

République Algérienne Démocratique et Populaire

Ministère de l'Enseignement Supérieur et de la Recherche Scientifique

UNIVERSITE M'HAMED BOUGARA
BOUMERDES

FACULTE DES HYDROCARBURES ET DE LA CHIMIE



Département de Transport et Equipements Pétroliers

Mémoire de magister

Présenté par : Rachid BOUZID

THEME

**APPROCHE PHYSICO-STATISTIQUE A L'ETUDE DE LA FIABILITE DES
TUBES DESTINES A LA CONSTRUCTION DES GAZODUCS**

Spécialité : *Génie mécanique*

Option : *Tribologie et Maintenance industrielle*

Composition du Jury :

NOUR A.	Professeur	Université de Boumerdès	Président
BOUALI E.	Chargé de cours	Université de Boumerdès	Rapporteur
AOUACHRIA S.	Ph D	DP/ Sonatrach	Examineur
BENMOUNAH A.	Maitre de conférences	Université de Boumerdès	Examineur
LAIMECHE R.	Chargé de cours	Université de Boumerdès	Examineur

Boumerdès 2003

REMERCIEMENTS

Je tiens à exprimer mes vifs remerciements au Docteur

E. BOUALI Chargé de cours

qui a bien voulu prendre la responsabilité de m'encadrer, de son soutien moral et surtout pour sa constante disponibilité .

Je remercie aussi, avec la même consistance messieurs

N. ABDELBAKI Doyen de la Faculté

M. KECIR S/Directeur

B. AMYAR S/Directeur

pour leur soutien et compréhension.

Je suis également très sensible à l'honneur que m'a fait le Professeur

A. NOUR de la Faculté des Sciences de l'Ingénieur en présidant le jury de la soutenance de ce mémoire et le remercie très vivement.

Par la même occasion, je tiens à remercier et avec la même consistance messieurs

R. LAIMECHE Chargé de cours, Université de Boumerdès

A. BENMOUNAH Maître de conférence, Université de Boumerdès

S. AOUACHRIA Dccteur, DP/Sonatrach d'avoir accepté de participer à ce jury. Leur présence m'honore profondément.

Dr. MEHJAHED et Mr CHEBBAB ANABIB Réghaia Qui m'ont permis d'accéder à leur base de données et effectuer des expériences.

Abstract

In a more or less important manner, the possibilities given to increase the gas pipe transporting capacity by means of increasing the pressure and the duct diameter aren't yet used. The world tendencies in this field forecast their increase. The passage to high working pressures requires either an important increase in pipe thickness destined to the gas pipe construction, or the mechanical properties amelioration of the used steels. In other words, the working reliability of high rate flow gas pipes is insured by the choice of the best combination between the tubes, that is the resistance and the tenacity.

The presented work is a contribution to the study of the gas pipe tubes reliability. In the gas pipe design phase step, this study gives methods and information that permits to the designers to do better than before and mostly to forecast the future tubes behaviour during their exploitation. The tubes are vital elements of a gas pipe, they constitute passive mechanical elements. The parameters that greatly influence the behaviour of these elements are the external aggressions and the constraints linked to the gas pipe exploitation conditions. The observation of these elements and their failures are not enough to be a reliability advantage. It is then better to proceed to physical-statistical approaches which are the resistance-constraints methods which are the object of this study.

Résumé

Les possibilités offertes d'augmenter la capacité de transport des gazoducs, par l'élévation de la pression de service et des diamètres des conduites de transport de gaz naturel ne sont pas encore utilisées de nos jours de manière assez importante. Alors que les tendances mondiales dans ce domaine prévoient leur augmentation. Le passage à des pressions de service élevées nécessite soit une augmentation importante des épaisseurs des parois des tubes destinés à la construction des gazoducs, soit à l'amélioration des propriétés mécaniques des aciers de ces derniers.

Le travail présenté est une contribution à l'étude de la fiabilité des tubes destinés à la construction des gazoducs. A l'étape de projection d'un gazoduc, cette étude apporte des méthodes et des informations qui permettent aux concepteurs de faire mieux qu'avant et surtout de prévoir le comportement futur des tubes durant leur exploitation. Les tubes sont les éléments vitaux d'un gazoduc, ils constituent des éléments mécaniques passifs. Les paramètres qui influent de manière prépondérante sur le comportement de ces éléments sont les agressions externes et les contraintes internes liées aux conditions d'exploitation du gazoduc. L'observation de ces éléments et de leur défaillances ne suffit pas à concéder leur fiabilité. Il convient alors mieux de procéder à des approches physico-statistiques qui relèvent des méthodes *résistance – contraintes* et cela fait l'objet de cette étude.

ملخص

بطريقة مهمة إلى حد ما، لم تستغل لحد الآن كل الإمكانيات المتاحة لزيادة طاقة خطوط أنابيب الغاز لنقل هذا الأخير، سواء طان ذلك عن طريق ارتفاع ضغط التشغيل أو توسيع قطر الخط. الإتجاه العالمي في هذا المجال يتوقع الزيادة في كل من الطاقة و قطر الأنبوب.

الانتقال إلى الضغوط العالية يتطلب إما زيادة هامة في توسيع سمك جدار الأنابيب و الموجهة إلى صنع خطوط أنابيب الغاز، أو تحسين الخواص الميكانيكية للحديد الصلب الذي به تصنع هطه الخطوط و بعبارة أخرى، فإن إمكانية تشغيل هذه الخطوط ذات التدفق الكبير يتحقق باختيار أحسن السبل للتنسيق بين خصائص هذه الخطوط و التي تتمثل في المقاومة و المتانة.

إن العمل المقدم هو عبارة عن إسهام في دراسة و ثوقية عمل الأنابيب الخاصة بصنع خطوط أنابيب الغاز التي يمكن بواسطتها، في المراحل الأولية لتصميم خط أنبوب غاز، أن تزود مصممي الخطوط بمعلومات ووسائل تسمح لهم من خلالها العمل أحسن من ذي قبل و بشكل خاص التحسب لما قد يحدث مستقبلا لهذه الخطوط أثناء تشغيلهم.

تعتبر هذه الأنابيب أجزاء حيوية بالنسبة لخطوط أنابيب الغاز، فهي تشكل عناصر ميكانيكية مهمو. أما العوامل التي قد تؤثر بشكل بارز على سلوكيات هذه العناصر هي العوامل الخارجية و الضغوطات الداخلية المرتبطة بظروف تشغيل هطه الخطوط. مراقبة عناصرها و معاينتها و كذلك عجزها لا يكفي بالرجوع إلى وثوقيتها و عدم إمكانية تشغيلها. لذلك يجب التطرق بشكل أفضل إلى المقاربات الفيزيائية الإحصائية التي تتعلق بطرق التعامل مع هذه الخطوط و هي المقاومة و الجهد، حيث موضوع دراستنا هذه.

Notations

σ_{eq} - Contrainte équivalente
 σ_{lim} - Contrainte limite pour le matériau donné
 $[\sigma]$ - Contrainte admissible
 σ_e - Limite d'écoulement
 σ_r - Limite minimale de rupture
 n - Coefficient de sécurité
 K_r - Coefficient de sécurité
 P - Pression calculée
 e - Coefficient de résistance de joints de soudure
 T - Coefficient de changement de température
 C_1 - Coefficient pour la tolérance lors de la fabrication des tubes.
 C_2 - Coefficient de corrosion.
 a - Coefficient de construction pour les terrains découverts
 V - Coefficient de résistance des joints de soudures longitudinales.
 S - Coefficient de sécurité, fonction de la région traversée par la conduite.
 K_r - Coefficient de sécurité.
 δ - Epaisseur
 δ_{nor} - Epaisseur normalisée
 δ_{cal} - Epaisseur calculée
 $\nu_S(t)$ - Coefficients de variance de la charge
 $\nu_R(t)$ - Coefficients de variance de la capacité portante
 $\eta(t)$ - Coefficient de réserve
 D_{in} - Diamètre intérieur des tubes
 D_{ex} - Diamètre extérieur des tubes
 V_t - Volume du matériau du tube
 V_e - Volume du matériau de l'éprouvette.
 k_e - Coefficient d'échelle
 k_h - Coefficient d'homogénéité du matériau
 k_T^{φ} - Limite tolérée unilatérale pour un ensemble général
 P_s - Pression de service
 f_R, f_S - Densités de la capacité portante et de la charge
 F_R, F_S - Fonctions de distribution de la capacité portante et de la charge
 γ - Caractéristique de sûreté
 P_r - Probabilité de rupture
 k_c - Coefficient de concentration de contraintes
 $\gamma_{ad} [P(T)]$ - Caractéristique de sûreté correspondant à ce niveau de fiabilité
 γ_{ad} - Valeur admissible de la caractéristique de sûreté.
 η_{ad} - Réserve de la capacité portante correspondant à la caractéristique de sûreté donnée $\gamma_{ad} [P(T)]$.
 η_e - Réserve de la capacité portante selon la limite d'écoulement
 m - Réserve de la capacité portante selon la pression de service P_s
 E - Module d'élasticité longitudinal du métal

Sommaire

INTRODUCTION.....	2
-------------------	---

Chapitre. I- ETUDE DES FACTEURS INFLUENTS SUR LA FIABILITE D'UNE CONDUITE

I – Problèmes relatifs à la fiabilité d'une conduite	3
II – Facteurs influents sur le choix des aciers des tubes	4
II.1. Fissuration à chaud lors de la solidification	5
II.2. Fissuration à froid	6
II.3. Arrachement lamellaire	7
II.4. Résistance à la fatigue	8
II.5. Ténacité de la soudure	8
III – Critères de résistance de la conduite	9
IV – Méthodes de calcul de l'épaisseur des tubes	11
IV.1 – Méthode américaine	12
IV.2 – Méthode canadienne.....	12
IV.3 – Méthode anglaise	13
IV.4 – Méthode allemande	13
IV.5 – Méthode française	14
IV.6 – Données de départ pour comparer les exigences des normes considérées	14
V – Conclusion	18

Chapitre II – REPRESENTATION PROBABILISTE DES CARACTERISTIQUES DES PROPRIETES MECANQUES DES ACIERS DES TUBES

I . Représentation probabiliste	19
II . Traitement statistique des résultats des essais mécaniques directs.	22
III . Vérification des hypothèses statistiques lors de l'analyse des données des essais mécaniques.	36
III.1. Critère de N.V.Smirnov	38
III.2. Critère d'égalité de deux variances des grandeurs aléatoires à distribution normale	39
III.3. Critère d'égalité des variances de deux ensembles	41
III.4. Critères d'égalité de variances d'une série d'ensemble	42
III.4.1. Critère de Hatley	42
III.4.2. Critère de Cochran	43
III.4.3. Critère de Bartlett	43
III.5. Critère d'égalité de deux valeurs moyennes d'ensembles à distribution normale	44
III.6. Critère d'égalité de moyennes de deux ensembles	46
III.7. Critère d'égalité d'une série de valeurs moyennes.....	48
III.8. Critères de conformité	51
III.8.1. Le Critère de conformité de Pearson	51
III.8.2. Critère de conformité Kolmogorov – Smirnov	52
III.8.3. Critère de conformité ω^2	54

III.8.4. Critère de conformité de Chapuro – Oilk	56
IV . Détermination des caractéristiques mécaniques de l'acier X52.....	57
V . Conclusion	63

**Chapitre III-ANALYSE DE LA FIABILITE DES ELEMENTS CONSTRUCTIFS
DE LA PARTIE LINEAIRE D'UN GAZODUC**

I . Problèmes fondamentaux de l'analyse de la fiabilité des éléments constructifs des conduites.....	64
II . Analyse de la fiabilité paramétrique des éléments constructifs d'une conduite.....	69
III. Analyse des indéterminations lors de l'estimation de la fiabilité des tubes.....	76
IV. Fonction de fiabilité des éléments constructifs d'une conduite.....	83
V . Conclusion	94

**Chapitre IV. ANALYSE DE L'INFLUENCE DES DIMENSIONS DES TUBES
SUR LEUR RUPTURE FRAGILE**

I . Rupture fragile des tubes des gazoducs.....	95
II. Température de transition ductile-fragile.....	96
III. Calcul des tubes au développement des fissures fragiles.....	99
IV. Utilisation de l'équation de la mécanique linéaire des ruptures aux conduites.....	101
V . Conclusion	103

CONCLUSION GENERALE

BIBLIOGRAPHIE

ANNEXES

INTRODUCTION

Les possibilités offertes d'augmenter la capacité de transport des gazoducs, par l'élévation de la pression de service et des diamètres des conduites de transport de gaz naturel ne sont pas encore utilisées de nos jours de manière assez importante. Alors que les tendances mondiales dans ce domaine prévoient leur augmentation. Le passage à des pressions de service élevées nécessite soit une augmentation importante des épaisseurs des parois des tubes destinés à la construction des gazoducs, soit à l'amélioration des propriétés mécaniques des aciers de ces derniers.

L'absence de normes spécifiques en Algérie dans ce domaine, nous a donné à réfléchir sur une approche probabiliste du point de vue fiabilité.

En d'autres termes la fiabilité de travail des gazoducs de grand débit est assurée par le choix de la meilleure combinaison entre les propriétés des tubes, à savoir la résistance et la ténacité.

La fiabilité d'un gazoduc est une question primordiale pour les projets de transport du gaz naturel par canalisation. L'objectif dans ce cas est de réduire au maximum la probabilité de rupture de la conduite dont les conséquences sont désastreuses.

Les valeurs des charges extérieures sollicitant la conduite et sa capacité portante ont un caractère aléatoire qu'on exprime par certaines fonctions de distributions. En effet, la conduite est conçue d'un nombre fini de tubes, dont les caractéristiques géométriques et de résistance diffèrent de manière aléatoire suite aux imperfections des processus technologiques et de fabrication des tôles et tubes. D'autre part, les conditions de sollicitation de la conduite dépendent d'un nombre important de facteurs à caractère aléatoire.

Le travail présenté est une contribution à l'étude de la fiabilité des tubes destinés à la construction des gazoducs. A l'étape de projection d'un gazoduc, cette étude apporte des méthodes et des informations qui permettent aux concepteurs de faire mieux qu'avant et surtout de prévoir le comportement futur des tubes durant leur exploitation. Les tubes sont les éléments vitaux d'un gazoduc, ils constituent des éléments mécaniques passifs. Les paramètres qui influent de manière prépondérante sur le comportement de ces éléments sont les agressions externes et les contraintes internes liées aux conditions d'exploitation du gazoduc. L'observation de ces éléments et de leur défaillances ne suffit pas à concéder leur fiabilité. Il convient alors

mieux de procéder à des approches physico-statistiques qui relèvent des méthodes *résistance – contraintes* et cela fait l'objet de cette étude.

Chapitre. I

***ETUDE DES FACTEURS INFLUENTS SUR LA FIABILITE
D'UNE CONDUITE***

I – PROBLEMES RELATIFS A LA FIABILITE D'UNE CONDUITE

L'accroissement des puissances des gazoducs a fait sortir au premier plan les questions de leur fiabilité et sûreté écologique. Les violations, même de courte durée, dans le fonctionnement de tels gazoducs et encore plus les avaries conduisent à de grandes pertes économiques et écologiques. La rupture des tubes est la cause la plus fréquente des arrêts courts et longs des pipelines. Les ruptures les plus dangereuses sont celles en avalanche, elles peuvent en quelques secondes s'étendre sur quelques centaines de mètres. Cela conduit à d'importantes pertes en quantité de gaz et provoquent le plus souvent dégâts. C'est pourquoi, la fiabilité de la partie linéaire des gazoducs représente les conditions préalables pour leur économicité, vu que d'elle dépend l'alimentation fiable et continue des consommateurs en gaz naturel. Leur sûreté et en particulier la protection de l'environnement d'un danger potentiel, provoqué par des explosions ou par le feu est une condition obligatoire. Pour assurer la fiabilité et la sûreté des conduites magistrales de gaz naturel, les questions de détection et d'élimination des causes d'endommagement ont une grande importance. La statistique des ruptures permet de montrer les causes provoquant des avaries sur les tracés. Ainsi, parmi ces causes, on peut citer : les défauts de fabrication des tubes qui renferment les imperfections des cordons de soudure d'usine, des joints de soudure sur les tubes effectués aux stations de double-jointing et sur le tracé, l'endommagement des tubes durant leur transport et construction, la surcharge des conduites due à de différents types d'écart par rapport à l'exigence du projet, la surcharge des tubes due à des charges imprévues, la corrosion, la violation des régimes d'exploitation de la conduite et autres. Les ruptures des tubes des gazoducs et oléoducs diffèrent sensiblement. Comme règle principale, les ruptures des oléoducs se propagent sur des tronçons de quelques dizaines de centimètres jusqu'à des dizaines de mètres. Les ruptures des gazoducs se propagent en général sur de long parcours, parfois sur quelques kilomètres. L'analyse d'un grand nombre de ruptures a permis leur classement par type et longueur. La majorité des ruptures commence à proximité des défauts des tubes et cordons de soudure.

La statistique des ruptures relative aux périodes d'essai des conduites montre que les causes principales de rupture sont les défauts de soudage et de construction (exécution). Durant l'exploitation les ruptures sont principalement causées par la corrosion (Tableau.I-1).

Tableau.I-1 – Causes des ruptures des gazoducs en période d'exploitation en %

Causes	Année de service			
	3 ^{ème}	4 ^{ème}	5 ^{ème}	6 ^{ème}
- Défauts des cordons de soudure (non incluse ceux faits à la fabrication)	21.3	11.3	24	18.3

- Défauts de construction et de montage	9.3	7	1.5	14.1
- Corrosion	50.8	50	50.3	52.1
- Violation des règles d'exploitation	1.7	10.6	3	1.4
- Autres causes	16.9	21.1	21.1	14.1

L'économicité et la fiabilité des gazoducs dépend beaucoup de la qualité des tubes. Les indices exigés sont déterminés par plusieurs paramètres du régime de transport, du choix du tracé de la conduite, de leur pose et ainsi que la livraison des tubes aux lieux de construction. Le calcul des tubes est basé sur les règles de sécurité qui sont fondées sur le fait que la contrainte la plus grande possible dans les parois des tubes doit rester avec un coefficient de réserve de résistance suffisamment grand, inférieure à la limite réglementaire de défaillance du métal [5]. En liaison avec les différentes méthodes de calcul et surtout dans la question considérée, de la fiabilité des conduites dans différents pays, peuvent avoir lieu de différentes dimensions de tubes pour des conditions d'utilisation identiques. La contrainte maximale de calcul détermine principalement la valeur de la pression intérieure. Dans ce calcul peuvent être inclus les charges statiques et dynamiques déterminées par le régime de travail et la disposition du tracé de la conduite. Avec cela, on tient compte de la capacité de résistance des aciers des tubes aux déformations plastiques et ainsi à l'équilibrage des piques locaux de contraintes. Le paramètre déterminant les dimensions des tubes et le choix du type d'acier est le débit de la conduite. Il détermine les valeurs du diamètre intérieur et de la pression de service. Comme les contraintes mécaniques dans les parois des tubes croient proportionnellement au diamètre et à la pression intérieure, alors leur augmentation nécessite une augmentation de l'épaisseur et (ou) la résistance de l'acier. Considérons les mesures pour assurer la fiabilité et éviter la propagation d'une rupture imprévue d'un gazoduc lors des hautes pressions du gaz, dont le parcours peut atteindre quelques kilomètres (rupture en avalanche). Dans ce cas, la propriété la plus importante du métal est la haute ductilité permettant de freiner la propagation des fissures qui ont déjà quelques mètres. Les valeurs de la ductilité nécessaire augmentent avec l'accroissement de la pression de service, du diamètre et de l'épaisseur des parois du tube. Ces dernières doivent être conservées dans les conditions de plus basse température de travail. La propagation étendue des fissures suppose l'existence de micro-fissures initiales, de longueur déterminée, qui peuvent apparaître seulement suite à une sollicitation, à un endommagement lors du transport et de la pose. Le calcul de résistance lors de la projection d'une conduite qui se fait indépendamment des aspects indiqués de la mécanique de la rupture, part du fait que dans le matériau il n'y a pas de discontinuité dans le métal. En accord avec cela, les prémices se créent pour éviter dans le processus d'exploitation la formation de fissure influant sur l'abaissement de l'aptitude au bon fonctionnement de la conduite. Dans ce cas, les charges dynamiques, lors de charges variables, ont une grande importance. On en tient compte lors de différentes charges aléatoires à l'aide des coefficients de réserve de résistance, qui dans le cas de sollicitation par la pression intérieure s'exprime, comme règle, dans des corrections de l'épaisseur des parois des tubes.

II. FACTEURS INFLUENT SUR LE CHOIX DES ACIERS DES TUBES

Le choix des aciers destinés aux canalisations de transport de gaz naturel doit tenir compte d'un certain nombre de facteurs, dont la soudabilité, la tenue à la corrosion, la résistance statique avant et après formage et le rapport entre la limite

d'élasticité et la limite de résistance. Il peut être également nécessaire de spécifier la tolérance à respecter en matière de limite d'élasticité, si la tôle doit subir une opération de formage. Sont, en outre, importantes la résistance aux chocs, la résistance à la rupture et la température NDT. Les sociétés de classification et de normalisation précisent en général ce que l'on peut exiger de l'acier, en ce qui concerne les propriétés mécaniques et la tenue à la corrosion. Bien entendu, toutes ces propriétés doivent être obtenues à un prix raisonnable. Il est aussi important que l'acier soit facile à souder, pas seulement en atelier dans des conditions sur lesquelles on puisse exercer un contrôle total, mais également sur les lieux même de construction, où le soudage doit souvent s'effectuer dans un contexte défavorable. En matière de soudabilité, l'aspect économique est également essentiel. Les recommandations ISO R581 de 1967 sur la soudabilité stipulent :

« On considère qu'un matériau métallique est soudable, à un degré donné, par un procédé et pour un type d'application donnée, lorsqu'il s'y prête, moyennant les précautions correspondant à ce degré, à la réalisation d'une construction entre les éléments de laquelle il est possible d'assurer la continuité métallique par la constitution de joints soudés, qui par leurs caractéristiques locales et les conséquences globales de leur présence, satisfont aux propriétés requises et choisies comme base de jugement ». Cette définition attire l'attention sur certaines précautions en vue d'empêcher, quelque soit le degré de soudabilité : l'apparition de fissures, grandes et petites (fissuration à chaud), la formation de structures fragilisées (effet de trempe), les ruptures par fragilisation, etc.

Pour simplifier quelque peu la question, il peut être indiqué d'étudier la soudabilité d'un acier en fonction de : la fissuration lors de la solidification (à chaud), la fissuration du raccordement, la fissuration sous cordon (fissuration à froid par hydrogénation), l'arrachement laminaire, l'affaiblissement de la résistance à la fatigue, la fragilisation du métal d'apport de la soudure, la fragilisation de la zone affectée thermiquement (ZAT), l'adoucissement dû au soudage, la fragilisation consécutive au recuit de détente, fissuration au cours du recuit de détente, corrosion de la ZAT au contact d'eau et autres agents, la graphitisation de la ZAT ou autres formes de sensibilisation de la soudure, la corrosion par hydrogène sulfuré et autres types de corrosion sous tension de la ZAT. Il n'existe aucun acier dont les propriétés ne soient pas affectées par l'un ou l'autre de ces points et étant donné que différentes structures imposent différentes exigences au matériau utilisé, la soudabilité d'un acier ne peut être appréciée quantitativement, serait-ce selon les termes d'une définition telle que citée ci-dessus.

II.1. Fissuration à chaud lors de la solidification : Le terme fissuration à chaud provient de ce que la fissure, qui se situe habituellement au centre de la soudure dans le sens longitudinal, se forme à des températures supérieures à 1200°C, alors qu'une toute petite partie de cette soudure ne s'est pas encore solidifiée. Cette forme de fissuration peut se produire dans le métal hétérogène de la soudure lorsque celle-ci est soumise à une forte tension, et cela tout spécialement dans la passe de fond. Lors du soudage de plaques de grande surface, on peut aussi avoir des fissures vers l'extrémité des soudures. Il faut avant tout, veiller à ce que la géométrie de solidification de la soudure soit telle que l'on puisse rapporter de l'acier en fusion de manière à compenser le retrait dû au refroidissement. Les tensions de retrait sont aussi moindres, ce qui réduit du même fait les risques de fissuration à chaud. Les éléments qui abaissent fortement la température de solidification de l'acier ont pour conséquence de provoquer la formation d'une phase de fusion entre les dendrites solidifiées, à des températures inférieures à celles valables pour une soudure pure

correspondante, ce qui fait donc que d'importants efforts de retrait doivent être absorbés par un très faible volume de matière. Plusieurs études ont montré que le soufre et le phosphore jouent un rôle important à ce propos. Ce type de fissuration apparaît parfois en soudage à l'arc sous flux pulvérulent. Ce procédé entraînant une forte fusion du métal de base, il est clair que l'acier soit pur. Une étude de WELDING Institute, en Grande Bretagne avec recours à l'essai Vorestraint, a montré que les risques de fissuration à chaud en soudage à l'arc sous flux pulvérulent pouvaient s'exprimer par la formule :

$$USC = 230C + 190S + 75P + 45Nb - 12Si - 54Mn - 1$$

(où C et Mn sont les compositions des éléments de la soudure en %).

Si $USC = 10$ ou moins, on ne risque pas de fissuration.

Si USC est supérieur à 30, il y a risque de fissuration à chaud.

Bien qu'un essai au laboratoire ne puisse jamais rendre totalement compte de la réalité, cette étude n'en démontre pas moins ce que l'on savait déjà, que les aciers à forte teneur en soufre et en phosphore sont à écarter. Cette étude a également fait ressortir qu'il fallait aussi éviter les teneurs élevées en niobium. Quant à l'effet de la teneur en carbone sur la fissuration à chaud, il a été ici à nouveau prouvé. La question est donc de savoir s'il convient pour cette raison de recommander des aciers à faible teneur en carbone. Peut être vaut-il mieux plutôt réduire la teneur en carbone du métal d'apport. En conclusion, il faut en tout cas, lors du choix de l'acier, maintenir les teneurs en soufre et phosphore aussi basse que possible, si l'on veut éviter les problèmes de fissuration à chaud. La géométrie de la soudure et le niveau des contraintes sont toutefois plus important. En combinant de manière appropriée l'intensité, la tension et la vitesse de soudage, il est généralement possible d'éviter ce type de fissuration.

II.2. Fissuration à froid : Lors du soudage aux électrodes manuelles, il se forme toujours de l'hydrogène provenant de la fonte des cristaux de l'enrobage. Malheureusement, il semble qu'une électrode permettant de souder dans les meilleures conditions de facilité, produise en même temps de fortes quantités d'hydrogène, ce qui crée donc dilemme. Les fissures dues à l'hydrogène se forment à des températures inférieures à 200 °c, ce qui explique le terme de fissuration à froid. Pour que se produise une fissuration à froid, il faut : des tensions, de l'hydrogène et une phase dure (martensite) dans la ZAT. Le niveau des contraintes peut être modifié de telle sorte que les conditions diminuent, en choisissant une configuration mieux appropriée de la structure. La teneur en hydrogène des électrodes peut être ramenée au minimum et, finalement, la quantité de martensite dans la ZAT réduite par la voie d'une composition plus douce du métal de base. La situation est malheureusement que, si l'on désire utiliser un acier à haute résistance, la composition est telle qu'il demeure malgré tout un certain risque de formation de martensite dans la ZAT. Une mesure de propension de la zone affectée thermiquement à la formation de martensite est fournie par le carbone équivalent. Plus le carbone équivalent d'un acier est élevé, plus cette tendance à la formation de martensite est marquée. Le carbone équivalent le plus fréquemment utilisé est ce que l'on appelle le coefficient :

$$CE = \frac{Mn}{6} + \frac{G+Mo+V}{5} + \frac{Ni+Cu}{15}$$

Il est bien connu que si le coefficient CE d'un acier est inférieur à 0.35, cet acier est pratiquement soudable sans problème. Un acier à haute résistance normalisé a habituellement un coefficient CE maximal de 0.41 à 0.43. L'expérience a montré qu'un acier affecté d'un coefficient CE aussi élevé est soudable jusqu'à 30mm d'épaisseur sans risque de fissuration à froid dans la ZAT, à condition d'utiliser des électrodes basiques spécialement séchées, de confier le soudage à un professionnel compétent et ne pas choisir une énergie de soudage trop faible. Un préchauffage est malheureusement nécessaire pour les grosses épaisseurs de tôle ou lorsque le coefficient CE est relativement élevé. Ce préchauffage est principalement destiné à retarder le refroidissement de la ZAT, et réduire ainsi la quantité de martensite qui se forme. Pour les aciers de construction, les impératifs de préchauffage peuvent être déterminés sur la base de la norme britannique BS 5135, dans la mesure où le coefficient CE, la teneur en hydrogène des électrodes et l'épaisseur de tôle additionnée de l'assemblage soudé sont connus. Cette épaisseur de tôle additionnée (somme des épaisseurs de tôle constituant l'assemblage) donne une mesure de la vitesse de refroidissement de cet assemblage. Un autre carbone équivalent a été introduit par les Japonais, à savoir le coefficient P_{cm}, ainsi obtenu :

$$P_{cm} = C + \frac{Mn}{20} + \frac{Si}{30} + \frac{Cu}{20} + \frac{Ni}{60} + \frac{Cr}{20} + \frac{Mo}{15} + \frac{V}{10} + 5B$$

Le coefficient $\frac{P_{cm}}{CE}$ indique d'une toute autre manière que le coefficient CE, qu'il vaut mieux rechercher une combinaison de faible teneur en manganèse, et cela non sans raison.

Les aciers à haute résistance à grains fins laminés ou normalisés, contiennent de petites quantités de niobium et d'aluminium ou de vanadium. Ces faibles concentrations n'affectent donc pas le carbone équivalent et ne réduisent donc pas la résistance de l'acier à la fissuration par l'hydrogène. L'idée à la base des aciers à grain fin est précisément que les éléments de micro-alliage contribuent à augmenter la résistance sans nuire à la soudabilité. Les aciers à grain fin ont un coefficient CE supérieur aux aciers doux, mais cela est dû à ce que les teneurs des autres éléments d'alliage ont également été augmentées.

II.3. Arrachement lamellaire : Un acier soumis à des contraintes dans le sens de l'épaisseur peut fissurer pendant le soudage, sous forme de fissures parallèles à la surface, ce que l'on appelle le déchirement lamellaire. Ces fissures en se propageant, relient entre elles les inclusions de laitier écrasées au laminage. Un acier plus pur, à faible teneur en laitier et dont les inclusions sont de forme moins allongée parce que non écrasées, offre une meilleure résistance au déchirement lamellaire. Cet acier peut être obtenu par une quelconque méthode de désulfuration. Dans le procédé TN, on injecte du SiCa pulvérisé mélangé à de l'argon dans l'acier en fusion. Cela a non seulement pour effet d'abaisser la teneur totale en soufre et oxygène, mais également de transformer les oxydes d'aluminium en aluminates de calcium inoffensifs, qui ne se laissent pas écraser. Une autre technique utilisée est le traitement au cérium, qui aboutit à une moindre teneur en soufre, mais aussi à ce que les sulfures restants prennent une forme moins allongée au laminage. L'addition de cérium intervient souvent lors du traitement de l'acier en four à poche de coulée ASEA-SKF.

Ces derniers temps, des rapports publiés montrent d'une manière assez concordante que la propension aux arrachements lamellaires n'est pas seulement fonction de la teneur en inclusions laminées, mais également du carbone équivalent. Cela est naturel, puisque l'arrachement lamellaire peut souvent s'amorcer à partir d'une fissure due à l'hydrogène, en plus de quoi il convient de rappeler que l'on rencontre plus fréquemment ce déchirement lamellaire dans les aciers à haute résistance, qui sont, en général, caractérisés précisément par leur carbone équivalent relativement élevé. Habituellement, cela est compensé en ce que l'on soude les aciers à haute résistance avec les électrodes basiques spécialement séchées. Toutefois, on ne peut écarter le risque qu'une électrode humide vienne à être utilisée, aussi le fait d'exiger à la fois un carbone équivalent faible et une striction minimale de 25 % dans le sens de l'épaisseur constitue-t-il une assurance sur ce plan.

II.4. Résistance à la fatigue : Du fait que le joint de soudure constitue une solution de continuité géométrique, la soudure est toujours un élément limitatif dans les structures soumises à des contraintes dynamiques. Cette solution de continuité géométrique est à ce point marquée qu'elle peut presque être considérée comme une fissure. Sous l'action d'une contrainte dynamique, la fissure se propage progressivement, sa vitesse de propagation étant fonction de la composition et de la résistance de l'acier, tout au moins si l'on se base sur les études effectuées dans ce sens. Il n'existe donc pas d'acier offrant une meilleure soudabilité sous cet aspect. C'est le nombre de cycles de charge qui détermine s'il y a quelque chose à gagner à utiliser un acier à haute résistance pour une structure soudée soumise à des contraintes dynamiques. Si ce nombre de cycles est réduit, le gain réalisable est plus appréciable.

Par meulage ou traitement TIG de la soudure, il est possible d'atténuer la solution de continuité géométrique que forme la soudure aux bords, moyennant quoi, il faut que s'amorce d'abord une rupture par fatigue pour que la fissure puisse se propager.

De cette manière, la résistance dynamique de l'assemblage soudé est plus proche de celle du métal de base, de sorte qu'il y a du même fait plus à gagner à utiliser des aciers à haute résistance. Des essais sont en cours en Suède en vue de démontrer qu'un traitement TIG d'un acier à haute résistance est proportionnellement plus efficace qu'un traitement correspondant des soudures sur un acier doux C-Mn. Un projet nordique conjoint a également été entrepris à Trondheim, avec pour objectif de parvenir à des recommandations en matière de traitement TIG. Un recuit de détente peut dans certains cas améliorer la résistance à la fatigue de l'assemblage soudé, principalement lorsqu'une large part de la composante de charge se trouve du côté pression. La raison en est que les contraintes externes viennent en surcharge sur les tensions propres de la soudure, ce qui amène la tension résultante à varier entre la limite d'élasticité et une valeur inférieure, diminuée par l'importance de ces contraintes. Après recuit de détente, la soudure se trouve être soumise à une charge dynamique largement au-dessous de sa limite d'élasticité, ce qui représente donc un avantage. La longévité de certains éléments soudés peut être ainsi nettement augmentée.

II.5. Ténacité de la soudure : En soudage automatique, où l'on peut avoir une importante fusion du métal de base, la composition chimique de la soudure est déterminée dans une large mesure par celle de l'acier, de la même manière que lors de la fissuration à chaud. Le soudage à l'arc sous flux pulvérulent ou gaz protecteur peut, par exemple dans des cas extrêmes, entraîner une fusion de l'ordre de 80 %. Cela signifie donc que si un acier contient 0.050 % Nb, le métal de la soudure en contiendra 0.040 %. Il s'est malheureusement avéré que le niobium, qui a un effet

bénéfique sur la structure et la ténacité du métal de base, entraîne en s'intégrant à la soudure une diminution de la résistance au choc. Cela est dû à ce que le niobium et le vanadium de l'acier, présents sous forme de ségrégation de nitrures de carbone de granulométrie de l'ordre de 200 à 400 Angstrom se dissolvent dans le bain de fusion. Lorsque celui-ci se solidifie, on le refroidit, ensuite les nitrures de carbone de 10 à 40 Angstrom se séparent, avec par voie de conséquence une diminution de la résistance au choc.

III – CRITERES DE RESISTANCE DE LA CONDUITE

Par résistance de la conduite, on comprend sa capacité de résister aux charges internes et externes sans rupture. Comme la rupture des conduites se produit quand la capacité portante s'avère insuffisante pour vaincre les efforts auxquels sont sollicités, alors la résistance est assurée par le choix des caractéristiques physico-chimiques du métal du tube, par leurs dimensions (diamètre et épaisseur), ainsi que par la variation des grandeurs des efforts sollicitant les parois des tubes. C'est pourquoi le problème de la résistance des conduites inclut des tâches complexes. Ces dernières sont liées à la détermination des efforts agissant sur les éléments constructifs de la conduite, des caractéristiques physico-chimiques de la capacité portante du matériau de construction et de leur variation, de la méthode utilisée pour évaluer l'approche à un état limite durant lequel est dépassé totalement la résistance de la construction entraînant sa rupture. Ainsi que de la méthode utilisée pour évaluer la réserve nécessaire et suffisante de la capacité portante, assurant la non rupture de la conduite durant toute la période de son exploitation. La méthode de calcul à la résistance des conduites est basée sur le calcul d'après les contraintes admissibles. Cette méthode part du principe que le critère de fiabilité de la soudure et la contrainte ou l'état de contrainte au point. On établit par analyse de la construction le point de l'élément où apparaissent les plus grandes contraintes. La grandeur trouvée des contraintes est comparée avec la grandeur limite pour le matériau donné résultant d'essais de laboratoire. En comparant les contraintes (calculées et limites), on estime la résistance de la conduite considérée. On entendra par contrainte limite, ou en général par état de contrainte limite, un état tel qu'il y a variation qualitative des propriétés du matériau, qui passe d'un état mécanique à un autre. Lorsqu'il s'agit d'un calcul de projet et que certaines dimensions caractéristiques doivent être désignées directement à partir de la condition de résistance :

$$\sigma_{eq} \leq [\sigma]$$

$$\text{avec } [\sigma] = \frac{\sigma_{lim}}{n}$$

où :

σ_{eq} est la contrainte équivalente, n - le coefficient de sécurité, σ_{lim} - une certaine contrainte limite pour le matériau donné, $[\sigma]$ - est la contrainte admissible.

Cependant, cela ne veut pas dire que nous avons obtenu la résolution, qui garantit la non rupture de la conduite. La conduite, lors d'une telle approche à la résistance, peut se rompre comme durant la période d'essais avant la mise en exploitation. Cela s'explique par le fait que les charges et les caractéristiques physico-chimiques des matériaux et tous les autres paramètres, utilisés dans le calcul, de projection sont des grandeurs aléatoires.

Lors du calcul des conduites magistrales à la résistance, on prend comme état limite suivant la norme utilisée, soit la limite à la rupture, soit la limite d'écoulement. Ces deux critères permettent d'utiliser de façon différente la capacité portante du métal des tubes. La limite à la rupture et celle d'écoulement varient suivant différentes lois et dépendent de différentes causes. Sur la figure.I.1 [5] sont représentés les variations dans le temps des caractéristiques de résistance et de soudabilité des aciers des tubes sur une période de 35 ans. Les données présentées montrent que dans les nouveaux aciers utilisés pour les tubes des gazoducs, la limite d'écoulement augmente avec un rythme plus élevé que la limite de rupture. Le rapport de la limite d'écoulement à la limite de rupture a augmenté de 0.67 à 0.88.

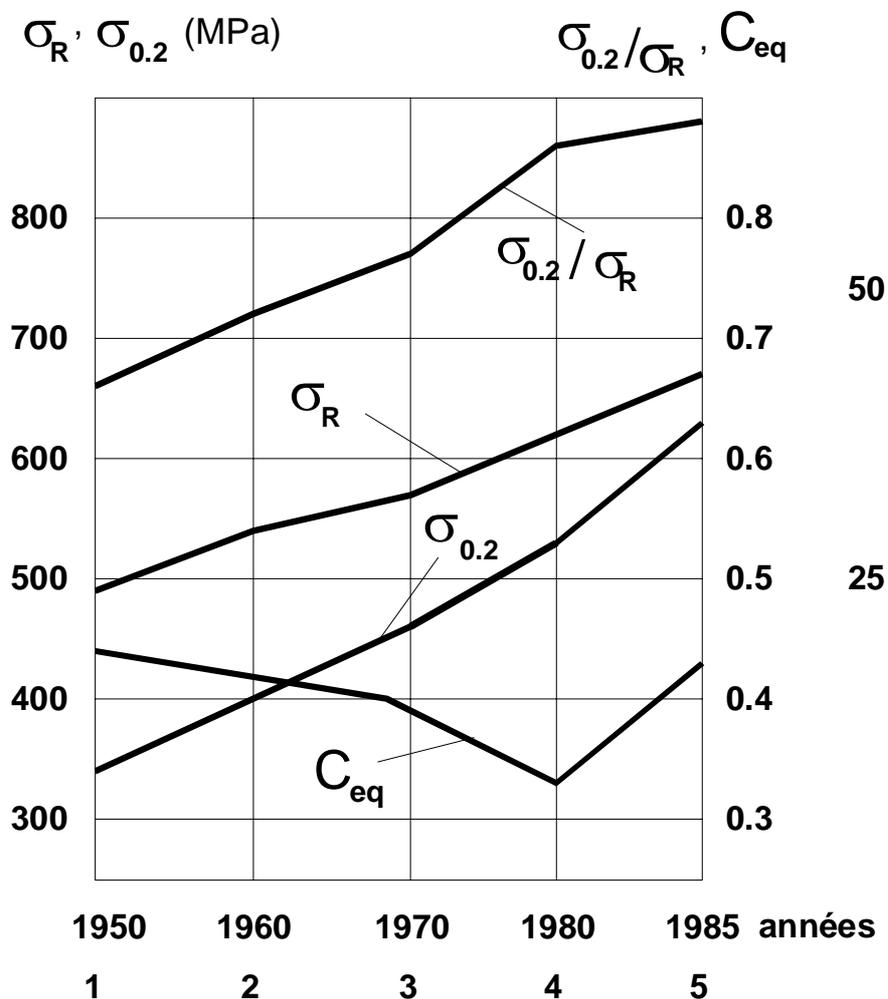


Fig. I-1 :La dynamique de variation des caractères de résistance et de soudabilité

Dans ces conditions le calcul à partir de la limite d'écoulement conduit à un abaissement brusque de la réserve de résistance, résultant de la diminution de l'épaisseur des parois, avec en même temps l'accroissement de la tendance de l'acier vers la rupture fragile. Le calcul selon la limite de résistance assure une réserve constante de résistance, indépendamment de la technologie de fabrication des tubes. En liaison avec la construction actuelle des gazoducs à grand débit, nécessitant des tubes de grand diamètre et une pression de service élevée, cela a conduit à utiliser des aciers de plus en plus résistants. Seulement le rythme d'accroissement de la pression de service des gazoducs a dépassé les possibilités de l'industrie métallurgique. C'est pourquoi, malgré l'accroissement de la résistance des aciers des tubes, l'épaisseur des parois des tubes a augmenté en passant de 8 à 11 mm dans la période de 1966 à 1970, à plus de 20 mm actuellement.

