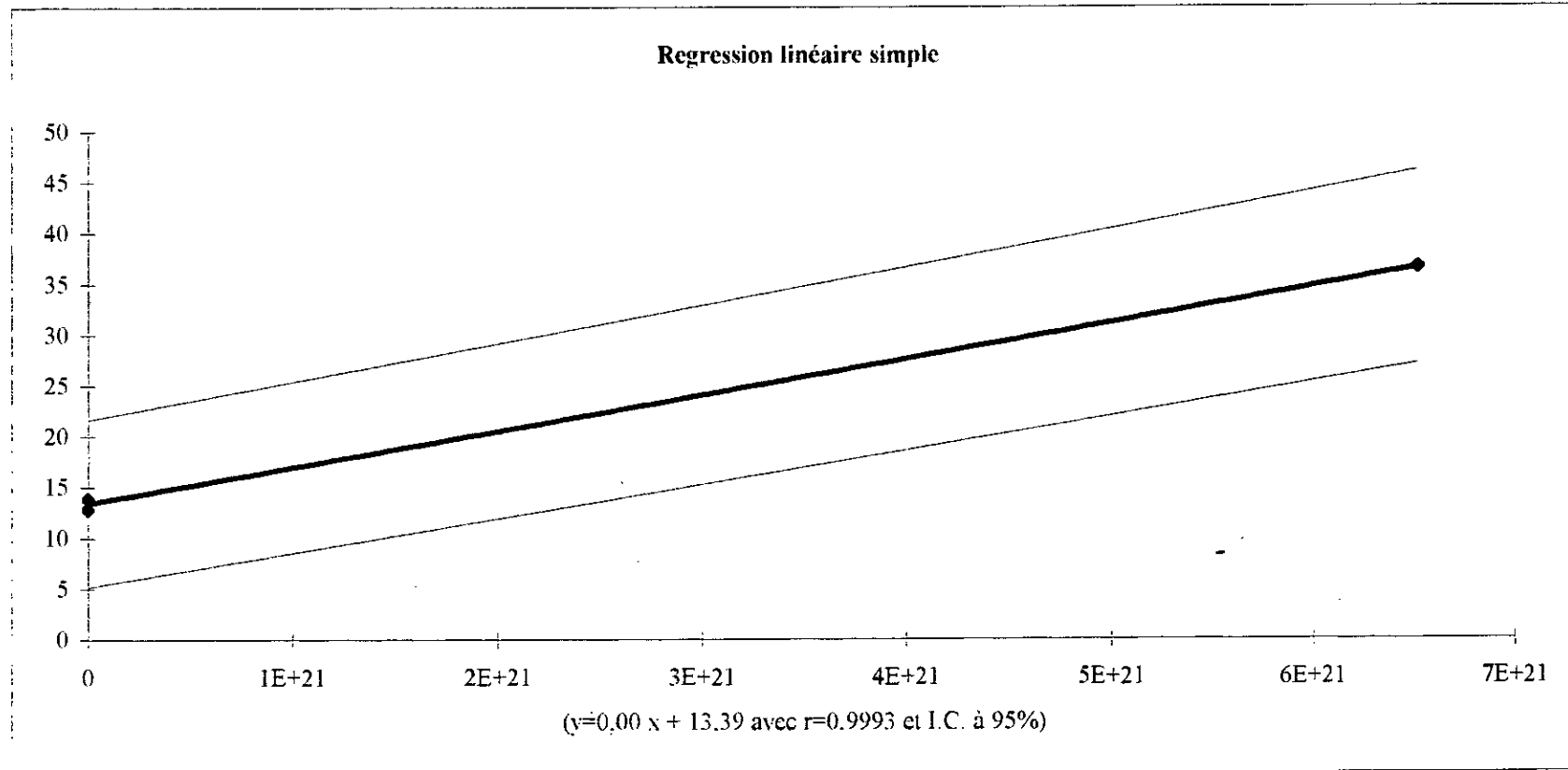
Régression exponentielle (3h, 24h)



Régression exponentielle (6h, 24h)



Régression exponentielle (12h; 24h)



Bibliographie

- [1] ARCHIPOF O., "Méthode des moindres carrées, éléments de la théorie du traitement statistique des observations", Dunod, Paris, 1963.
- [2] BERTARAL S., "Cours d'hydrologie-1^{ère} partie", janvier 1979.
- [3] BOIS P., "Eléments de cours d'hydrologie statistique", cours effectué à Alger en Dec.1989.
- [4] BOWKER A.H., "Méthodes statistiques de l'ingénieur" (1965).
- [5] HOUAIENE C., KHALFA A., "Contribution à l'estimation de la crue de projet, cas du bassin de l'oued Mina" (PFE1997) ENP.
- [6] CHOW V.T., "Hand book of applied hydrology, a compendium of water-ressources technology", New York, 1964.
- [7] DUCASTAING M., "Comment calculer les gradex des pluies maximales sur un intervalle de temps quelconque dans la région de Nancy", DEA, Sept.1997.
- [8] LIAMAS J., "Hydrologie générale, principe et application", 1^{ère} édition, Canada 1985.
- [9] REMENIERAS G., "Hydrologie de l'ingénieur", Edition Eyrolles, Paris, 1965-1980.
- [10] SAPORTA G., "Théorie et méthodes de la statistique", Paris, 1978.
- [11] BOIS P., "Etude de la variabilité des caractéristiques statistiques des pluies extrêmes dans les Alpes françaises", Revue Science de l'eau, mars 1997.

Erratum

Chapitre II : (page 13) Remplacer la formule $\hat{X}_T = \frac{1}{S}(\hat{X}_T - X_T)$ par :

$$\hat{X}_T = \bar{X} + S \cdot K_T$$

Chapitre III : (page 17) Tableau :

Bordj Abou el hassan (020201) : appartient au bassin du côtier algérois.

Chapitre IV : (page 22) Juste après graphique manque le titre suivant :

II.2. Test d'indépendance

Chapitre IV : (page 30) convertir $\hat{y}_1, \hat{y}_2, \hat{y}_3$ par y_1, y_2, y_3 . représentés dans le graphique.

Chapitre III : (page 12) Si on prédit à l'aide d'un intervalle de confiance et si on calcul les chances que notre précipitation se réalise, alors Nous avons confiance que la proportion que nous observons sera comprise entre les limites de l'intervalle, et la probabilité mesure le degré de confiance.

Chapitre IV : (Page 28) 1.1.2. Estimation des paramètres par la méthode M.C. :
on cherche à ajuster au nuage de points (x_i, y_i)
une droite d'équation :

$$\hat{y} = \hat{\alpha} + \hat{\beta} x$$

Annexe : Ajustement à la loi de GUMBEL.

- L'axe des abscisses représente la variable réduite $y = -\ln[-\ln(F)]$
- L'axe des ordonnées représente la précipitation P en (m.m.)