Tout cela a nécessité la fabrication de nouveaux aciers. Ces aciers ont un rythme d'augmentation de la limite d'écoulement qui dépasse sensiblement l'accroissement de la limite de résistance, avec en même temps une augmentation de la résistance à la rupture fragile. Dans ce cas, les valeurs élevées de la limite d'écoulement est une propriété physique du métal, qu'on peut utiliser lors des calculs. Le rapport de la limite d'écoulement à la limite de rupture des aciers faiblement alliés diffère du même rapport pour la nouvelle génération d'aciers alliés et complexe (dans le premier cas de 0.6 à 0.65 et dans le second de 0.8 à 0.85). Les aciers ont différentes résistances à la rupture fragile, c'est pourquoi d'une telle ou telle autre méthode de calcul dépend non seulement les réserves réelles de résistance de la construction, mais aussi la dépense de métal, c'est à dire l'économicité et la fiabilité de fonctionnement du gazoduc. Par conséquent, apparaît la question, est ce qu'on calcule les tubes selon la limite de rupture ou la limite d'écoulement en augmentant les contraintes de travail et diminuant l'épaisseur des parois ? Des études faites aux USA ont montré qu'un nombre important de ruptures des tubes est dû à des défauts dans les cordons de soudure. Dans plusieurs cas, les ruptures ont pris un caractère d'avalanche de longueur 1.5 à 13 Km. D'autre part, la nature de toutes ces ruptures était la résistance insuffisante du métal des tubes ou des joints de soudure à la rupture fragile. Par conséquent, la réserve calculée de résistance dans tous les cas était suffisante. Les états limites réels du métal dans les conduites, qui déterminent la cause de leur rupture, sont peu caractérisés par les réserves généralisées de résistance relativement à la limite de résistance et la limite d'écoulement, mais dépendent essentiellement de la résistance de l'acier à la rupture fragile. C'est pourquoi pour une estimation juste, la méthode de calcul doit avant tout analyser préalablement la variation de la résistance et de la ductilité des aciers de chaque type, et aussi l'influence de la variation du niveau des contraintes de travail sur la résistance des tubes à la rupture.

IV – METHODES DE CALCUL DE L'ÉPAISSEUR DES TUBES

Les normes internationales dans la construction des pipelines sont basées sur les méthodes des contraintes admissibles. L'épaisseur des parois des tubes est déterminée selon la théorie des enveloppes sans moments, de calcul des enveloppes sollicité à la pression interne. Avec cela le calcul à la résistance est fondé sur la théorie de la contrainte normale maximale. Comme caractéristique de résistance, on utilise aux USA, en Allemagne, au Canada, Grande Bretagne la limite d'écoulement et en France les limites d'écoulement et de résistance.

Le calcul est fait à la traction seulement sans l'action de la pression intérieure, avec cela, on ne tient pas compte de l'apparition des contraintes longitudinales axiales.

Pour l'estimation de la résistance on utilise la théorie de la plus grande contrainte normale, qui dans ce cas est la contrainte circonférencielle donnée par l'expression :

$$\sigma_c = \frac{P D_{ex}}{2 \delta}$$

où P -est la pression intérieure, D_{ex} - le diamètre extérieur, δ - épaisseur des parois des tubes.

Cette dernière est comparée à la contrainte admissible, que l'on détermine à la base de la limite minimale d'écoulement ou de la limite minimale de résistance. Pour la détermination des contraintes admissibles, sont introduits des coefficients qui tiennent compte des facteurs tel que le caractère du lieu par lequel passe la conduite, de la technologie de construction, des propriétés des joints de soudure, de la température et de la corrosion.

IV.1 – Méthode américaine.

Aux Etats Unis, le calcul de la résistance des canalisations s'effectue selon les normes suivantes :

ANSI	B31.4 – 71	(Oléoducs)
ANSI	B31.8 – 73	(Gazoducs)

L'épaisseur minimale de la paroi des tubes pour la pression calculée est déterminée par la formule suivante :

$$\delta = \frac{P D_{ex}}{2 \sigma_e F.e.T}$$

où P – est la pression calculée (Kgf/cm²)

σ_e la limite d'écoulement (Kgf/cm²)

F le coefficient de sécurité calculé en fonction du type de construction, pour les gazoducs $f = 0,72$.

e le coefficient de résistance des joints de soudure, pour une soudure longitudinale $e = 1,0$.

T le coefficient de changement de température, qui est déterminé par la température d'exploitation du produit transporté (ex pour 120°C, $T = 1,0$).

L'analyse des normes aux USA, nous permet de tirer les conditions suivantes :

- Le calcul de la résistance des canalisations est basé sur la limite minimale d'écoulement.
- L'épaisseur de la conduite est calculée sans tenir compte des contraintes longitudinales.
- Les exigences de la fiabilité des gazoducs sont supérieures à celles des oléoducs.
- L'essai des canalisations s'effectue au niveau de la limite d'écoulement.
- La pression maximale de service admissible après l'essai dépend de la pression d'essai, c'est à dire la pression de service ne doit pas dépasser 85% de la pression d'essai maximale.

IV.2 – Méthode canadienne.

Au Canada, le calcul se fait selon les normes :

CSA Standard Z 184 1973

Ces normes sont élaborées sur la base des normes américaines, c'est pourquoi l'épaisseur de la paroi des tubes est déterminée par la même formule. Cela est dû aux conditions climatiques qui sont les mêmes au Nord.

IV.3 – Méthode anglaise.

Le calcul de la résistance des canalisations s'effectue selon les normes suivantes :

BS CP 2010 part 2 1970

L'épaisseur de la paroi des tubes est déterminée sur la base de la limite d'écoulement par la formule suivante :

$$\delta = \frac{PD_{ex}}{2a.e.\sigma_e} + C_1 + C_2$$

où a est le coefficient de construction pour les terrains découverts : a = 0,72.

e le coefficient de résistance des joints de soudure (pour une soudure longitudinale e = 1,0).

C₁ le coefficient pour la tolérance lors de la fabrication des tubes.

C₂ le coefficient de corrosion.

Dans les normes anglaises sont données des instructions sur le fait que la pression intérieure n'est pas le seul critère pour la détermination de l'épaisseur de la paroi des tubes. D'autres facteurs doivent être pris en considération tels que : l'endommagement de la conduite pendant la construction ainsi que les déformations créées.

IV.4 – Méthode allemande.

Le calcul de la résistance des canalisations est basé sur le calcul des contraintes admissibles dues à la pression intérieure. On détermine l'épaisseur théorique par la formule suivante :

$$\delta_o = \frac{P.D_{ex}}{2V \frac{\sigma_e}{S} + P}$$

où V est le coefficient de résistance des joints de soudures longitudinales.

S le coefficient de sécurité, fonction de la région traversée par la conduite.

L'épaisseur nominale de la paroi des tubes calculée est déterminée en tenant compte de la tolérance C₁ lors de la fabrication des tubes à l'usine et de la corrosion C₂ par la formule suivante :

$$\delta = \delta_o + C_1 + C_2$$

1,2.10 ⁻⁵	2,1.10 ⁶	0.3	0.72	1.0	1.0	0.72	0.9
----------------------	---------------------	-----	------	-----	-----	------	-----

S	R ^(N) ₁ (Kgf/cm ²)	-	-	-	-	-	-
1.6	5500	-	-	-	-	-	-

IV.6.1-Tableau des résultats.

Les résultats de calcul obtenus pour une pression constante (P = 71 bars) sont portés dans le tableau suivant :

Méthode de calcul	Ø 34 "		Ø 42 "		Ø 48 "	
	δ _{cal} (mm)	δ _{nor} (mm)	δ _{cal} (mm)	δ _{nor} (mm)	δ _{cal} (mm)	δ _{nor} (mm)
USA	10.38	11.13	12.82	14.27	14.66	15.88
Canada	10.38	11.13	12.82	14.27	14.66	15.88
G.B	11.48	11.91	13.92	14.27	15.76	15.88
Allemagne	14.19	14.27	17.27	17.48	19.58	20.62
France	15.21	15.88	18.79	19.05	21.47	22.22

IV.6.2- Tableau des résultats pour P = 50 bars.

Méthode de calcul	Ø 34 "		Ø 42 "		Ø 48 "	
	δ _{cal} (mm)	δ _{nor} (mm)	δ _{cal} (mm)	δ _{nor} (mm)	δ _{cal} (mm)	δ _{nor} (mm)
USA	7.31	7.92	9.03	9.52	10.32	10.31
Canada	7.31	7.92	9.03	9.52	10.32	10.31
G.B	8.41	8.74	10.13	10.31	11.42	11.91
Allemagne	10.36	10.31	12.54	12.70	14.17	14.27
France	10.76	11.13	13.30	14.27	15.20	15.88

--	--	--	--	--	--	--

IV.6.3- Tableau des résultats pour P = 60 bars.

Méthode de calcul	Ø 34 "		Ø 42 "		Ø 48 "	
	δ_{cal} (mm)	δ_{nor} (mm)	δ_{cal} (mm)	δ_{nor} (mm)	δ_{cal} (mm)	δ_{nor} (mm)
USA	8.77	8.74	10.84	11.13	12.39	12.70
Canada	8.77	8.74	10.84	11.13	12.39	12.70
G.B	9.87	10.31	11.94	11.91	13.49	14.27
Allemagne	12.18	12.70	14.79	15.88	16.75	17.48
France	12.88	12.70	15.92	15.88	18.19	19.05

Sur les graphes (figures I.2 et I.3) ci-dessous est représentée l'épaisseur de paroi en fonction du diamètre de la conduite (34'', 42'', 48''), pour une pression constante (71 bars) et une pression variable (50-60 bars).

On remarque :

- Pour une pression constante (71 bars), il y a une proportionnalité directe entre l'épaisseur et le diamètre, c'est à dire avec l'augmentation du diamètre les contraintes augmentent et dépassent les contraintes admissibles, la résistance n'est pas assurée. Il peut y avoir rupture de la conduite. Ainsi pour vaincre ces contraintes qui se créent dans les parois des tubes et assurer la résistance, il faut augmenter l'épaisseur à sa valeur optimale.
- Pour des pressions variables (50 – 60 bars), il faut étudier l'influence de la pression sur la paroi du tube. Il faut s'assurer que l'augmentation des contraintes ne dépasse pas les contraintes admissibles, donc augmenter l'épaisseur de la paroi du tube.

Le diamètre et la pression sont donc les paramètres principaux qui influent essentiellement sur l'épaisseur et donc la résistance.

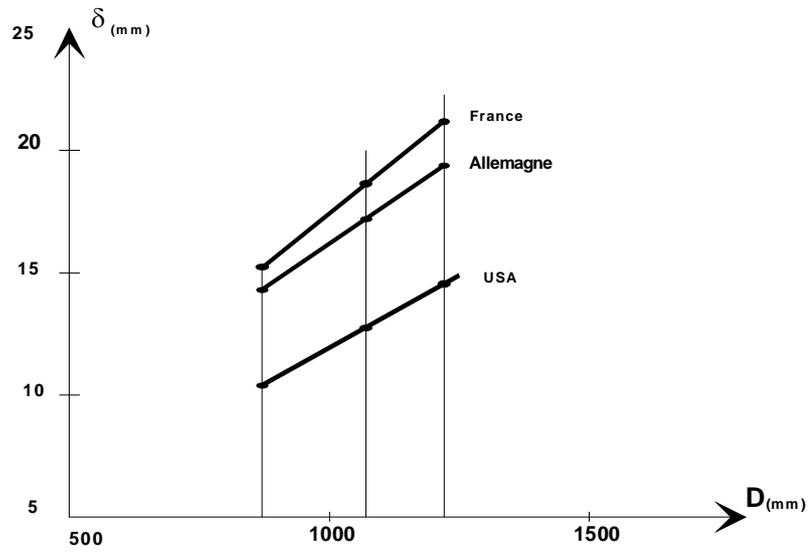


Figure.I.2 : Diagramme Epaisseur - Diamètre (P = 71 bars)

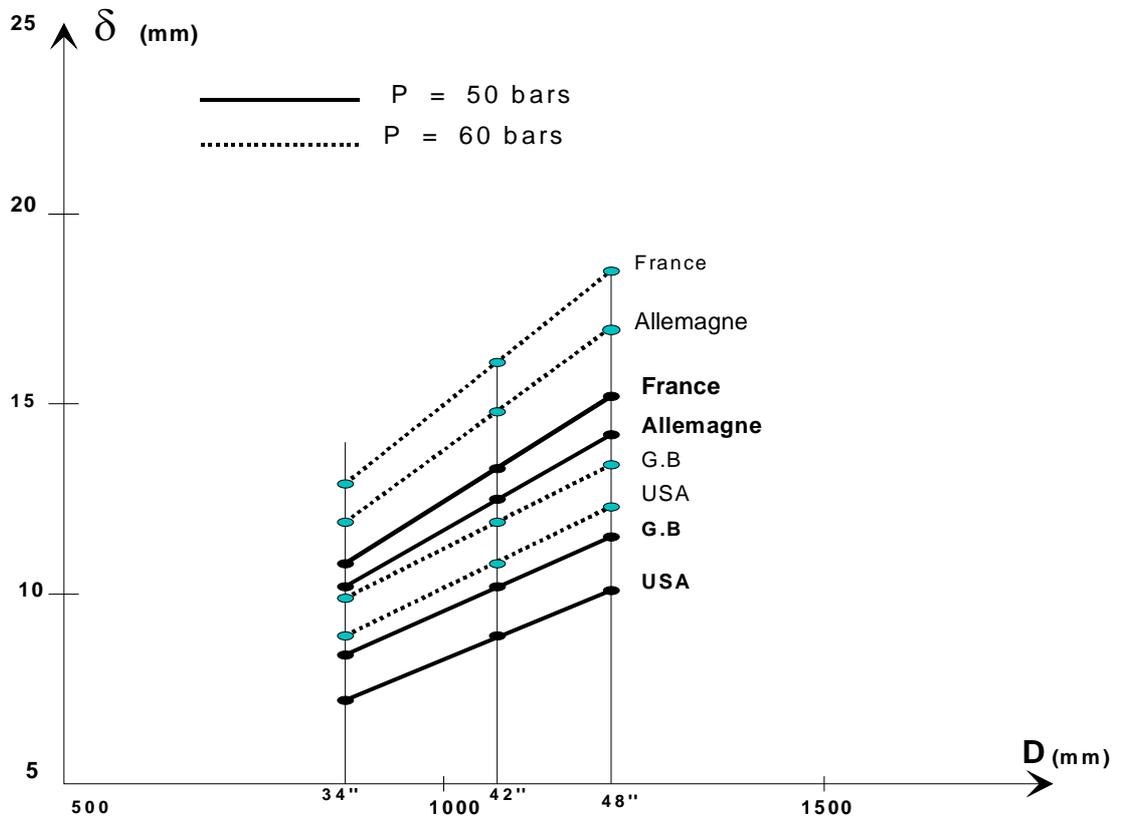


Figure.I.3 : Diagramme Epaisseur - Diamètre

IV.6.4- Analyse des résultats obtenus.

Le calcul de l'épaisseur par les méthodes des différents pays qui l'appliquent, permet d'analyser les résultats obtenus précédemment : On remarque aisément que l'épaisseur calculée par la méthode américaine est la plus petite, cela est dû à l'utilisation d'aciers de haute résistance et l'utilisation de moyens matériels développés pour la réalisation du projet de construction. Elle est ainsi l'épaisseur optimale qui répond du point de vue résistance et économie.

Si on fait une comparaison avec la méthode française, on remarque qu'il y a une différence de 25 %. Cela est dû aux coefficients qui varient d'un pays à un autre. Les Français utilisent des coefficients de sécurité plus sévères par rapport aux américains (pour les Français $K_r = 0.32$, pour les Américains $f = 0.72$). Ce qui s'explique par les contraintes du tracé (terrain), le pipeline traverse plus de zones d'agglomérations, des endroits peuplés, des points spéciaux etc... en France qu' aux Etats Unis.

La variation entre les épaisseurs, calculées précédemment, est due aux coefficients introduits par chaque pays selon la norme et les règlements de sécurité utilisés. Il est à noter que ces coefficients utilisés dans la détermination de l'épaisseur tiennent compte des méthodes de fabrication des tubes dans les usines, de la technologie de construction et les conditions de construction et d'exploitation.

V. Conclusion :

Dans le premier chapitre, on a concédé les différences entre les normes internationales lors des projections des gazoducs. On en déduit que les principaux paramètres déterminant la fiabilité et l'économicité d'une conduite sont le diamètre, l'épaisseur des tubes et la pression de service du gazoduc. Pour un diamètre et une pression de service donnés, l'épaisseur nécessaire des parois des tubes varie considérablement en passant d'une norme à l'autre. La norme Américaine exige une épaisseur des parois inférieure à celles exigées par les autres normes. D'autre part l'étude montre qu'il y a encore une réserve importante pour la réduction des dépenses en acier pour la construction des gazoducs, tout en assurant un niveau de fiabilité satisfaisant.

Dans le chapitre suivant, nous présenterons une méthodologie de traitement statistique de données des essais mécaniques sur un acier X52.

Chapitre. II

***REPRESENTATION PROBABILISTE DES CARACTERISTIQUES
DES PROPRIETES MECANQUES DES ACIERS DES TUBES***

I- REPRESENTATION PROBABILISTE

Toutes les caractéristiques mécaniques des aciers des tubes (limite d'écoulement, limite de résistance, allongement relatif, dureté, résilience et autres..) sont des grandeurs aléatoires continues, qui peuvent prendre toutes les valeurs à l'intérieur d'un intervalle fini. Les grandeurs aléatoires sont caractérisées par leur fonction de distribution $F(x)$; fonction donnant pour toute valeur de x , la probabilité que la variable aléatoire X soit inférieure ou égale à x :

$$P[X \leq x] = F(x) \quad (2.1)$$

La probabilité de trouver la grandeur aléatoire X dans l'intervalle $x_1 \leq X \leq x_2$ est donnée par l'expression :

$$P[x_1 \leq X \leq x_2] = F(x_2) - F(x_1) \quad (2.2)$$

La fonction de densité de probabilité est définie comme :

$$f(x) = \frac{dF(x)}{dx} \quad (2.3)$$

et satisfait à la condition : $f(x) \geq 0$

Les expressions (2.1) et (2.2) s'écrivent en tenant compte de l'expression (2.3) sous la forme :

$$P[X \leq x] = F(x) = \int_{-\infty}^x f(x) dx \quad (2.4)$$

$$\text{et } P[x_1 \leq X \leq x_2] = \int_{x_1}^{x_2} f(x) dx \quad (2.5)$$

A la base des expressions (2.3) et (2.5), on a :

$$\int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = 1 \quad (2.6)$$

Dans les problèmes pratiques à la place des fonctions de distribution des caractéristiques mécaniques déterminées des aciers des tubes, on se limite parfois à indiquer leurs caractéristiques numériques appelées statistiques.

L'espérance mathématique $E(X)$, ou la valeur moyenne de X désignée par m_x et par « μ » est déterminés par la formule :

$$\mu_x = E(X) = m_x = \int_{-\infty}^{+\infty} x f(x) dx \quad (2.7)$$

La médiane de X , qui est la valeur $M_e[X]$ pour laquelle :

$$P[X < M_e[X]] = P[X > M_e[X]] = 0.5 = F(M_e[X]) \quad (2.8)$$

La valeur de la caractéristique mécanique x_p , qui correspond à un niveau donné de fiabilité n'excédant pas la valeur « p », est dite quantile. Le quantile d'ordre p est donc la valeur de la variable aléatoire pour laquelle la fonction de répartition prend la valeur p ($0 < p < 1$) ou le saut d'une valeur inférieure à p à une valeur supérieure à p [41].

Le quantile de la distribution d'ordre p est déterminé par l'équation :

$$F(x_p) = p \quad (2.9)$$

et en tenant compte de l'expression (2.1), à partir de cette équation on a :

$$P[X \leq x_p] = p \quad (2.10)$$

Notons que le quantile $x_{0,5}$, selon l'expression (2.9) coïncide avec la médiane de la grandeur aléatoire, la médiane est donc le quantile d'ordre 0,5.

L'une des caractéristiques principales de dispersion de la grandeur X au voisinage des centres de distribution est la variance, que l'on désigne par $V[X]$ ou σ^2 :

$$V[X] = \sigma^2 = \int_{-\infty}^{+\infty} (x - \mu)^2 f(x) dx = E[X - E(X)]^2 \quad (2.11)$$

Comme mesure de dispersion de la grandeur aléatoire, on utilise la valeur positive de la racine carrée de la variance, qu'on appelle écart-type ou écart quadratique moyen :

$$\sigma = \sqrt{\sigma^2} \quad (2.12)$$

et le coefficient de variation :

$$v = \frac{\sqrt{V(X)}}{E(X)} = \frac{\sigma}{\mu} \quad (2.13)$$

On considère ci-dessous la loi de distribution normale. Cette loi a une importance fondamentale lors du traitement des résultats des essais mécaniques considérés ultérieurement. Elle a la forme :

$$F(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} \int_{-\infty}^x e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} dx \quad (2.14)$$

où μ et σ^2 sont les paramètres de la distribution, respectivement l'espérance mathématique et la variance de la grandeur aléatoire X. La densité normale des probabilités est :

$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2\right] \quad (2.15)$$

Pour les grandeurs aléatoires suivant la loi de distribution normale, les valeurs de l'espérance mathématique, de la médiane et du mode coïncident :

$$E(X) = M_e(X) = m_o(X) = \mu$$

En passant à la variable aléatoire centrée réduite :

$$u = \frac{x-\mu}{\sigma} \quad (2.16)$$

les expressions (2.14) et (2.15) prennent la forme :

$$F(u) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^u \exp\left[-\frac{u^2}{2}\right] du \quad (2.17)$$

$$f(u) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{u^2}{2}\right] \quad (2.18)$$

La fonction (2.17) de la loi de distribution normale de la variable aléatoire centrée réduite est appelée la fonction réduite de la loi de distribution normale, ou loi de Laplace-Gauss réduite. Les valeurs de cette fonction pour différentes valeurs de u sont tabulées [41]. Il faut noter que :

$$F(-u) = 1 - F(u) \quad (2.19)$$

La fonction (2.18) est la densité des probabilités de la distribution normale réduite. Les valeurs de cette fonction sont tabulées [41]. Entre la densité normale des probabilités (2.15) et la fonction (2.18) existe la relation suivante :

$$f(x) = \frac{1}{\sigma} f(u) \quad (2.20)$$

L'espérance mathématique de la grandeur aléatoire (u) ; $E(u) = 0$ et la variance $V(u) = 1$.

La probabilité de trouver la grandeur aléatoire dans l'intervalle $(-\infty, x_1)$ est déterminée comme suit :

$$P[X \leq x_1] = F(u_1) \quad (2.21)$$

Pour l'intervalle (x_1, x_2) la probabilité correspondante est donnée par l'expression :

$$P[x_1 < X < x_2] = F(u_2) - F(u_1) = F(u) \quad (2.22)$$

Où

$$u_1 = \frac{x_1 - \mu}{\sigma} \quad \text{et} \quad u_2 = \frac{x_2 - \mu}{\sigma} \quad (2.23)$$

La probabilité pour que la variable aléatoire tombe dans l'intervalle $\mu \pm \sigma$ est $P \approx 0,68$, dans l'intervalle $\mu \pm 2\sigma$, $P \approx 0,95$ et dans l'intervalle $\mu \pm 3\sigma$, $P \approx 0,997$.

L'utilisation de la loi de répartition normale, lors de l'étude des caractéristiques des propriétés mécaniques des aciers, est limitée par le fait que les probabilités des valeurs négatives des caractéristiques sont différentes de zéro. La distribution normale ne peut être prise pour de telles caractéristiques des propriétés mécaniques, dont le coefficient de variance dépasse 0,15 à 0,20 [24].

II – TRAITEMENT STATISTIQUE DES RESULTATS DES ESSAIS MECANQUES DIRECTS

Les essais mécaniques directs incluent les essais statiques et dynamiques de courtes durées dont l'objectif est la détermination des caractéristiques d'élasticité, de résistance, de rigidité, de plasticité, de dureté, de résilience etc. Les propriétés mécaniques des matériaux et la capacité de portance des constructions sont étudiées d'habitude à l'aide d'essais d'un nombre limité d'éprouvettes. En relation avec la non-homogénéité des matériaux de construction, les caractéristiques numériques des propriétés mécaniques obtenues par des essais diffèrent des caractéristiques générales, que l'on peut déterminer à l'aide des résultats d'essais d'un nombre infiniment grand d'éprouvettes (ensemble général). L'ensemble limité d'éprouvettes (résultats d'essais) qui est une partie de l'ensemble général est appelé échantillon, et les valeurs des caractéristiques calculées à partir des résultats d'essais de l'échantillon sont appelées les caractéristiques échantillonnaires (statistique) ou l'évaluation des caractéristiques générales[40].

La notion d'ensemble général dépend de la condition de pose du problème. Puisqu'on s'intéresse aux propriétés mécaniques d'un matériau d'une marque donnée, alors par sous-ensemble dans ce cas, on comprend les caractéristiques des propriétés mécaniques des éprouvettes, qui pouvaient être prélevées et essayées à partir de tout le volume de production du matériau de cette marque. Souvent, on s'intéresse aux propriétés du matériau d'une coulée. Dans ce cas l'ensemble généralisé représente les résultats d'essais de toutes les éprouvettes qu'on peut obtenir à partir du matériau de cette coulée. Les caractéristiques numériques générales des propriétés mécaniques, les paramètres des fonctions de distribution sont des grandeurs déterministes, et les caractéristiques échantillonnaires, c'est-à-dire leur évaluation, sont des valeurs aléatoires. La différence notée ci-dessus entre les caractéristiques échantillonnaires et générales dépend du volume d'essai n et de la méthode utilisée pour l'analyse statistique de leurs résultats. Les évaluations doivent satisfaire aux exigences suivantes :

a) avec l'augmentation du volume de l'échantillon n , l'évaluation $\hat{\theta}$ doit s'approcher, c'est à dire converger, en probabilité vers la valeur générale de la caractéristique numérique. Autrement dit, la probabilité de l'évènement qui consiste à ce que $|\hat{\theta} - \theta| < \varepsilon$, quel que soit ε aussi petit que l'on veut avec l'augmentation du volume de l'échantillon n doit tendre à l'unité $\mathbf{P}_{n \rightarrow \infty} [|\hat{\theta} - \theta| < \varepsilon] \rightarrow 1$. L'évaluation qui répond à cette propriété est dite consistante.

b) L'évaluation ne doit pas donner d'erreur systématique du côté de l'accroissement ou de l'abaissement de la caractéristique numérique ou du paramètre, c'est à dire $E[\hat{\theta}] = \theta$. Une telle évaluation est dite non biaisée.

c) L'évaluation doit être effective, c'est à dire qu'elle a par comparaison aux autres évaluations la plus petite variance $V[\hat{\theta}] = \min$.

Les évaluations utilisées en statistique mathématique ne satisfont pas toujours à ces exigences. Lors du traitement primaire, les données statistiques obtenues comme résultats d'essai de n éprouvettes sont :

$$X_{(1)}, X_{(2)}, \dots, X_{(i)}, \dots, X_{(n)} \quad (2.24)$$

Où $x_{(i)}$ sont les valeurs des caractéristiques des propriétés mécaniques de l'éprouvette sous le numéro (i) prise dans l'ordre de l'essai. On les représente sous la forme de série variationnelle :

$$x_1 \leq x_2 \leq \dots \leq x_i \leq \dots \leq x_n \quad (2.25)$$

Chaque valeur observée des caractéristiques des propriétés mécaniques peut être mise en correspondance avec la fréquence cumulée des événements (2.24) qui consiste à ce que $x \leq x_i$, c'est à dire :

$$W(x) = \begin{cases} 0 & \text{pour } x < x_1 \\ \frac{i}{n} & \text{pour } x_i \leq x < x_{i+1}, \quad i=1,2,3,\dots,n-1 \\ 1 & \text{pour } x \geq x_n \end{cases} \quad (2.26)$$

La série variationnelle (2.25) et la fréquence cumulée correspondante (2.26) forment une distribution échantillonnaire ou empirique. La valeur moyenne échantillonnaire des caractéristiques des propriétés mécaniques en cas d'un petit volume de l'échantillon ($n < 50$) est déterminée comme suit :

$$\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n} \quad (2.27)$$

où x_i sont les valeurs de la caractéristique considérée des éprouvettes mises en essai et n le nombre (volume de l'échantillon).

La variance échantillonnaire de la caractéristique des propriétés mécaniques est calculée selon l'expression :

$$S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \quad (2.28)$$

cette dernière peut être mise sous la forme :

$$S^2 = \frac{1}{n-1} \left[\sum_{i=1}^n x_i^2 - \frac{1}{n} \left(\sum_{i=1}^n x_i \right)^2 \right] \quad (2.29)$$

L'écart quadratique moyen échantillonnaire et le coefficient échantillonnaire de variance sont donnés par :

$$S = \sqrt{S^2} \quad (2.30)$$

$$v = \frac{S}{\bar{x}} \quad (2.31)$$

Pour un ensemble général à distribution normale, les évaluations à l'aide des expressions (2.27), (2.28) et (2.9) sont consistantes, effectives et non biaisées. L'évaluation (2.30) est effective, consistante mais biaisée. L'évaluation non biaisée de l'écart quadratique moyen est :

$$S_1 = k \cdot S \quad (2.32)$$

Où k est un coefficient de correction, dont les valeurs sont données dans le tableau 1(annexe), en fonction du volume de l'échantillon.

Dans le cas où le volume de l'échantillon est grand ($n > 50$), il est nécessaire de systématiser préalablement les données de départ, alors que pour ($n < 50$) cela est seulement souhaitable. La systématisation consiste à présenter les résultats d'essai sous forme de série variationnelle (2.25).

Après le regroupement des résultats d'essais pour que les dimensions des variations de la caractéristique considérée :

$$R = x_{\max} - x_{\min} \quad (2.33)$$

appliquée à (2.25) devient :

$$R = x_n - x_1 \quad (2.34)$$

soient divisés pour $n > 8$ en 7 à 8 intervalles différents et on calcule les fréquences (nombres d'observations) dans chaque intervalle.

Les valeurs moyennes échantillonnaires des caractéristiques des propriétés mécaniques :

$$\bar{x} = \frac{\sum_{j=1}^e x_j n_j}{n} \quad (2.35)$$

où x_j sont les valeurs des caractéristiques des propriétés mécaniques du milieu du j-ème intervalle.

n_j sont les fréquences (effectives), ou le nombre d'observations se trouvant dans le j-ème intervalle.

e : est le nombre d'intervalles.

Pour ce cas la variance échantillonnaire est :

$$S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{j=1}^e n_j (x_j - \bar{x})^2 \quad (2.36)$$

Pour le calcul, on présente l'expression (2.36) sous la forme :

$$S^2 = \frac{1}{n-1} \left[\sum_{j=1}^e x_j^2 n_j - \frac{1}{n} \left(\sum_{j=1}^e x_j n_j \right)^2 \right] \quad (2.37)$$

Le regroupement des données conduit à une certaine imprécision du calcul de \bar{x} et S^2 selon la formule (2.35), mais l'erreur dans ce cas est négligeable si $e \geq 7$.

L'écart quadratique moyen échantillonnaire et le coefficient de variance sont déterminés à l'aide des formules (2.30) et (2.31) sans correction de biais (2.32).

L'écart quadratique moyen peut être évalué à partir des résultats d'essais de quelques échantillons. Si à partir d'un ensemble général de distribution normale sont prélevés et mis en essai m échantillons, de volume n chacun, alors l'évaluation de l'écart quadratique moyen général, peut être donnée par les statistiques comme suit :

$$S = \frac{\sum_{i=1}^m S_i}{m \alpha_n \sqrt{\frac{n}{n-1}}} \quad (2.38)$$

où S_i est l'écart quadratique moyen échantillonnaire de la grandeur aléatoire déterminée par l'expression (2.32) ;

α_n le coefficient donné dans le tableau 2 (annexe) en fonction du volume de l'échantillon.

Il existe d'autres méthodes pour l'évaluation de l'écart quadratique moyen pour un ensemble de petits échantillons, qu'on prend à volume échantillonnaire constant pris d'un ensemble général de distribution normale. Dans ce cas l'évaluation est donnée par l'expression :

$$S = \frac{\sum_{i=1}^m R_i}{m \beta_n} \quad (2.39)$$

où R_i est la dimension de variation de la grandeur aléatoire dans le i -ème échantillon.

β_n la grandeur qui dépend du volume de l'échantillon (voir tableau.2 annexe).

La moyenne échantillonnaire \bar{x} obtenue à partir de n essais indépendants d'un ensemble général de distribution normale de paramètres « μ » et « σ^2/n », c'est à dire :

$$E(\bar{x}) = \mu_{\bar{x}} = \mu \quad \text{et} \quad V(\bar{x}) = \sigma_{\bar{x}}^2 = \frac{\sigma^2}{n}$$

Il est clair que conformément aux expressions (2.26) à (2.28), la grandeur aléatoire normale ;

$$u = \frac{\bar{x} - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}},$$

a aussi une distribution normale de paramètres :

$$E(u) = 0 \text{ et } V(u) = 1$$

Le quantile d'ordre p de la grandeur aléatoire \bar{x} est déterminée par l'expression :

$$P\left[\frac{\bar{x} - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} < u_p\right] = p \quad (2.40)$$

c'est à dire ;

$$\bar{x}_p = \mu + u_p \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \quad (2.41)$$

Ici \bar{x}_p est le p quantile de la moyenne échantillonnaire.

La probabilité pour que la moyenne échantillonnaire se trouve dans l'intervalle $\bar{x}_{p1} < \bar{x} < \bar{x}_{p2}$ sera ,

$$P\left[\mu + u_{p1} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} < \bar{x} < \mu + u_{p2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right] = F(u_{p2}) - F(u_{p1}) = p_2 - p_1 \quad (2.42)$$

La médiane échantillonnaire de n observations indépendantes de distribution normale de paramètres μ et σ^2 est une grandeur aléatoire de distribution proche de la normale et de paramètres ; $E(x_{0.5}) = \mu$ et $V(x_{0.5}) = \frac{\pi}{2n} \sigma^2$. La variance de la médiane échantillonnaire est de $\frac{\pi}{2} = 1,57$ fois plus grande que la variance de la moyenne aléatoire. De cette façon, la moyenne échantillonnaire est une évaluation plus efficace de la caractéristique du centre de distribution.

La dispersion échantillonnaire obtenue à partir des résultats de n essais indépendants pris d'un ensemble général de distribution normale de paramètres μ et σ^2 est distribuée asymptotiquement normale de paramètres :

$$E(S^2) = \sigma^2 \text{ et } V(S^2) = \frac{2}{n-1} \sigma^4$$

Les valeurs échantillonnaires des caractéristiques numériques sont des évaluations quantitatives fiables des valeurs des caractéristiques générales. Lors des volumes limités d'essais en liaison avec cela il est nécessaire d'indiquer le degré de précision de la fiabilité des évaluations des caractéristiques générales, ces dernières sont données par l'intervalle de confiance, dont le sens consiste à ce que quelque soit la probabilité α très petite, il existe :

$$P\left[\hat{\theta} - \varepsilon < \theta < \hat{\theta} + \varepsilon\right] = 1 - \alpha \quad (2.43)$$

où $\hat{\theta}$ est une évaluation du paramètre θ .

Si on répète plusieurs fois les échantillons et chaque fois on trouve les intervalles de confiances, alors dans $P = (1 - \alpha) \%$ des cas les intervalles de confiances recouvrent la valeur réelle du paramètre qui nous intéresse. La probabilité $P = (1 - \alpha)$ avec laquelle l'intervalle de confiance lors des essais rejetés recouvrent la valeur réelle du paramètre est dite la probabilité de confiance ou la fiabilité statistique. Lors de la détermination des intervalles de confiance on prend généralement le niveau de la probabilité de confiance égale à 0,9 ou 0,95 et rarement 0,99. Si on résout ce qui se trouve sous le signe de probabilité de l'inégalité (2.42), on obtient alors :

$$P \left[\bar{x} - u_{p2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} < \mu < \bar{x} - u_{p1} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \right] = P_2 - P_1 \quad (2.44)$$

De cette façon la probabilité de satisfaire l'inégalité :

$$\bar{x} - u_{p2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} < \mu < \bar{x} - u_{p1} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \quad (2.45)$$

sera : $P = P_2 - P_1 = 1 - \alpha$

Si on prend par exemple $P_1 = 0,025$ et $P_2 = 0,975$ ($\alpha = 0,05$) alors

$u_{p1} = -1,96$ et $u_{p2} = 1,96$ (voir tableau .3 en annexes) et ;

$$P \left[\bar{x} - 1,96 \frac{\sigma}{\sqrt{n}} < \mu < \bar{x} + 1,96 \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \right] = 0,95 \quad (2.46)$$

C'est à dire lors de l'extraction rejetée à partir d'une loi normale de paramètres μ et σ^2 l'ensemble général des échantillons de volume n chacun on peut construire les séries qui correspondent aux échantillons des intervalles (2.46). C'est pourquoi presque 95% de ces intervalles recouvrent la valeur réelle de l'espérance mathématique μ .

Les intervalles déterminés par les relations (2.44) et (2.45) seront les intervalles de confiance pour la valeur moyenne générale μ , construit avec une probabilité de confiance $P = P_2 - P_1 = 1 - \alpha$. Les limites correspondantes des intervalles sont les limites de confiance. Lors de la construction des intervalles de confiance pour la moyenne générale on prend $P_1 = \alpha/2$ et $P_2 = 1 - P_1 = 1 - \alpha$, c'est à dire on considère les limites symétriques des intervalles de confiance par rapport à la moyenne échantillonnaire c'est pour cela qu'on choisit $\alpha = 0,1$ ou $\alpha = 0,05$ et plus rarement $\alpha = 0,01$.

Lors de la résolution des problèmes pratiques liés à l'analyse statistique des propriétés mécaniques des matériaux de construction ou de la capacité portante des éléments de construction, comme règle la valeur de variance générale de la distribution initiale de la grandeur aléatoire, qui entre dans les formules de (2.44) à (2.46) s'avère inconnue. C'est pourquoi lors de la construction des intervalles de confiance pour la moyenne générale on utilise la variance échantillonnaire.

Dans ce cas la grandeur aléatoire réduite est :

$$t = \frac{\bar{x} - \mu}{\frac{S}{\sqrt{n}}} \quad (2.47)$$

où S est l'écart quadratique moyen échantillonnaire calculé par la formule (2.30) ayant une distribution autre que la normale, et la grandeur aléatoire t (2.47) a une distribution de la forme :

$$F(t) = \frac{\Gamma\left(\frac{k+1}{2}\right)}{\sqrt{\pi k} \Gamma\left(\frac{k}{2}\right)} \int_{-\infty}^t \left(1 + \frac{t^2}{k}\right)^{-\frac{k+1}{2}} dt \quad (2.48)$$

où $\Gamma(y)$ est la fonction gamma de y,

K le nombre de degré de liberté déterminé par la différence entre le volume de l'échantillon et le nombre de paramètres à évaluer selon l'échantillon ; dans le cas considéré $k = n-1$.

La distribution (2.48) dépend seulement du nombre de degré de liberté et est appelée la distribution de Student ou la distribution « t ». La densité des probabilités de la distribution de Student s'exprime par :

$$f(t) = \frac{\Gamma\left(\frac{k+1}{2}\right)}{\sqrt{\pi k} \Gamma\left(\frac{k}{2}\right)} \left(1 + \frac{t^2}{k}\right)^{-\frac{k+1}{2}} \quad (2.49)$$

Lors d'un grand nombre de degré de liberté la distribution de Student converge vers la normale. Plus le degré de liberté est grand, plus est forte la convergence entre les distributions de Student et normale. D'habitude pour $k \geq 30$ on prend $t = u$.

En rapport de ce qui a été dit, l'intervalle de confiance pour la moyenne générale pour une valeur inconnue de σ^2 se trouve à partir de l'expression :

$$\bar{x} - \frac{S}{\sqrt{n}} t_{\alpha,k} < \mu < \bar{x} + \frac{S}{\sqrt{n}} t_{\alpha,k} \quad (2.50)$$

où $t_{\alpha,k}$ est la valeur du quantile de la statistique k du niveau $P = 1 - \alpha/2$ pour le nombre de degré de liberté $k = n - 1$. Les valeurs de $t_{\alpha,k}$ sont données dans le tableau.5 en annexes.

Dans le cas d'un échantillon censuré l'intervalle de confiance pour la probabilité de confiance $P = 1 - \alpha$ est déterminée approximativement par l'expression :

$$\bar{x} + u_{\alpha/2} \frac{S}{\sqrt{n}} \sqrt{f_2(u)} < \mu < \bar{x} + u_{1-\alpha/2} \frac{S}{\sqrt{n}} \sqrt{f_2(u)} \quad (2.51)$$

où $u_{\alpha/2}$ et $u_{1-\alpha/2}$ sont tirés du tableau.3 (annexe).

$f_2(u)$ déterminée à partir du tableau.4 (annexe) selon la valeur trouvée de u.

La grandeur aléatoire est :

$$\chi^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \quad (2.52)$$

obéit à la distribution de Pearson ou bien la distribution χ^2 de paramètre $k = n-1$ (nombre de degré de liberté). Avec l'accroissement du nombre de degré de liberté, la distribution χ^2 s'approche de la loi normale, mais plus lentement que la distribution t . La forme du graphe de la densité de la distribution χ^2 dépend seulement du nombre de degré de liberté.

La densité de probabilité de la distribution χ^2 est décrite par l'expression :

$$f(\chi^2) = \frac{(\chi^2)^{\frac{k}{2}-1}}{2^{\frac{k}{2}} \Gamma(\frac{k}{2})} \exp\left(-\frac{1}{2} \chi^2\right)$$

$$\text{La probabilité : } P[\chi^2 < \chi^2_1] = \frac{1}{2^{\frac{k}{2}} \Gamma(\frac{k}{2})} \int_{\chi^2}^{\infty} (\chi^2)^{\frac{k}{2}-1} \exp\left(-\frac{1}{2} \chi^2\right) d\chi^2 \quad (2.53)$$

Pour la distribution χ^2 il existe des tables numériques qui donnent la possibilité de trouver la probabilité (2.2.53) (voir le tableau VI) [34]. Pour $k > 30$, l'approximation suivante est convenable :

$$\chi^2_p = \frac{1}{2} (u_{1-p} + \sqrt{2k})^2 \quad (2.54)$$

ou mieux

$$\chi^2_p = k \left(1 - \frac{2}{2k} + u_{1-p} \sqrt{\frac{2}{2k}} \right) \quad (2.55)$$

où u est la grandeur aléatoire normée, distribuée selon la loi normale.

Les quantiles de la distribution de la variance échantillonnaire (S^2_p) peut être obtenue à partir des quantiles de la distribution χ^2 conformément à (2.50) :

$$S^2_p = \sigma^2 \frac{\chi^2_p}{n-1} \quad (2.56)$$

Pour la construction des intervalles de confiance pour la variance générale, considérons la relation :

$$P[\chi^2_{p2} < \chi^2_p < \chi^2_{p1}] = P_2 - P_1 \quad (2.57)$$

En tenant compte de la relation (2.52), résolvons l'inégalité qui se trouve entre parenthèse par rapport à σ^2 :

$$P\left[S^2 \frac{n-1}{\chi^2_{p1}} < \sigma^2 < S^2 \frac{n-1}{\chi^2_{p2}}\right] = P_2 - P_1 \quad (2.58)$$

ou

$$S^2 \frac{n-1}{\chi^2_{p1}} < \sigma^2 < S^2 \frac{n-1}{\chi^2_{p2}} \quad (2.59)$$

est l'intervalle de confiance pour la dispersion générale σ^2 avec la probabilité de confiance $P = P_2 - P_1 = 1 - \alpha$.

On prend $P_1 = \alpha/2$ et $P_2 = 1 - \alpha/2$, et $P = 1 - \alpha$ est choisie égale à 0,9 ou 0,95.

Les limites des intervalles de confiance pour l'écart quadratique moyen échantillonnaire σ , on les trouve par extraction de la racine carrée à partir des valeurs des limites de confiance pour la dispersion générale.

Dans le cas d'un échantillon censuré, l'intervalle de confiance pour l'écart quadratique moyen général se détermine approximativement à partir de la relation :

$$\frac{S}{1+u_{p_2} \sqrt{\frac{f_3(u)}{n}}} < \sigma < \frac{S}{1+u_{p_1} \sqrt{\frac{f_3(u)}{n}}} \quad (2.60)$$

où u_{p_1} et u_{p_2} sont tirés à partir du tableau.3 (annexe), $f_3(u)$ à partir du tableau.4 (annexe) par la valeur trouvée de u .

Si à partir d'un ensemble général de distribution normale, on met en essai m échantillons de volume n chacun et on calcule les oscillations de R_i (2.34), alors les intervalles de confiance de l'écart quadratique moyen général peut être calculé par la formule :

$$\frac{\bar{R}}{\beta_n} \frac{1}{1+u_{p_2} \frac{\gamma_n}{\sqrt{m}}} < \sigma < \frac{\bar{R}}{\beta_n} \frac{1}{1+u_{p_1} \frac{\gamma_n}{\sqrt{m}}} \quad (2.61)$$

où $\bar{R} = \frac{\sum_{i=1}^m R_i}{m}$ est la moyenne arithmétique à partir de m oscillations.

u_{p_1} et u_{p_2} on les trouve à partir du tableau.3 (annexe).

β_n et γ_n sont déterminés à partir du tableau.2 (annexe) en fonction du volume de l'échantillon n . Les limites de confiance pour l'écart quadratique moyen général, sont calculées à partir de la dispersion échantillonnaire (2.59) un peu plus souvent que les limites calculées en se basant sur les oscillations échantillonnaires (2.60).

Pour les grands échantillons, les données expérimentales peuvent être présentées sous forme d'un histogramme qui sont une évaluation graphique de la densité de probabilité, c'est à dire la densité empirique des probabilités. Pour construire des histogrammes des envergures (des oscillations) les variations des données échantillonnaires sont regroupées en 7 à 20 intervalles égaux. Pour chaque intervalle (classe) on calcule la fréquence $w_j(x)$, comme suit :

$$w_j(x) = \frac{n_j}{n} \quad (2.62)$$

où n_j est le nombre d'observations dans l'intervalle j

n est le volume de l'échantillon.

L'histogramme est composé de rectangles dont les bases servent d'intervalles des valeurs de la caractéristique mécanique et la hauteur représente la fréquence. Si les intervalles ont différentes longueurs (par exemple lors du regroupement des intervalles à petit nombre d'observations, la hauteur des rectangles est égale au rapport de la fréquence à la longueur du j -ème intervalle Δx_j) :

$$h = \frac{w_j(x)}{\Delta x_j} \quad (2.63)$$

L'évaluation de la fonction de distribution $P[X(x)] = F(x)$ est le polygone des fréquences cumulées ou la fonction empirique de distribution. Si les valeurs de la caractéristique mécanique obtenues à la suite d'essais de n éprouvettes, sont disposées dans l'ordre croissant des valeurs, on aura :

$$x_1 \leq x_2 \leq x_3 \leq \dots \leq x_i \leq \dots \leq x_n \quad (2.64)$$

alors le cumul de fréquence des valeurs de la caractéristique mécanique est déterminé comme :

$$w(x) = \begin{cases} 0 & \text{pour } x < x_1 \\ \frac{i}{n} & \text{pour } x_i \leq x \leq x_{i+1}, i=1,2,\dots,n-1 \\ 1 & \text{pour } x \geq x_n \end{cases} \quad (2.65)$$

Graphiquement l'expression (2.64) représente le polygone des fréquences cumulées, présenté sur la figure 3 (annexe). La fréquence cumulée a un saut de valeur $1/n$ aux points $x = x_1, x = x_2, \dots, x = x_n$ (voir figure. 3 annexe). Si certaines éprouvettes ont les mêmes caractéristiques mécaniques, alors les sauts du cumul de fréquences est égal au multiple de $1/n$ correspondant. Comme il est montré sur la figure 3 (annexe), la quatrième et la cinquième éprouvette ont la même valeur de la caractéristique ($x_4 = x_5$), c'est pourquoi le saut pour $x = x_4 = x_5$ est de $2/n$.

Lors du traitement des résultats des essais mécaniques, il est plus rationnel de tracer la courbe continue au lieu de la courbe en escaliers (courbe discontinue sur la figure.3 en annexes) que donne les n points disposés au milieu des parties verticales de la courbe en escaliers. Les abscisses de ces points sont les valeurs de la caractéristique mécanique x_i et l'ordonnée est la fréquence cumulée ou la fonction empirique de distribution, caractérisant l'évaluation de la probabilité de l'évènement $x \leq x_i$,

$$w(x) = \frac{i-0.5}{n} = \hat{P}[X \leq x_i] \quad (2.66)$$

où i est le numéro de l'éprouvette dans la série variationnelle (2.64)

$\hat{P}[X \leq x_i]$ est l'évaluation de la probabilité de l'évènement $X \leq x_i$.

Les résultats des essais mécaniques peuvent être représentés sous forme de fonction empirique de la distribution sur l'abaque des probabilités (voir figure.1 en annexes). Dans ce cas les valeurs de la caractéristique mécanique sont disposées en série variationnelle (2.64). Pour chaque membre de la série variationnelle à l'aide de la formule (2.66), on calcule l'évaluation de la probabilité P correspondante, le rôle que joue la fréquence cumulée w . Sur l'abaque des probabilités on trace les points expérimentaux dont les abscisses sont les valeurs de la caractéristique mécanique et l'ordonnée l'évaluation de P (fréquence cumulée w). L'évaluation graphique de la

fonction de distribution normale est la fonction empirique de distribution, qui sur l'abaque des probabilités normales est représentée par une ligne droite d'équation :

$$\hat{x}_p = \bar{x} + u_p S \quad (2.67)$$

où \hat{x}_p est l'évaluation du quantile d'ordre p de la grandeur aléatoire x ,

u_p est le quantile d'ordre p de la grandeur aléatoire u.

L'évaluation du quantile des caractéristiques des propriétés mécaniques et le domaine de confiance pour la fonction de distribution. Pour une distribution normale l'évaluation des valeurs des quantiles de la grandeur aléatoire se fait à l'aide de la formule (2.67) ; mais cette évaluation n'est fiable seulement pour un grand nombre d'essais. Pour un petit volume et particulièrement pour des niveaux de P hauts et bas, il devient nécessaire de construire les limites de confiance pour les quantiles. Pour les caractéristiques des propriétés mécaniques à distribution normale la limite supérieure de confiance a le niveau P pour la probabilité de confiance $\beta = 1 - \alpha$.

$$x_p^H = \bar{x} + t_{\beta}'[n-1, \Delta] \frac{S}{\sqrt{n}} \quad (2.68)$$

où : $t_{\beta}'[n-1, \Delta]$ est le quantile d'ordre β de la distribution non centrale de Student de (n-1) degrés de liberté et de paramètres de non centralité.

$$\Delta = u_p \sqrt{n} \quad (2.69)$$

où u_p est le quantile d'ordre p de la distribution normale réduite :

$$f(u) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^u e^{-u^2/2} . du$$

La limite inférieure de confiance du quantile d'ordre p pour la probabilité de confiance $1 - \beta = \alpha$ est :

$$x_p^B = \bar{x} + t_{1-\beta}'[n-1, \Delta] \frac{S}{\sqrt{n}} \quad (2.70)$$

$$\text{pour cela } t_{1-\beta}'[n-1, -\Delta] = - t_{1-\beta}'[n-1, \Delta] \quad (2.71)$$

Pour $p = 0,5$ les limites (2.68) et (2.70) sont symétriques par rapport à l'évaluation de l'espérance mathématique et coïncident avec les limites de l'intervalle de confiance (2.50), pour les valeurs de la probabilité de confiance. Les valeurs du quantile $t_{\beta}'[n-1, \Delta]$ pour les valeurs de $\alpha = 0,10$ et $\alpha = 0,05$, sont déterminées à l'aide du tableau VII [34]. Pour cela, on calcule en premier la valeur du paramètre :

$$u = \frac{S}{\sqrt{2(n-1) + S^2}} \quad (2.72)$$

Ensuite à l'aide du tableau VII [34] pour $k = n - 1$ et la valeur calculée du paramètre u on détermine par interpolation la valeur l et ensuite on calcule la valeur $t_{\beta}'[n-1, \Delta]$:

$$t_{\beta}' = \frac{\Delta+1 \sqrt{1 + \frac{\Delta^2}{2k} - \frac{1}{2k}}}{1 - \frac{1}{2k}} \quad (2.73)$$

Pour les échantillons de grands volumes et pour déterminer $t_{\beta}'[n-1, \Delta]$, on peut utiliser l'approximation.

$$t_{\beta}' = \frac{\left(1 - \frac{1}{4k}\right)\Delta + u_{\beta} \sqrt{\left(1 - \frac{1}{4k}\right)^2 - \frac{u_{\beta}^2}{2k} + \frac{\Delta^2}{2k}}}{\left(1 - \frac{1}{4k}\right)^2 - \frac{u_{\beta}^2}{2k}} \quad (2.74)$$

où u_{β} est le quantile d'ordre β de la distribution normale réduite.

$$f(u) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^u \exp\left(-\frac{u^2}{2}\right) du \quad , \quad \text{avec } u = \frac{x - \mu}{\sigma}$$

En liaison avec la non homogénéité des propriétés des matériaux des tubes et les écarts dans les régimes technologiques de leur fabrication, les propriétés mécaniques des éprouvettes et tubes ont un caractère aléatoire et peuvent prendre des valeurs sensiblement différentes lors de répétition des essais avec la possibilité de respecter complètement leurs conditions. C'est pourquoi à partir des expériences, les caractéristiques des propriétés mécaniques ne donnent seulement qu'une évaluation approximative des propriétés réelles. La valeur de l'erreur possible dépend du volume des essais (nombre d'éprouvettes), des particularités de construction des tubes, du matériau, des conditions d'essai et des méthodes de traitement de leurs résultats. Augmenter la précision de l'évaluation des caractéristiques des propriétés mécaniques pour des conditions déterminées d'essai est possible seulement par l'augmentation du volume des essais et l'utilisation des méthodes plus rationnelles de traitement statistique des résultats, en utilisant au maximum les informations obtenues lors des expériences. Lors de la détermination du volume minimal nécessaire des échantillons n , on part du but des essais envisagés. Si le but des essais est l'évaluation de l'espérance mathématique des caractéristiques des propriétés mécaniques « μ », alors le volume de l'échantillon en cas d'une distribution supposée normale, est déterminé par la formule :

$$n = \frac{\gamma^2}{\Delta_{\mu}^2} U_{1-\alpha/2}^2 \quad (2.75)$$

$$\text{ou bien } n = \frac{U_{1-\alpha/2}^2}{\delta_{\mu}^2} \quad (2.76)$$

où γ est le coefficient de variance de la caractéristique des propriétés mécanique à déterminer ;

Δ_{μ} l'erreur relative maximale (tolérance) lors de l'évaluation de la valeur moyenne en % de la valeur moyenne de la caractéristique à déterminer.

$U_{1-\alpha/2}$ le quantile d'ordre $P=1-\alpha/2$ de la grandeur aléatoire à distribution normale normée $\left(U=\frac{X-\mu}{\sigma}\right)$.

$P=1-\alpha/2$ est la fiabilité statistique qui représente la probabilité de non-dépassement de l'erreur réelle lors de la détermination de la valeur moyenne de la caractéristique et les erreurs maximales Δ_μ ou δ_μ (en module).

δ_μ l'erreur relative maximale (tolérance) lors de l'évaluation de la valeur moyenne en % de l'écart quadratique moyen de la caractéristique étudiée des propriétés mécaniques.

Comme règle, le coefficient de variance général γ est une grandeur inconnue, c'est pourquoi lors de la détermination du volume de l'échantillon on le remplace par le coefficient de variance échantillonnaire v obtenu en se basant sur les informations préalables sur des matériaux analogues et des tubes analogues. En cas d'inexistence d'analogues la valeur du coefficient échantillonnaire de variance est donnée et sa valeur sera précisée durant l'expérience. Dans ce cas, le volume d'essai doit être corrigé conformément avec la valeur précise du coefficient de variance par la méthode de sélection selon la formule :

$$n = \frac{v}{\Delta_\mu^2} t_{\alpha,k}^2 \quad (2.77)$$

où $t_{\alpha,k}$ est la valeur du quantile de la statistique t d'ordre $P=1-\alpha/2$ pour le nombre de degré de liberté $k = n - 1$ (tableau.5 annexes).

En relation avec la possibilité d'augmentation du volume des essais comme résultats de correction, il est nécessaire de prévoir une certaine réserve lors de la sélection des éprouvettes. Les formules de (2.2.52) à (2.2.54) sont obtenues à partir de la condition à savoir la probabilité pour que l'évaluation de l'espérance mathématique tombe dans l'intervalle $\mu (1 \pm \Delta_\mu)$ ou $\mu \pm \delta_\mu \sigma$ sera $P=1-\alpha$. Pour les valeurs des erreurs maximales Δ_μ et δ_μ , il faut les choisir en fonction des exigences à la précision de l'évaluation de la valeur moyenne de la caractéristique des propriétés mécaniques. Pour les basses (faibles) pressions la valeur de Δ_μ est prise égale au coefficient de variance de la caractéristique à déterminer, dans ce cas $\delta_\mu = 1$. Pour une précision moyenne, la valeur de Δ_μ est prise égale à $(0,4 \text{ à } 0,5) \gamma$ et $\delta_\mu = 0,4 \text{ à } 0,5$ pour une précision élevée on prend $\Delta_\mu = (0,2 \text{ à } 0,3) \gamma$ et $\delta_\mu = 0,2 \text{ à } 0,3$. Pour une correction éventuelle du volume des essais donné par la formule (2.77), cette dernière sera présentée sous la forme :

$$\Delta_\mu = \frac{v}{\sqrt{n}} t_{\alpha,k} \quad (2.78)$$

Si le but de la planification des essais est l'évaluation de l'écart quadratique moyen de la caractéristique des propriétés mécaniques, alors le volume de l'échantillon est déterminé par la méthode de sélection selon la formule [40] :

$$(1+\Delta_\sigma)^2 = \frac{\chi_{\alpha/2}^2}{\chi_{0.5}^2} \quad (2.79)$$

où Δ_σ est l'erreur relative maximale (tolérée) lors de l'évaluation de l'écart quadratique moyen de la grandeur aléatoire X qui suit la loi normale.

$\chi_{\alpha/2}^2$ et $\chi_{0.5}^2$ sont les quantiles d'ordre $P=\alpha/2$ et $P=0,5$ de la statistique χ^2 (tableau.6 annexes).

La valeur de α est prise d'habitude égale à 0,1 . La valeur de l'erreur Δ_σ est choisie en fonction des exigences à la précision d'évaluation de l'écart quadratique moyen de la caractéristique des propriétés mécaniques. Pour une précision faible on prend $\Delta_\sigma = 0,4$ à 0,5 . Pour une précision moyenne $\Delta_\sigma = 0,25$ à 0,35 et pour une haute précision $\Delta_\sigma = 0,1$ à 0,2 . Pour $n \geq 15$, à la place de la relation (2.79) le volume de l'échantillon est déterminé en utilisant la formule approximative suivante :

$$n=1.5 + \frac{U_{1-\alpha/2}^2}{2\Delta_\sigma^2} \quad (2.80)$$

Lorsqu'on se donne, lors de la planification des essais, d'évaluer en même temps la valeur moyenne et l'écart quadratique moyen de la caractéristique contrôlée des propriétés mécaniques avec une précision et une fiabilité donnée, le volume d'essais est déterminé comme la valeur la plus grande des deux valeurs de n , déterminées par les formules (2.75) à (2.77) et de (2.78) à (2.80). Pour cela, on peut aussi utiliser les tableaux 3 et 7 (annexes). Lorsque le but d'essai est l'évaluation des valeurs des quantiles des caractéristiques des propriétés mécaniques, le volume nécessaire minimal des essais est déterminé en partant d'une précision et d'une fiabilité statistique d'évaluation des quantiles. L'erreur maximale de l'évaluation des quantiles des caractéristiques des propriétés mécaniques en % de l'écart quadratique moyen échantillonnaire de cette caractéristique :

$$\delta_p = \frac{\hat{x}_p - x_p^B}{S} \quad , \quad \text{pour } P \leq 0.5 \quad (2.81)$$

$$\delta_p = \frac{x_p^H - \hat{x}_p}{S} \quad , \quad \text{pour } P \geq 0.5 \quad (2.82)$$

Le volume minimal nécessaire des séries d'éprouvettes, dans le cas où la variable aléatoire X suivrait une distribution normale, est déterminé par la méthode de sélection à partir des équations :

$$U_p - t_{1-\beta}' [n-1, \Delta] \frac{1}{\sqrt{n}} = \delta_p \quad \text{pour } P \leq 0.5 \quad (2.83)$$

$$t_\beta' [n-1, \Delta] \frac{1}{\sqrt{n}} - U_p = \delta_p \quad \text{pour } P \geq 0.5 \quad (2.84)$$

qui se déduisent à partir des relations (2.68) à (2.71).

Les valeurs de la probabilité de confiance $\beta = 1 - \alpha$, lorsqu'on utilise les formules (2.83) et (2.84), sont données préalablement. On prend $\beta = 0,9$. La valeur de l'erreur relative maximale lors de l'évaluation des quantiles est prise égale à $\delta_p = 0,2$ à 0,3

lorsqu'une grande précision est exigée, et $\delta_p = 0,4$ à $0,6$ pour une précision exigée moyenne, pour une faible précision on prend $\delta_p = 0,8$ à $1,0$. Après avoir fait les essais, la quantité des éprouvettes calculée à l'aide des formules (2.83) et (2.84) et l'évaluation à l'aide des résultats obtenus de l'écart quadratique moyen « S » il se peut que l'erreur absolue maximale de l'évaluation des quantiles $\hat{x}_p - x_p^{\text{inférieur}}$ ou $x_p^{\text{supérieur}} - \hat{x}_p$, c'est à dire :

$$\Delta_p = \delta_p S \quad (2.85)$$

est très grande et ne satisfait pas aux exigences du problème à résoudre. On fait la correction du volume des essais en partant de l'exigence à l'erreur absolue maximale en tenant compte de l'évaluation trouvée de l'écart quadratique moyen de la caractéristique considérée des propriétés mécaniques. Le volume corrigé des essais est déterminé par les formules (2.83) et (2.84) pour $\delta_p = \Delta_p/S$ etc. Après avoir fait le volume total des essais, on précise la valeur de l'erreur absolue par la formule (2.85) en tenant compte de la nouvelle valeur de l'écart quadratique moyen « S ». Si après la première correction du volume d'essais on n'arrive pas à la précision exigée de l'évaluation des quantiles, il devient nécessaire de procéder à une deuxième correction. Pour la réduction du volume des calculs lors de la détermination du volume minimal nécessaire des essais, on peut utiliser le tableau.4 (annexes).

Si pour la détermination de t'_β , on utilise l'approximation (2.74), les limites de confiance des quantiles de la limite de résistance pour tous les niveaux de probabilité considérés, comme le montrent les calculs, coïncident avec les limites calculées sur la base de la valeur précise de t'_β , c'est à dire la formule (2.74) donne des résultats très satisfaisants pour $n = 30$. La précision va croître avec l'augmentation de n . Sur la figure.2 (annexes) en lignes discontinues 2 et 3 sont montrés les limites supérieures pour $\beta = 0,96$ et inférieure pour $1 - \beta = 0,05$ de confiance du quantile de la limite de résistance. Le domaine se trouvant entre ces deux lignes, représente le 90% du domaine de confiance de la distribution de la limite de résistance.

III . VERIFICATION DES HYPOTHESES STATISTIQUES LORS DE L'ANALYSE DES DONNEES DES ESSAIS MECANIQUES

L'utilisation des critères statistiques permet la vérification de certaines suppositions relatives à un ou plusieurs ensembles généraux. Ces suppositions sont appelées « hypothèses statistiques ». L'hypothèse ayant la plus importante valeur dans l'étude faite, est appelée hypothèse de base ou « nulle » et on la désigne par H_0 . L'hypothèse nulle est choisie puis on la vérifie à l'aide des critères statistiques afin d'avoir une base pour l'écarter et prendre l'hypothèse alternative H_A concurrente. Si les données statistiques disponibles ne permettent pas de rejeter l'hypothèse nulle, alors on l'utilise comme hypothèse de travail tant que les nouveaux résultats cumulés des essais ne permettent pas de l'écarter. L'hypothèse nulle est rejetée, quant à la base des essais échantillonnaires on obtient un résultat peu probable justifiant l'hypothèse nulle avancée. La frontière entre grande et petite probabilité est donnée par le seuil de signification. Pour la plupart des domaines des recherches scientifiques comme seuil de signification, on prend les seuils 0,5% et 1%, rarement le seuil 0,1%. Les valeurs de la statistique, pour lesquelles le seuil choisi de signification rejette l'hypothèse nulle, forment ce qu'on appelle le domaine critique des critères, et les valeurs pour lesquelles l'hypothèse n'est pas rejetée celui des valeurs admissibles. De cette façon, la vérification statistique des hypothèses consiste à la construction du domaine

critique du critère pour le seuil choisi de signification. Si la statistique, calculée à la base de l'échantillon, tombe dans le domaine critique l'hypothèse nulle est rejetée, ce qui signifie de la non correspondance de hypothèse vérifiée aux données des essais. Lors de la vérification statistique des hypothèses, quatre possibilités (tableau.III.1) [34], parmi lesquelles deux sont erronées. L'erreur de première espèce consiste au rejet de l'hypothèse nulle et qui est en réalité vraie. L'erreur de deuxième espèce qui consiste à prendre l'hypothèse nulle et qui n'est en réalité pas vraie. La probabilité de faire l'erreur du premier type on la désigne par α . Dans la pratique, dans les recherches scientifiques, d'habitude on prend $\alpha = 0,05$ (dans 5% des cas nous rejetons à tort l'hypothèse H_0), rarement on prend $\alpha = 0,1$ ou $\alpha = 0,01$. La probabilité de faire l'erreur du deuxième type est désignée par β . La grandeur ;

$$\pi = 1 - \beta \quad (2.86)$$

est la probabilité d'écarter l'hypothèse nulle, quand en réalité l'hypothèse alternative est vraie, on l'appelle *la fonction de la puissance du critère*. D'habitude on se donne la valeur de α et on essaie d'arriver à une grande valeur de la fonction de puissance π .

On distingue les critères unilatéraux et bilatéraux. Si par exemple, on veut se convaincre qu'une grandeur aléatoire est exactement supérieure à une autre (ou exactement inférieure à une autre), alors on utilise un critère unilatéral. Et si on s'intéresse aux valeurs positives et négatives entre lesquelles est disposée la grandeur étudiée, alors on utilise un critère bilatéral.

Tableau II.1- Evènements possibles lors de la vérification des hypothèses statistiques

Décision suivant le critère Statistique	H_0 est vraie	H_0 est fausse
H_0 est rejetée	Décision erronée (erreur de 1 ^{er} espèce)	Décision juste
H_0 n'est pas rejetée	Décision juste	Décision erronée (erreur de 2 ^{eme} espèce)

Nous considérons les critères, principalement fondés sur la supposition que la caractéristique étudiée des propriétés mécaniques suit une loi normale. De tels critères sont appelés paramétriques. Les autres critères statistiques qui n'utilisent pas l'information sous forme de distribution de la grandeur aléatoire, sont appelés critères (test) non paramétriques. La dispersion des données expérimentales est déterminée principalement par la non homogénéité des matériaux, conséquence de changement des conditions d'essai, d'erreurs importantes lors des mesures du diamètre de l'éprouvette et de la charge. Si les écarts indiqués par rapport aux normes sont notés durant les essais, alors les résultats de ces expériences sont exclus de la suite de l'analyse. Parfois les causes d'écarts brusque de données des essais ne sont pas détectées lors de l'exécution des expériences mais les valeurs obtenues de la caractéristique mécanique de certaines éprouvettes provoquent le doute. De façon similaire à cela les résultats douteux, on les exclut en utilisant des critères (tests) spéciaux. L'hypothèse de base lors de l'utilisation des critères est la suggestion (supposition) que la plus grande valeur x_n (ou bien la plus petite x_1) appartienne au même ensemble général que les $(n-1)$ observations restantes.

Critère pour rejet lorsque la dispersion échantillonnaire est connue : L'utilisation du critère considéré est possible par une distribution normale de la grandeur aléatoire quand l'espérance mathématique est inconnue et la valeur de la dispersion connue. De telles situations sont rencontrées pour les caractéristiques mécaniques des propriétés des matériaux que l'on contrôle à la réception du produit. Les résultats d'essais de l'échantillon analysé sont présentés sous forme d'une série variationnelle. A l'aide des formules (2.27) et (2.35), on évalue l'espérance mathématique. Ensuite si le doute est provoqué par le premier membre de la série variationnelle, on calcule la statistique :

$$t_1 = \frac{\bar{X} - x_1}{\sigma} \quad (2.87)$$

ou bien
$$t_n = \frac{x_n - \bar{X}}{\sigma} \quad (2.88)$$

Si le dernier membre de la série variationnelle est douteux, et qu'on compare avec la valeur critique du critère t_α , pris du tableau.III.2 [34] pour le seuil de signification α et le volume de l'échantillon n et si l'inégalité suivante est satisfaite ;

$$t_1 \leq t_\alpha \quad \text{ou} \quad t_n \leq t_\alpha \quad (2.89)$$

alors l'hypothèse de base n'est pas écartée, c'est à dire le résultat d'essai x_1 ou x_n n'est pas exclue.

Dans le cas contraire lorsque ;

$$t_1 > t_\alpha \quad \text{ou} \quad t_n > t_\alpha \quad (2.90)$$

l'hypothèse de base est écartée, c'est à dire le résultat x_1 ou x_n est erroné et doit être exclu de la suite de l'analyse et l'espérance mathématique doit être corrigée.

III.1-Critère de N.V.Smirnov :

Ce critère suppose que la variable aléatoire étudiée suit une loi de distribution normale. Il agit pour les plus larges des cas rencontrés, pour lesquels les paramètres généraux sont inconnus, et sont connus seulement leurs évaluations faites sur la base de l'échantillon analysé. Préalablement les résultats des essais de l'échantillon sont disposés sous forme de série variationnelle (2.25). A l'aide des formules (2.27) et (2.35) on évalue l'espérance mathématique et à l'aide de la formule (2.30) on évalue l'écart quadratique moyen, ensuite on calcule la statistique ;

$$u_1 = \frac{\bar{X} - x_1}{s} \quad (2.91)$$

si le doute est provoqué par le premier membre de la série variationnelle, ou bien on calcule la statistique ;

$$u_n = \frac{x_n - \bar{X}}{s} \quad (2.92)$$

si le nombre maximal de la série variationnelle est douteux et on compare avec la valeur critique u_α prise du tableau.III.2 [34] pour le niveau de signification α et le volume de l'échantillon n . Pour $n > 25$, il est recommandé de prendre $u_\alpha = t_\alpha$ (tableau.III.2), [34].

Dans le cas où ;

$$u_1 \leq u_\alpha \quad \text{et} \quad u_n \leq u_\alpha \quad (2.93)$$

l'hypothèse nulle n'est pas écartée, c'est à dire les résultats du premier et du dernier essai de l'éprouvette sont admis parmi les $(n-1)$ résultats restants.

Dans le cas où ;

$$u_1 > u_\alpha \quad \text{et} \quad u_n > u_\alpha \quad (2.94)$$

l'hypothèse nulle est écartée, c'est à dire le saut de x_α ou x_1 n'est pas aléatoire. Donc il ne caractérise pas l'ensemble considéré des données et est déterminé par une erreur grossière lors de l'essai. Dans ce cas la valeur de la caractéristique des propriétés mécaniques de x_1 ou x_n est exclue et les évaluations de \bar{x} et S trouvées auparavant sont soumises aux corrections en tenant compte des résultats rejetés.

III.2- Critère d'égalité de deux variances des grandeurs aléatoires à distribution normale :

En liaison à ce que les caractéristiques numériques échantillonnaires des propriétés mécaniques, y inclus la variance échantillonnaire, ont des dispersions déterminées lors de l'étude de l'influence des différents facteurs sur les propriétés mécaniques des aciers des tubes, lors du choix des aciers et pour la résolution d'autres problèmes il apparaît nécessaire de déterminer la signification ou le hasard dans la divergence des caractéristiques échantillonnaires entre elles, ainsi entre les caractéristiques échantillonnaires et générales.

Comparaison de la dispersion échantillonnaire avec une dispersion générale connue :

Dans certains cas pratiques, on dispose d'un grand volume de données expérimentales permettant d'évaluer la dispersion générale des caractéristiques des propriétés mécaniques σ_0^2 avec de haute précision et fiabilité statistique. Supposons qu'on a mis une série d'éprouvettes de volume n , à partir de laquelle on a évalué les variances des caractéristiques des propriétés mécaniques S^2 . Il est nécessaire (on demande) de vérifier l'hypothèse de base H_0 , qui consiste à ce que la variance σ^2 de l'ensemble général à partir duquel on a pris l'échantillon, est égale à σ_0^2 . Considérons la résolution de ce problème pour trois hypothèses concurrentes possible H_A .

1- L'hypothèse alternative $H_A : \sigma^2 > \sigma_0^2$, si le seuil choisi de signification α satisfait l'inégalité ;

$$\frac{s^2}{\sigma_0^2} \leq \frac{\chi^2}{n-1} \quad (2.95)$$

alors l'hypothèse de base $\sigma^2 = \sigma_0^2$ n'est pas écartée.

Si l'inégalité (2.96) n'est pas satisfaite, alors l'hypothèse de base est rejetée et on prend l'hypothèse alternative $\sigma^2 > \sigma_0^2$.

2- l'hypothèse alternative $H_A: \sigma^2 < \sigma_0^2$. L'hypothèse de base $\sigma^2 = \sigma_0^2$ n'est pas écartée, si l'inégalité suivante est satisfaite :

$$\frac{s^2}{\sigma_0^2} \geq \frac{\chi_{1-\alpha}^2}{n-1} \quad (2.96)$$

Dans le cas où l'inégalité (2.96) n'est pas respectée, l'hypothèse de base est rejetée et on prend l'hypothèse alternative $\sigma^2 < \sigma_0^2$.

3- L'hypothèse alternative $H_A: \sigma^2 \neq \sigma_0^2$. Dans ce cas pour les essais à hypothèse de base $\sigma^2 = \sigma_0^2$ on utilise un critère bilatéral. Si l'inégalité ;

$$\frac{\chi_{1-\alpha/2}}{n-1} \leq \frac{s^2}{\sigma_0^2} \leq \frac{\chi_{\alpha/2}}{n-1} \quad (2.97)$$

est vérifiée, alors l'hypothèse de base n'est pas écartée. Lorsque l'inégalité (2.97) n'est pas satisfaite, l'hypothèse de base est rejetée et on prend l'hypothèse alternative $\sigma^2 \neq \sigma_0^2$.

Lors de l'utilisation des critères de signification (2.95) à (2.97) et ainsi que d'autres critères, il est important de se donner la valeur du seuil signification α utilisé, qui assurent une probabilité suffisamment petite de l'erreur du deuxième espèce, c'est à dire avoir une certitude suffisamment élevée de rejet de l'hypothèse de base. Autrement dit, lors des essais de l'hypothèse de base, doit être assurée la puissance nécessaire du critère relatif à l'hypothèse alternative (2.86). La puissance du critère unilatéral (2.95) en fonction du rapport effectif des variances générales ;

$$\lambda^2 = \frac{\sigma^2}{\sigma_0^2} = (1 + \Delta\sigma)^2 \quad (2.98)$$

et le seuil de signification α pris et déterminé par l'expression (2.57).

$$\lambda^2 = \frac{\chi_{\alpha}^2}{\chi_{1-\beta}^2} = (1 + \Delta\sigma)^2 \quad (2.99)$$

où $\Delta\sigma$ - la divergence relative maximale dans les écarts quadratiques moyens lors de l'utilisation de l'hypothèse nulle avec un seuil de signification α .

L'expression analogue pour la fonction de puissance aura lieu pour le critère unilatéral (2.96). La fonction de puissance du critère bilatéral (2.97) est :

$$\pi = P\left(\chi^2 < \frac{1}{\lambda^2} \chi_{1-\alpha/2}^2\right) + P\left(\chi^2 > \frac{1}{\lambda^2} \chi_{\alpha/2}^2\right) \quad (2.100)$$

L'évaluation de la puissance des critères lors d'un seuil de signification α et d'une valeur donnée des rapports des variances λ^2 est possible seulement par l'augmentation du volume de l'échantillon. Lors de l'utilisation des critères unilatéraux pour assurer la puissance nécessaire π le volume minimal doit satisfaire à la relation (2.99).

Pour des valeurs $n \geq 15$ le volume nécessaire minimal de l'échantillon peut être trouvé à l'aide de la formule approximative ;

$$n = 1.5 + 0.5 \left[\frac{Z_{1-\beta}(1+\Delta\sigma) + Z_{1-\alpha}}{\Delta\sigma} \right]^2 \quad (2.101)$$

Dans le cas de l'utilisation du critère bilatéral (2.97), le volume nécessaire minimal de l'échantillon est déterminé par la méthode de sélection par la relation approximative ;

$$(1+\Delta\sigma)^2 = \frac{\chi_{\alpha/2}^2}{\chi_{1-\beta}^2} \quad (2.102)$$

ou pour $n \geq 15$ par la formule ;

$$n = 1.5 + 0.5 \left[\frac{Z_{1-\beta}(1+\Delta\sigma) + Z_{1-\alpha}}{\Delta\sigma} \right]^2 \quad (2.103)$$

Pour une série de valeur α , β et $\Delta\sigma$ le volume de l'échantillon déterminé par la relation (2.102) est donné dans le tableau.III.3 [34].

III.3- Critère d'égalité des variances de deux ensembles :

Soient, à partir des résultats d'essais de deux échantillons indépendants de volume n_1 et n_2 de distribution normale, sont calculées les variances S_1^2 et S_2^2 et $S_1^2 > S_2^2$. On demande de vérifier l'hypothèse de base sur le fait que les échantillons indiqués appartiennent à des ensembles généraux de variances égales, c'est à dire $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2$ lors de l'hypothèse alternative $\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$. Dans ce cas, on utilise le critère bilatéral F-critère (critère de Fisher), pour lequel on trouve la statistique ;

$$F = \frac{S_1^2}{S_2^2} \quad \text{pour} \quad s_1^2 > s_2^2 \quad (2.104)$$

et on la compare à la valeur du critère $F_{1-\alpha/2}$, présenté dans le tableau VIII [34] en fonction de $k_1 = n_1 - 1$ et $k_2 = n_2 - 1$ pour $\alpha = 0,05$ et $\alpha = 0,01$. Si

$$F = \frac{S_1^2}{S_2^2} \leq F_{1-\alpha/2} \quad (2.105)$$

alors l'hypothèse sur l'égalité des variances des deux ensembles généraux, à partir desquels sont pris les échantillons, c'est à dire $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2$, n'est pas rejetée. Dans le cas où l'inégalité ci-dessus n'est pas satisfaite l'hypothèse de base est rejetée. Lors de l'hypothèse alternative $\sigma_1^2 > \sigma_2^2$ on utilise le critère unilatéral F. On vérifie l'inégalité ;

$$F = \frac{S_1^2}{S_2^2} \leq F_{1-\alpha} \quad (2.106)$$

si elle est satisfaite l'hypothèse n'est pas rejetée. Dans le cas contraire on prend $\sigma_1^2 > \sigma_2^2$.
 Dans le cas de confirmation de l'hypothèse de base $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2$ suivant deux variances échantillonnaire, on calcule la variance générale σ^2 :

$$s^2 = \frac{(n_1-1)s_1^2 + (n_2-1)s_2^2}{n_1 + n_2 - 2} \quad (2.107)$$

que l'on peut utiliser pour la construction des intervalles de confiances (2.50).
 La fonction de puissance du critère bilatéral (2.104) à la forme [19, 41] :

$$\pi = P\left(F < \frac{1}{\lambda^2} F_{\alpha/2}\right) + P\left(F < \frac{1}{\lambda^2} F_{1-\alpha/2}\right) \quad (2.108)$$

où : $\lambda^2 = \sigma_1^2 / \sigma_2^2$.

Dans le cas du critère unilatéral (2.105) la fonction de puissance ;

$$\pi = P\left(F > \frac{1}{\lambda^2} F_{1-\alpha}\right) \quad (2.109)$$

En se donnant le seuil de signification α et en prenant les valeurs β et λ selon les formules (2.108) et (2.109) par la méthode de sélection, on peut ajouter le volume minimal nécessaire des essais pour la vérification de l'hypothèse $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$. Dans ce cas on prend d'habitude $n_1 = n_2 = n$.

III.4- Critères d'égalité de variances d'une série d'ensemble :

L'hypothèse de base dans ce cas consiste à ce que tous les m ensembles généraux, à partir desquels ont été prélevés les échantillons avec d'égales variances, c'est à dire $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \dots = \sigma_m^2 = \sigma^2$.

III.4.1- Critère de Hatley :

Le plus simple des critères de vérification des hypothèses de base sur l'égalité (homogénéité) d'une série de variance $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \dots = \sigma_m^2 = \sigma^2$.
 Pour les mêmes volumes d'échantillons $n_1 = n_2 = \dots = n_m = n$ est le critère de Hatley, qui considère le calcul de la statistique ;

$$F_{\max} = \frac{S_{\max}^2}{S_{\min}^2} \quad (2.110)$$

et le comparer à la valeur critique F_{\max} pour α choisie, pour le nombre de parties m et pour $k = n-1$ (tableau.IX [34]). Lorsque est satisfaite l'inégalité ;

$$F_{\max} \leq F_{\max \alpha} \quad (2.111)$$

l'hypothèse de base n'est pas rejetée, dans le cas contraire on la rejette et on prend l'hypothèse alternative.

III.4.2- Critère de Cochran :

Ce critère est aussi utilisé pour des échantillons de même volume et il est préféré par rapport au critère de Hatley dans les cas, où une des variances échantillonnaires est sensiblement plus grande que les autres ainsi que lorsque $m > 12$. Lors de l'utilisation du critère de Cochran, on trouve la statistique ;

$$G_{\max} = \frac{S_{\max}^2}{\sum_{i=1}^m s_i^2} \quad (2.112)$$

qu'on compare à la valeur critique G_{α} pour le seuil de signification choisi α , le nombre de parties m et $k = n-1$ (tableau.X) [34]. Si l'inégalité ;

$$G_{\max} \leq G_{\alpha} \quad (2.113)$$

est satisfaite alors l'hypothèse de base n'est pas rejetée. Lorsque l'inégalité (2.113) n'est pas satisfaite l'hypothèse de base est rejetée et on prend l'hypothèse alternative. En liaison avec le fait que le critère de Cochran utilise plus d'informations, il est plus sensible que le critère de Hatley.

III.4.3- Critère de Bartlett :

Lorsque le nombre d'éprouvettes n'est pas le même dans chaque partie, $n_i \geq 5$ l'homogénéité de la variance peut être vérifiée à l'aide du critère de Bartlett. Dans ce cas, on calcule :

$$\chi^2 = \frac{2.3026}{c} \left[\left(\sum_{i=1}^m n_i - m \right) \lg s^2 - \sum_{i=1}^m (n_i - 1) \lg s_i^2 \right] \quad (2.115)$$

où

$$c = 1 + \frac{1}{3(m-1)} \left(\sum_{i=1}^m \frac{1}{n_i - 1} - \frac{1}{\sum_{i=1}^m n_i - m} \right) \quad (2.116)$$

et

$$s^2 = \frac{\sum_{i=1}^m (n_i - 1) s_i^2}{\sum_{i=1}^m n_i - m} \quad (2.117)$$

On calcule la valeur tabulée, trouvée pour le seuil de signification α choisi et le nombre de degré de liberté $k = m-1$ (tableau.6 annexe).

Si la condition suivante ;

$$\chi^2 \leq \chi_{\alpha}^2 \quad (2.118)$$

est satisfaite alors l'hypothèse de base sur l'égalité des variances générales des ensembles à partir desquelles sont prélevés les échantillons, ne sera pas rejetée.

Dans le cas contraire elle sera rejetée et on prendra l'hypothèse alternative.

Dans le cas de la confirmation de l'hypothèse de base sur l'homogénéité des variances ($\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \dots = \sigma_m^2 = \sigma^2$) selon m variances échantillonnaires à la base de l'expression (2.117), on évalue la variance générale σ^2 , qui peut être utilisée pour la construction des intervalles de confiance (2.59).

III.5- Critère d'égalité de deux valeurs moyennes d'ensembles à distribution normale :

Lors de la prise de décision sur les avantages d'un alliage ou sur l'efficacité de nouvelles technologies de production de matériaux, apparaît la nécessité de juger suivant les valeurs moyennes échantillonnaires mécaniques et les relations entre les caractéristiques correspondantes des ensembles généraux.

Comparaison de la moyenne échantillonnaire avec celle d'un ensemble connu :

Soit pour une technologie de production, a été cumulé un grand volume de données d'essais, qui a permis de déterminer l'espérance mathématique « μ » et la variance « σ^2 » des caractéristiques des propriétés mécaniques. Ensuite dans cette technologie ont été fait quelques changements. Les résultats d'essais d'une série d'éprouvettes du matériau préparé par la nouvelle technologie ont montré que les valeurs échantillonnaires, moyenne \bar{x} et variance s^2 diffèrent des valeurs générales. On demande d'éclaircir s'il y a une différence entre la moyenne échantillonnaire \bar{x} et la moyenne générale μ .

Considérons la résolution de ce problème pour deux cas :

- 1) la variance générale σ^2 est connue
- 2) la variance générale σ^2 est inconnue, mais son évaluation S^2 est connue.

Prenons comme hypothèse de base la suggestion $\bar{x} = \mu$. La variance générale σ^2 est maintenue invariable (constante).

L'hypothèse de base ne sera pas écartée, si les inégalités suivantes sont satisfaites :

- pour l'alternative $\mu_1 > \mu$

$$u = \frac{\bar{x} - \mu}{\sigma \sqrt{n}} \leq u_{1-\alpha} \quad (2.119)$$

- pour l'alternative $\mu_1 < \mu$

$$u = \frac{\bar{x} - \mu}{\sigma \sqrt{n}} \geq u_{\alpha} \quad (2.120)$$

où $u_{1-\alpha}$ et u_{α} sont les valeurs critiques du critère unilatéral pour le seuil de signification α (tableau.3 annexe).

Lorsque les conditions (2.119) et (2.120) sont violées, l'hypothèse de base est rejetée et on prend l'hypothèse alternative.

Pour l'hypothèse alternative $\mu_1 \neq \mu$, on utilise un critère bilatéral de signification. Si l'inégalité suivante est satisfaite :

$$u = \frac{|\bar{x} - \mu|}{\sigma\sqrt{n}} \leq u_{1-\alpha/2} \quad (2.121)$$

alors l'hypothèse de base n'est pas écartée. Dans le cas contraire l'hypothèse de base est rejetée.

La puissance des critères unilatéraux (2.119) et (2.120) en fonction de la convergence effective entre deux moyennes générales est donné par :

$$\lambda = \frac{\mu_1 - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} = \frac{\Delta_\mu \sqrt{n}}{v} \quad (2.122)$$

et le seuil de signification α pris, est déterminé par la relation :

$$\pi = \Phi(u_\alpha + \lambda) \quad (2.123)$$

où : v est le coefficient de variance,

Δ_μ la divergence relative maximale (erreur) dans les espérances mathématiques ;

$$\Delta_\mu = \frac{|\mu_1 - \mu|}{\mu} \quad (2.124)$$

En se donnant α et β , à la base des formules (2.122) et (2.123) il est possible de déterminer le volume minimal de l'échantillon, assurant la détection d'une divergence relative Δ_μ (2.124) dans les valeurs générales ;

$$n = \frac{v^2}{\Delta_\mu^2} (u_{1-\alpha} + u_{1-\beta})^2 \quad (2.125)$$

Lors de l'utilisation du critère de signification bilatérale (2.121), la puissance du critère est déterminée par l'expression :

$$\pi = \Phi(u_{\alpha/2} - \lambda) + \Phi(u_{\alpha/2} + \lambda) \quad (2.126)$$

qui conduit pour des petites valeurs de α et β à l'expression permettant de déterminer le volume d'essais minimal nécessaire ;

$$n = \frac{v^2}{\Delta_\mu^2} (u_{1-\alpha/2} + u_{1-\beta})^2 \quad (2.127)$$

Dans beaucoup de cas lors de la détermination du volume des essais au lieu de l'erreur Δ_μ il est plus commode d'utiliser δ_μ , exprimée en fonction de l'écart quadratique moyen, c'est à dire ;

$$\delta_{\mu} = \frac{\mu_1 - \mu_2}{\sigma} \quad (2.128)$$

Dans ce cas les formules (2.3.39) et (2.3.41) prennent la forme ;

$$n = \frac{(u_{1-\alpha} + u_{1-\beta})^2}{\delta_{\mu}^2},$$

$$n = \frac{(u_{1-\alpha/2} + u_{1-\beta})^2}{\delta_{\mu}^2} \quad (2.129)$$

où δ_{μ} est la divergence relative maximale dans les espérances mathématiques. Pour une précision élevée on prend $\delta_{\mu} = 0,2$ à $0,3$, lors d'une pression moyenne $\delta_{\mu} = 0,4$ à $0,5$ et pour une basse pression $\delta_{\mu} = 1$, ce qui correspond à $\Delta_{\mu} = (0,2 \text{ à } 0,3) \gamma$ et $\Delta_{\mu} = \gamma$. Lorsque la valeur σ^2 n'est pas connue, on utilise la dispersion échantillonnaire s^2 . Dans ce cas l'hypothèse de base pour l'alternative $\mu_1 > \mu$ ou $\mu_1 < \mu$ n'est pas écartée, si l'inégalité suivante est satisfaite :

$$\frac{|\bar{x} - \mu|}{\frac{s}{\sqrt{n}}} \leq t_{\alpha} \quad (2.130)$$

où t_{α} est la valeur du quantile de la statistique t (2.88) d'ordre $P = 1 - \alpha$ pour $k = n - 1$ (tableau.5 annexes). Pour l'hypothèse alternative $\mu_1 \neq \mu$ l'hypothèse de base n'est pas rejetée, si :

$$\frac{|\bar{x} - \mu|}{\frac{s}{\sqrt{n}}} \leq t_{\alpha/2} \quad (2.131)$$

Dans le cas contraire l'hypothèse de base $\mu_1 = \mu$ est rejetée et on prend l'hypothèse alternative.

III.6- Critère d'égalité de moyennes de deux ensembles :

Considérons deux ensembles généraux de distribution normale avec les paramètres inconnus μ_1, σ_1^2 et μ_2, σ_2^2 , on a mis en essai des échantillons de volumes n_1 et n_2 . A l'aide des résultats des essais on évalue les paramètres des distributions \bar{x}_1, s_1^2 et \bar{x}_2, s_2^2 . On demande de vérifier l'hypothèse de base sur l'égalité des valeurs moyennes de ces ensembles, c'est à dire $\mu_1 = \mu_2 = \mu$, pour l'hypothèse alternative $\mu_1 \neq \mu_2$. Considérons au départ le cas où les variances des ensembles généraux sont égales, c'est à dire $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2$, ce qui peut être vérifié par la méthode décrite précédemment. Pour la vérification de l'hypothèse de base $\mu_1 = \mu_2 = \mu$ on fait l'évaluation de la variance σ^2 :

$$s^2 = \frac{(n_1 - 1)s_1^2 + (n_2 - 1)s_2^2}{n_1 + n_2 - 2} \quad (2.132)$$

et la statistique ;

$$t = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{S \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \quad (2.133)$$

que l'on compare avec la valeur critique $t_{\alpha, k}$, trouvée pour le seuil de signification α choisi et le nombre de degré de liberté $k = n_1 + n_2 - 2$ (tableau.5 annexes) ; si l'inégalité :

$$|t| \leq t_{\alpha, k} \quad (2.134)$$

est satisfaite alors l'hypothèse nulle n'est pas rejetée.

Si $\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$, l'égalité des moyennes est vérifiée à l'aide du critère t.

$$t = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\sqrt{\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2}}} \quad (2.135)$$

Le nombre de degré de liberté est déterminé par l'expression :

$$\frac{1}{k} = \frac{C^2}{n_1 - 1} + \frac{(1 - C)^2}{n_2 - 1} \quad (2.136)$$

où

$$C = \frac{\frac{S_1^2}{n_1}}{\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2}} \quad (2.137)$$

Si l'inégalité (2.134) est satisfaite, alors l'hypothèse de base $a_1 = a_2 = a$ n'est pas rejetée. Dans le cas contraire $a_1 \neq a_2$.

Lorsque les échantillons sont censurés l'hypothèse nulle sur l'égalité des moyennes est vérifiée à l'aide du critère approximatif. Pour cela, on calcule :

$$S = \frac{n_1 S_1 + n_2 S_2}{n_1 + n_2} \quad (2.138)$$

où S_1 et S_2 sont les évaluations, trouvées suivant les résultats des essais des échantillons censurés et la statistique ;

$$Z = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{S \sqrt{\left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}\right) \varphi_2(u)}} \quad (2.139)$$

où : \bar{x}_1 et \bar{x}_2 sont les valeurs des moyennes trouvées suivant les résultats des essais des échantillons censurés.

$\varphi_2(u)$ est valeur de la fonction, déterminée à partir du tableau.4 annexe.

La grandeur Z a une distribution proche de la normale de paramètres $E(Z)=0$ et $V(Z)=1$, c'est pourquoi, si :

$$|Z| \leq Z_{1-\alpha/2} \quad (2.140)$$

l'hypothèse nulle n'est pas rejetée.

Dans le cas d'acceptation de l'hypothèse de base $a_1=a_2=a$ selon deux moyennes échantillonnaires, on évalue l'espérance mathématique ;

$$\bar{x} = \frac{n_1 \bar{x}_1 + n_2 \bar{x}_2}{n_1 + n_2} \quad (2.141)$$

qui doit être utilisée pour la construction des intervalles de confiance (2.68).

III.7- Critère d'égalité d'une série de valeurs moyennes :

L'égalité (l'homogénéité) d'une série de valeurs moyennes, c'est à dire l'insignifiance de différents facteurs technologiques de fabrication des tubes, des particularités constructives des éléments d'essai, de l'influence des conditions d'essais etc... sur les valeurs moyennes des caractéristiques des propriétés mécaniques on l'évalue à l'aide de l'analyse des variances des résultats des essais. L'analyse des variances est basée sur la supposition de la loi de répartition normale des caractéristiques des propriétés mécaniques et de l'homogénéité des variances. L'évaluation des paramètres de la loi de distribution des caractéristiques mécaniques est faite sur la base de l'analyse indiquée.

Les résultats d'essais pour l'analyse *variationnelle* mono-factorielle sont présentés dans le tableau II.2, où il est montré aussi le schéma des calculs parallèles. Premièrement pour chaque partie on évalue la valeur moyenne et la variance, après quoi on vérifie l'hypothèse sur l'homogénéité de la série de variances. Dans le cas de la confirmation de l'hypothèse, on évalue la moyenne générale :

$$\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^m \bar{x}_i n_i}{\sum_{i=1}^m n_i} \quad (2.142)$$

où m est le nombre total de parties

\bar{x} est l'évaluation de la valeur moyenne de la caractéristique des propriétés mécaniques pour la i -ième partie.

n_i le nombre d'éprouvettes de la i -ième partie.

Le développement des calculs qui suivent, est montrée dans le tableau II.3. La variance S_1^2 caractérise la dispersion selon les facteurs, vue qu'elle est due à l'influence des facteurs étudiés. La variance S_2^2 caractérise la dispersion interne, liée à la non-homogénéité des matériaux, oscillations aléatoires des conditions d'essais etc..., et porte l'appellation de variance interne ou résiduelle.

Tableau.II.2– Schéma de calcul lors de l'analyse variationnelle mono-factorielle

Composante De la variance	Résultats des essais	n_i	Somme $S_i = \sum_{j=1}^{n_i} x_{ij}$	$\bar{x}_i = S_i/n_i$	Somme $SS_i = \sum_{j=1}^{n_i} x_{ij}^2$	$S_j^2 = \frac{1}{n_i-1} \times (SS_i - \frac{S_i^2}{n_i})$
1	$x_{11}, x_{12}, \dots, x_{1j}, \dots, x_{1n1}$	n	S_1	\bar{x}_1	SS_1	S_1^2
2	$x_{21}, x_{22}, \dots, x_{2j}, \dots, x_{2n2}$	n_2	S_2	\bar{x}_2	SS_2	S_2^2
3	$x_{31}, x_{32}, \dots, x_{3j}, \dots, x_{3n3}$	n_3	S_3	\bar{x}_3	SS_3	S_3^2
⋮						
⋮						
⋮						
i	$x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{ij}, \dots, x_{ini}$	n_i	S_i	\bar{x}_i	SS_i	S_i^2
⋮						
⋮						
m	$x_{m1}, x_{m2}, \dots, x_{mj}, \dots, x_{mnm}$	n_m	S_m	\bar{x}_m	SS_m	S_m^2

Tableau.II.3 – Analyse variationnelle mono-factorielle

Composante de la variance	Somme des carrés	Nombre de degré de liberté	Moyenne quadratique (variance)
Entre les parties	$Q_1 = \sum_{i=1}^m n_i (\bar{x}_i - \bar{x})^2$	$k_1 = m - 1$	$S_1^2 = \frac{1}{m-1} \sum_{i=1}^m n_i (\bar{x}_i - \bar{x})^2$
A l'intérieur d'une partie (restante)	$Q_2 = \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^{n_i} (x_{ij} - \bar{x}_i)^2$	$k_2 = \sum_{i=1}^m n_i - m$	$S_2^2 = \frac{1}{\sum_{i=1}^m n_i - m} \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^{n_i} (x_{ij} - \bar{x}_i)^2$

Complète (globale)	$Q=Q_1+Q_2 =$ $= \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^{n_i} (x_{ij} - \bar{x})^2$	$k = \sum_{i=1}^m n_i - 1$	$S^2 = \frac{1}{\sum_{i=1}^m n_i - 1} \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^{n_i} (x_{ij} - \bar{x})^2$
-----------------------	--	----------------------------	---

La vérification de l'hypothèse nulle sur l'égalité (homogénéité) des moyennes se fait à l'aide du critère F. Si le rapport des variances $F = \frac{S_1^2}{S_2^2}$ s'avère inférieur à la valeur tabulée $F_{1-\alpha}$, trouvée pour le degré de liberté $k_1 = m - 1$, $k_2 = \sum_{i=1}^m n_i - m$ et le seuil de signification α (tableau.VIII) [34], alors les facteurs étudiés n'ont pas d'importante influence sur la propriété mécanique du matériau, c'est à dire l'hypothèse nulle n'est pas écartée. Dans ce cas tous les résultats considérés des essais appartiennent à un ensemble général, à distribution normale de paramètres σ^2 et μ . La grandeur σ^2 est évaluée par la variance générale S^2 (voir tableau.III.5) [34], et la grandeur μ par la valeur moyenne générale \bar{x} . Les Intervalles de confiance pour σ^2 et μ pour $k = \sum_{i=1}^m n_i - 1$ degré de liberté peuvent être déterminés par les expressions (2.123) et (2.124) ;

$$\bar{x} - \frac{S}{\sqrt{\sum_{i=1}^m n_i}} t_{\alpha,k} < \mu < \bar{x} + \frac{S}{\sqrt{\sum_{i=1}^m n_i}} t_{\alpha,k} \quad (2.143)$$

$$\frac{S^2 \left(\sum_{i=1}^m n_i - 1 \right)}{\chi_{p1}^2} < \sigma^2 < \frac{S^2 \left(\sum_{i=1}^m n_i - 1 \right)}{\chi_{p2}^2} \quad (2.144)$$

Les valeurs $t_{\alpha,k}$, χ_{p1}^2 , χ_{p2}^2 sont tirées des tableaux.5 et 6 (annexes) en fonction du degré de liberté k du seuil choisi de probabilité de confiance $P = P_2 - P_1$.

Si l'inégalité :

$$F = \frac{S_1^2}{S_2^2} > F_{1-\alpha} \quad (2.145)$$

est vérifiée alors l'hypothèse nulle sur l'égalité des valeurs moyennes des caractéristiques des propriétés mécaniques est rejetée. Ici, par mesure extrême, une partie appartient à l'ensemble général, dont la valeur moyenne diffère sensiblement de la valeur moyenne de l'ensemble général, auquel appartiennent les $(m - 1)$ parties restantes. Dans le cas général, on a m ensembles généraux à moyennes μ_i différentes. L'évaluation de la variance générale σ^2 est la grandeur S^2 et les évaluations des moyennes générales μ_i sont les moyennes échantillonnaires \bar{x}_i (voir tableau.IV) [34].

Les intervalles de confiance pour σ^2 et μ_i pour $k = \sum_{i=1}^m n_i - m$ degré de liberté, sont déterminés à la base des expressions :

$$\bar{x}_i - \frac{S_2}{\sqrt{n_i}} t_{\alpha,k} < \mu_i < \bar{x}_i + \frac{S_2}{\sqrt{n_i}} t_{\alpha,k} \quad (2.146)$$

$$\frac{S_2^2 \left(\sum_{i=1}^m n_i - m \right)}{\chi_{p1}^2} < \sigma^2 < \frac{S_2^2 \left(\sum_{i=1}^m n_i - m \right)}{\chi_{p2}^2} \quad (2.147)$$

On évalue le degré de variation des caractéristiques moyennes générales des propriétés mécaniques de certains ensembles, provoqué par l'influence du seuil du facteur étudié, à l'aide de la statistique ;

$$\sigma_a^2 = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m (\mu_i - \bar{\mu})^2 \quad (2.148)$$

appelée la variance des valeurs moyennes. Cette appellation est conventionnelle, puisque les moyennes générales $\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_i, \dots, \mu_m$ ont des grandeurs déterministes et non aléatoires.

La variance échantillonnaire des valeurs moyennes (l'évaluation σ_a^2) pour différents volumes des parties isolées se calcule par la formule :

$$S_a^2 = \frac{(m-1) \sum_{i=1}^m n_i}{\left(\sum_{i=1}^m n_i \right)^2 - \sum_{i=1}^m n_i^2} (S_1^2 - S_2^2) \quad (2.149)$$

et pour $n_1 = n_2 = \dots = n_i = \dots = n_m = n$ à l'aide de la formule ;

$$S_a^2 = \frac{(S_1^2 - S_2^2)}{n} \quad (2.150)$$

III.8- Critères de conformité :

Vérification des hypothèses sur le type de fonction de répartition.

Dans certains cas la loi de distribution peut être fixée théoriquement à la base d'un modèle choisi du processus considéré. Dans d'autres cas la fonction de distribution est choisie d'avance. Dans chaque cas, il est nécessaire de vérifier la correspondance des données d'expériences à la loi de distribution utilisée. La méthode la plus simple, mais très approximative dévaluation de la conformité des résultats d'expériences avec l'une ou l'autre loi de distribution est la méthode graphique. Cette méthode est subjective et on l'utilise en pratique seulement comme une première approximation de la résolution de ce problème. Il existe une grande série de critères analytiques

suffisamment stricte de conformité de résultats d'expérience ou type de distribution des problèmes, liés à l'étude des caractéristiques des propriétés mécaniques, beaucoup d'entre eux perdent leur universalité, cela est lié au fait que les paramètres de la distribution hypothétique ne sont pas connus d'avance, et ne peuvent être évalués que par les résultats des essais mécaniques. Si le critère de conformité choisi ne permet pas de faire la certitude, la conclusion unique relative à la correspondance des données d'expériences à la loi hypothétique, est de faire la vérification de l'hypothèse nulle par un autre critère.

III.8.1- Le Critère de conformité de Pearson (χ^2): On l'utilise pour la vérification de l'hypothèse de correspondance de la distribution empirique à la distribution théorique $F(x)$ pour les échantillons de grande volume ($n \geq 100$). Ce critère est utilisé pour n'importe quel type de fonction $F(x)$, même lorsque les valeurs de leurs paramètres sont inconnues, ce qu'il aura lieu d'habitude lors de l'analyse des résultats des essais mécaniques. C'est dans cela que réside son universalité. L'utilisation du critère χ^2 prévoit la division en intervalles et la détermination du nombre d'observation (fréquence) n_j pour chacun des « e » intervalles pour la commodité de l'évaluation des paramètres de la distribution ou choisit des intervalles de même longueur. Le nombre d'intervalles dépend du volume de l'échantillon. D'habitude, on prend: pour $n=100$, $e=10$ à 15 ; pour $n=200$, $e=15$ à 20 ; pour $n=400$, $e=25$ à 30 ; pour $n=1000$, $e=35$ à 40 . Les intervalles, renfermant moins de cinq observations, sont unis aux intervalles voisins. Si le nombre de ces intervalles composent moins de 20% de leur quantité globale, alors on admet des intervalles à fréquence $n_j \geq 2$.

Le critère statistique de Pearson est donné par la grandeur :

$$\chi^2 = \sum_{j=1}^e \frac{(n_j - np_j)^2}{np_j} \quad (2.151)$$

Où p_j est la probabilité pour que la grandeur aléatoire étudiée tombe dans le j-ième intervalle, calculée en correspondance avec la loi hypothétique de distribution $F(x)$. Lors du calcul de la probabilité p_j il faut avoir en vue, que la frontière gauche du premier intervalle et la frontière droite du dernier intervalle doivent coïncider avec les frontières des valeurs possibles de la grandeur aléatoire. Pour la loi de distribution normale, le premier intervalle s'étend jusqu'à $-\infty$ et le dernier jusqu'à $+\infty$.

L'hypothèse nulle sur la correspondance de la distribution choisie à la loi théorique $F(x)$ est vérifiée par la comparaison de la valeur calculée suivant la formule (2.151) avec la valeur critique χ^2_α trouvée selon le tableau.VII [34] pour le seuil de signification α et le nombre de degré de liberté $k = e_1 - m - 1$. Ici e_1 est le nombre d'intervalles après regroupement, m est le nombre de paramètres évalués selon l'échantillon considéré. Si l'inégalité :

$$\chi^2 \leq \chi^2_\alpha \quad (2.152)$$

est satisfaite alors l'hypothèse nulle n'est pas démentie. Dans le cas contraire, on prend l'hypothèse alternative sur l'appartenance de l'échantillon à paramètres inconnus.

L'inconvénient du critère de Pearson est la perte d'une partie de l'information initiale, liée à la nécessité de groupements des résultats d'observations dans un intervalle et l'union (groupement) de certains intervalles à petit nombre d'observations. En liaison avec cela, il est recommandé de compléter la vérification selon le critère χ^2 par d'autres critères. Cela est particulièrement nécessaire pour les échantillons à volume relativement faible ($n \approx 100$).

III.8.2- Critère de conformité de Kolmogorov – Smirnov : Dans sa forme classique, il est plus puissant que le critère χ^2 , et peut être utilisé pour la vérification de l'hypothèse sur la correspondance de la distribution empirique à n'importe quelle distribution continue théorique $F(x)$ dont les paramètres ne sont pas connus d'avance. Cette dernière circonstance ajoute une limite à la possibilité d'une utilisation pratique large de ce critère lors de l'analyse des résultats des essais mécaniques, vu que les paramètres des fonctions de distribution des caractéristiques des propriétés mécaniques. Comme règle on les évalue par les données du même échantillon. Le critère de Kolmogorov – Smirnov est utilisé pour des données non groupées ou des données groupées dans le cas d'intervalle peu large : Soit les résultats d'essai d'une série de n éprouvettes, soit la série variationnelle de la caractéristique des propriétés mécaniques :

$$x_1 \leq x_2 \leq \dots \leq x_i \leq \dots \leq x_n \quad (2.153)$$

On veut vérifier l'hypothèse nulle sur l'appartenance de distribution empirique (2.153) à la loi théorique $F(x)$. Le critère de Kolmogorov – Smirnov se base sur la distribution de l'écart maximal de la fréquence cumulée de la valeur de la fonction de distribution. Lors de son utilisation on calcule la statique [40] :

$$D_n^+ = \max_{1 \leq i \leq n} \left[\frac{i}{n} - F(x_i) \right] \quad (2.154)$$

$$D_n^- = \max_{1 \leq i \leq n} \left[F(x_i) - \frac{i-1}{n} \right] \quad (2.155)$$

et

$$D_n = \max [D_n^+, D_n^-] \quad (2.156)$$

Alors le critère statistique Kolmogorov, si l'inégalité suivante pour $n > 35$:

$$D_n \sqrt{n} \leq \lambda_\alpha \quad (2.157)$$

est satisfaite, permet d'affirmer que l'hypothèse nulle n'est pas démentie, pour $n < 35$ si l'inégalité :

$$D_n \left(\sqrt{n} + 0.12 + \frac{0.11}{\sqrt{n}} \right) \leq \lambda_\alpha \quad (2.158)$$

L'hypothèse nulle n'est pas démentie.

Lorsque les inégalités (2.157) et (2.158) ne sont pas satisfaites, on prend l'hypothèse alternative sur l'appartenance de l'échantillon (2.153) à la distribution inconnue.

Les valeurs critiques λ_α sont de : $\lambda_{0.1} = 1,22$, $\lambda_{0.05} = 1,36$, $\lambda_{0.01} = 1,63$.

Si les paramètres de la fonction F (x) ne sont pas connus d'avance, on les évalue par les données de l'échantillon le critère Kolmogorov – Smirnov perd son universalité de la correspondance des données d'expériences seulement avec des fonctions concrètes de distribution.

Lorsqu'on utilise en qualité d'hypothèse nulle l'appartenance des données expérimentales à une loi de distribution normale, on calcule la statistique :

$$D_n^+ = \max_{1 \leq i \leq n} \left[\frac{i}{n} - \Phi(\hat{Z}_i) \right] \quad (2.159)$$

$$D_n^- = \max_{1 \leq i \leq n} \left[\Phi\left(\hat{Z}_i - \frac{i-1}{n}\right) \right] \quad (2.160)$$

$$D_n = \max [D_n^+ , D_n^-] \quad (2.161)$$

où $\Phi(\hat{Z}_i)$ est la valeur de la fonction de Laplace pour $\hat{Z}_i = \frac{x_i - \bar{x}}{S}$ (voir le tableau.I)

[34].

Le critère de Kolmogorov – Smirnov pour tous les volumes d'un échantillon n, on l'écrit sous la forme :

$$D_n \left(\sqrt{n} - 0.01 + \frac{0.85}{\sqrt{n}} \right) \leq \lambda_\alpha \quad (2.162)$$

Les valeurs critiques de λ_α dans ce cas sont de : $\lambda_{0.1}=0,82$, $\lambda_{0.05}=0,89$, $\lambda_{0.01}=1,04$

III.8.3- Critère de conformité ω^2 : Ce critère est utilisé pour tout volume d'un échantillon $50 \leq n < 200$. Il est plus puissant que le critère χ^2 , seulement lors de son utilisation, il exige un grand volume de calcul . C'est pourquoi pour $n > 200$, ce critère est utilisé généralement seulement dans le cas, quand la vérification par d'autres critères ne conduit pas à une déduction inconditionnelle.

Le critère ω^2 se base sur distribution statistique , qui représente la somme des carrés des différences entre les fonctions de distribution empiriques théoriques .

$$\omega_2 = n \int_{-\infty}^{+\infty} [W(x) - F(x)]^2 \Psi[F(x)] dF(x) \quad (2.163)$$

où $W(x)$ est la fréquence cumulée, $F(x)$ la fonction théorique de distribution ; $\Psi[F(x)]$ la fonction de poids.

D'habitude, on utilise la fonction de poids de deux types :

$$\Psi=1 \quad (2.164)$$

$$\Psi[F(x)] = \frac{1}{F(x)[1-F(x)]} \quad (2.165)$$

La fonction (2.165) est utilisée dans de tels cas, quand la plus grande valeur a une correspondance de la fonction empirique de distribution avec la fonction théorique dans le domaine des valeurs extrêmes de la grandeur aléatoire (sur « les queues de la distribution »).

Lors de l'utilisation de la fonction de poids (2.164), la statistique (2.163) est appelée « statistique de Smirnov », et lors de l'utilisation de (2.165), elle est appelée statistique d'Anderson-Darling.

Le critère ω^2 est utilisé pour tout type de fonction $F(x)$, si les valeurs de ses paramètres sont connues. Dans ce cas, la statistique de Smirnov en correspondance avec (2.164) et (2.165) est calculée par la formule :

$$\omega_2 = \frac{1}{12n} + \sum_{i=1}^n [W(x_i) - F(x_i)]^2 \quad (2.166)$$

L'hypothèse nulle sur la correspondance de l'échantillon à la fonction de distribution $F(x)$ n'est pas démentie, si l'inégalité suivante est vérifiée:

$$\left(\omega_2 - \frac{0,4}{n} + \frac{0,6}{n^2} \right) \left(1 + \frac{1}{n} \right) \leq W_\alpha^2 \quad (2.167)$$

où W_α^2 est la valeur critique du critère de Smirnov :

$$W_{0,1}^2 = 0,347, \quad W_{0,05}^2 = 0,461, \quad W_{0,01}^2 = 0,743$$

La statistique d'Anderson – Darling pour des paramètres connues de la fonction de distribution en correspondance avec (2.164) et (2.166) est déterminée par la formule :

$$\omega_2 = -n - 2 \sum_{i=1}^n \{ W(x_i) \ln F(x_i) + [1 - W(x_i)] \ln [1 - F(x_i)] \} \quad (2.168)$$

L'hypothèse nulle se vérifie à l'aide de l'inégalité :

$$\omega_2 \leq A_\alpha \quad (2.169)$$

où A_α est la valeur critique de critère d'Anderson – Darling ,

$$A_{0,1} = 1,933, \quad A_{0,05} = 2,422, \quad A_{0,01} = 3,857$$

Si l'inégalité (2.169) est satisfaite , alors l'hypothèse nulle sur la correspondance de l'échantillon à la fonction de distribution $F(x)$ n'est pas démentie.

Comme règle, lors de l'analyse des résultats des essais mécaniques les paramètres des fonctions hypothétiques de distribution ne sont pas connus d'avance et on les évalue par l'échantillon, c'est pourquoi le critère de Smirnov et d'Andeson-Darling sous les formes (2.166) à (2.169) ne sont pas correctes pour un type quelconque de la fonction de distribution $F(x)$. Ces critères sont applicable seulement pour des fonctions de certains types [9].

Dans le cas de vérification d'hypothèse sur la distribution normale et dont les paramètres sont évalués par les données de l'échantillon lui-même, la statique de Smirnov est déterminée selon la formule :

$$\omega_2 = \frac{1}{12n} + \sum_{i=1}^n \left[W(x_i) - \Phi(\hat{Z}_i) \right]^2 \quad (2.170)$$

Et les conditions de correspondance des données expérimentales avec la distribution normale s'expriment par l'inégalité :

$$\omega_2 \left(1 + \frac{1}{2n} \right) \leq W_\alpha^2 \quad (2.171)$$

Où $\Phi(\hat{Z}_i)$ est la valeur de la fonction de Laplace pour $\hat{Z}_i = \frac{(x_i - \bar{x})}{S}$, W_α^2 sont les valeurs critiques du critère de Smirnov : $W_{0.1}^2 = 0,104$, $W_{0.05}^2 = 0,126$, $W_{0.01}^2 = 0,178$.

Le critère d'Andeson – Darling dans ces conditions s'écrit sous la forme :

$$\omega_2 = -n - 2 \sum_{i=1}^n \left\{ W(x_i) \ln \Phi(\hat{Z}_i) + [1 - W(x_i)] \ln [1 - \Phi(\hat{Z}_i)] \right\} \quad (2.172)$$

$$\left(\omega_2 - \frac{0.7}{n} \right) \left(1 + \frac{3.6}{n} - \frac{8.0}{n^2} \right) \leq A_\alpha \quad (2.173)$$

où :

$$A_{0.1} = 0,656, \quad A_{0.05} = 0,787, \quad A_{0.01} = 1,092$$

III.8.4- Critère de conformité de Chapuro – Oilk : Il peut être utilisé pour la vérification de l'hypothèse sur la loi de distribution normale lors d'un volume limite de l'échantillon ($n \leq 50$) et il est plus puissant que les autres critères.

Les résultats des essais on les dispose en série variationnelle pour le calcul de la statistique du critère :

$$W = \frac{b_2}{S_2} \quad (2.174)$$

on détermine la grandeur :

$$S_2 = \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 = \sum_{i=1}^n x_i^2 - \frac{\left(\sum_{i=1}^n x_i \right)^2}{n} \quad (2.175)$$

où \bar{x} est la moyenne échantillonnaire

$$b = \sum_{i=1}^k a_{n-i-1} (x_{n-i-1} - x_i) \quad (2.176)$$

où les valeurs a_{n-i-1} pour $i=1,2,3,\dots,k$ sont prises du tableau.X I [34], n est pair , alors $k = n/2$, si n est un nombre impaire , $k = (n-1)/2$.

On vérifie l'hypothèse à la base de l'inégalité :

$$W \leq W_\alpha \quad (2.177)$$

Où W_α sont les valeurs critiques du critère Chapiro – Oilk (voir tableau.XII) [34].

Si l'inégalité (2.177) est satisfaite, alors l'hypothèse n'est pas rejetée.

IV – DETERMINATION DES CARACTERISTIQUES MECANQUES DE L'ACIER X52.

L'acier X52 produit par EPE-ALFASID-SPA, El –Hadjar – Annaba est utilisé pour la fabrication des tubes destinés à la construction de gazoducs et dont la composition chimique (%) est :

Carbone	:	0.127
Silicium	:	0.18
Manganèse	:	0.96
Phosphore	:	0.02
Soufre	:	0.012

On présente dans ce paragraphe les résultats du traitement des données d'essai effectués sur éprouvettes prélevées des tubes en X52 (406 x 7,14), fabriqués à ANABIB (Réghaia).

Détermination du volume minimal nécessaire des échantillons n :

Soit :

$$\alpha = 0.1$$

$$\Delta_\mu = (0.4 \div 0.5)\gamma \quad \text{prenons} \quad \Delta_\mu = 0.5\gamma$$

$$\text{et} \quad \gamma = 0.04$$

$$n = \frac{\gamma^2}{\Delta_\mu^2} u_{1-\frac{\alpha}{2}}^2, \quad u_{1-\frac{\alpha}{2}} = 1.645$$

$$n = 11$$

Soit le coefficient de variance $v = 0.072$, pris d'expériences analogues :
 $v > \gamma$, l'erreur est plus grande il faut procédés à des corrections.

Pour $n = 30$, l'erreur Δ_μ devient :

$$\Delta_{\mu} = \frac{V}{\sqrt{n}} t_{\alpha,k}$$

$$k = n-1, \quad t_{\alpha,k} = 1.699$$

$$\Delta_{\mu} = 0.02$$

Nous présentons ci-dessous les résultats d'essais (limite d'écoulement, limites de rupture et allongement) pour le premier échantillon de 30 éprouvettes prises au hasard dans un lot.

Echantillon N° 1

Limite d'écoulement (hbar)				Limite de rupture (hbar)		Allongement (%)	
N°	Xi	Xi ²	W(x)	Xi	Xi ²	Xi	Xi ²
1	38.66	1494.60	0.017	44.48	1978.47	22.74	517.11
2	38.85	1509.32	0.050	45.44	2064.79	23.16	536.39
3	38.85	1509.32	0.083	46.58	2169.70	23.44	549.43
4	39.45	1556.30	0.117	47.32	2239.18	23.84	568.35
5	39.45	1556.30	0.150	47.82	2286.75	24.19	585.16
6	39.66	1572.92	0.183	47.82	2286.75	24.49	599.76
7	39.71	1576.88	0.217	48.22	2325.17	24.91	620.51
8	39.99	1599.20	0.250	48.59	2360.99	25.22	636.05
9	40.09	1607.21	0.283	48.79	2380.46	25.54	652.29
10	40.34	1627.32	0.317	48.79	2380.46	25.54	652.29
11	40.78	1663.01	0.350	49.25	2425.56	25.71	661.00
12	40.78	1663.01	0.383	49.65	2465.12	25.71	661.00
13	40.78	1663.01	0.417	49.65	2465.12	25.98	674.96
14	41.11	1690.03	0.450	50.41	2541.17	26.31	692.22
15	41.58	1728.90	0.483	50.75	2575.56	26.31	692.22
16	41.91	1756.45	0.517	51.14	2615.30	26.50	702.25
17	42.29	1788.44	0.550	51.14	2615.30	26.50	702.25
18	42.29	1788.44	0.583	51.54	2656.37	26.50	702.25
19	42.66	1819.88	0.617	51.73	2675.99	26.86	721.46
20	42.87	1837.84	0.650	52.75	2782.56	26.86	721.46
21	43.14	1861.06	0.683	53.00	2809.00	26.86	721.46
22	43.40	1883.56	0.717	53.41	2852.63	27.35	748.02
23	43.69	1908.82	0.750	53.69	2882.62	27.54	758.45
24	43.72	1911.44	0.783	53.98	2913.84	27.84	775.07
25	44.19	1952.76	0.817	54.36	2955.01	27.84	775.07
26	44.42	1973.14	0.850	54.74	2996.47	28.49	811.68
27	44.86	2012.42	0.883	55.32	3060.30	28.49	811.68
28	45.34	2055.72	0.917	55.68	3100.26	28.86	832.90
29	45.86	2103.14	0.950	56.49	3191.12	28.86	832.90

30	46.58	2169.70	0.983
Σ	1257.30	52840.11	

57.56	3313.15
1530.09	78365.20

29.15	849.72
787.59	20765.35

mx =	41.91
s²=	5.057462
s =	2.24888
k.s =	2.266871
v =	0.054089

mx =	51.00
s²=	11.241953
s =	3.3529021
k.s =	3.3797254
v =	0.0662652

mx =	26.25
s²=	3.060167
s =	1.749333
k.s =	1.763328
v =	0.067167

Pour la limite d'écoulement :

$$\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n} = \frac{1257.30}{30} = 41.91$$

$$S^2 = \frac{1}{n-1} \left[\sum_{i=1}^n x_i^2 - \frac{1}{n} \left(\sum_{i=1}^n x_i \right)^2 \right] = 5.0574$$

$$S = \sqrt{S^2} = 2.2488$$

L'évaluation non biaisée de l'écart quadratique moyen :

$$k.S = 1.008 \times 2.2488 = 2.2668$$

$$v = \frac{k.S}{\bar{x}} = \frac{2.2668}{41.91} = 0.05408 \quad \Rightarrow \quad \Delta_{\mu} = \frac{0.06439}{\sqrt{30}} \times 1.699 = 0.0167$$

Pour la limite de rupture :

$$\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n} = \frac{1530.09}{30} = 51.00$$

$$S^2 = \frac{1}{n-1} \left[\sum_{i=1}^n x_i^2 - \frac{1}{n} \left(\sum_{i=1}^n x_i \right)^2 \right] = 11.2419$$

$$S = \sqrt{S^2} = 3.3529$$

L'évaluation non biaisée de l'écart quadratique moyen :

$$k.S = 1.008 \times 3.3529 = 3.3797$$

$$v = \frac{k.S}{\bar{x}} = \frac{3.3797}{51.00} = 0.0662 \quad \Rightarrow \quad \Delta_{\mu} = 0.020$$

Pour l'allongement :

$$\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n} = \frac{787.59}{30} = 26.25$$

$$S^2 = \frac{1}{n-1} \left[\sum_{i=1}^n x_i^2 - \frac{1}{n} \left(\sum_{i=1}^n x_i \right)^2 \right] = 3.0601$$

$$S = \sqrt{S^2} = 1.7493$$

L'évaluation non biaisée de l'écart quadratique moyen

$$k.S = 1.008 \times 1.7493 = 1.7633$$

$$v = \frac{k.S}{\bar{x}} = \frac{1.7633}{26.25} = 0.0671 \quad \Rightarrow \quad \Delta_{\mu} = 0.020$$

Construisons les limites inférieure et supérieure des quantiles de la limite de résistance pour $P = 0.99$, $P = 0.9$, $P = 0.5$, $P = 0.1$, $P = 0.01$.

Par la formule (2.69) déterminant le paramètre de non centralité Δ :

Du tableau.3 (annexe), on tire :

$P = 0.99$	$U_p = 2.326;$
$P = 0.9$	$U_p = 1.28;$
$P = 0.5$	$U_p = 0;$
$P = 0.1$	$U_p = -1.28;$
$P = 0.01$	$U_p = -2.326;$

d'où :

$$\begin{aligned}\Delta_{0,99} &= 2.326 \sqrt{30} = 12.74; \\ \Delta_{0,9} &= 1.28 \sqrt{30} = 7.01; \\ \Delta_{0,5} &= 0, \Delta_{0,1} = -\Delta_{0,9} = -7.01, \Delta_{0,01} = -\Delta_{0,99} = -12.74.\end{aligned}$$

Par la formule (2.72) pour les probabilités indiquées, calculons les valeurs correspondantes du paramètre U :

$$U_{0,99} = \frac{\Delta}{\sqrt{2(n-1)\Delta^2}} = \frac{12.74}{\sqrt{2(29)+12.74^2}} = 0.858 ;$$

$$U_{0,9} = 0.677, U_{0,5} = 0, U_{0,1} = -U_{0,9} = -0.677, U_{0,01} = -U_{0,99} = -0.858.$$

A l'aide du tableau.VII [34] et l'utilisation de l'interpolation linéaire, pour une probabilité de confiance $\beta=0,95$ ($\alpha=0,05$) trouvons les valeurs correspondantes du paramètre l :

$$l_{0,99} = 1.6715, l_{0,9} = 1.6730, l_{0,5} = 1.6589, l_{0,1} = 1.6129, l_{0,01} = 1.6068$$

Par la formule (2.73), nous calculons les valeurs de $t'_{0,95}$, pour les probabilités données, elles sont respectivement : 16.785, 9.723, 1.699, -5.07, -10.07.

Par la formule (2.68) trouvons la limite supérieure des limites de confiance des quantiles de la limite de résistance pour les niveaux de probabilité indiqués :

$$\sigma_{R0,99}^H = 51.00 + 16.785 \frac{3.183}{\sqrt{30}} = 60.75 \text{ hbars}$$

$$\sigma_{R0,9}^H = 56.65 \text{ hbars}$$

$$\sigma_{R0,5}^H = 51.98 \text{ hbars}$$

$$\sigma_{R0,1}^H = 48.05 \text{ hbars}$$

$$\sigma_{R0,01}^H = 45.14 \text{ hbars}$$

En tenant compte de la relation (2.71) trouvons les valeurs de $t_{0,05}$, nécessaire pour la détermination de la limite inférieure de confiance des quantiles.

Pour $P=0.99$, $P=0.9$, $P=0.5$, $P=0.1$, $P=0.01$, elles sont respectivement égales à : 10.07, 5.07, -1.699, -9.723, -16.785.

Par la formule (2.70), nous trouvons la limite inférieure du quantile de la limite de résistance pour les niveaux de probabilité indiqués :

$$\sigma_{R0,99}^B = 56.85 \text{ hbars}$$

$$\sigma_{R0,9}^B = 53.94 \text{ hbars}$$

$$\sigma_{R0,5}^B = 50.01 \text{ hbars}$$

$$\sigma_{R0,1}^B = 45.34 \text{ hbars}$$

$$\sigma_{R0,01}^B = 41.24 \text{ hbars}$$

Un tracé sur la feuille de papier quadrillé de probabilité normale de la fonction empirique de la distribution normale de la limite de résistance et son ajustement à l'intérieur des limites inférieures et supérieures de confiance, qui représente le 90 % du domaine de confiance de la distribution de la limite de résistance est montré sur les figures 1 et 2 (annexes).

Les points A et B sont déterminés à partir de la formule (2.27) :

- Le point A pour une probabilité $P = 0,5$
- Le point B pour une probabilité $P = 0,999$

Ce même calcul de moyennes, d'écart quadratique moyen et de coefficients de variance a été fait pour les 21 échantillons restant (voir annexe).

Nous présentons le tableau des moyennes des 22 échantillons ci-dessous.

Tableau des moyennes

N° Echantillon	Moyenne Limite d'écoulement		Moyenne Limite de rupture		Moyenne Allongement	
	Xi	Xi ²	Xi	Xi ²	Xi	Xi ²
1	41.91	1756.45	51.00	2601.00	26.25	689.06
2	41.79	1746.40	48.16	2319.39	27.75	770.06
3	41.79	1746.40	49.58	2458.18	25.00	625.00
4	43.20	1866.24	51.00	2601.00	23.75	564.06
5	45.25	2047.56	53.87	2901.98	23.75	564.06
6	41.91	1756.45	48.80	2381.44	25.00	625.00
7	44.20	1953.64	50.32	2532.10	25.00	625.00
8	44.71	1998.98	51.69	2671.86	23.75	564.06
9	45.25	2047.56	53.87	2901.98	25.00	625.00
10	46.80	2190.24	55.19	3045.94	23.75	564.06
11	44.01	1936.88	55.19	3045.94	25.00	625.00
12	46.80	2190.24	55.19	3045.94	23.25	540.56
13	43.41	1884.43	51.00	2601.00	26.25	689.06
14	44.01	1936.88	54.44	2963.71	23.75	564.06
15	43.81	1919.32	53.15	2824.92	23.25	540.56
16	46.62	2173.42	57.55	3312.00	25.00	625.00
17	45.56	2075.71	53.72	2885.84	27.75	770.06
18	43.61	1901.83	51.67	2669.79	23.50	552.25
19	42.16	1777.47	50.32	2532.10	27.50	756.25
20	44.96	2021.40	53.01	2810.06	27.50	756.25
21	47.50	2256.25	57.28	3281.00	22.50	506.25
22	41.25	1701.56	51.00	2601.00	27.75	770.06
Σ	970.51	42885.33	1157	60988.15	552.00	13910.75

mx =	44.11	mx =	52.59	mx =	25.09
-------------	-------	-------------	-------	-------------	-------

s²=	3.43625	s²=	6.68893	s²=	2.88420
s =	1.85371	s =	2.58630	s =	1.69829
k.s =	1.86854	k.s =	2.60699	k.s =	1.71188
v =	0.04236	v =	0.04957	v =	0.06823

V. CONCLUSION :

Dans le deuxième chapitre est donné une méthodologie du traitement statistique des données des essais mécaniques nécessitant moins d'efforts et moins de dépenses en matériau. Cette méthodologie a permis d'estimer les propriétés des caractéristiques mécaniques de l'acier X52 (406 x 7,14) utilisé pour la fabrication de tubes en Algérie et produit par le complexe d'El-Hadjar. Les propriétés mécaniques sont estimées en se basant sur les résultats d'essais mécaniques sur des éprouvettes standard.

Au chapitre suivant, nous allons étudier l'influence du coefficient de réserve et du coefficient de variance sur la fiabilité des tubes.

Chapitre. III

***ANALYSE DE LA FIABILITE DES ELEMENTS CONSTRUCTIFS
DE LA PARTIE LINEAIRE D'UN GAZODUC***

I . PROBLEMES FONDAMENTAUX DE L'ANALYSE DE LA FIABILITE DES ELEMENTS CONSTRUCTIFS DES CONDUITES.

L'étape de projection est une phase déterminante dans le cycle de vie d'un gazoduc. C'est à cette étape que se constitue sa fiabilité par le choix des schémas des composants corrects, des solutions technologiques, ainsi que par le choix des valeurs correctes des réserves de sécurité en tenant compte de différents facteurs influents. Les problèmes de fiabilité doivent être résolus lors de la projection et la réalisation de l'ouvrage. A l'étape de projection s'offrent les possibilités de vérification par les méthodes expérimentales et de calcul de la rationalité des résolutions techniques prises (schémas, matériaux...) et la possibilité de choisir l'alternative qui convient mieux au cas concret considéré.

Pour la résolution du problème de détermination des caractéristiques de la fiabilité des éléments constructifs d'une conduite, on dispose de différentes méthodes mathématiques et physico-statistiques [17,24,27,31]. Dans ce travail seront considérées les approches physico-statistique et fonctionnelles. L'approche physico-statistique à la détermination des caractéristiques de fiabilité des éléments constructifs d'une conduite se base sur deux conceptions : *La première* conception est l'utilisation des méthodes physico-statistiques pour l'analyse des processus, conduisant à la défaillance des éléments constructifs d'une conduite. L'analyse de ces processus permet d'obtenir les modèles mathématiques nécessaires pour les modèles fonctionnels de fiabilité. *La deuxième* conception est l'approche fonctionnelle à la détermination des caractéristiques de fiabilité des éléments constructifs d'une conduite, dans ce cas on utilise les informations sur les paramètres de la capacité portante des matériaux des tubes, sur les charges réelles, sur les paramètres technologiques des éléments de la conduite en général. A la différence des méthodes classiques de calcul de la fiabilité des systèmes utilisant le taux de pannes (caractéristique λ) des éléments, les approches citées ci-dessus permettent d'obtenir les caractéristiques de fiabilité des éléments constructifs d'une conduite en tenant compte du caractère des actions extérieures, des propriétés déterministes et aléatoires des éléments, des facteurs technologiques, technico-économiques et autres. Les éléments constructifs d'une conduite en exploitation sont sollicités par un ensemble de facteurs externes et internes qui constituent son milieu ambiant. Sous l'action de l'ensemble de ces facteurs, dans les matériaux des éléments de la conduite, se produisent des processus physico-chimiques (corrosion, vieillissement, déformation .. etc.), qui conduisent à la dégradation de l'état des éléments de la conduite jusqu'aux limites où l'élément ne répond plus aux normes exigées dans les documents techniques correspondants. Cette situation conduit à l'idée de considérer le comportement de la conduite comme un processus aléatoire et les états limites comme des sauts de variations aléatoires hors du domaine des états tolérables. En effet, l'état de la conduite à chaque moment t est décrit par un vecteur \mathbf{u} , de l'espace des états possibles U des éléments de la conduite ; chaque réalisation du processus $\mathbf{u}(t)$ correspond à une certaine trajectoire dans l'espace d'états U . L'action des facteurs perturbateurs sur le comportement de la conduite constitue aussi un processus vectoriel $\mathbf{s}(t)$, ici \mathbf{s} est le vecteur d'actions de l'espace correspondant des actions S . Dans une telle approche l'équation d'état d'une conduite a la forme générale suivante :

$$\mathbf{u} = A [\mathbf{s}] \quad (3.1)$$

où A est un opérateur déterminé par les schémas et les méthodes de calcul. Pour un processus de chargement (charges) connu l'opérateur A donne les valeurs du processus $\mathbf{u}(t)$ de changement de l'état de la conduite. Les conditions initiales entrent dans l'opérateur A.

Les conditions techniques d'exploitation de la conduite, les exigences d'efficacité, d'économicité et de sûreté ajoutent des limitations aux paramètres d'état de la conduite, ces dernières forment le vecteur \mathbf{v} de l'espace qualité \mathbf{V} . Chaque trajectoire $\mathbf{u}(t)$ dans l'espace \mathbf{U} correspond à une trajectoire $\mathbf{v}(t)$ dans l'espace \mathbf{V} . Le lien entre le vecteur d'état et le vecteur qualité a la forme :

$$\mathbf{v} = B [\mathbf{u}] \quad (3.2)$$

ici, l'opérateur B, comme l'opérateur A dans l'équation (3.1) est considéré comme connu. L'ensemble des valeurs du vecteur \mathbf{v} , tolérées par les conditions techniques d'exploitation, forment dans l'espace qualité \mathbf{V} le domaine Ω . On considère que cet ensemble est ouvert, c'est à dire sa frontière $\partial\Omega$ n'appartient pas au domaine toléré (admissible). La frontière $\partial\Omega$ correspond à la surface Γ dans l'espace \mathbf{V} , qui est sa surface limite. Si à $t = t_0$ le vecteur \mathbf{v} se trouve dans le domaine toléré, alors la première intersection du processus $\mathbf{v}(t)$ avec la surface limite Γ dans le domaine extérieur correspond à la manifestation d'une défaillance. La notion de défaillance a ici un sens plus large que celui dans la théorie systémique de fiabilité [14]. Dans le cas général les différents points de la surface limite correspondent à des états différents de la conduite. La notion de qualité a aussi un sens plus large. Par exemple pour les éléments de la conduite tels que les tubes qui doivent supporter de grandes charges sans rupture, ni déformations importantes, la qualité dépend du rapport entre les niveaux de charges et des résistances des tubes. Quand la charge est exprimée avec précision par un seul paramètre $\mathbf{s} > 0$ et s'il est de même pour la résistance correspondante $r > 0$, l'espace \mathbf{V} est unidimensionnel (mono dimensionnel). Les éléments de cet espace sont : soit le rapport r/s , soit la différence $r - s$. Dans les deux cas l'indice de qualité des tubes est la réserve de résistance. Dans le premier cas la condition de résistance a la forme $r / s > 1$, dans le deuxième $r - s > 0$. Si les paramètres de charge et de résistance sont des fonctions du temps (figure.III-1), alors il s'avère peut être qu'il est commode d'inclure les deux paramètres du vecteur \mathbf{v} . Dans ce cas l'espace \mathbf{V} et le premier cadran du plan r, s (figure.III-2).

Le domaine admissible (toléré) est donné par la relation :

$$\Omega = \{ r, s : r - s > 0 \} \quad (3.3)$$

A l'étape de projet, on dispose uniquement des informations statistiques, à priori sur les charges et la conduite (par exemple les propriétés mécaniques des matériaux), c'est pourquoi les processus $\mathbf{s}(t)$ et $\mathbf{u}(t)$ sont aléatoires. La trajectoire $\mathbf{v}(t)$ dans l'espace qualité \mathbf{V} est aussi aléatoire, et la première intersection de la surface Γ est un évènement aléatoire. La fonction fiabilité $P(t)$ est la probabilité de fonctionnement sans défaillance sur l'intervalle $[t_0, t]$ est égale à la probabilité de séjour du vecteur \mathbf{v} dans le domaine admissible durant cet intervalle :

$$P(t) = \mathbf{P} \{ v(r) \in \partial\Omega, \tau \in [t_0, t] \} \quad (3.4)$$

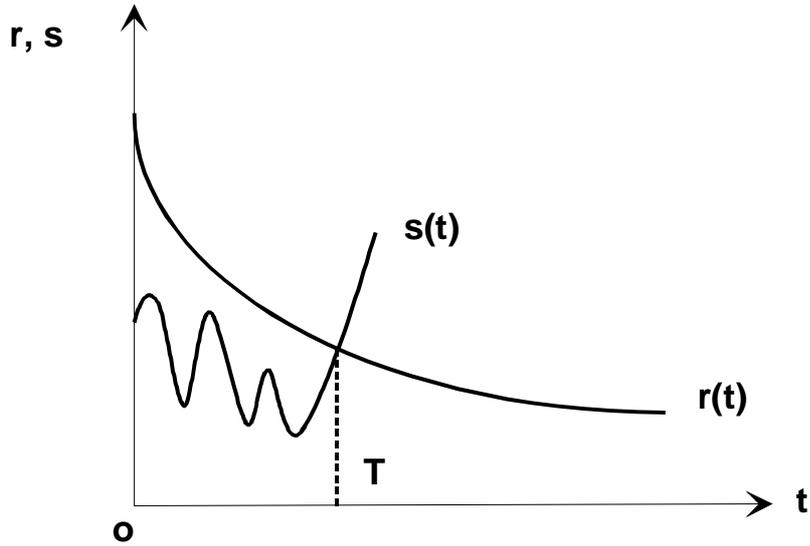


Fig .III- 1: Diagramme charge - résistance

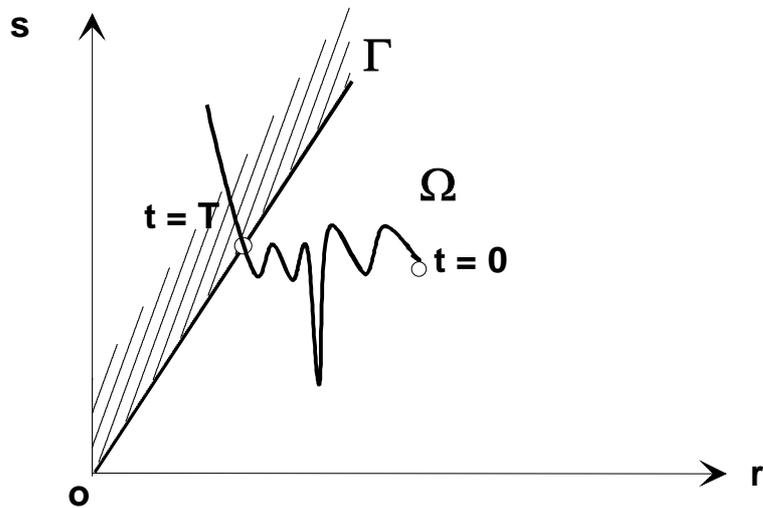


Fig . III-2 : représentation schématique de la surface limite du domaine toléré

Les sorties des réalisations des processus aléatoires au delà des limites de certains domaines (en particulier quand les sorties sont des évènements rares) sont appelées sauts de variations [41]. La formule (3.4) signifie que pour calculer les indices de fiabilité, il est nécessaire de résoudre les problèmes de la théorie des sauts

de variations des processus aléatoires. La pose complète des problèmes de la théorie de fiabilité inclue le choix du schéma de calcul, les modèles mathématiques pour la description des propriétés aléatoires des charges, des actions, des matériaux des éléments ainsi que le choix de l'espace qualité et le domaine admissible dans cet espace. C'est dans cette large interprétation que les relations (3.1) et (3.2) entrent aussi dans la pose du problème. L'approche la plus générale, malgré qu'elle est moins économique consiste à augmenter les dimensions de l'espace qualité. Dans ce cas les états tolérés suivant les différents critères correspondent à des domaines différents de l'espace qualité. Les domaines peuvent contenir l'un ou l'autre ou bien se coupent. L'intersection de tous les domaines admissibles correspond au domaine de bon état de fonctionnement de la conduite. La sortie hors des limites de cette intersection correspond à une défaillance. En général, les modèles de la théorie systémique de fiabilité peuvent être traités comme un cas particulier de cette approche, si on se conditionne sur le choix du domaine Ω . Ainsi, pour les éléments assemblés en série on a : $\Omega = \Omega_1 \cap \Omega_2 \dots \dots \dots \cap \Omega_m$, où Ω_k est le k-ième élément. Si la probabilité de bon fonctionnement de la conduite est présentée conformément à (3.3), alors cela permet d'exprimer la probabilité de bon fonctionnement de la conduite P par le théorème du produit des probabilités des événements indépendants :

$$P = \prod_{k=1}^m P_k$$

où P_1, P_2, \dots, P_m sont les probabilités de bon fonctionnement des éléments constructifs de la conduite.

Pour $P_1 = P_2 = \dots = P_m = P_0$, on a ;

$$P = P_0^m$$

Comme résultat, cela conduit à l'expression :

$$E(T) = \int_0^{\infty} P(t) dt = t_c / m$$

où ;

$E(T)$ est l'espérance mathématique de la durée de vie de la conduite.

$t_c = 1 / \lambda$ est l'espérance mathématique de la durée de service d'un élément de la conduite.

Le domaine à partir duquel la sortie signifie atteinte d'un état limite ou bien la violation des conditions de sécurité occupe une place très importante (figure.III.2). Les frontières de ces domaines peuvent être constitués partiellement à partir de segments de surfaces des limites pour différents types de défaillances, qui renferment partiellement son domaine. Sur la figure.III-3 est représentée une illustration graphique entre le rapport des domaines tolérés et des surfaces limites (Γ_1 et Γ_2 sont les frontières admissibles des domaines Ω_1 et Ω_2 relativement à deux types de défaillances). Le domaine de travail sans défaillance Ω_0 pour la conduite toute entière est l'intersection des domaines $\Omega_1 \cap \Omega_2$. Le domaine correspondant à l'état limite est hachuré. Sa frontière Γ^{**} renferme les domaines Ω_0, Ω_1 et Ω_2 .

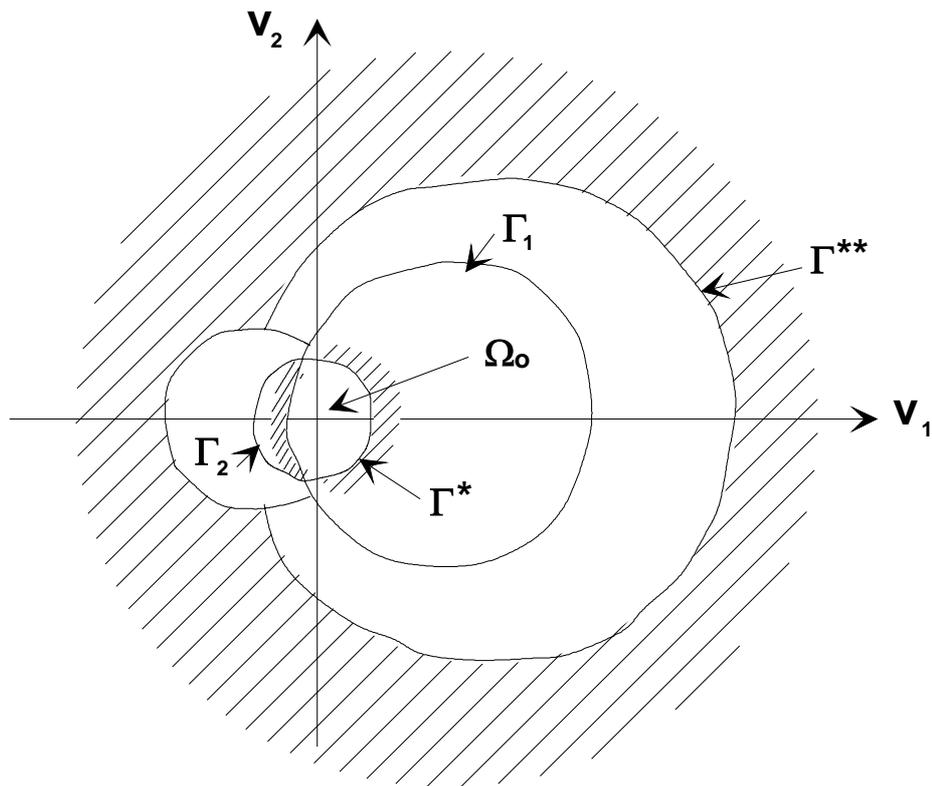


Fig.III- 3: Rapport des domaines tolérés et des surfaces limites

Le calcul de la fonction de fiabilité qui est la probabilité de travail sans défaillance sur un intervalle donné de temps constitue le problème fondamental de la théorie de fiabilité. La plupart des autres indices de fiabilité sont liés à la fonction de fiabilité par des relations simples [18, 31]. Si on a comme données les valeurs normatives des indices de fiabilité, comme la valeur de la probabilité de fonctionnement sans défaillance, le taux de défaillance, alors on peut vérifier la fiabilité du point de vue de la correspondance de la conduite aux valeurs fixées des indices de fiabilité. Si le domaine Ω dans la formule (3.3) est tel que sa limite répond aux états limites, alors cette formule permet de trouver la fonction de distribution de ressource, et par la suite l'espérance mathématique de ressource et d'autres indices de durée de vie.

II: ANALYSE DE LA FIABILITE PARAMETRIQUE DES ELEMENTS CONSTRUCTIFS D'UNE CONDUITE.

Lors de l'utilisation des modèles fonctionnels de fiabilité, on détermine non pas la probabilité de défaillance d'un élément à un moment donné, mais la probabilité pour que le système réalise des fonctions données. Parmi les modèles fonctionnels dans la théorie de la fiabilité, le modèle fondamental est celui qu'on appelle « fiabilité paramétrique des éléments ». Dans les résultats de calcul de la fiabilité paramétrique on trouve avant tout la probabilité pour que les paramètres déterminant l'état de bon fonctionnement de l'élément, ne sortent pas au delà de la frontière du champs de tolérances [24]. Dans un tel calcul de fiabilité à l'étape de projection, on utilise comme paramètres : les contraintes, les déformations, les déplacements et les réserves de résistance dans les différentes sections des constructions mécaniques. Les modes fonctionnels pour la détermination des caractéristiques de fiabilité des éléments à la base d'étude de la physique de la défaillance sont actuellement peu utilisées. Les difficultés principales que présente l'utilisation des modèles fonctionnels pour la détermination des caractéristiques de la fiabilité des éléments sont : *premièrement* la complexité de tenir compte de l'influence d'un grand nombre de facteurs intérieurs et extérieurs sur les processus physico-chimiques, qui se produisent dans les matériaux des éléments et conduisant à la défaillance ; *deuxièmement* la grande diversité des matériaux de construction et des processus intérieurs, rend difficile l'élaboration des modèles mathématiques généralisés tenant compte de l'influence complexe des facteurs d'exploitation sur la naissance et le développement des défauts. Mais malgré les difficultés mentionnées, cette voie est une perspective.

Modèle fonctionnel : « charge – capacité portante » : Par capacité portante, on comprend la propriété de la construction de supporter les charges et résister à leur action. La probabilité de défaillance (rupture) de la construction P_r pour le modèle « charge-capacité portante » [27] est donné par l'expression :

$$P_r = \{[R(t), S(t)] \in D\} = \iint_D f_{RS}(r, s) dr(t) ds(t) \quad (3.5)$$

où : la densité bidimensionnelle $f_{RS}(r, s)$ de tomber dans le domaine D , est donné par l'inégalité :

$$\left. \begin{array}{l} 0 \leq r(t) < \infty \\ 0 \leq r(t) \leq s(t) < \infty \end{array} \right\} \quad (3.6)$$

$R(t)$ et $S(t)$ sont les fonctions aléatoires respectivement de la capacité portante et de la charge. La forme des expressions analytiques pour la détermination de la probabilité de rupture $P_r(t)$ et d'autres caractéristiques de la fiabilité des éléments de la construction dépend du type des fonctions aléatoires $R(t)$ et $S(t)$, des lois de distribution des grandeurs aléatoires R et S dans les sections du processus aléatoire,

du caractère des liens de corrélation entre R et S. Il est possible d'obtenir des relations analytiques pour P_r comme fonction de trois variables : Coefficients de variance de la charge $v_S(t)$, de la capacité portante $v_R(t)$ et du coefficient de réserve $\eta(t)$. Pour obtenir les valeurs de $v_S(t)$, $v_R(t)$ et $\eta(t)$, il est nécessaire de connaître les espérances mathématiques et les écarts quadratiques moyens : $\bar{R}(t), \sigma_R(t), \bar{S}(t), \sigma_S(t)$ à l'aide desquels on détermine :

$$v_R(t) = \frac{\sigma_R(t)}{\bar{R}(t)}, \quad v_S(t) = \frac{\sigma_S(t)}{\bar{S}(t)}, \quad \eta(t) = \frac{\bar{R}(t)}{\bar{S}(t)}$$

On s'intéresse le plus souvent à estimer le niveau de fiabilité de la construction dans des sections particulières du processus aléatoire $S(t)$. De telles sections particulières du processus aléatoire, durant l'exploitation sont les écarts des éléments constructifs de la conduite dans lesquelles agissent les charges maximales possibles. Lors de calcul des éléments constitutifs, on part du fait que durant l'exploitation ne survienne aucun des états limites (selon la résistance, la stabilité, les déformations) :

$$S(X_i) \leq R(X_j) \quad , \quad i = 1, L \quad , \quad j = L = l+1, n \quad (3.7)$$

où : S et R sont des variables aléatoires correspondant à la charge et la capacité portante.

Comme R et S sont des grandeurs aléatoires, alors la condition de bon fonctionnement de la conduite (3.7) pour la durée de service peut être réalisé avec une certaine probabilité. Dans ce même plan le coefficient de réserve est aussi une grandeur aléatoire :

$$\eta(X) = \frac{R(X_j)}{S(X_i)}$$

En désignant par $f_S(s)$ et $f_R(r)$ les densité de probabilité respectives de la charge et de la capacité portante, on peut présenter les relations de R et S sous la forme indiquée dans la figure.III.4. Les surfaces hachurées sous les courbes $f_S(s)$ et $f_R(r)$ sur la figure.III.4 correspondent aux probabilité.

$$q_1 = \int_{S_0}^{\infty} f_S(s) ds \quad \text{et} \quad q_2 = \int_0^{R_0} f_R(r) dr$$

Alors la probabilité de rupture des éléments constructifs d'une conduite doit satisfaire la condition :

$$q_1 q_2 < P_r < q_1 + q_2 - q_1 q_2 \quad (3.8)$$

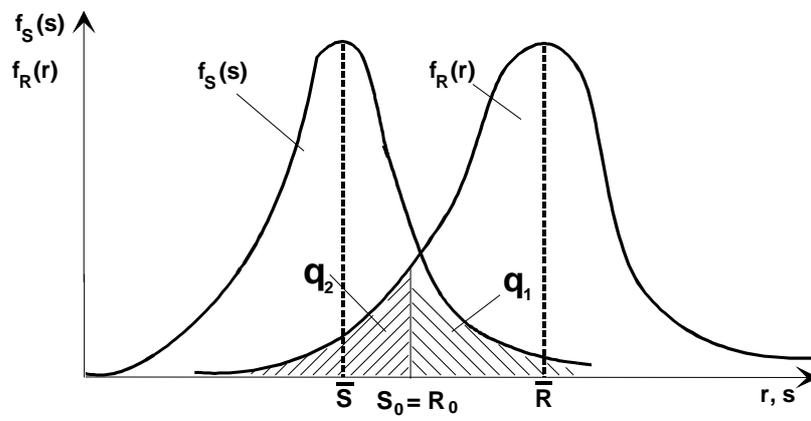


Fig. III.4 : Rapport des grandeurs aléatoires : La charge S et la capacité portante R .

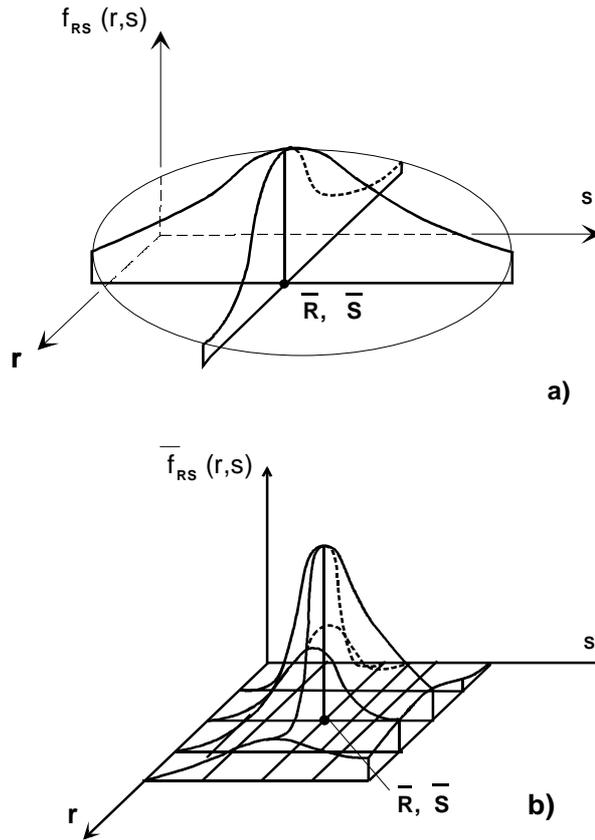


Fig.III.5 : Interprétation géométrique du changement de la fonction $f_{RS}(r,s)$ en $\bar{f}_{RS}(r,s)$

Les grandeurs aléatoires R et S forment aussi une grandeur aléatoire bidimensionnelle (R,S) de densité de probabilité égale au produit des densités des composantes [41] :

$$f_{RS}(r,s) = f_R(r) \cdot f_S(s) \quad (3.9)$$

vu que les grandeurs aléatoires R et S sont considérées comme indépendantes, en tenant compte de l'expression (3.1), la probabilité de rupture d'un élément de la conduite P_r peut être exprimée par la formule :

$$P_r = \iint_D f_{RS}(r,s) dr ds = \int_0^\infty f_R(r) \left[\int_0^\infty f_S(s) ds \right] dr \quad (3.10)$$

et qui est numériquement égale au volume sous la surface $u = f_{RS}(r,s)$, projeté sur le domaine D (figure III.6).

Les distributions normales des grandeurs R et S, ont pour densité ;

$$f_R(r) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma_R} e^{-\frac{(r - \bar{R})^2}{2\sigma_R^2}} \quad (3.11)$$

$$f_S(s) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma_S} e^{-\frac{(s - \bar{S})^2}{2\sigma_S^2}} \quad (3.12)$$

Dans l'espace pour une grandeur aléatoire bidimensionnelle normale (R, S) la densité de probabilité est égale (figure III.5) :

$$f_{RS}(r,s) = \frac{1}{2\pi\sigma_R\sigma_S} e^{-\frac{(r - \bar{R})^2}{2\sigma_R^2} - \frac{(s - \bar{S})^2}{2\sigma_S^2}} \quad (3.13)$$

Mais la densité réelle de la distribution de la variable aléatoire (R, S) a une autre forme $\bar{f}_{RS}(r,s)$, caractérisée par : $\bar{f}_{RS}(r,s) = 0$ sauf pour le premier quadrant où $r > 0, s > 0$ (figure III.5.b). Il est clair que :

$$\int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} f_{RS}(r,s) dr ds = \int_0^{\infty} \int_0^{\infty} \bar{f}_{RS}(r,s) dr ds = 1$$

et la valeur réelle de la probabilité de rupture P_r s'avère plus grande que celle obtenue par la formule (3.10).

$$P_r = \iint_D \bar{f}_{RS}(r,s) dr ds > \iint_D f_{RS}(r,s) dr ds$$

Pour obtenir une valeur plus proche que la vraie valeur de la probabilité, on peut élargir le domaine d'intégration, à la place du domaine D (figure.III.6) on prend le domaine D* (figure. III.7). Le domaine D* est choisi de façon à ce que le volume limité du haut par la surface $\bar{f}_{RS}(r,s)$ et sa projection sur le domaine D, soit approximativement égal au volume limité par $f_{RS}(r,s)$ et sa projection sur le domaine D* (voir figure III.5 et III.7). Autrement dit, pour déterminer P_r , on utilise l'expression :

$$P_r = \iint_{D^*} f_{RS}(r,s) dr ds = \int_{-\infty}^{+\infty} f_R(r) \left[\int_r^{\infty} f_S(s) ds \right] dr \quad (3.14)$$

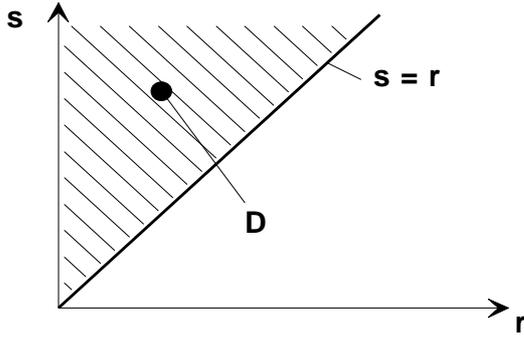


Fig. III.6 : Aspect du domaine D

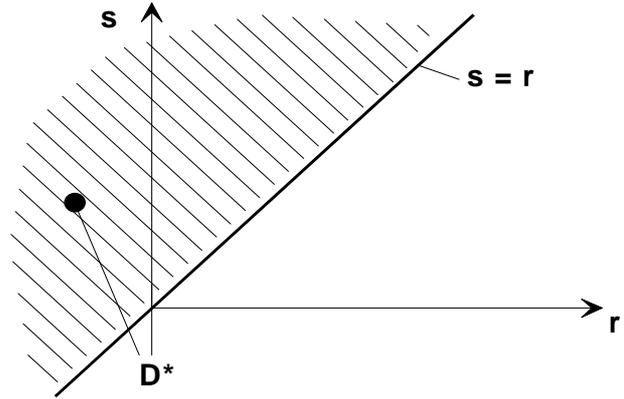


Fig. III.7 : Aspect du domaine D*

En remplaçant dans (3.14) les densités de distribution $f_R(r)$ et $f_S(s)$ par les expressions (3.10) et (3.11), et en exprimant ensuite le résultat obtenu par les arguments v_R, v_S et η , on obtient :

$$P_r = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{(r-v_R^{-1})^2}{2}} \left[\int_{\frac{\eta v_R r}{v_S}}^{\infty} e^{-\frac{(s-v_S^{-1})^2}{2}} ds \right] dr \quad (3.15)$$

En faisant un changement de variables en passant des variables r et s aux variables r et $h = r - s$, l'expression (3.14) prend la forme suivante :

$$P_r = \int_{-\infty}^{+\infty} f_R(r) \left[\int_r^{\infty} f_S(s) ds \right] dr = \int_{-\infty}^0 dh \int_{-\infty}^{+\infty} f_R(r) f_S(r-h) dr = \int_{-\infty}^0 f_H(h) dh$$

La variable aléatoire $H = R - S$ a une distribution normale d'espérance mathématique $\bar{H} = \bar{R} - \bar{S}$ et d'écart quadratique moyen $\sigma_H = \sqrt{\sigma_R^2 + \sigma_S^2}$, par conséquent :

$$\begin{aligned} P_r &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_H} \int_{-\infty}^0 e^{-\frac{\Psi - \bar{H}}{2\sigma_H^2}} dh = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{-\frac{\bar{H}}{\sigma_H}} e^{-\frac{h_1^2}{2}} dh_1 = \frac{1}{2\pi} \int_{\frac{\bar{H}}{\sigma_H}}^{\infty} e^{-\frac{H h_1}{2}} dh_1 \\ &= \frac{1}{2} - \Phi\left(\frac{\bar{H}}{\sigma_H}\right) = \frac{1}{2} - \Phi\left(\frac{\eta - 1}{\sqrt{v_R^2 \eta^2 + v_S^2}}\right) \end{aligned} \quad (3.16)$$

L'expression obtenue (3.16) n'est qu'une autre forme de l'expression de la probabilité de rupture obtenue au §IV de ce chapitre.

En utilisant l'expression (3.15) et les résultats obtenus dans le chapitre II, a été faite l'analyse de l'influence du coefficient de réserve η et du coefficient de variance v_R sur la fiabilité des tubes en acier X52 dont les caractéristiques mécaniques ont été déterminées au chapitre II. Comme résultat d'analyse, est présenté sur la figure III.8 le degré d'influence du coefficient de réserve η et du coefficient de variance de la capacité portante v_R sur la probabilité de rupture P_r des tubes. De cette étude, on déduit que l'augmentation la plus sensible de la fiabilité des tubes est observée lors de l'accroissement du coefficient de réserve de $\eta=1$ à $\eta=3$. Pour comparer les aciers des tubes par l'influence de leur coefficient de variance v_R sur la probabilité de rupture en fonction du coefficient η et pour différentes valeurs du coefficient v_R (figure III.9), on déduit que pour les valeurs des coefficients de variance v_R et v_S de 0 à 0,2 et un accroissement du coefficient de réserve de plus de trois fois ont pour effet une diminution de la probabilité de rupture de moins de 1%. La variation des coefficients de variance dans les limites de 0 à 0,1 n'influe pratiquement pas sur la grandeur P_r sur tout le diapason des valeurs du coefficient η . De cette façon, les exigences aux variations des paramètres de la capacité portante et au maintien de la charge avec des erreurs de moins de 1% du point de vu fiabilité ne sont pas rationnelles. L'augmentation des valeurs des coefficients v_R et v_S conduisent à l'évaluation des valeurs de la probabilité de rupture, c'est à dire à l'abaissement du niveau de fiabilité, et lors de la nécessité du maintien du niveau de fiabilité à l'augmentation du coefficient de réserve η . L'augmentation du niveau du coefficient de réserve conduit à son tour soit à l'augmentation de l'épaisseur des tubes soit à la nécessité d'utiliser des matériaux plus résistants. Le plus remarquable est l'influence de la variation des coefficients de variance dans les limites de 0,1 à 0,2 dans le diapason des petites valeurs du coefficient de réserve η (moins de 1,5) sur la fiabilité des éléments constitutifs d'une conduite.

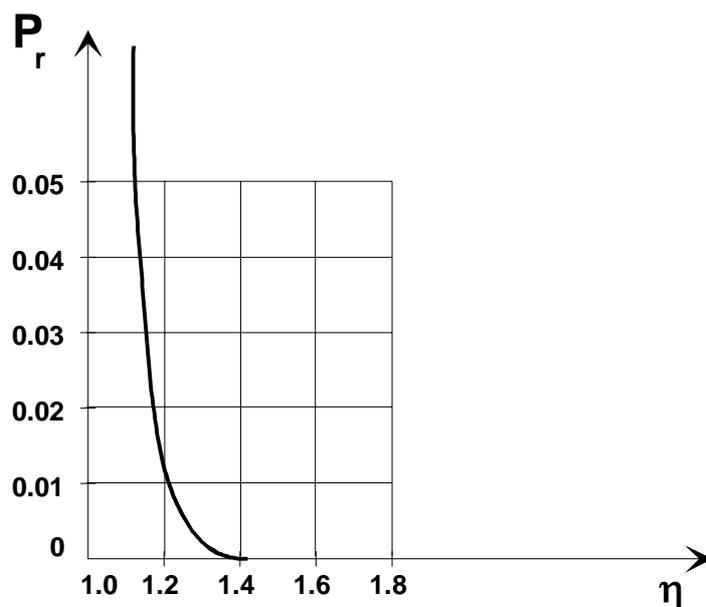


Fig III.8 : Dépendance de la probabilité de rupture des tubes en acier X52 en fonction du coefficient de réserve de la capacité portante η

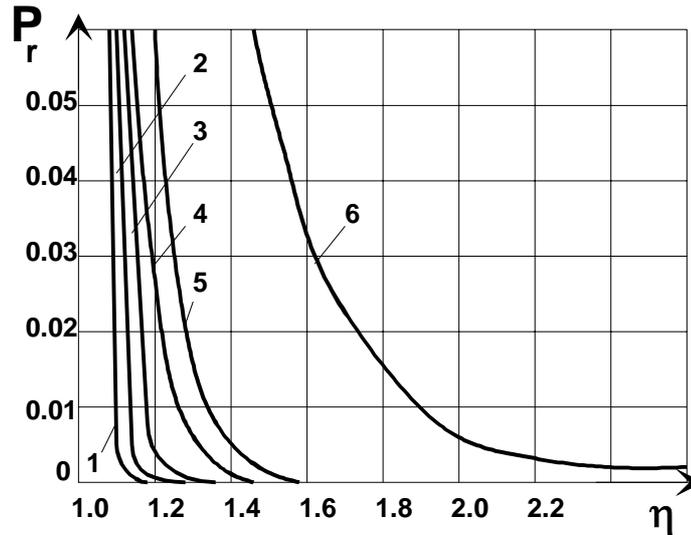


Fig III.9 : Dépendance de la probabilité P_r (η, V_R, V_S) du coefficient η .

Avec ;

- 1- $V_R = 0$
- 2- $V_R = 0,05$
- 3- $V_R = 0,04$
- 4- $V_R = 0,07$
- 5- $V_R = 0,1$
- 6- $V_R = 0,2$

III. ANALYSE DES INDETERMINATIONS LORS DE L'ESTIMATION DE LA FIABILITE DES TUBES.

Les résultats d'analyse des données d'exploitation des gazoducs ont montré que la charge ainsi que la capacité portante des éléments constructifs des conduites sont des grandeurs aléatoires, et indéterminées (imprécises) [1]. A l'étape de projection, il n'est pas possible d'influer sur les indéterminations des paramètres des éléments constructifs d'une conduite. on peut seulement les prendre en compte lors de l'analyse du travail des éléments. C'est pourquoi lors du calcul de fiabilité l'une des tâches fondamentale est l'estimation des charges et de la capacité portante en tenant compte des indéterminations. L'indétermination des paramètres, caractérisant le travail des éléments constructifs d'une conduite est justifiée par celles des données initiales, qui sont de trois types : le premier type est lié au manque d'informations précises sur les paramètres des conditions de travail des éléments en question ; le deuxième type est justifié par l'incertitude des caractéristiques données de la conduite à projeter et de ses éléments (indétermination des contraintes, de la résistance, de la charge, des dimensions.....), et enfin le troisième type est justifié par le caractère aléatoire des conditions de fonctionnement de la conduite. Ces indéterminations peuvent être décrites par les méthodes probabilistes [41]. L'indétermination des paramètres de calcul peut être estimée par les méthodes de la statistique mathématique

[8]. Lors de la projection des conduites, le degré de l'indétermination des informations est défini principalement par les circonstances suivantes : les paramètres de résistance et de déformation des tubes sont déterminés à la base des essais sur des éprouvettes standards, ensuite utilisées pour toute la masse des tubes. Ainsi le degré de confiance de ce passage est déterminé par la constance des caractéristiques suivant tout le volume des masses des tubes (son homogénéité) et par la qualité et la précision des déterminations expérimentales des paramètres géométriques des tubes, qui ont un caractère aléatoire. Les actions des forces sur les tubes durant l'exploitation ont aussi un caractère aléatoire. Lors des calculs de fiabilité, on a à faire à deux types de grandeurs : *des grandeurs aléatoires*, dont les caractéristiques sont données en terme de probabilité et *des grandeurs indéterminées* dont on connaît seulement le diapason des valeurs possibles. Le premier groupe renferme les grandeurs qui peuvent être mesurées avec des erreurs importantes ou à partir des échantillons, par exemple la résistance des tubes à la pression intérieure. Lors d'un manque du nombre nécessaire d'observations ou d'une précision insuffisante sur les mesures, ces grandeurs peuvent passer de la catégorie des grandeurs aléatoires aux grandeurs indéterminées, pour lesquelles on ne peut que citer le diapason des valeurs. Pour les grandeurs du deuxième type, il est nécessaire de recourir aux critères mini-maximaux, c'est à dire calculer les indices de fiabilité pour les cas les plus défavorables.

Lors de l'évaluation de la fiabilité des éléments constructifs d'une conduite, on part de la nécessité de satisfaire l'une des conditions critérielles : de résistance, de déformation ou de stabilité. Chacune de ces conditions peut être écrite sous la forme :

$$y_A > y_B \quad (3.17)$$

où : y_A et y_B sont les fonctions qui interviennent dans la description du processus considéré. La fiabilité des éléments constructifs des conduites est évaluée principalement dans ce cas par la probabilité de bon fonctionnement :

$$P = \text{Prob} \{ y_A > y_B \} \quad (3.18)$$

En général, les deux paramètres de la relation critérielle (3.17) y_A et y_B sont des fonctions de certaines grandeurs aléatoires :

$$y_A = f_1(x_1, x_2, \dots, x_n) ; \quad y_B = f_2(x_1, x_2, \dots, x_n) \quad (3.19)$$

où : x_1, x_2, \dots, x_n sont les paramètres variables déterminés par la construction, les dimensions, les matériaux et autres. En général, ces paramètres peuvent dépendre d'autres variables qui reflètent l'influence des conditions extérieures. Ils peuvent aussi varier dans le temps suite au vieillissement, à l'usure et autres. Les variables x_1, x_2, \dots, x_n sont des grandeurs aléatoires, par conséquent, pour des conditions extérieures données, elles sont caractérisées par de grandes variations statistiques. C'est pourquoi la fonction $y = y_A - y_B$ peut aussi avoir des variations statistiques par rapport à sa valeur nominale. Cette variation de y peut être déterminée approximativement en utilisant la décomposition en série de Taylor au voisinage des valeurs nominales et moyennes des paramètres. Ayant en vue la petitesse des grandeurs caractérisant les variations des paramètres, on peut se limiter aux membres du premier ordre. Si les propriétés des variables aléatoires indépendantes

x_1, x_2, \dots, x_n sont connues et ayant la fonction déterministe y , alors on décrit le processus en le décomposant en série de Taylor.

$$y = y(\bar{x}_1, \bar{x}_2, \dots, \bar{x}_n) + \sum_{i=1}^n \frac{\partial y}{\partial x_i} \Big|_{x_i = \bar{x}_i} (x_i - \bar{x}_i) \quad (3.20)$$

L'espérance mathématique de la fonction $y = y(x_1, x_2, \dots, x_n)$ et sa variance peuvent être calculées à l'aide des expressions suivantes :

$$\bar{y} = y(\bar{x}_1, \bar{x}_2, \dots, \bar{x}_n)$$

et la variance;

$$V_y = \sum_{i=1}^n \left(\frac{\partial y}{\partial x_i} \right)_{\bar{x}_i}^2 V_{x_i} + 2 \sum_{i < j} \left(\frac{\partial y}{\partial x_i} \right) \left(\frac{\partial y}{\partial x_j} \right) K_{x_i, x_j}$$

où : K_{x_i, x_j} est le moment de corrélation des grandeurs aléatoires x_i, x_j .

En passant, de la variance à l'écart quadratique moyen, on obtient l'expression :

$$\sigma_y^2 = \sum_{i=1}^n \left(\frac{\partial y}{\partial x_i} \right)^2 \sigma_{x_i}^2 + 2 \sum_{i < j} \left(\frac{\partial y}{\partial x_i} \right) \left(\frac{\partial y}{\partial x_j} \right) r_{x_i, x_j} \sigma_{x_i} \sigma_{x_j}$$

où : r_{x_i, x_j} sont les coefficients de corrélation des grandeurs x_i, x_j .

L'expression (3.20) est une fonction linéaire des paramètres x_1, x_2, \dots, x_n , qu'on peut présenter sous la forme :

$$y = \sum_{k=1}^n a_k x_k \quad (3.21)$$

où a_k est un coefficient constant.

Pour des paramètres x_1, x_2, \dots, x_n obéissant à la loi de distribution normale, la probabilité de rupture peut être déterminée par la formule [8] :

$$Pr = \frac{1}{2} - \Phi(\gamma) \quad (3.22)$$

$$\text{où : } \gamma = \frac{1}{k_v} \quad (3.23)$$

caractérise la sûreté introduite par A.R. Rjanicin.

$k_v = \frac{\sigma_y}{\bar{y}}$ est le coefficient de variance de la fonction de non rupture.

$\bar{y} = \sum_{k=1}^n a_k \bar{x}_k$ est l'espérance mathématique de la fonction de non rupture.

$$\sigma_y = \sqrt{(y - \bar{y})^2} = \sqrt{\sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^n a_i a_k K_{x_i x_k}} \quad \text{est l'écart quadratique moyen de la}$$

fonction y.

En tenant compte des formules précédentes la caractéristique γ peut être présentée sous la forme :

$$\gamma = \frac{\sum_{k=1}^n a_k x_k}{\sqrt{\sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^n a_i a_k K_{x_i x_k}}} \quad (3.24)$$

En prenant comme charge la pression intérieure, alors la fonction de non rupture prend la forme :

$$H = P_1 - P_s$$

où P_1 est la plus grande pression que supporte les tubes au moment de la rupture, P_s la pression de service.

La pression de rupture calculée peut être différente en fonction de l'hypothèse de résistance appliquée. Si la rupture est purement plastique alors :

$$P_1 = \frac{2\sigma_{ec} \delta}{D_{in}} \quad (3.25)$$

et lors de la rupture purement fragile :

$$P_1 = \frac{2\sigma_R \delta}{D_{in}} \quad (3.26)$$

où σ_{ec} est la limite d'écoulement ; σ_R la limite de rupture, δ l'épaisseur des parois des tubes, D_{in} le diamètre intérieur des tubes.

Il s'ensuit que dans un état de contraintes radiales, la pression P_1 est déterminée par l'expression (3.26). Cependant la fonction de non rupture prend la forme :

$$H = \frac{2\sigma_R \delta}{D_{in}} - P_s \quad (3.27)$$

Pour l'étude d'une éventuelle corrélation entre les paramètres de l'expression (3.26), on a analysé les résultats d'essai d'éprouvettes prélevées à partir de tubes en acier X52 de diamètre 406 x 7.14 mm et de différentes épaisseurs. En partant des distributions de l'épaisseur et des limites de résistance des éprouvettes, on détermine les moyennes de leurs valeurs et on construit les lignes de régression (figure.III.10). Les lignes de régression obtenues sont perpendiculaires, on en déduit alors que σ_R et δ sont indépendants. D'autre part, la distribution de diamètres des tubes dépend principalement du processus de leur fabrication et elle n'est pas liée ni à la distribution des épaisseurs, ni aux propriétés du matériau. Finalement les paramètres

de calcul entrant dans l'expression (3.27) sont des grandeurs aléatoires indépendantes entre elles. Comme les écarts des grandeurs σ_R , D_{in} , δ et P_s ne sont pas grandes par rapport à leur espérance mathématique, alors la fonction H non linéaire peut être remplacée par une relation linéaire avec une décomposition en série de Taylor au voisinage des espérances mathématiques des grandeurs aléatoires ;

$$H \cong \frac{2\bar{\sigma}_R \bar{\delta}}{D_{in}} + \frac{2\bar{\delta}}{D_{in}} (\sigma_R - \bar{\sigma}_R) + \frac{2\bar{\sigma}_R}{D_{in}} (\delta - \bar{\delta}) - \frac{2\bar{\sigma}_R \bar{\delta}}{D_{in}^2} (D_{in} - \bar{D}_{in}) - P_s \quad (3.28)$$

Pour analyser l'influence du facteur d'échelle sur la résistance à la rupture, on a traité les résultats d'essai d'éprouvettes prélevées de tube de différentes épaisseurs dont le matériau des tubes X52 et les dimensions des éprouvettes sont 300 x 30 x δ en mm. Le traitement du résultat des essais est présenté sur la figure III.11 et malgré le faible volume des éprouvettes, il est parfaitement visible l'écartement des courbes pour les grandes épaisseurs des parois vers la gauche ; cela montre l'existence d'une influence du facteur échelle sur la limite de résistance.

La probabilité de rupture d'un tube P_t peut être exprimée par la probabilité de rupture de l'éprouvette P_r , qui est déterminée par les essais [39] :

$$P_t = 1 - [1 - P_r]^{V_t/V_e} \quad (3.29)$$

où V_t est le volume du matériau du tube et V_e celui de l'éprouvette.

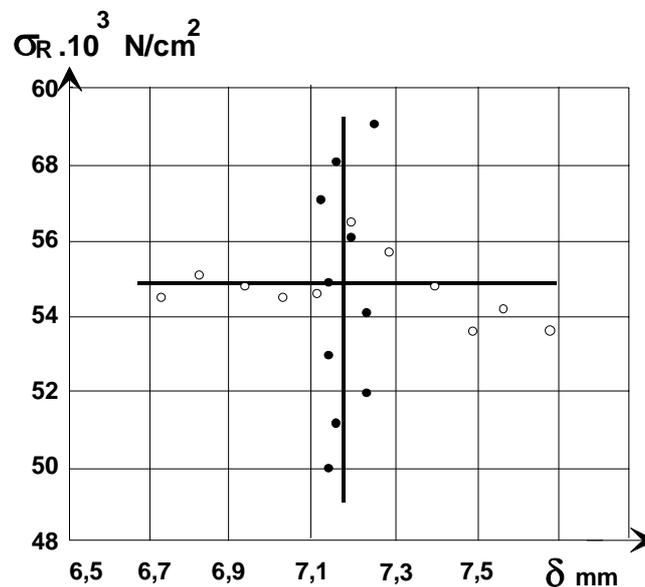


Fig.III.10 : ligne de régression des écarts des épaisseurs des tubes et limite de résistance

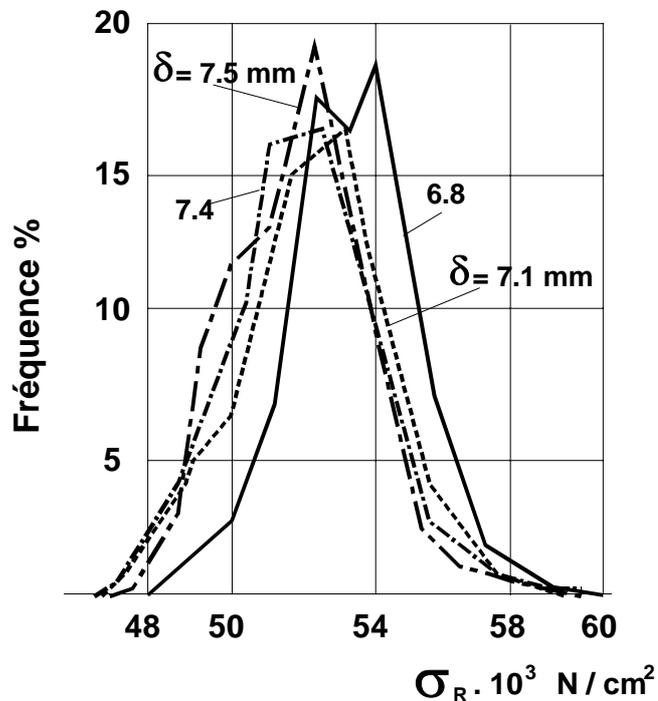


Fig III.11: Courbe de distribution de la limite de résistance pour différentes épaisseurs des éprouvettes

Ainsi que les probabilité de non rupture du tube P^t et de l'éprouvette P sont liées par la relation déduite de l'expression (3.29) :

$$P^t = P^{\frac{V_t}{V_c}}$$

L'espérance mathématique de la limite de résistance de l'éprouvette de $P^* = 0.5^{\frac{V_t}{V_c}}$ est :

$$\bar{\sigma}_R^t = \bar{\sigma}_R k_e$$

où : $k_e = 1 - t_{P^*} V_{\sigma_R}$ est le coefficient d'échelle, t_{P^*} est déterminé à partir de l'équation :

$$0.5 + \Phi(t_{P^*}) = P^* = (0.5)^{\frac{V_c}{V_t}}$$

Le calcul du coefficient d'échelle pour les tubes de diamètre 406 x 7.14 mm donne une valeur de $k_e = 0.84$. On considère par la suite le fondement statistique de l'influence de l'hétérogénéité des propriétés du matériau des tubes sur la valeur de la contrainte de rupture σ_R . Soit $k_h = 1 - k_{\sigma_R}^e V_{\sigma_R}^e$ le coefficient d'homogénéité du matériau, où $k_{\sigma_R}^e$ est la limite tolérée unilatérale pour un ensemble général ($n = \infty$), qui

détermine combien d'écart quadratiques moyens il est nécessaire de soustraire de l'espérance mathématique de la limite de résistance des tubes, pour que la probabilité de rupture soit $1-P(T)$, avec $P(T)$ la probabilité de non rupture. La limite tolérée k_T^q est obtenue à partir de l'expression :

$$\Phi(k_T^q) = P(T) - 0.5$$

Si les paramètres de distribution de la résistance des tubes sont trouvés selon un échantillon n alors k_T^q doit être corrigé par la formule suivante [9] :

$$k_T^n = k_T^q \left(1 + \frac{t_q}{\sqrt{n}} - \frac{5t_q^2 + 10}{12n} \right) \quad (3.30)$$

où : t_q est le paramètre indiquant que k_T^n est déterminé par l'expression (3.30) avec une probabilité de confiance q . La valeur t_q est déterminée à partir de l'expression suivante [9] :

$$\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{t_q}^{\infty} e^{-\frac{t^2}{2}} dt = 1 - q$$

Les valeurs du coefficient k_T^q pour différentes probabilités de non rupture de l'éprouvette et probabilités de confiance sont : 2,33 pour $P(T) = 99\%$; 3,10 pour $P(T) = 99,9\%$ et 3,72 pour $P(T) = 99,99\%$. Pour assurer donc la résistance des tubes avec une probabilité donnée de non rupture, les contraintes dans leur paroi ne doivent pas dépasser :

$$\sigma = k_h k_e \sigma_R \quad (3.31)$$

Prenant comme étude des tubes de diamètre 1220 mm, de longueur moyenne 12 m et dont les caractéristiques de résistance du métal des tubes, déterminées par les essais sur éprouvettes sont $\bar{\sigma}_R = 5,259 \cdot 10^4 \text{ N/cm}^2$, $\bar{\sigma}_{ec} = 4,411 \cdot 10^4 \text{ N/cm}^2$. Ces tubes sont sollicités à une pression intérieure $p = 7.5 \text{ Mpa}$. Le calcul est fait pour quatre valeurs de la probabilité de non rupture des tubes : $P(T) = 0,95$; $0,99$; $0,999$ et $0,9999$. Pour assurer la résistance des tubes avec des probabilités de non rupture données, les contraintes circonférentielles « σ_L » dans les parois des tubes ne doit pas dépasser les valeurs données par l'expression (3.31) :

$$\sigma_c = k_h k_e \bar{\sigma}_R$$

Prenons $k_e = 0.85$ et $k_h = 1 - k_T^q V_{\sigma_R}$ avec $V_{\sigma_R} = 0,049$, ensuite pour différentes valeurs de $P(T)$, on détermine les valeurs du coefficient d'homogénéité :

$P(T)$	k_T^q	V_{σ_R}	k_h
0,95	1,00	0,049	0,951

0,99	2,33	0,049	0,885
0,999	3,10	0,049	0,848
0,9999	3,72	0,049	0,817

A l'aide de la formule (3.31) pour différents P(T), on trouve :

P(T)	k _h	k _e	σ _c N/cm ²
0,95	0,951	0,85	4,25 . 10 ⁴
0,99	0,885	0,85	3,95 . 10 ⁴
0,999	0,848	0,85	3,79 . 10 ⁴
0,9999	0,817	0,85	3,65 . 10 ⁴

L'épaisseur de la paroi des tube est déterminée à partir de la formule suivante [1] :

$$\delta = \frac{P_{es} D_{in}}{2\sigma_c}$$

où : P_{es} est la pression d'essai, on prend P_{es} = 1.3 P_s , avec P_s pression de service.
 Dan le cas considéré P_{es} = 1,3 . 750 = 975 N/cm². On détermine ensuite l'épaisseur de la paroi des tubes pour différentes probabilités de non rupture :

P(T)	σ _c N/cm ²	δ (cm)
0,95	4,25 . 10 ⁴	1,37
0,99	3,95 . 10 ⁴	1,48
0,999	3,79 . 10 ⁴	1,54
0,9999	3,65 . 10 ⁴	1,60

Finalement pour les valeur de P(T) de 0.95 à 0.9999 d'une conduite parfaite l'épaisseur des parois des tubes a augmenté de 2,3 mm. Mais puisque ces épaisseurs ont été calculées selon la pression d'essai, alors les contraintes circonférentielles dues à la pression de service seront inférieures que celles déterminées ci-dessus, à savoir :

P(T)	δ (cm)	σ _c N/cm ²
0,95	1,37	3,28 . 10 ⁴
0,99	1,48	3,04 . 10 ⁴
0,999	1,54	2,92 . 10 ⁴
0,9999	1,60	2,81 . 10 ⁴

IV. FONCTION DE FIABILITE DES ELEMENTS CONSTRUCTIFS D'UNE CONDUITE.

Actuellement le calcul des conduites à la résistance nécessite des précisions du schéma de calcul et des coefficients normatifs. L'amélioration continue des processus technologiques de fabrication des tubes, de la qualité des travaux de construction et des contrôles sévères contribuent à la réduction sensible et offrent la possibilité d'abaisser sensiblement le coefficient de réserve de résistance ce qui conduit à une économie de métal, nécessaire pour la fabrication des tubes. Dans ce contexte se pose le problème de comparaison des différentes variantes pour une conduite en projet. Le critère fiabilité joue dans ce cas une caractéristique importante de comparaison. Dans cette comparaison la fonction fiabilité définie comme la probabilité de bon fonctionnement joue le rôle de l'indice fondamental de la fiabilité des éléments d'une conduite. Les défaillances des éléments dans le cas idéal sont caractérisables par la capacité portante généralisée $R(t)$ et la charge généralisée $S(t)$. La probabilité de bon fonctionnement des éléments d'une conduite pour des contraintes de charges $S(t)$ et de résistance $R(t)$ aléatoires s'exprime par la relation :

$$P = \text{Prob} \{R(t) > S(t)\} \quad (3.32)$$

La relation entre la fiabilité P et la probabilité de défaillance (ou de rupture de la conduite) P_r sera alors :

$$P + P_r = 1 \quad (3.33)$$

L'intersection des courbes de charge et de capacité portante (fig.III-4) indique l'action mutuelle de deux processus probabilistes. La fiabilité est la probabilité pour que la résistance soit supérieure à la charge pour toutes ses valeurs possibles :

$$\left. \begin{aligned} P &= \int_0^{\infty} f_S(x) [1 - F_R(x)] dx \\ \text{ou bien} \\ P &= \int_0^{\infty} f_R(x) F_S(x) dx \end{aligned} \right\} \quad (3.34)$$

où f_R , f_S , F_R , F_S sont les densités et fonctions de distribution de la capacité portante et de la charge (figure.III-5).

La charge et la capacité de résistance des éléments d'une conduite sont déterminées par un ensemble de facteurs perturbateurs, leur distribution est considérée comme normale. Connaissons leurs espérances mathématiques m_S et m_R et leur écarts quadratiques moyens σ_S et σ_R , la probabilité de bon fonctionnement s'exprime par la relation [41] :

$$P = \Phi \left[\frac{m_R - m_S}{\sqrt{\sigma_R^2 + \sigma_S^2}} \right] \quad (3.35)$$

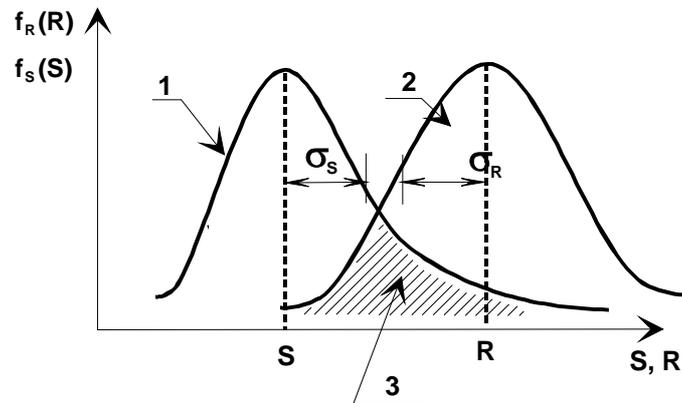


Fig.III-12 : Recouvrement des distributions de la charge (1), $f_s(S)$ et de résistance (2) $f_R(R)$

3 - domaine de recouvrement

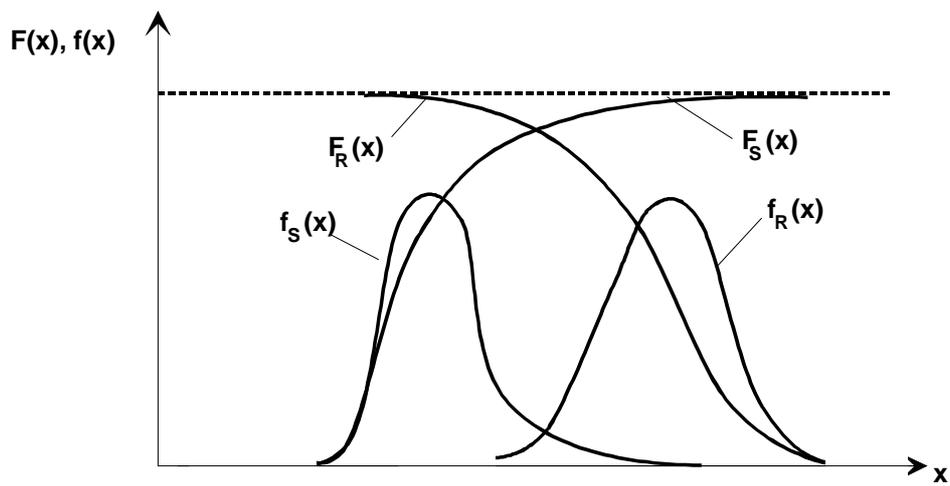


Fig. III-13 : Courbes de répartition de la charge S et de la capacité portante R

Pour une question de visualisation, on mesure aussi la dimension de fiabilité en unité logarithmique (balles), en déterminant le niveau de fiabilité par la formule [33] :

$$r = \lg \frac{1}{P_r} = - \lg (1 - P) \quad (3.36)$$

On utilise aussi la mesure Gaussienne de fiabilité γ , qui est liée à la fiabilité P par la relation [33] :

$$P = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\gamma} \exp\left(-\frac{u^2}{2}\right) du \quad (3.37)$$

où u est une grandeur variable.

Le tableau III-1 donne une illustration des correspondances entre les valeurs numériques des mesures de la fiabilité dans différentes unités.

Tableau .III-1

P	0.9	0.99	0.999	0.9999	0.99999	0.999999
r	1	2	3	4	5	6
γ	1.28	2.33	3.09	3.72	4.26	4.75

Le calcul de la fiabilité par la formule (3.35) est fastidieux. Pour contourner ce problème N.S. Strelesky a introduit une estimation approximative de la fiabilité, appelée la « garantie de non-rupture » [7].

$$\Gamma = 1 - q_1 q_2 \quad (3.38)$$

Ici q_1 et q_2 représentent les aires des surfaces sous les courbes de distribution de la charge S et de la capacité portante R (figure.III-14).

$$q_2 = \int_{S_0}^{\infty} f_S(x) dx$$

$$q_1 = \int_0^{R_0} f_R(x) dx$$

Cette estimation de la fiabilité est valable pour toutes les valeurs $S_0 = R_0$.

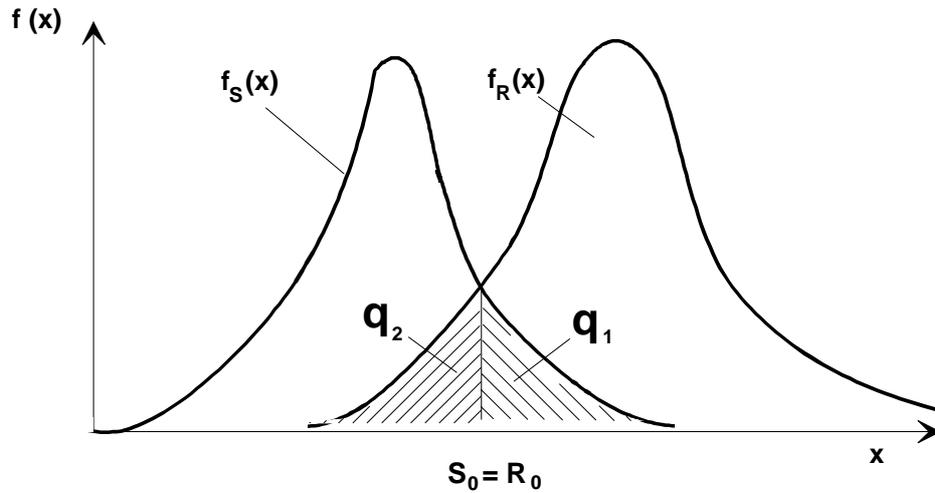


Fig.III-14 : Schéma définissant la garantie de non-rupture

D'autre part, par l'introduction de la fonction de non-rupture :

$$H = R - S$$

A.R. Rjanicin a réussi à faciliter le calcul de la fiabilité P. La formule (3.34) prend alors la forme (figure.III-15) [7] :

$$P = \int_0^{\infty} f_H(x) dx \quad (3.39)$$

où $f_H(x)$ est la densité de distribution de la grandeur aléatoire H, qui est la composition des grandeurs aléatoires R et S. La surface hachurée sur la figure III-15 correspond à la fiabilité dans une échelle déterminée. Pour une distribution normale de la grandeur aléatoire H, la fonction fiabilité P peut être exprimée par la relation :

$$P = F\left(\frac{\bar{H}}{\sigma_H}\right) \quad (3.40)$$

où \bar{H} est la valeur moyenne de la grandeur aléatoire H.

σ_H l'écart quadratique moyen de la grandeur aléatoire H.

Pour des distribution de R et S connues, les valeurs de H et σ_H peuvent être calculées par les formules :

$$\bar{H} = \bar{R} - \bar{S} \quad (3.41)$$

$$\sigma_H^2 = \sigma_R^2 + \sigma_S^2 \quad (3.42)$$

où \bar{R} et \bar{S} sont les valeurs moyennes des grandeurs aléatoires R et S.

σ_R^2 et σ_S^2 les variances de R et S.

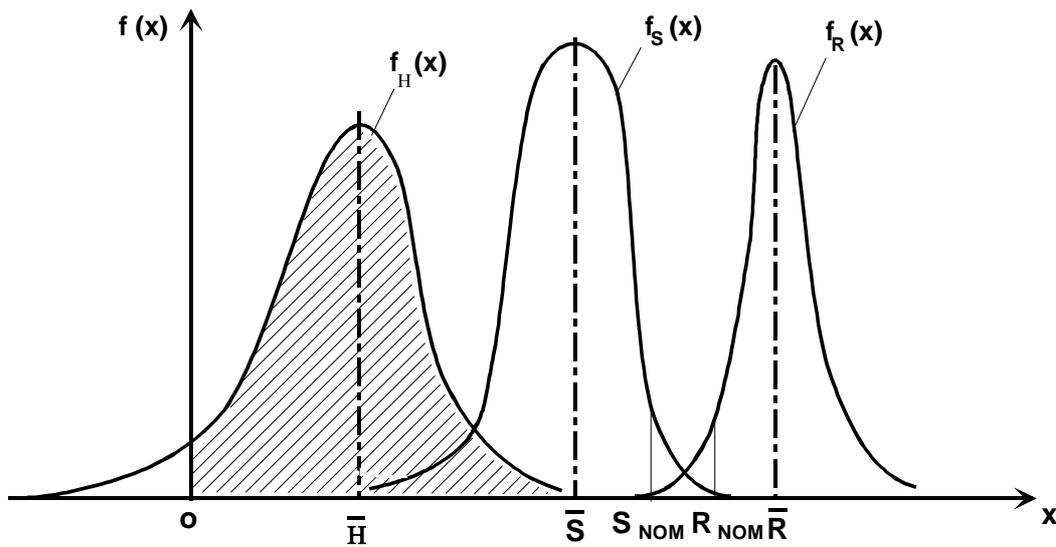


Fig.III-15 : Utilisation de la fonction de rupture de la fiabilité
 (S_{NOM} et R_{NOM} sont les valeurs nominales de la charge et de la capacité portante)

La grandeur inverse du coefficient de variance v_H de la grandeur aléatoire H a été appelée par A.R. Rjanic la caractéristique de sécurité [7] ;

$$\gamma = \frac{1}{v_H} = \frac{\bar{H}}{S_H} = \frac{\bar{R} - \bar{S}}{\sqrt{\sigma_R^2 + \sigma_S^2}} \quad (3.43)$$

La comparaison de la formule (3.40) avec (3.39) et (3.43) montre que : $P = F_0(\gamma)$. Par conséquent, la grandeur γ n'est autre qu'une mesure Gaussienne de la fiabilité. Connaissant γ , on peut déterminer à l'aide des tableaux la probabilité de non-rupture P . Introduisant les coefficients de variance de la charge et de la capacité portante alors la formule (3.43), peut être écrite sous la forme :

$$\gamma = \frac{\eta - 1}{\sqrt{v_R^2 \eta^2 + v_S^2}} \quad (3.44)$$

où η est le rapport des valeurs moyennes de la capacité de résistance \bar{R} à la charge \bar{S} ;

$$\eta = \frac{\bar{R}}{\bar{S}} \quad (3.45)$$

Ce rapport est appelé coefficient conventionnel de réserve.

Le lien entre les grandeurs γ , v_S et v_R permet de donner un fondement au choix des valeurs des coefficients normatifs de surcharges k_S et d'homogénéité du matériau k_R .

$$\left. \begin{aligned} k_S &= 1 + \gamma_V S \\ k_R &= 1 - \gamma_V R \end{aligned} \right\} \quad (3.46)$$

Le coefficient de surcharge k_S caractérise la variabilité de la charge et on le détermine comme le rapport des charges dont l'apparition est peu probable, aux charges normatives. Le coefficient d'homogénéité k_R de manière analogue caractérise la variabilité de la résistance du matériau. Les coefficients cités sont choisis en partant des distributions empiriques pour les facteurs correspondants et à partir de l'expérience acquise dans la projection de constructions. On utilise aussi le coefficient de réserve (sécurité) de résistance η_R , déterminant une fiabilité donnée P , qui est défini comme le rapport de la plus petite valeur de la capacité de résistance R_{\min} à la plus grande charge S_{\max} [17,24] :

$$\eta_R = \frac{R_{\min}}{S_{\max}} \geq 1 \quad (3.47)$$

Comme charge de calcul S_{\max} , on prend une valeur de la charge plus grande que la moyenne (figure III.16) obtenue par le calcul ou par l'expérience. Pour la capacité portante R_{\min} , on prend la charge de rupture, dont la valeur est supérieure à la moyenne, obtenue par le calcul ou par l'expérience. Dans l'approche statistique les grandeurs de calcul S_{\max} et R_{\min} peuvent être présentées sous la forme [9]:

$$\left. \begin{aligned} S_{\max} &= \bar{S} + \alpha_S \sigma_S \\ R_{\min} &= \bar{R} - \alpha_R \sigma_R \end{aligned} \right\} \quad (3.48)$$

où α_S et α_R sont les écarts des grandeurs S_{\max} et R_{\min} par rapport à leurs valeurs moyennes \bar{S} et \bar{R} , exprimés en pourcentage des écarts quadratique moyens σ_S et σ_R .

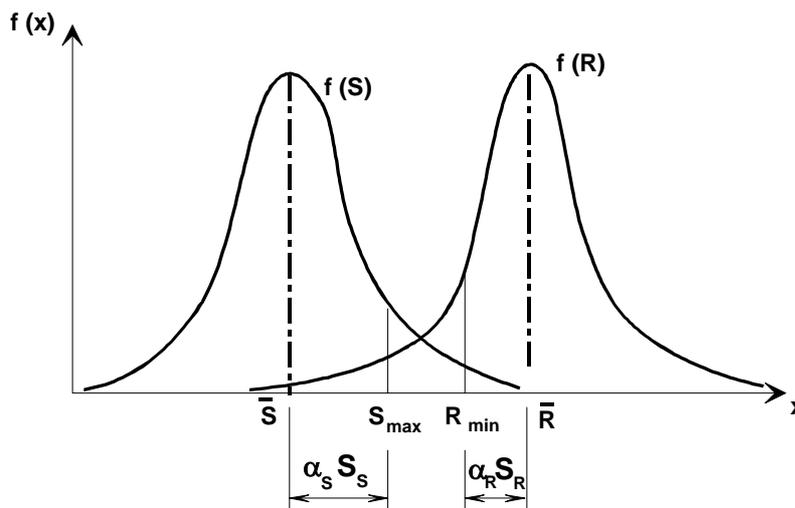


Fig. III.16 : Présentation probabiliste de la charge de calcul S_{\max} et de la résistance de calcul R_{\min}

Pour une loi normale de distribution des variables aléatoires S et R, les grandeurs α_S et α_R qui sont les quantiles de la probabilité de confiance P^* , sont déterminés lors du choix des valeurs de calcul S_{\max} et R_{\min} . En tenant compte des expressions (3.44), (3.45) et (3.48) la réserve de résistance [formule (3.47)] est donc égale à :

$$\eta_R = \frac{\bar{R} - \alpha_R \sigma_R}{\bar{S} + \alpha_S \sigma_S} = \frac{\bar{R} k_R}{\bar{S} k_S} = \eta k_{in} \quad (3.49)$$

où

$$k_{in} = \frac{k_R}{k_S} = \frac{1 - \alpha_R v_R}{1 + \alpha_S v_S} \quad (3.50)$$

est le coefficient de réserve normatif.

Donc le coefficient η à travers la mesure Gaussienne de la fiabilité γ [voir formule (3.44)] est lié à la fiabilité donnée P. L'expression (3.44) pour γ peut être transformée à la forme :

$$\gamma = \frac{\eta - 1}{v_R \sqrt{\eta^2 + k^2}} \quad (3.51)$$

$$k = \frac{v_S}{v_R} \quad (3.52)$$

Il est important pour l'analyse de présenter la dépendance de la caractéristique de sûreté de fonctionnement γ et la probabilité de rupture P_r en fonction du coefficient de réserve η . En tenant compte de l'expression (3.51) et l'expression (3.42), on peut écrire :

$$\eta = \frac{\bar{\sigma}_R}{\bar{\sigma}_C} = \frac{2 \bar{\delta} \bar{\sigma}_R}{\bar{D}_{in} P_s} \quad (3.53)$$

où $\bar{\sigma}_R, \bar{\sigma}_C, \bar{\delta}, \bar{D}_{in}, P_s$ sont respectivement les espérances mathématiques de la limite de rupture, des contraintes circonférentielles, de l'épaisseur des parois, du diamètre intérieur et de la pression de service.

On obtient alors l'expression de la caractéristique de sûreté γ sous la forme suivante :

$$\gamma = \frac{\eta - 1}{\sqrt{\eta^2 (v_{\sigma_R}^2 + v_{\delta}^2 + v_{D_{in}}^2) + v_{P_s}^2}} \quad (3.54)$$

où v est le coefficient de variance de l'index indiqué.

Dans le tableau IV.1 sont portées les valeurs calculées des grandeurs qui entrent dans la formule (3.54) pour les tubes en acier X52 de dimensions 1220 x 12mm.

Tableau IV.1

Valeurs moyennes (espérances mathématiques des grandeurs de calcul)	Ecart quadratiques des grandeurs de calcul	Coefficients de variation des grandeurs de calcul
$\bar{\sigma}_R = 5,259 \cdot 10^4 \text{ N/cm}^2$	$\sigma_{\sigma_R} = 0,0258 \cdot 10^4 \text{ N/cm}^2$	$v_{\sigma_R} = 0,0495$
$\bar{\delta} = 11,89 \text{ mm}$	$\sigma_{\delta} = 0,2135 \text{ mm}$	$v_{\delta} = 0,01795$
$D_{in} = 1196 \text{ mm}$	$\sigma_{D_{in}} = 2.343 \text{ mm}$	$v_{D_{in}} = 0,00196$

La dépendance de la caractéristique de sûreté γ et la probabilité de rupture des tubes P_r en fonction du coefficient de réserve η est présenté sur la figure III.17. Si on calcule la fiabilité d'une conduite parfaite de dimensions 1220x12 mm en acier X52 pour $\sigma_C = 0,65 \sigma_R$ alors le coefficient de réserve s'avère égal à 1,53, la caractéristique de sûreté $\gamma = 9,77$ et la probabilité de rupture $P_r = 1,93 \cdot 10^{-8}$. Cela correspond à une fiabilité de la conduite $P(T) = 0,99999999$. Il en résulte qu'une conduite parfaite a un niveau de fiabilité très élevé. C'est l'existence de défauts dans les conduites réelles qui provoquent alors les ruptures observées en pratique. Pour compenser l'effet des divers défauts (de construction, métallurgiques etc..) de la paroi des tubes, les constructeurs optent pour des valeurs élevées du coefficient de réserve de la capacité portante et cela entraîne des dépenses injustifiées en matériau.

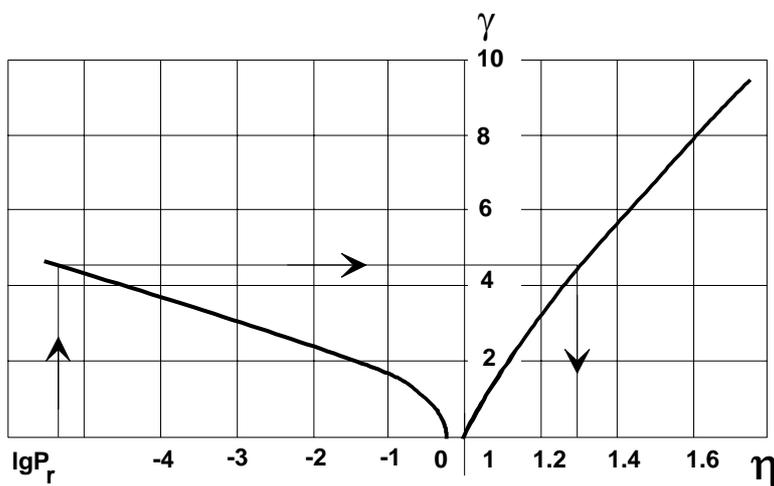


Fig.III.17 : Dépendance de la caractéristique de sureté γ et de la probabilité de rupture P_r en fonction du coefficient de réserve η

Une conduite réelle, à la différence d'une conduite parfaite est caractérisée par l'existence des concentrateurs de contraintes dus à divers types de défauts. La charge principale sollicitant une conduite de gaz naturel est la pression intérieure, sous

l'action de cette charge apparaissent dans un tube parfait les contraintes circonférentielles nominales σ_c . Dans les lieux des défauts ces contraintes augmentent jusqu'à [13].

$$\sigma_c^r = k_c \sigma_c \quad (3.55)$$

où k_c est le coefficient de concentration de contraintes. Le coefficient de réserve de la capacité portante d'une conduite réelle sera alors :

$$\eta_r = \frac{1}{k} \frac{\bar{\sigma}_R}{\bar{\sigma}_c^r} = \frac{1}{k} \eta \quad (3.56)$$

En portant (3.56) dans (3.54) on obtient la caractéristique de sécurité :

$$\gamma_r = \frac{\frac{\eta}{k} - 1}{\sqrt{\frac{\eta^2}{k^2} (v_{\sigma_R}^2 + v_{\delta}^2 + v_{D_{in}}^2) + v_{P_t}^2}} \quad (3.57)$$

L'expression (3.57) est une caractéristique pour l'estimation du danger d'un défaut dans un tube sollicité par la pression intérieure. La probabilité de rupture lors d'existence d'un défaut se calcule de la même façon que pour un tube parfait. Dans ce cas, comme coefficient de réserve et de sûreté on utilise :

$$\eta_r = \frac{\eta}{k_c} \quad \text{et} \quad \gamma_r = \gamma \left(\frac{\eta}{k_c} \right) \quad (3.58)$$

Un tube commence à se rompre si :

$$k_c \sigma_c = \sigma_R \quad (3.59)$$

Supposons que sur toute la longueur d'un tronçon est créée la même pression intérieure p . Vu que les défauts le long de ce tronçon seront différents, alors dans les endroits de disposition des défauts les valeurs de la caractéristique de sûreté γ seront différentes. Si on veut assurer un même niveau de fiabilité du tronçon, alors il est nécessaire que soit satisfaite la condition :

$$\gamma \left(\frac{\eta}{k_c} \right) \geq \gamma_{ad} [P(T)] \quad (3.60)$$

où $P(T)$ correspond à un niveau donné de fiabilité du tronçon considéré;

$\gamma_{ad} [P(T)]$ la caractéristique de sûreté correspondant à ce niveau de fiabilité ;

γ_{ad} la valeur admissible de la caractéristique de sûreté.

Avec cela, on impose au coefficient de concentration de contraintes une limitation :

$$k_c \leq \frac{\eta}{\eta_{ad}} \quad (3.61)$$

où η_{ad} est la réserve de la capacité portante correspondant à la caractéristique de sûreté donnée $\gamma_{ad} [P(T)]$.

Quantitativement, η est caractérisé par la relation :

$$\eta = \frac{\bar{\sigma}_R}{\bar{\sigma}_C}$$

que l'on peut écrire sous la forme :

$$\eta = \frac{\bar{\sigma}_R}{\bar{\sigma}_{ec}} \times \frac{\bar{\sigma}_{ec}}{\bar{\sigma}_C} = \eta_e \cdot m \quad (3.62)$$

où $\bar{\sigma}_{ec}$ est l'espérance mathématique de la limite d'écoulement ;

η_e la réserve de la capacité portante selon la limite d'écoulement ;

m la réserve de la capacité portante selon la pression de service P_s dans le tube, qui caractérise la réduction de la pression intérieure par comparaison à celle que pouvait supporter un tube parfait. Avec cela l'inégalité (3.61) aura la forme :

$$k_c \leq \frac{\eta_e \cdot m}{\eta_{ad}} \quad (3.63)$$

De cette relation, on peut déduire que le coefficient admissible de concentration $K_c = k_{ad}^c$ varie lors du changement des paramètres des caractéristiques du matériau du tube et de fiabilité. Si les réserves selon la limite d'écoulement sont identiques (tubes identiques), et η_{ad} donné pour le tronçon considéré, alors k_{ad}^c dépend linéairement de m . Sur la figure III.18 est présenté le graphe de la sûreté γ en fonction du coefficient de réserve de la capacité portante η , cas des tubes parfaits, en tenant compte du coefficient de concentration des contraintes k_c . On voit sur le graphe que pour :

$P(T) = 0,99$ correspond à $\gamma_{ad} = 4,5$, et $\eta_{ad} \geq 1,28$; alors qu'il est suffisant pour $P(T) = 0,9$ de satisfaire la condition $\eta_{ad} \geq 1,05$.

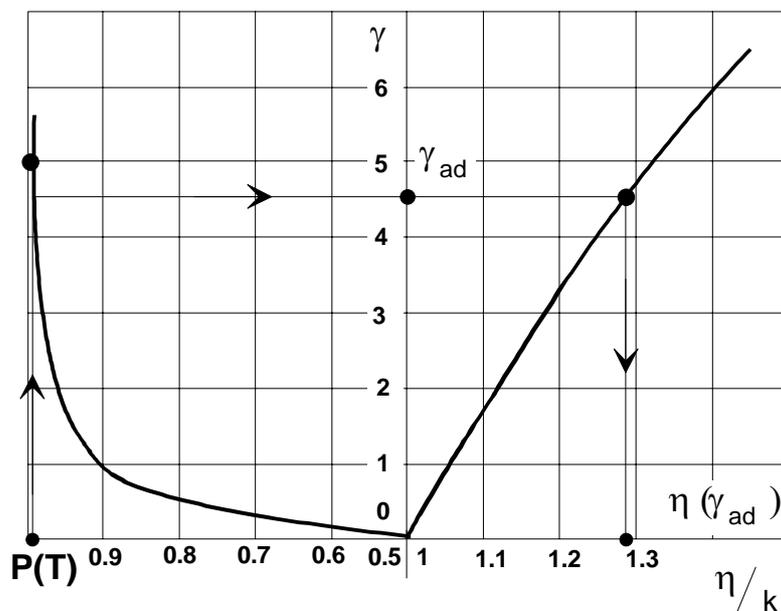


Fig .III.18 : Dépendance de la fonction fiabilité $P(T)$
et la caractéristique de sûreté γ , du Coefficient de réserve η_r

Passons à l'étude de la dépendance de la probabilité de non rupture des tubes et du coefficient de réserve η_r . L'étude faite à la base de données sur les caractéristiques mécaniques de l'acier X52 obtenues au chapitre II. Les tubes considérés ont pour dimensions 1220 x 12 et sont soumis à une pression intérieure $p = 75 \text{ Kgf / cm}^2$. Les valeurs normatives de la charge et de la capacité portante correspondent à une probabilité de confiance de $P^* = 95 \%$, c'est à dire aux valeurs des coefficients $\alpha_S = \alpha_R = 1,96$. Pour l'étude on a utilisé l'expression (3.49) . Les résultats de l'étude sont présentés graphiquement sur la figure III.19.

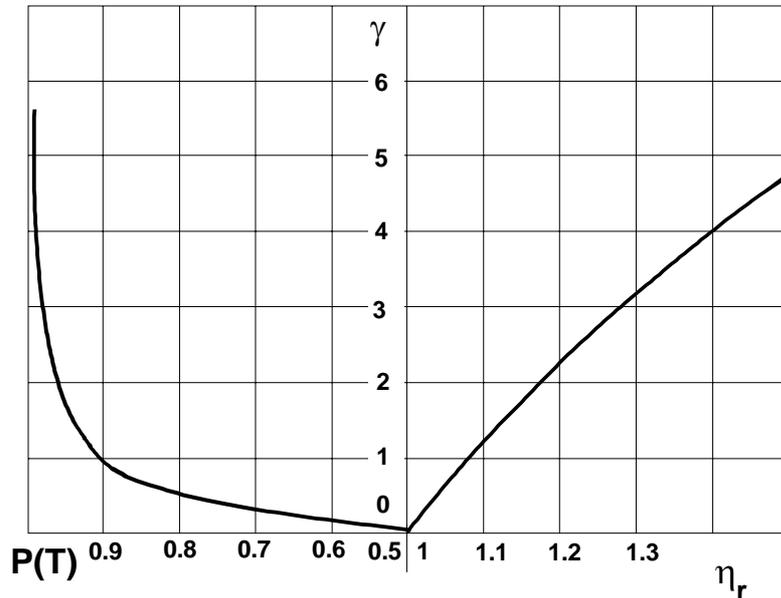


Fig III.19 : Dépendance de la fiabilité $P(T)$ en fonction du coefficient de sécurité η_r

V. CONCLUSION :

Dans ce troisième chapitre sont développées quelques approches physico-statistique d'estimation de la fiabilité des constructions mécaniques. On a d'une part ajusté le modèle de fiabilité Charge – capacité portante, afin d'être applicable à l'étude de la fiabilité des tubes. Cela a permis d'étudier l'influence du coefficient de réserve et du coefficient de variance de la résistance sur la fiabilité des tubes en acier X52. D'autre part, on a développé le modèle de A.R. Rjanicin, ce dernier a permis d'étudier la dépendance de la fiabilité des tubes en fonction du coefficient de réserve.

Dans le chapitre suivant, nous allons donner une approche à l'étude de la rupture fragile des tubes.

Chapitre. IV

***ANALYSE DE L'INFLUENCE DES DIMENSIONS DES TUBES
SUR LEUR RUPTURE FRAGILE***

I - RUPTURE FRAGILE DES TUBES DES GAZODUCS.

Les gazoducs dont la pression de service varie de 5.5 à 10 MPa et de grand diamètre 1020 à 1420 mm sont des constructions métalliques uniques dont lesquels les ruptures fragiles de long parcours ont été fréquemment observées [15]. De la pratique des essais, il est connu que les ruptures fragiles des gazoducs se propagent souvent sur quelques kilomètres. Les ruptures fragiles dans les gazoducs se propagent sans chute de pression du gaz au sommet de la fissure en mouvement, vu que la vitesse de leur propagation dépasse d'habitude de 1.5 fois celle de décompression du gaz dans la conduite. Les ruptures fragiles des gazoducs se propagent selon une trajectoire de forme sinusoïdale à amplitude variable, dont les valeurs maximales peuvent atteindre 1200m. Le tronçon détruit du gazoduc peut rester enterré, comme il peut être éjecté dans l'atmosphère sous forme de débris de tubes à des distances allant de 200 à 400m de l'axe de la conduite. La rupture fragile des tubes se produit sous l'action des contraintes circonférentielles, c'est à dire sous l'action de l'énergie d'élasticité accumulée dans le métal des tubes. Son apparition est favorisée par les concentrateurs de contraintes et d'autres défauts dans les tubes, et sa propagation par la résistance insuffisante du métal des tubes à la rupture fragile.

La rupture fragile des tubes est caractérisée par une cassure droite, perpendiculaire aux parois des tubes et caractérisée par une forme de chevron. La direction du dessin du chevron permet de déterminer la direction du mouvement de la fissure et de fixer le commencement de la rupture. La surface de la cassure des bouts a une structure cristalline. La rupture fragile des constructions n'est pas due seulement aux propriétés des métaux, mais aussi aux conditions de sollicitation de la charge, de la température d'exploitation ainsi que de la technologie de construction des gazoducs.

Dans les normes de construction et réglementation de projection des gazoducs, on utilise comme caractéristique déterminant la résistance du métal des tubes à la rupture, la résilience selon Charpy. En effet, avec l'accroissement de l'énergie élastique du gaz comprimé, résultant de la tendance à la construction de gazoducs de diamètres et de pression de service de plus en plus élevés, la résilience du métal du tube doit aussi augmenter (tableau IV.1). Selon les résultats des travaux du professeur B. Fridman [14, 15] la résistance du métal des tubes à la propagation de rupture est caractérisée par la vitesse du mouvement des embouchures de la fissure qui se forme le long de la conduite. Les propriétés du métal des tubes et la vitesse de propagation de la rupture déterminent le caractère de la cassure (ductile ou fragile) et la longueur de rupture. La particularité fondamentale de la rupture d'une conduite consiste à ce que le gaz comprimé s'écoulant dans la conduite agissant sur les bords des tubes dans le domaine de l'embouchure de la fissure, peut la disperser à une vitesse de l'ordre de 200 à 700 m/s.

En plus de l'énergie du gaz comprimé, accumulée dans les gazoducs dont l'influence est considérée ci-dessus, dans les conduites s'amasse aussi l'énergie de déformation élastique du métal. A l'énergie élastique accumulée dans le métal du tube, s'ajoute l'énergie de l'action des contraintes circonférentielles et longitudinales dans les tubes. L'énergie sommaire dans ce cas est donnée par la formule :

$$A_y = \frac{5}{32} \frac{p^2 D^2 S}{E \delta} \quad (4.1)$$

où p est la pression de service, D le diamètre du tube, S la surface latérale du tube, E le module d'élasticité longitudinal du métal, δ l'épaisseur de la paroi du tube. Il est connu, qu'avec l'augmentation de la réserve d'énergie élastique se compliquent les conditions de travail du métal des tubes : la résistance à la rupture diminue, la longueur critique de la fissure diminue et est capable de se développer d'elle-même, ainsi que le coefficient d'intensité des contraintes. De la formule (4.1) il est clair, que la valeur de réserve du métal en énergie élastique de déformation est déterminée par les paramètres de fonctionnement de la conduite. Par exemple, pour une conduite de diamètre 1020 mm et d'épaisseur 14 mm et sous une pression de 5,5 MPa, cette énergie constitue 0.4 MJ/m². Les résultats des études des aciers de tubes ont montré, qu'avec l'augmentation de la réserve d'énergie élastique dans le métal des tubes des conduites, que plus la ductilité est basse et l'hétérogénéité est élevée, qu'autant la capacité de travail diminue. L'influence négative de la réserve élevée d'énergie élastique est avant tout sur l'accélération brusque du développement de la fissure et sur la résistance à la propagation de la rupture dans le gazoduc.

Tableau IV.1. Exigences de ductilité du métal des tubes pour les gazoducs

Paramètres du gazoducs		Valeurs des caractéristiques à température minimale d'exploitation
Diamètre des tubes (mm)	Pression de service (MPa)	Résilience KVC (MJ/m ²)
800 et moins	Jusqu'à 10.0	0.3
1020	5.5	0.4
1220	7.5	0.8
1420	7.5	1.2

II. TEMPERATURE DE TRANSITION DUCTILE-FRAGILE.

La méthode connue de détermination de la température de transition est l'essai à la flexion statique, avec l'application d'une charge concentrée au milieu entre les appuis. L'essai permet de séparer les stades de naissance et de propagation des fissures à l'aide d'un enregistrement du diagramme des efforts de flexion. Le diagramme de la flexion statique des éprouvettes à entaille (figure.IV.1) se compose des parties suivantes ; OA est le domaine élastique, AB le domaine élasto-plastique, BC le domaine de la propagation ductile des fissures et CDF la rupture ductile. Les éprouvettes se déforment plastiquement et au voisinage de la charge (point B) se produit la formation des fissures. Parfois la formation des fissures est accompagnée d'une chute brusque de la charge (point C) qui précède la rupture fragile. L'existence d'une chute complète de la charge témoigne sur la propagation ductile de la rupture et sur l'aspect fibreux de la cassure. Le travail de rupture de l'éprouvette est caractérisé par la surface de la courbe charge – flèche. La surface OABE reflète le travail de naissance des fissures et la surface EBCD représente le travail de développement des fissures ductiles. Plus est petite l'énergie après la naissance de la rupture fragile, plus est mauvaise la résistance du matériau au développement des

ruptures. La méthode de flexion statique avec une force concentrée au plan des éprouvettes, placées sur deux appuis, a été donnée par la norme.

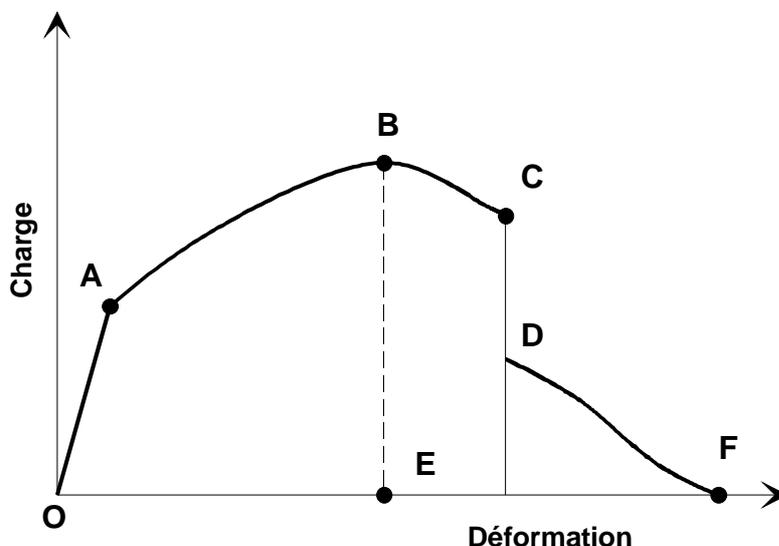


Fig.IV.1 : Diagramme idéalisé " Charge-flèche" lors de flexion statique

La méthode statique ne tient pas compte de l'influence des grandes vitesses de déformation sur les températures déterminées de transition et sur la ductilité de la rupture. La vitesse d'application de la charge au cours de la flexion statique est de $2 \cdot 10^{-1}$ à $1 \cdot 10^{-5}$ m/s . Les essais de chocs à cause des vitesses plus élevées de déformation (5 à 6 m/s) correspondent mieux aux conditions réelles de rupture des gazoducs, quand la vitesse de déformation lors des ruptures de ces derniers peut atteindre des centaines de mètres par seconde.

Les essais de chocs en série d'éprouvettes à entailles, avec la mesure de la résilience sont les moyens les plus répandus d'évaluation de la prédisposition des aciers aux ruptures. La résilience est le travail dispensé pour la déformation et la rupture par chocs de flexion d'une éprouvette à entaille lors des essais sur « Mouton – pendule ». Le travail de la déformation élasto-plastique et de la naissance de la fissure dans l'entaille a_z détermine la probabilité d'apparition des ruptures. Mais vu qu'on déforme un volume limité de métal et que le travail est rapporté aux surfaces, alors cette admission conduit à la non objectivité de l'utilisation de la caractéristique « a_z ». Dans la littérature on n'utilise pas le critère de travail de naissance de la fissure dans le métal (on y trouve le critère d'énergie totale de Charpy), durant lequel les défauts superficiels ou à l'intérieur des parois du tube ne se développent pas en fissures. L'étude du diagramme « Charge-temps » lors des essais de résilience des aciers, a montré que dans le domaine ductile « a_z » représente presque 40 % de toute l'énergie absorbée [12]. Cela influe sur la corrélation des indices de l'énergie totale déterminée par Charpy, avec les données sur le développement des ruptures à partir des essais à échelle réelle des tubes. On exige la détermination de la naissance des fissures quand il est nécessaire de prévenir la formation de fissures dans les tubes.

Le critère principal d'évaluation de la fragilité du métal des tubes des gazoducs est le travail « a_p » dépensé pour la rupture, il caractérise la capacité du métal à freiner les fissures fragiles de grandes vitesses [37]. La fissure en se

développant coupe la section de l'éprouvette. La grandeur « a_p » à la différence de « a_z » ne dépend pas des paramètres et de la géométrie des concentrateurs de contraintes. On peut considérer, que le travail total dépensé pour la rupture (éprouvette de MENAGE avec une entaille de rayon 1 mm), est la somme de a_z et a_p . Les valeurs mesurées de a_z et a_p témoignent sur la ténacité du matériau à la rupture fragile. Il existe quelques moyens de détermination du travail de développement de la fissure. En 1955 B.A. Drozdovsky [10] a proposé d'essayer des éprouvettes à la résilience avec une fissure de fatigue créée préalablement. L'énergie absorbée, lors de ce travail, est considérée comme le travail de développement de la fissure. A.C. Rahmanov et L.C. Lyvchis [37] ont utilisé la proposition [36] de la méthode d'essai des éprouvettes au choc de flexion pour différentes énergies appliquées. L'angle maximal de flexion de l'éprouvette détermine la grandeur « a_p ».

A partir de 1950, on a commencé à faire des études de la rupture fragile sur des éprouvettes de type Charpy. Les essais sont faits dans un intervalle de températures incluant le passage du métal dans l'état fragile. La température de passage est évaluée par la zone de chute brusque de la résilience. La température du début de la chute est appelée seuil supérieur de cassure à froid. En l'absence de passage brusque dans l'état fragile, on utilise comme valeur de la température critique, la valeur correspondant à l'énergie absorbée déterminée. En 1924, A.F. Ioffé a proposé un schéma simple de passage de l'état ductile à l'état fragile (Figure.IV.2). La température de passage correspond à la température pour laquelle la limite d'écoulement devient égale à la contrainte de rupture. Plus l'augmentation est grande de la limite d'écoulement à une température basse, plus autant est grande la probabilité de rupture fragile. C'est pourquoi, il est important que le métal ait des valeurs de ses propriétés visqueuses plus élevées. Il existe une série de publications, dans lesquelles la température de passage est prise avec un seuil déterminé de la résilience. Dans [20] pour l'acier ayant une limite de résistance de 42,7 et de 98 Kgf/cm², la résilience à la température de passage est de 1,5 ; 2,5 et 3,5 Kgf.m/cm².

On propose une équation liant l'énergie absorbée de Charpy à la température de transition [38], à la limite d'écoulement et l'épaisseur de l'éprouvette :

$$C_v = \frac{\sigma_{0.2}}{\sigma_{45}} (\delta + 6.35)$$

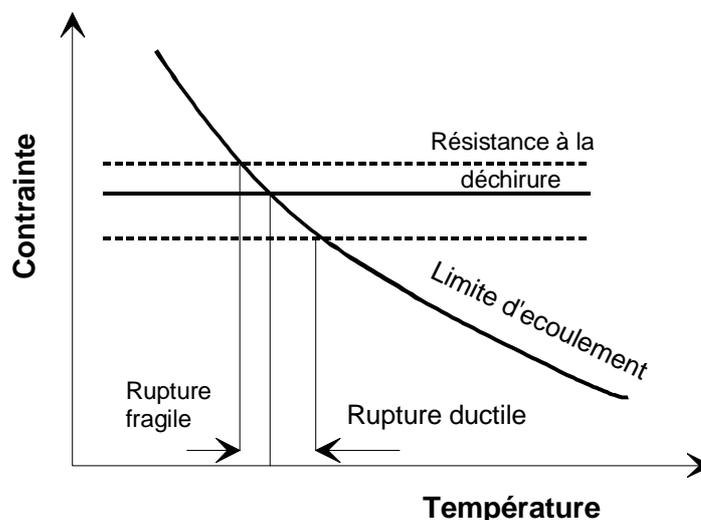


Fig.IV.2 : Schéma de transition ductile - fragile pour les matériaux métalliques selon A.F. Ioffé

C'est-à-dire l'énergie absorbée croit proportionnellement à la résistance de l'acier et avec l'augmentation de l'épaisseur de la plaque.

G. Khane et M. Sarrat proposent l'équation [25] :

$$C_v \geq \frac{(\sigma_{0.2})^2}{E} \delta$$

Les valeurs calculées, à l'aide de ces formules pour une plaque d'acier des tubes, se trouvent dans les limites jusqu'à 2 Kgf/cm² (Tableau.IV.2). Les données existantes dans les bibliographies (publications) selon le « critère » de 2 Kgf/cm² de travail absorbé (2 Kgf.m/cm²) confirment sa conventionalité pour une détermination approchée du seuil supérieur de la température de transition.

Tableau. IV.2

Numéro du Tube	Dimension du tube D _{ext} (mm)	Limite d'écoulement (Kgf/cm ²)	Résilience (Kgf.m/cm ²)	
			Minimale $\frac{\sigma_{0.2}}{\sigma_{45}} \cdot (\delta + 6.35)$	Calculée (éprouvette Charpy) $(\sigma_{0.2})^2 \cdot \delta / 20700$
1	1220 x 10.5	49.0	1.6	1.5
2	1220 x 14.0	54.5	2.1	2.5
3	1220 x 20.0	40.7	1.5	1.4
4	1220 x 10.0	53.9	1.7	1.7

III. CALCUL DES TUBES AU DEVELOPPEMENT DES FISSURES FRAGILES.

La rupture fragile apparaît à des contraintes circonférentielles qui sont inférieures à la limite d'écoulement (0.3 à 0.6 σ_{ec}) et dans l'intervalle de température qui sont plus basses que la température de transition ductile-fragile. La fissure se propage souvent de façon sinusoïdale, dans la direction axiale de la conduite, avec un vitesse supérieure à la vitesse de décompression du gaz [10]. Lors de la rupture ondulée de longue trajectoire d'un gazoduc, la longueur de la fissure initiale, c'est-à-dire la longueur critique de la fissure, dépend de plusieurs facteurs. Pratiquement pour les conduites de grand diamètre et de haute pression, elle atteint les 100 à 150 mm.

Pour la détermination des conditions assurant une exploitation fiable des basses températures et hautes pressions, il est nécessaire d'utiliser des méthodes suffisamment précises de calcul de la résistance de l'acier au développement de rupture fragile. L.CS.Lurchic a proposé l'équation [30], fondée sur la comparaison du travail spécifique de la déformation élastique du tube a_t et le travail de développement de la fissure a_f :

$$a_t = \frac{\pi}{8E} \cdot \frac{p^2 D^3}{\delta^2} \quad (4.2)$$

La formule (4.2) permet de calculer le travail de développement et l'épaisseur minimale des tubes, sollicités par une certaine pression intérieure. Pour des conditions de freinage de la rupture fragile, il faut : $a_f = a_t$ et pour la limiter, il faut : $a_f = 0.5 a_t$. En introduisant des corrections sur le caractère de l'état de contraintes, lors de la sollicitation par la pression intérieure $(1 - \mu^2)$ et l'influence de la vitesse du mouvement de la fissure fragile sur le travail de développement de la fissure, l'équation prend la forme :

$$a_f = \frac{\pi}{8E} \cdot \frac{p_s^2 D^3}{\delta^2} (1 - \mu^2) [1 - (1 - e^{-3v_f})^2]$$

Après avoir tenu compte de la condition dans laquelle n'apparaît pas de rupture fragile en avalanche, $v_f < v$, on aura :

$$a_f^H \geq 0.01 \frac{\eta^2 p_s^2 D^3}{\delta^2} [1 - (1 - e^{-3v})^2]$$

où « a_f » est la résistance normative de l'acier au développement de la fissure (Kgf.m/cm²) ; « η » est le coefficient de surcharge de la pression de service dans la conduite ; « p_s » est la pression de service dans la conduite ; « v » est la vitesse de propagation du son dans le produit transporté ($v = 0.41$ m/s pour le gaz naturel). Plus le diamètre est grand et l'épaisseur petite d'autant est exigé un travail plus grand pour le développement de la fissure (Tableau.IV.3) .

Tableau.IV.3

Diamètre D (mm)	Epaisseur δ (mm)		P = 55 Kgf/cm ²			P = 75 Kgf/cm ²		
			σ_R (Kgf/mm ²)	a_f (Kgf.m/cm ²)	C_v (Kgf.m/cm ²)	σ_R (Kgf/mm ²)	a_f (Kgf.m/cm ²)	C_v (Kgf.m/cm ²)
1020	9	224	60	3.5	4.5	81	6.6	8.0
	10	249	54	2.9	4.0	73	5.3	7.0
	11	273	49	2.3	3.5	67	4.4	6.0
	12	298	45	2.0	3.0	61	3.8	5.0
	13	323	41	1.7	2.5	56	3.2	4.5
	14	247	39	1.5	2.5	52	2.8	4.0
	15	371	-	1.3	2.5	-	2.5	4.0
	16	396	-	1.2	2.5	-	2.1	3.5
	17	-	-	1.1	2.0	-	1.9	3.5
1220	11	328	58	4.0	5.0	79	7.5	9.0
	12	358	54	3.4	4.5	73	6.3	7.5
	13	387	49	2.9	4.0	67	5.4	7.0
	14	416	46	2.5	4.0	63	4.7	6.0
	15	446	43	2.2	3.5	58	4.1	5.5
	16	475	40	1.9	3.5	55	3.6	5.0
	17	500	-	1.7	3.0	52	3.2	4.5
	18	530	-	1.6	3.0	49	2.8	4.5
	19	560	-	1.3	3.0	46	2.6	4.0
	20	590	-	1.2	2.5	44	2.4	4.0

Il est avantageux d'utiliser le critère d'Irwin K_c , déterminé à partir des essais sur des tubes. Les résultats d'études publiés par l'association britannique du gaz montrent que le processus de propagation et d'arrêt de la rupture dépend avant tout de la pression intérieure. Dans ces études une formule approchée est recommandée pour déterminer la valeur de K_c , nécessaire pour l'arrêt de la rupture fragile :

$$K_c = \sigma_H \sqrt{\frac{\pi D}{2}}$$

où σ_H est la contrainte circonférentielle ;

$$\sigma_H = \frac{pD}{2\delta}$$

p : est la pression intérieure du gaz, D le diamètre, δ l'épaisseur des parois du tube.

A partir des essais des tubes, on détermine la contrainte de rupture et on calcule la grandeur K_c . L'intersection de la courbe de la dépendance expérimentale de « K_c » en fonction de la température avec le niveau exigé [11] de la valeur de K_c détermine la température d'arrêt de la rupture fragile du gazoduc. De même l'intersection de la courbe $K_c = f(T)$ avec le seuil de la valeur de K_c correspondant à la longueur critique de la fissure pour la pression de service du milieu, détermine l'intervalle de température d'exploitation sans danger pour la conduite.

IV. UTILISATION DE L'EQUATION DE LA MECANIQUE LINEAIRE DES RUPTURES AUX CONDUITES.

En 1920 A.Griffith a fixé le critère énergétique de rupture du matériau fragile (le verre). Pour le cas d'une tôle épaisse et infinie sous l'action de la contrainte de traction σ perpendiculaire au plan d'une fissure de longueur $2l$, a été proposé la relation suivante :

$$\sigma = \left(\frac{2E\gamma_s}{\pi l} \right)^{\frac{1}{2}}$$

où E est le module d'élasticité normale

γ_s l'énergie superficielle spécifique des parois de la fissure, rapportée à l'unité de surface.

Comme résultat d'accumulation de contraintes au sommet, il y a la fissure dans le matériau qui atteint sa longueur critique $2l$, et la rupture future se produira avec une contrainte plus basse, vu que la contrainte et la longueur critique sont inversement proportionnelles. Le critère de Griffith signifie que la propagation des fissures se produit, si l'énergie qui se libère comme résultat de l'accroissement de la rupture, dépasse l'énergie superficielle, c'est-à-dire dépasse l'énergie exigée pour créer une nouvelle superficie de séparation.

Appliqué au métal soumis lors de la rupture fragile à une déformation plastique, l'énergie superficielle est remplacée par le travail de la déformation plastique dans le volume du métal, absorbée au sommet de la fissure.

Le critère de Griffith a la forme suivante :

$$\sigma = \left(\frac{2E \gamma_p}{\pi l} \right)^{\frac{1}{2}}$$

où γ_p est le travail de la déformation plastique au sommet des fissures développées.

L'expression signifie l'équilibre entre l'énergie élastique produite lors de l'accroissement de la fissure et le travail de la déformation plastique. Pour la rupture fragile des aciers à haute résistance G.Irwin [24] en 1958 a donné comme critère de rupture fragile, le coefficient de l'intensité de contrainte K au sommet de la fissure. Pour une tôle épaisse et infinie, qui contient à la limite une fissure vive de longueur $2l$ et soumise à une contrainte de traction σ :

$$K = \sigma (\pi l)^{\frac{1}{2}}$$

Le début de la rupture non stable, signifie que le coefficient K a atteint la valeur critique de l'intensité des contraintes.

En réalité les matériaux chargés dans le domaine des contraintes élevées, à la pointe de la fissure apparaissent des déformations plastiques. Elles conduisent à l'abaissement des contraintes, l'allongement et l'élargissement de la fissure. L'utilisation du critère d'Irwin est tolérée quand le domaine de déformation plastique au sommet de la fissure est petit par rapport à la longueur de la fissure et dans les autres sections de l'éprouvette. Dans le cas d'une plaque épaisse et infinie avec une entaille vive de longueur $2l$, perpendiculaire à l'action de contraintes de traction homogène σ , le rayon de la zone ductile est déterminé à partir de l'expression :

$$\frac{l}{r_y} = 2 \left(\frac{\sigma_{0.2}}{\sigma} \right)^2 - 1, \quad \text{pour } \sigma < \sigma_{0.2}$$

Quant $\sigma = \sigma_{0.2}$, donc $l = r_y$, c'est-à-dire l'arrivée de l'écoulement général du matériau, le rayon de la zone ductile est égale à la moitié de la longueur de la fissure et l'équation de la mécanique d'élasticité linéaire de la rupture dans ce cas n'est pas applicable.

E.Folias [12] pour le cas de fissures axiales dans une enveloppe cylindrique a proposé l'équation :

$$\frac{r_y}{1+r_y} = 1 - \left(\frac{\sigma}{\sigma_{0.2}} \right)^2$$

et la dépendance de $\frac{r_y}{1+r_y}$ du rapport des contraintes $\left(\frac{\sigma}{\sigma_{0.2}} \right)$.

La grandeur de la zone plastique à la pointe de la fissure est déterminée par la limite d'écoulement du matériau. Pour les matériaux à haute résistance, avec un petit rapport $\left(\frac{\sigma_c}{\sigma_{0.2}} \right)$ et une valeur de r_y qui n'est pas grande, entraîne une faible erreur quant à l'utilisation de l'équation de la mécanique d'élasticité linéaire sur le processus de rupture des métaux. Dans le cas où la contrainte de rupture serait nettement plus

grande que la limite d'écoulement, l'équation de la mécanique d'élasticité linéaire des ruptures n'est plus applicable.

La viscosité de la rupture du matériau dépend de l'épaisseur δ ,

$$\beta = \frac{K_c^2}{\delta \sigma_{0.2}^2}$$

Avec l'augmentation de l'épaisseur, la valeur de β diminue. Pour $\beta > 4$ la surface de rupture est fibreuse à plus de 50 %. Pour $\beta < 1$ la composante fibreuse est presque complètement inexistante. Avec l'augmentation de l'épaisseur, la valeur de K_c diminue brusquement et s'approche de la valeur limite K_{lc} représentant la viscosité de rupture dans les conditions de déformation plane. Dans les métaux, ayant une transition visco-fragile, K_c est la plus sensible à la température. Vu que la contrainte critique de propagation de la fissure fragile est proportionnelle à la viscosité de la rupture, alors la température de transition détermine l'intervalle dans lequel on note une diminution conséquente de la capacité portante de la construction, ou le changement du caractère de rupture du cisaillement au glissement.

Le coefficient critique de l'intensité des contraintes caractérise l'intensité des contraintes de traction locales, nécessaire pour la propagation de la fissure, et permet la contrainte nécessaire pour l'accroissement de la fissure,

$$\sigma = \frac{K_c}{\sqrt{\pi l}}$$

La détermination expérimentale de la grandeur K_c sur des éprouvettes standards est donné dans de nombreuses publications [26,27]. Dans la littérature est proposé encore une caractéristique de viscosité du matériau proche du concentrateur de contraintes, qui est la sensibilité aux entailles. La ductilité dans l'entaille est évaluée par le rapport de la limite de résistance de l'éprouvette à entaille lors de contraintes statiques à la limite de la résistance ou limite d'écoulement d'une éprouvette lisse (dans l'intervalle de température).

V. CONCLUSION :

Dans le quatrième chapitre, on a montré comment varie la probabilité de rupture fragile des tubes avec l'augmentation des dimensions géométriques des tubes.

CONCLUSION GENERALE

A travers cette recherche bibliographique, nous avons pu mettre en évidence une méthodologie de traitement statistique de données d'essais mécaniques et de développer quelques approches physico-statistiques d'estimation statistique de la fiabilité des constructions mécaniques à l'étape de projection. Car c'est à ce niveau que s'offrent les possibilité de vérification par les méthodes expérimentales et de calcul de la rationalité des techniques prises et la possibilité de choisir l'alternative qui convient au mieux dans le cas concret considéré.

La fiabilité de travail des gazoducs de grand débit est assurée par le choix de la meilleure combinaison entre les propriétés des tubes, à savoir la résistance et la ténacité. C'est une question primordiale pour les projets de transport du gaz naturel par canalisation. L'objectif dans ce cas est de réduire au maximum la probabilité de rupture de la conduite dont les conséquences sont désastreuses.

Nous avons essayé d'apporter une contribution à l'étude de la fiabilité des tubes destinés à la construction des gazoducs. A l'étape de projection d'un gazoduc, cette étude, basée sur des approches physico-statistiques qui relèvent des méthodes résistance – contraintes, apporte des méthodes et des informations qui permettent aux concepteurs de faire mieux et surtout de prévoir le comportement futur des tubes durant leur exploitation.

Dans le premier chapitre, on a concéder les différences entre les normes internationales lors des projections des gazoducs. On en déduit que les principaux paramètres déterminant la fiabilité et l'économicité d'une conduite sont le diamètre, l'épaisseur des tubes et la pression de service du gazoduc. Pour un diamètre et une pression de service donnés, l'épaisseur nécessaire des parois des tubes varie considérablement en passant d'une norme à l'autre. La norme Américaine exige une épaisseur des parois inférieure à celles exigées par les autres normes. D'autre part l'étude montre qu'il y a encore une réserve importante pour la réduction des dépenses en acier pour la construction des gazoducs, tout en assurant un niveau de fiabilité satisfaisant.

Dans le deuxième chapitre est donné une méthodologie du traitement statistique des données des essais mécaniques nécessitant moins d'efforts et moins de dépense en matériau. Cette méthodologie a per

mis d'estimer les propriétés des caractéristiques mécaniques de l'acier X52 utilisé pour la fabrication de tubes en Algérie et produit par le complexe d'El-Hadjar. Les propriétés mécaniques sont estimées en se basant sur les résultats d'essais mécaniques sur des éprouvettes standard.

Dans le troisième chapitre sont développées quelques approches physico-statistique d'estimation de la fiabilité des constructions mécaniques. On a d'une part ajusté le modèle de fiabilité Charge – capacité portante, afin d'être applicable à l'étude de la fiabilité des tubes. Cela a permis d'étudier l'influence du coefficient de réserve et du coefficient de variance de la résistance sur la fiabilité des tubes en acier X52. D'autre part, on a développé le modèle de A.R. Rjanicin, ce dernier a permis d'étudier la dépendance de la fiabilité des tubes en fonction du coefficient de réserve. Dans le quatrième chapitre, on a montré comment varie la probabilité de rupture fragile des tubes avec l'augmentation des dimensions géométriques des tubes.

Bibliographie

- [1] Alexandrov A. V., « Fiabilité des systèmes d'alimentation en gaz », Ed. Nedra, Moscou, 1976.
- [2] ANSI / ASME, « Gas transmission and distribution piping systems » , B31, 8-1982.
- [3] ANSI / ASME, « Code for pressure piping », B31.
- [4] Asme, « Guid for gas transmission and distribution piping systems ».
- [5] Baradavkine P.P, Siniokov, « Résistance des conduites magistrales », Ed. NEVDRA, 1984.
- [6] Bolchev L. N., Smirnov N. V., « Tables de la statistique mathématiques », Naouka 1983, Moscou 1983.
- [7] Bolotin V., « Statical methods in structural mechanics », Holden-day, San francisco, 1968 .
- [8] Borovkov A., « Statistique mathématique », Ed. Mir, 1987.
- [9] Cox D. R., Hinkley D. V., “« Theoretical statistics”, Imperial college, London, Chapman and Hall, 1974.
- [10] Drozdovsky B. A., Fridman B., « Influence de la fissure sur les propriétés mécaniques des aciers de construction », Métallurgie M., 1960.
- [11] Fearnough G. D., Judé D. W., Weiner R. T., conference on « Practical application of fracturemechanics to pressure vessel technologi », 1973.
- [12] Fearnough G. D., « The smalt scale test and its application to fracture propagation problems»”, Ed G. Sih, Leyden 1973.
- [13] Feodosiev V., « Résistance des matériaux », Ed. Mir, Moscou 1976.
- [14] Fridman B., « Déformation et rupture des matériaux », Moscou, Machinostroinia 1974.
- [15] Fridman B., « Propriétés mécaniques des matériaux », Moscou, Machinostroinia, 1974.
- [16] Ghikhman L., Skorokhod, « Introduction à la théorie des processus aléatoires », Ed. Mir, Moscou, 1980
- [17] Giuliano Angusti, Abaratta Allesandro, Casciati Fabio, « Probabilistic methods in structural engineering », London, New york, Chapman and Hall, 1988.
- [18] Gnedenko , « Méthodes mathématiques en théorie de fiabilité », Ed. Mir, Moscou, 1972.

- [19] Grais B., « Les techniques statistiques », tome 3, Ed. Dunod, 1974.
- [20] Gross J. H., Stout R.D., « Welding j. res .suppl », 1958.
- [21] Hilbert Schenck Jr., « Theories of engineering experimentation », Mc Graw-Hill book company, New york, San francisco, Toronto, London, Sidney, 1972.
- [22] Huslid J. N., « The statpipe project »; Lund S., « Statpipe deepwater pipelaying, Design and installation », Advanced conference, Norway, Stavanger, September 1983.
- [23] Irwin G. R., «In encyclopedia of physics», V I, Springer-Verlag, Heidelberg, 1958.
- [24] Kapur K. C., Lamberson L. R., « Reability in engineering design », John wiley and sons, 1980.
- [25] Khane G., Sarrat M., « Critères de propagation des fissures dans les récipients cylindriques sous pression », Moscou, 1972.
- [26] Kolle Y., Kichar Kh., « Rupture fragile des construction soudées », Moscou, 1994.
- [27] Kudzus A., ««Reability estimation of reinforced concrete structure»», Vilnius moskslas publishers, 1985.
- [28] Lakhtine I., « Métallographie et traitement thermique des métaux », Ed. Mir, Moscou, 1986.
- [29] Ligeron J., Delage A., Neff M., « La fiabilité en exploitation », Technique et documentation, 1984.
- [30] Livchis L. S., « Calcul de stabilité des conduites contre les ruptures fragiles », construction des pipelines N°3, 1968.
- [31] Markcovici C. et Ligeron J. C., « Utilisation des techniques de fiabilité en mécanique », Ed. Lavoisier – Technique et documentation, 1974.
- [32] Muscrovc G. H., « The pipeline industry in Canada », Paper for IPLA-convention, 1983.
- [33] Ouchakov I. A., « Méthodes de calcul de la fiabilité lors de charges mécaniques », ENANIE, Moscou, 1981.
- [34] Pearson E. S., Hartley H.O., « Biometrics tables for statisticians », Volume 2, Cambridge university press, 1972.

[35] Peter P. H., Frakmann H. G., « The manufacture of spiral welded pipe with integrating quality assurance », Conference “Manufacture, fabrication and operation of pipeline”, Glasgow, 30-09-1982.

[36] Pognodine – Alexcev G. I., « Propriétés des métaux los des charges de chocs », Métallurgie M., 1953.

[37] Rahmanov A. C., Luvchis L. S., « Evaluation de la fragilité du métal des réservoirs et des conduites », Novosilovsk 1971.

[38] Rolfé S. T., Gensamer M., « Fracture – toughness requirement for steel », First ann.off-shore,technologie conference, Houston, Texas, Mai 1969.

[39] Severcev N. A., « Théorie de similitude statistique : fiabilité des systèmes techniques », Ed. Naouka, Moscou 1986.

[40] Stepanov M. N., « Traitement des résultats statistiques des essais mécaniques », Machinostroenie, Moscou 1972.

[41] Ventsel H., « Théorie des probabilités », Ed. Mir, Moscou 1976.

Annexes

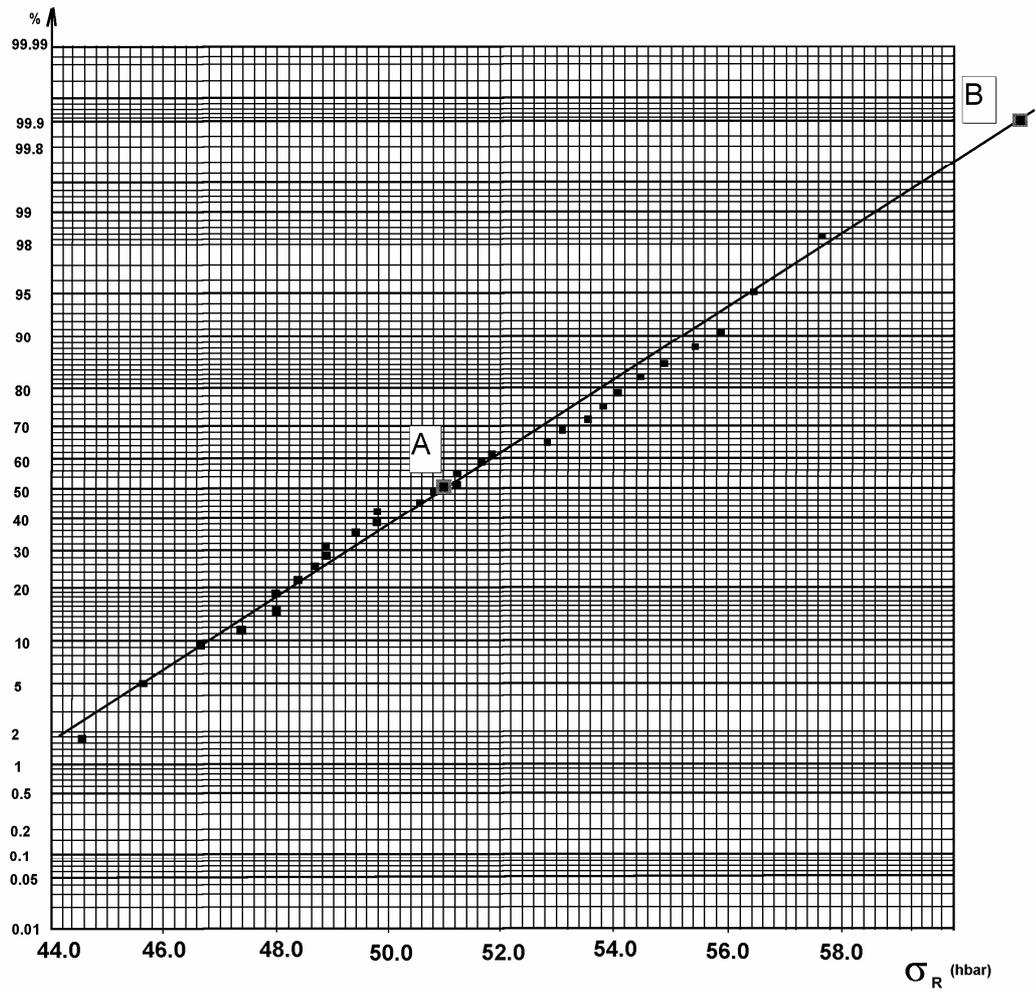


Figure .1 : le graphe de la fonction empirique de la limite de résistance de l'acier X52 sur l'abaque des probabilités normales.

(Feuille de papier quadrillé de probabilité normale (ISO 5479:1997))

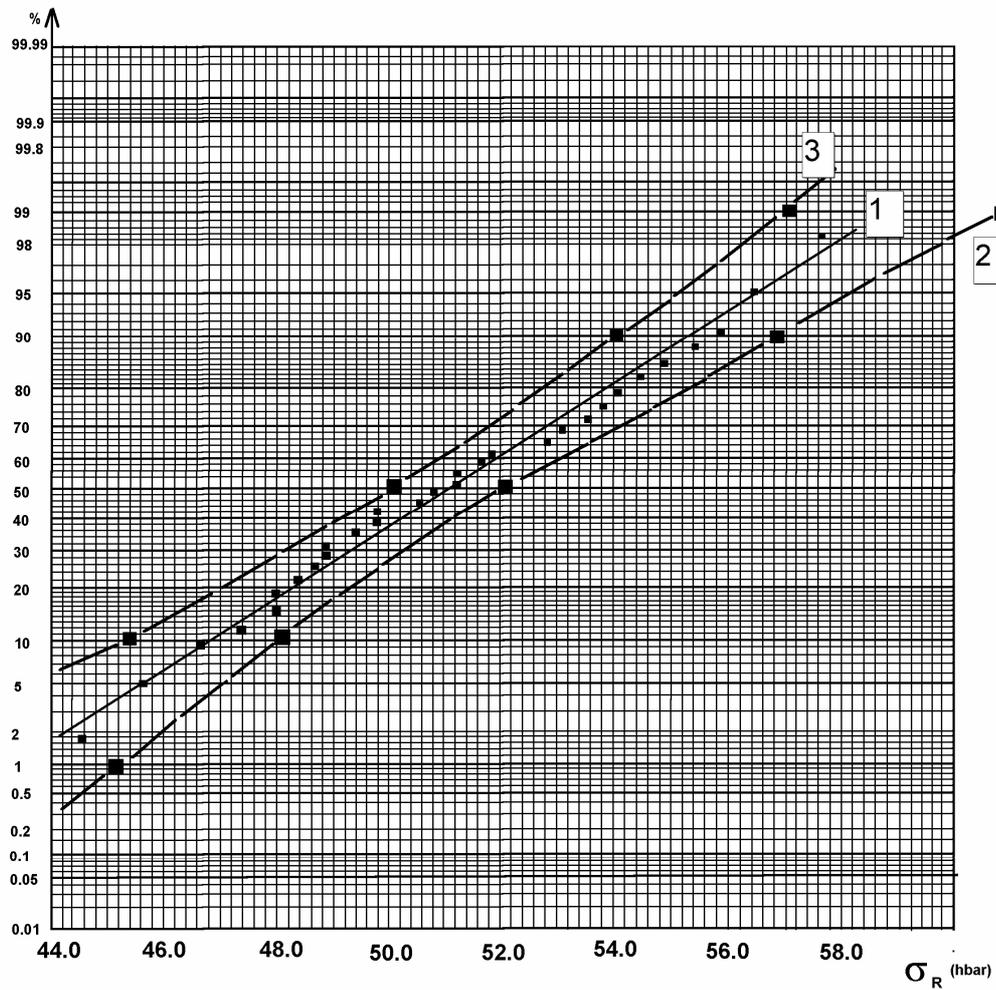


Figure 2 : le 90% du domaine de confiance de la distribution de la limite de résistance des éprouvettes de la probabilité normale.

- 1- fonction empirique de distribution
- 2- limite droite du domaine de confiance
- 3- limite gauche du domaine de confiance

(Feuille de papier quadrillé de probabilité normale (ISO 5479:1997))

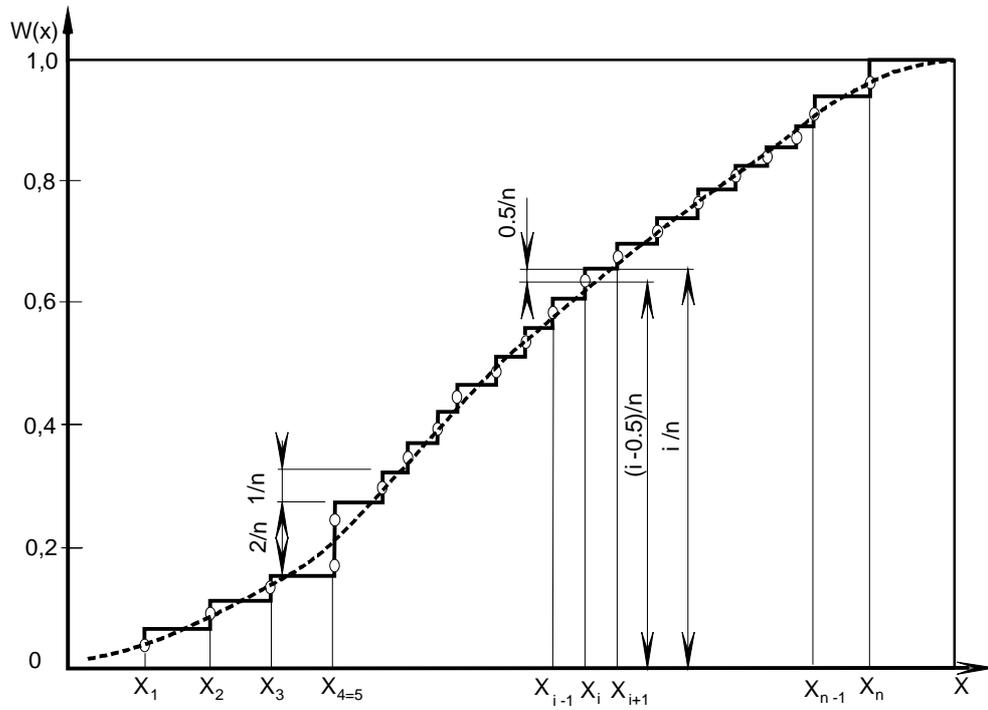


Figure. 3 : Polygone des fréquences cumulées

Tableau.1 : Valeurs du coefficient de correction k.

n	k	n	k	n	k
2	1.253	11	1.025	20	1.013
3	1.128	12	1.023	25	1.010
4	1.085	13	1.021	30	1.008
5	1.064	14	1.019	35	1.007
6	1.051	15	1.018	40	1.006
7	1.042	16	1.017	45	1.006
8	1.036	17	1.016	50	1.005
9	1.032	18	1.015	55	1.004
10	1.028	19	1.014	60	1.004

Tableau.2 : Les valeurs des coefficients pour l'évaluation de l'écart quadratique moyen

n	α_n	β_n	γ_n	n	α_n	β_n	γ_n
2	0.5642	1.128	0.756	11	0.9300	3.173	0.248
3	0.7236	1.693	0.525	12	0.9359	3.258	0.239
4	0.7979	2.059	0.427	13	0.9410	3.336	0.231
5	0.8407	2.326	0.371	14	0.9453	3.407	0.224
6	0.8686	2.534	0.335	15	0.9490	3.472	0.217
7	0.8882	2.704	0.308	16	0.9523	3.532	0.212
8	0.9027	2.847	0.288	17	0.9551	3.588	0.207
9	0.9137	2.970	0.272	18	0.9576	3.640	0.203
10	0.9227	3.078	0.259	19	0.9599	3.689	0.199
				20	0.9619	3.735	0.195

Tableau.3 : Les valeurs du quantile de la distribution normale réduite.

P	U_p	P	U_p	P	U_p	P	U_p
0	$-\infty$	0.05	- 1.645	0.5	0	0.975	1.960
0.0001	- 3.719	0.1	- 1.282	0.6	0.253	0.99	2.326
0.001	- 3.090	0.2	- 0.842	0.7	0.524	0.995	2.576
0.005	- 2.576	0.3	- 0.524	0.8	0.842	0.999	3.090
0.01	- 2.326	0.4	- 0.253	0.9	1.282	0.9999	3.719
0.025	- 1.960			0.95	1.645	1	∞

Tableau.4 : Les valeurs de la fonction $f(u)$ pour un échantillon censuré.

u	$F_1(u)$	$f_2(u)$	$f_3(u)$	u	$f_1(u)$	$f_2(u)$	$f_3(u)$
-3.0	3.2831	1.000	0.5012	-0.4	1.0688	1.189	0.8911
-2.9	3.1903	1.000	0.5016	-0.3	0.99817	1.243	0.9592
-2.8	3.0979	1.000	0.5022	-0.2	0.92942	1.312	1.039
-2.7	3.0058	1.000	0.5030	-0.1	0.86262	1.401	1.132
-2.6	2.9141	1.000	0.5040	0.0	0.79788	1.517	1.241
-2.5	2.8227	1.001	0.5052	0.1	0.73533	1.667	1.370
-2.4	2.7318	1.001	0.5069	0.2	0.67507	1.863	1.523
-2.3	2.6414	1.001	0.5090	0.3	0.61722	2.118	1.704
-2.2	2.5515	1.001	0.5117	0.4	0.56188	2.453	1.919
-2.1	2.4621	1.002	0.5149	0.5	0.50916	2.893	2.178
-2.0	2.3732	1.003	0.5190	0.6	0.45915	3.473	2.488
-1.9	2.2849	1.004	0.5239	0.7	0.41192	4.241	2.863
-1.8	2.1973	1.005	0.5299	0.8	0.63756	5.261	3.319
-1.7	2.1103	1.006	0.5371	0.9	0.32611	6.623	3.876
-1.6	2.0241	1.009	0.5458	1.0	0.28760	8.448	4.561
-1.5	1.9387	1.011	0.5562	1.1	0.25205	10.90	5.408
-1.4	1.8541	1.015	0.5685	1.2	0.21944	14.22	6.462
-1.3	1.7704	1.019	0.5830	1.3	0.18974	18.73	7.780
-1.2	1.6876	1.025	0.6000	1.4	0.16288	24.89	9.442
-1.1	1.6058	1.032	0.6200	1.5	0.13879	33.34	11.55
-1.0	1.5251	1.042	0.6434	1.6	0.11735	44.99	14.24
-0.9	1.4456	1.054	0.6707	1.7	0.098436	61.13	17.71
-0.8	1.3674	1.069	0.7025	1.8	0.081893	83.64	22.19
-0.7	1.2905	1.089	0.7395	1.9	0.067556	115.2	28.05
-0.6	1.2150	1.114	0.7826	2.0	0.055248	159.7	35.74
-0.5	1.1411	1.147	0.8327				

Tableau. 5 : Les valeurs α – limites $t_{\alpha, k}$ de distribution de Student en fonction du nombre de degré de liberté.

K	α					
	0.1	0.05	0.025	0.01	0.005	0.001
1	6.314	12.706	25.452	63.657	127.300	636.600
2	2.920	4.303	6.205	9.925	14.089	31.600
3	2.353	3.182	4.177	5.841	7.453	12.922
4	2.132	2.776	3.495	4.604	5.597	8.610
5	2.015	2.571	3.163	4.032	4.773	6.869
6	1.943	2.447	2.969	3.707	4.317	5.559
7	1.895	2.365	2.841	3.499	4.029	5.408
8	1.860	2.306	2.752	3.355	3.833	5.041
9	1.833	2.262	2.685	3.250	3.690	4.781
10	1.812	2.228	2.634	3.169	3.581	4.587
12	1.782	2.179	2.560	3.055	3.428	4.318
14	1.761	2.145	2.510	2.977	3.326	4.140
16	1.746	2.120	2.473	2.921	3.252	4.015
18	1.734	2.101	2.445	2.878	3.193	3.922
20	1.725	2.086	2.423	2.845	3.153	3.849
22	1.717	2.074	2.405	2.819	3.119	3.792
24	1.711	2.064	2.391	2.797	3.092	3.745
26	1.706	2.056	2.379	2.779	3.067	3.704
28	1.701	2.048	2.369	2.763	3.047	3.674
30	1.697	2.042	2.360	2.750	3.030	3.646
∞	1.645	1.960	2.241	2.576	2.807	3.291

Tableau. 6 : Valeurs du quantile χ^2_{α} en fonction du niveau de fiabilité et du degré de liberté k.

k	Probabilité $P(\chi^2 > \chi^2_{\alpha})$						
	0.995	0.99	0.975	0.95	0.9	0.75	0.50
1	0.000039	0.00016	0.00098	0.0039	0.016	0.101	0.455
2	0.010	0.020	0.051	0.103	0.211	0.575	1.39
3	0.072	0.115	0.216	0.352	0.584	1.21	2.37
4	0.207	0.297	0.484	0.711	1.06	1.92	3.36
5	0.412	0.554	0.831	1.15	1.61	2.67	4.35
6	0.676	0.872	1.24	1.64	2.20	3.46	5.35
7	0.989	1.24	1.69	2.17	2.83	4.26	6.35
8	1.34	1.65	2.18	2.73	3.49	5.07	7.34
9	1.74	2.09	2.70	3.32	4.17	5.90	8.34
10	2.16	2.56	3.25	3.94	4.86	6.74	9.34
11	2.60	3.05	3.82	4.58	5.58	7.98	10.30
12	3.07	3.57	4.40	5.23	6.30	8.44	11.30
13	3.56	4.11	5.01	5.89	7.04	9.30	12.30
14	4.08	4.66	5.63	6.57	7.79	10.20	13.30
15	4.60	5.23	6.26	7.26	8.55	11.00	14.30
16	5.14	5.81	6.91	7.96	9.31	11.90	15.30

Tableau.7 : Nombre minimal d'éprouvettes « n » pour l'évaluation de la valeur moyenne calculée par la formule (2.2.54)

γ	Δ_a									
	0,01		0,02		0,03		0,04		0,05	
	α									
	0,05	0,10	0,05	0,10	0,05	0,10	0,05	0,10	0,05	0,10
0,01	4	3	1	1	1	1	1	1	1	1
0,02	16	11	4	3	2	1	1	1	1	1
0,03	35	25	9	6	4	3	3	2	2	1
0,04	62	44	16	11	7	5	4	3	3	2
0,05	94	68	24	17	11	8	6	5	4	3
0,06	140	97	35	25	16	11	9	6	6	4
0,07	190	130	47	33	21	15	12	9	8	6
0,08	245	175	62	43	28	20	16	11	10	7
0,09	310	215	78	55	35	25	20	14	13	9
0,10	385	270	94	68	43	30	24	17	16	11

Tableau. 8 : Nombre minimal d'éprouvettes « n » pour l'évaluation de l'écart quadratique moyen, calculé par la formule (2.2.56)

α	Δ_σ				
	0,1	0,2	0,3	0,4	0,5
0,05	195	50	25	14	10
0,06	180	46	22	13	10
0,07	165	43	21	13	9
0,08	155	40	19	12	9
0,09	145	38	18	12	8
0,10	135	36	17	11	8

ECHANTILLON N°: 01

Limite d'écoulement				Limite de rupture		Allongement	
σ_e (hbar)				σ_r (hbar)		A (%)	
N°	Xi	Xi ²	W(x)	Xi	Xi ²	Xi	Xi ²
1	38.66	1494.60	0.017	44.48	1978.47	22.74	517.11
2	38.85	1509.32	0.050	45.44	2064.79	23.16	536.39
3	38.85	1509.32	0.083	46.58	2169.70	23.44	549.43
4	39.45	1556.30	0.117	47.32	2239.18	23.84	568.35
5	39.45	1556.30	0.150	47.82	2286.75	24.19	585.16
6	39.66	1572.92	0.183	47.82	2286.75	24.49	599.76
7	39.71	1576.88	0.217	48.22	2325.17	24.91	620.51
8	39.99	1599.20	0.250	48.59	2360.99	25.22	636.05
9	40.09	1607.21	0.283	48.79	2380.46	25.54	652.29
10	40.34	1627.32	0.317	48.79	2380.46	25.54	652.29
11	40.78	1663.01	0.350	49.25	2425.56	25.74	662.55
12	40.78	1663.01	0.383	49.65	2465.12	25.74	662.55
13	40.78	1663.01	0.417	49.65	2465.12	26.00	676.00
14	41.11	1690.03	0.450	50.41	2541.17	26.00	676.00
15	41.58	1728.90	0.483	50.75	2575.56	25.25	637.56
16	41.91	1756.45	0.517	51.14	2615.30	26.25	689.06
17	42.29	1788.44	0.550	51.14	2615.30	26.51	702.78
18	42.29	1788.44	0.583	51.54	2656.37	26.51	702.78
19	42.66	1819.88	0.617	51.73	2675.99	26.87	722.00
20	42.87	1837.84	0.650	52.75	2782.56	26.87	722.00
21	43.14	1861.06	0.683	53.00	2809.00	26.87	722.00
22	43.40	1883.56	0.717	53.41	2852.63	27.87	776.74
23	43.69	1908.82	0.750	53.69	2882.62	27.54	758.45
24	43.72	1911.44	0.783	53.98	2913.84	27.54	758.45
25	44.19	1952.76	0.817	54.36	2955.01	27.84	775.07
26	44.42	1973.14	0.850	54.74	2996.47	28.52	813.39
27	44.86	2012.42	0.883	55.32	3060.30	28.87	833.48
28	45.34	2055.72	0.917	55.68	3100.26	28.87	833.48
29	45.86	2103.14	0.950	56.49	3191.12	29.15	849.72
30	46.58	2169.70	0.983	57.56	3313.15	29.54	872.61
Σ	1257.30	52840.11		1530.09	78365.20	787.42	20763.98

mx =	41.91
s²=	5.057462069
s =	2.248880181
k.s =	2.266871223
v =	0.054089029

mx =	51.00
s²=	11.2419528
s =	3.35290214
k.s =	3.37972536
v =	0.06626523

mx =	26.25
s²=	3.32097195
s =	1.82235341
k.s =	1.83693224
v =	0.06998548

ECHANTILLON N°: 02

Limite d'écoulement

σ_e (hbar)			
N°	X_i	X_i^2	$W(x)$
1	38.33	1469.19	0.017
2	38.69	1496.92	0.050
3	38.69	1496.92	0.083
4	38.88	1511.65	0.117
5	39.45	1556.30	0.150
6	39.25	1540.56	0.183
7	39.25	1540.56	0.217
8	39.54	1563.41	0.250
9	39.99	1599.20	0.283
10	40.34	1627.32	0.317
11	40.55	1644.30	0.350
12	40.78	1663.01	0.383
13	40.78	1663.01	0.417
14	41.11	1690.03	0.450
15	41.58	1728.90	0.483
16	41.91	1756.45	0.517
17	42.29	1788.44	0.550
18	42.29	1788.44	0.583
19	42.66	1819.88	0.617
20	42.87	1837.84	0.650
21	43.14	1861.06	0.683
22	43.40	1883.56	0.717
23	43.65	1905.32	0.750
24	43.72	1911.44	0.783
25	44.15	1949.22	0.817
26	44.42	1973.14	0.850
27	44.79	2006.14	0.883
28	45.16	2039.43	0.917
29	45.49	2069.34	0.950
30	46.55	2166.90	0.983
Σ	1253.70	52547.88	

Limite de rupture

σ_r (hbar)	
X_i	X_i^2
43.23	1868.83
43.69	1908.82
43.79	1917.56
44.11	1945.69
44.56	1985.59
44.84	2010.63
45.29	2051.18
45.67	2085.75
46.30	2143.69
46.32	2145.54
46.79	2189.30
46.85	2194.92
47.09	2217.47
47.58	2263.86
47.78	2282.93
48.29	2331.92
48.50	2352.25
49.00	2401.00
49.00	2401.00
49.35	2435.42
49.88	2488.01
50.16	2516.03
50.40	2540.16
50.78	2578.61
51.15	2616.32
51.15	2616.32
52.22	2726.93
52.55	2761.50
53.77	2891.21
54.78	3000.85
1444.87	69869.31

Allongement

A (%)	
X_i	X_i^2
23.79	565.96
23.79	565.96
24.45	597.80
25.31	640.60
25.75	663.06
25.75	663.06
26.45	699.60
26.45	699.60
26.87	722.00
26.87	722.00
27.24	742.02
27.24	742.02
27.46	754.05
27.89	777.85
28.26	798.63
28.26	798.63
28.45	809.40
28.45	809.40
28.69	823.12
28.69	823.12
28.82	830.59
28.82	830.59
28.82	830.59
29.33	860.25
29.67	880.31
29.91	894.61
29.91	894.61
29.91	894.61
30.44	926.59
30.75	945.56
832.49	23206.20

mx =	41.79
s²=	5.370882759
s =	2.317516507
k.s =	2.336056639
v =	0.055899896

mx =	48.16
s²=	9.689687471
s =	3.112826284
k.s =	3.137728894
v =	0.065149022

mx =	27.75
s²=	3.61645851
s =	1.90169885
k.s =	1.91691244
v =	0.06907876

ECHANTILLON N°: 03

Limite d'écoulement

σ_e (hbar)			
N°	X_i	X_i^2	$W(x)$
1	38.44	1477.63	0.017
2	38.44	1477.63	0.050
3	38.44	1477.63	0.083
4	38.75	1501.56	0.117
5	39.32	1546.06	0.150
6	39.32	1546.06	0.183
7	39.56	1564.99	0.217
8	39.56	1564.99	0.250
9	40.00	1600.00	0.283
10	40.19	1615.24	0.317
11	40.69	1655.68	0.350
12	40.82	1666.27	0.383
13	40.82	1666.27	0.417
14	41.09	1688.39	0.450
15	41.48	1720.59	0.483
16	41.89	1754.77	0.517
17	42.36	1794.37	0.550
18	42.45	1802.00	0.583
19	42.67	1820.73	0.617
20	42.94	1843.84	0.650
21	43.21	1867.10	0.683
22	43.21	1867.10	0.717
23	43.57	1898.34	0.750
24	43.57	1898.34	0.783
25	43.79	1917.56	0.817
26	44.55	1984.70	0.850
27	44.86	2012.42	0.883
28	45.22	2044.85	0.917
29	45.67	2085.75	0.950
30	46.82	2192.11	0.983
Σ	1253.70	52553.02	

Limite de rupture

σ_r (hbar)	
X_i	X_i^2
44.12	1946.57
44.35	1966.92
44.59	1988.27
44.99	2024.10
45.55	2074.80
46.12	2127.05
46.45	2157.60
46.85	2194.92
47.24	2231.62
47.51	2257.20
48.32	2334.82
48.56	2358.07
48.75	2376.56
49.33	2433.45
49.60	2460.16
49.84	2484.03
50.23	2523.05
50.58	2558.34
51.19	2620.42
51.47	2649.16
51.79	2682.20
52.44	2749.95
52.79	2786.78
52.79	2786.78
53.20	2830.24
53.46	2857.97
53.46	2857.97
53.68	2881.54
53.85	2899.82
54.22	2939.81
Σ	1487.32

Allongement

A (%)	
X_i	X_i^2
21.89	479.17
22.33	498.63
22.56	508.95
22.56	508.95
22.75	517.56
23.14	535.46
23.58	556.02
23.87	569.78
23.87	569.78
24.31	590.98
24.31	590.98
24.65	607.62
24.65	607.62
24.91	620.51
24.91	620.51
25.32	641.10
25.32	641.10
25.59	654.85
25.59	654.85
25.67	658.95
25.91	671.33
25.91	671.33
26.35	694.32
26.35	694.32
26.56	705.43
26.94	725.76
27.21	740.38
27.58	760.66
27.58	760.66
27.85	775.62
Σ	750.02

mx =	41.79
s²=	5.54822069
s =	2.35546613
k.s =	2.37430986
v =	0.05681526

mx =	49.58
s²=	10.4429995
s =	3.23156302
k.s =	3.25741552
v =	0.06570373

mx =	25.00
s²=	2.83384782
s =	1.68340364
k.s =	1.69687087
v =	0.06787302

ECHANTILLON N°: 04

Limite d'écoulement

σ_e (hbar)

N°	X_i	X_i^2	$W(x)$
1	39.45	1556.30	0.017
2	39.45	1556.30	0.050
3	39.75	1580.06	0.083
4	39.75	1580.06	0.117
5	40.11	1608.81	0.150
6	40.11	1608.81	0.183
7	40.25	1620.06	0.217
8	40.74	1659.75	0.250
9	41.22	1699.09	0.283
10	41.22	1699.09	0.317
11	41.46	1718.93	0.350
12	41.46	1718.93	0.383
13	41.88	1753.93	0.417
14	42.55	1810.50	0.450
15	42.55	1810.50	0.483
16	42.73	1825.85	0.517
17	43.00	1849.00	0.550
18	43.23	1868.83	0.583
19	43.23	1868.83	0.617
20	43.75	1914.06	0.650
21	44.49	1979.36	0.683
22	44.96	2021.40	0.717
23	45.77	2094.89	0.750
24	45.77	2094.89	0.783
25	46.72	2182.76	0.817
26	47.39	2245.81	0.850
27	47.72	2277.20	0.883
28	48.25	2328.06	0.917
29	48.46	2348.37	0.950
30	48.71	2372.66	0.983
Σ	1296.13	56253.14	

Limite de rupture

σ_r (hbar)

X_i	X_i^2
44.32	1964.26
45.48	2068.43
46.35	2148.32
47.37	2243.92
47.82	2286.75
48.32	2334.82
48.58	2360.02
48.75	2376.56
48.75	2376.56
48.95	2396.10
49.11	2411.79
49.42	2442.34
49.85	2485.02
50.55	2555.30
50.81	2581.66
51.24	2625.54
51.64	2666.69
51.64	2666.69
51.99	2702.96
52.21	2725.88
52.44	2749.95
52.85	2793.12
53.47	2859.04
53.76	2890.14
54.65	2986.62
54.98	3022.80
55.58	3089.14
55.78	3111.41
56.45	3186.60
56.85	3231.92
Σ	78340.37

Allongement

A (%)

X_i	X_i^2
21.59	466.13
21.59	466.13
21.59	466.13
21.77	473.93
21.77	473.93
21.89	479.17
22.09	487.97
22.35	499.52
22.35	499.52
22.65	513.02
22.99	528.54
22.99	528.54
23.25	540.56
23.48	551.31
23.48	551.31
23.68	560.74
23.84	568.35
24.56	603.19
24.56	603.19
24.85	617.52
24.85	617.52
24.93	621.50
24.93	621.50
25.32	641.10
25.44	647.19
25.44	647.19
25.69	659.98
25.88	669.77
26.12	682.25
26.56	705.43
Σ	16992.18

mx =	43.20
s²=	8.782997816
s =	2.963612292
k.s =	2.98732119
v =	0.069144018

mx =	51.00
s²=	10.8430602
s =	3.29288023
k.s =	3.31922328
v =	0.06508451

mx =	23.75
s²=	2.45704782
s =	1.56749731
k.s =	1.58003729
v =	0.06652975

ECHANTILLON N°:**05****Limite d'écoulement** σ_e (hbar)

N°	Xi	Xi ²	W(x)
1	39.64	1571.33	0.017
2	40.56	1645.11	0.050
3	40.83	1667.09	0.083
4	41.35	1709.82	0.117
5	41.74	1742.23	0.150
6	42.32	1790.98	0.183
7	42.32	1790.98	0.217
8	42.75	1827.56	0.250
9	43.31	1875.76	0.283
10	43.66	1906.20	0.317
11	43.83	1921.07	0.350
12	44.12	1946.57	0.383
13	44.61	1990.05	0.417
14	44.85	2011.52	0.450
15	45.32	2053.90	0.483
16	45.63	2082.10	0.517
17	45.63	2082.10	0.550
18	45.89	2105.89	0.583
19	46.24	2138.14	0.617
20	46.42	2154.82	0.650
21	46.84	2193.99	0.683
22	47.12	2220.29	0.717
23	47.37	2243.92	0.750
24	47.81	2285.80	0.783
25	48.36	2338.69	0.817
26	48.75	2376.56	0.850
27	49.31	2431.48	0.883
28	49.79	2479.04	0.917
29	50.32	2532.10	0.950
30	50.81	2581.66	0.983
Σ	1357.50	61696.75	

Limite de rupture σ_r (hbar)

Xi	Xi ²
47.21	2228.78
47.76	2281.02
48.45	2347.40
49.32	2432.46
49.69	2469.10
50.01	2501.00
50.49	2549.24
50.91	2591.83
51.42	2644.02
51.82	2685.31
52.57	2763.60
52.80	2787.84
53.29	2839.82
53.54	2866.53
53.88	2903.05
54.08	2924.65
54.51	2971.34
54.72	2994.28
55.12	3038.21
55.45	3074.70
55.78	3111.41
56.24	3162.94
56.61	3204.69
57.34	3287.88
57.68	3326.98
58.41	3411.73
58.61	3435.13
58.90	3469.21
59.42	3530.74
59.94	3592.80
1615.97	87427.70

Allongement

A (%)

Xi	Xi ²
21.25	451.56
21.45	460.10
21.56	464.83
21.79	474.80
22.31	497.74
22.31	497.74
22.48	505.35
22.48	505.35
22.48	505.35
22.55	508.50
22.67	513.93
22.83	521.21
23.19	537.78
23.66	559.80
23.66	559.80
23.66	559.80
23.73	563.11
23.97	574.56
24.23	587.09
24.58	604.18
24.95	622.50
24.95	622.50
24.95	622.50
25.21	635.54
25.56	653.31
25.56	653.31
25.84	667.71
25.84	667.71
26.33	693.27
26.45	699.60
712.48	16990.53

mx =	45.25
s²=	9.30586897
s =	3.05055224
k.s =	3.07495666
v =	0.06795484

mx =	53.87
s²=	13.1862599
s =	3.63128901
k.s =	3.66033932
v =	0.06795311

mx =	23.75
s²=	2.40030299
s =	1.54929112
k.s =	1.56168545
v =	0.06575702

ECHANTILLON N°: 06

Limite d'écoulement

σ_e (hbar)			
N°	X_i	X_i^2	$W(x)$
1	38.69	1496.92	0.017
2	38.69	1496.92	0.050
3	38.97	1518.66	0.083
4	39.36	1549.21	0.117
5	39.45	1556.30	0.150
6	39.56	1564.99	0.183
7	39.80	1584.04	0.217
8	40.00	1600.00	0.250
9	40.00	1600.00	0.283
10	40.54	1643.49	0.317
11	40.69	1655.68	0.350
12	40.80	1664.64	0.383
13	40.80	1664.64	0.417
14	41.09	1688.39	0.450
15	41.55	1726.40	0.483
16	41.85	1751.42	0.517
17	42.36	1794.37	0.550
18	42.45	1802.00	0.583
19	42.69	1822.44	0.617
20	42.87	1837.84	0.650
21	43.25	1870.56	0.683
22	43.25	1870.56	0.717
23	43.70	1909.69	0.750
24	43.70	1909.69	0.783
25	44.22	1955.41	0.817
26	44.58	1987.38	0.850
27	44.75	2002.56	0.883
28	44.75	2002.56	0.917
29	45.21	2043.94	0.950
30	47.58	2263.86	0.983
Σ	1257.20	52834.56	

Limite de rupture

σ_r (hbar)	
X_i	X_i^2
43.25	1870.56
43.25	1870.56
43.75	1914.06
44.35	1966.92
44.53	1982.92
44.99	2024.10
45.42	2062.98
45.81	2098.56
46.45	2157.60
46.85	2194.92
47.51	2257.20
47.89	2293.45
48.32	2334.82
48.56	2358.07
48.75	2376.56
49.33	2433.45
49.59	2459.17
49.84	2484.03
50.23	2523.05
50.58	2558.34
50.78	2578.61
51.24	2625.54
51.47	2649.16
51.86	2689.46
52.21	2725.88
52.44	2749.95
52.81	2788.90
53.47	2859.04
53.88	2903.05
54.46	2965.89
Σ	1463.9

Allongement

A (%)	
X_i	X_i^2
21.65	468.72
22.58	509.86
22.74	517.11
22.92	525.33
22.92	525.33
23.41	548.03
23.62	557.90
23.91	571.69
23.91	571.69
24.12	581.77
24.12	581.77
24.25	588.06
24.25	588.06
24.66	608.12
24.79	614.54
24.79	614.54
24.99	624.50
25.61	655.87
25.61	655.87
25.84	667.71
25.84	667.71
26.01	676.52
26.35	694.32
26.56	705.43
26.56	705.43
26.78	717.17
26.89	723.07
27.33	746.93
28.22	796.37
28.74	825.99
Σ	749.97

mx =	41.91
s²=	5.15512644
s =	2.27049035
k.s =	2.28865427
v =	0.05461313

mx =	48.80
s²=	11.251922
s =	3.35438846
k.s =	3.38122357
v =	0.06929352

mx =	25.00
s²=	2.99711276
s =	1.73121713
k.s =	1.74506687
v =	0.06980547

ECHANTILLON N°: 07

Limite d'écoulement

σ_e (hbar)

N°	Xi	Xi ²	W(x)
1	39.56	1564.99	0.017
2	39.94	1595.20	0.050
3	40.38	1630.54	0.083
4	40.38	1630.54	0.117
5	40.69	1655.68	0.150
6	40.91	1673.63	0.183
7	41.33	1708.17	0.217
8	41.33	1708.17	0.250
9	41.58	1728.90	0.283
10	41.84	1750.59	0.317
11	42.48	1804.55	0.350
12	42.87	1837.84	0.383
13	43.44	1887.03	0.417
14	43.59	1900.09	0.450
15	43.85	1922.82	0.483
16	44.26	1958.95	0.517
17	44.55	1984.70	0.550
18	44.82	2008.83	0.583
19	44.82	2008.83	0.617
20	45.59	2078.45	0.650
21	45.96	2112.32	0.683
22	46.38	2151.10	0.717
23	46.78	2188.37	0.750
24	47.28	2235.40	0.783
25	47.62	2267.66	0.817
26	47.86	2290.58	0.850
27	48.44	2346.43	0.883
28	48.79	2380.46	0.917
29	49.12	2412.77	0.950
30	49.56	2456.19	0.983
Σ	1326.00	58879.81	

Limite de rupture

σ_r (hbar)

Xi	Xi ²
44.32	1964.26
44.59	1988.27
45.45	2065.70
47.37	2243.92
47.95	2299.20
48.32	2334.82
48.58	2360.02
48.75	2376.56
48.75	2376.56
48.87	2388.28
49.00	2401.00
49.00	2401.00
49.45	2445.30
49.58	2458.18
49.69	2469.10
50.43	2543.18
50.79	2579.62
50.96	2596.92
51.49	2651.22
51.88	2691.53
52.40	2745.76
52.68	2775.18
52.78	2785.73
53.21	2831.30
53.21	2831.30
53.21	2831.30
53.68	2881.54
53.68	2881.54
54.09	2925.73
55.30	3058.09
1509.46	76182.14

Allongement

A (%)

Xi	Xi ²
21.83	476.55
22.46	504.45
22.68	514.38
22.68	514.38
22.88	523.49
23.44	549.43
23.56	555.07
23.84	568.35
23.89	570.73
23.89	570.73
24.23	587.09
24.56	603.19
24.56	603.19
24.79	614.54
24.94	622.00
24.94	622.00
25.33	641.61
25.62	656.38
25.62	656.38
25.88	669.77
25.88	669.77
25.95	673.40
26.09	680.69
26.32	692.74
26.66	710.76
26.78	717.17
27.39	750.21
27.39	750.21
27.71	767.84
28.11	790.17
749.90	18826.73

mx =	44.20
s²=	9.3312759
s =	3.0547137
k.s =	3.0791514
v =	0.0696641

mx =	50.32
s²=	8.0398671
s =	2.8354659
k.s =	2.8581497
v =	0.0568047

mx =	25.00
s²=	2.8183333
s =	1.6787892
k.s =	1.6922196
v =	0.0676978

ECHANTILLON N°: 08**Limite d'écoulement**

σ_e (hbar)			
N°	X_i	X_i^2	$W(x)$
1	39.56	1564.99	0.017
2	40.51	1641.06	0.050
3	40.74	1659.75	0.083
4	40.74	1659.75	0.117
5	41.14	1692.50	0.150
6	41.56	1727.23	0.183
7	41.87	1753.10	0.217
8	42.33	1791.83	0.250
9	42.58	1813.06	0.283
10	42.84	1835.27	0.317
11	43.28	1873.16	0.350
12	43.51	1893.12	0.383
13	43.87	1924.58	0.417
14	44.34	1966.04	0.450
15	44.34	1966.04	0.483
16	44.69	1997.20	0.517
17	44.74	2001.67	0.550
18	45.29	2051.18	0.583
19	45.55	2074.80	0.617
20	45.81	2098.56	0.650
21	46.48	2160.39	0.683
22	46.79	2189.30	0.717
23	47.12	2220.29	0.750
24	47.68	2273.38	0.783
25	47.84	2288.67	0.817
26	48.43	2345.46	0.850
27	48.77	2378.51	0.883
28	49.26	2426.55	0.917
29	49.56	2456.19	0.950
30	50.08	2508.01	0.983
Σ	1341.30	60231.63	

Limite de rupture

σ_r (hbar)	
X_i	X_i^2
45.59	2078.45
46.32	2145.54
46.85	2194.92
46.99	2208.06
47.41	2247.71
47.85	2289.62
48.31	2333.86
48.76	2377.54
49.35	2435.42
49.62	2462.14
49.79	2479.04
50.20	2520.04
50.81	2581.66
51.26	2627.59
51.44	2646.07
51.88	2691.53
52.20	2724.84
52.45	2751.00
52.82	2789.95
53.32	2843.02
53.86	2900.90
54.41	2960.45
54.71	2993.18
55.21	3048.14
55.69	3101.38
55.84	3118.11
56.33	3173.07
56.79	3225.10
57.22	3274.13
57.55	3312.00
1550.83	80534.48

Allongement

A (%)	
X_i	X_i^2
21.21	449.86
21.21	449.86
21.50	462.25
21.50	462.25
21.85	477.42
21.85	477.42
22.15	490.62
22.45	504.00
22.66	513.48
22.66	513.48
22.85	522.12
22.85	522.12
23.33	544.29
23.33	544.29
23.68	560.74
23.89	570.73
24.22	586.61
24.55	602.70
24.55	602.70
24.78	614.05
24.85	617.52
24.96	623.00
25.02	626.00
25.26	638.07
25.45	647.70
25.45	647.70
25.70	660.49
25.70	660.49
26.35	694.32
26.74	715.03
712.55	17001.34

mx =	44.71
s²=	9.0380069
s =	3.0063278
k.s =	3.0303784
v =	0.0677785

mx =	51.69
s²=	12.598481
s =	3.5494338
k.s =	3.5778293
v =	0.0692112

mx =	23.75
s²=	2.6581247
s =	1.6303756
k.s =	1.6434186
v =	0.0691917

ECHANTILLON N°: 09

Limite d'écoulement

σ_e (hbar)

N°	Xi	Xi ²	W(x)
1	39.68	1574.50	0.017
2	40.62	1649.98	0.050
3	40.76	1661.38	0.083
4	41.44	1717.27	0.117
5	41.85	1751.42	0.150
6	42.13	1774.94	0.183
7	42.41	1798.61	0.217
8	42.94	1843.84	0.250
9	43.25	1870.56	0.283
10	43.62	1902.70	0.317
11	43.78	1916.69	0.350
12	44.21	1954.52	0.383
13	44.59	1988.27	0.417
14	44.99	2024.10	0.450
15	45.22	2044.85	0.483
16	45.55	2074.80	0.517
17	45.55	2074.80	0.550
18	45.80	2097.64	0.583
19	46.15	2129.82	0.617
20	46.52	2164.11	0.650
21	46.79	2189.30	0.683
22	47.09	2217.47	0.717
23	47.41	2247.71	0.750
24	47.88	2292.49	0.783
25	48.22	2325.17	0.817
26	48.71	2372.66	0.850
27	49.30	2430.49	0.883
28	49.76	2476.06	0.917
29	50.44	2544.19	0.950
30	50.84	2584.71	0.983
Σ	1357.50	61695.08	

Limite de rupture

σ_r (hbar)

Xi	Xi ²
47.50	2256.25
47.89	2293.45
48.60	2361.96
48.91	2392.19
49.22	2422.61
49.78	2478.05
50.12	2512.01
51.55	2657.40
51.83	2686.35
52.21	2725.88
52.61	2767.81
52.84	2792.07
53.32	2843.02
53.66	2879.40
53.91	2906.29
54.19	2936.56
54.59	2980.07
54.77	2999.75
55.26	3053.67
55.54	3084.69
55.82	3115.87
56.24	3162.94
56.45	3186.60
56.89	3236.47
57.31	3284.44
58.42	3412.90
58.69	3444.52
58.88	3466.85
59.41	3529.55
59.71	3565.28
1616.12	87434.90

Allongement

A (%)

Xi	Xi ²
21.65	468.72
22.58	509.86
22.74	517.11
22.92	525.33
22.92	525.33
23.41	548.03
23.62	557.90
23.91	571.69
23.91	571.69
24.12	581.77
24.12	581.77
24.25	588.06
24.25	588.06
24.66	608.12
24.79	614.54
24.79	614.54
24.99	624.50
25.61	655.87
25.61	655.87
25.84	667.71
25.84	667.71
26.01	676.52
26.35	694.32
26.56	705.43
26.56	705.43
26.78	717.17
26.89	723.07
27.33	746.93
28.22	796.37
28.74	825.99
749.97	18835.42

mx =	45.25
s²=	9.24834483
s =	3.04110914
k.s =	3.06543802
v =	0.06774449

mx =	53.87
s²=	12.8770685
s =	3.58846325
k.s =	3.61717096
v =	0.06714546

mx =	25.00
s²=	2.99711276
s =	1.73121713
k.s =	1.74506687
v =	0.06980547

ECHANTILLON N°: 10

Limite d'écoulement

σ_e (hbar)			
N°	Xi	Xi ²	W(x)
1	41.35	1709.82	0.017
2	41.91	1756.45	0.050
3	42.49	1805.40	0.083
4	42.88	1838.69	0.117
5	43.26	1871.43	0.150
6	43.57	1898.34	0.183
7	43.89	1926.33	0.217
8	44.37	1968.70	0.250
9	44.61	1990.05	0.283
10	44.91	2016.91	0.317
11	45.35	2056.62	0.350
12	45.64	2083.01	0.383
13	45.84	2101.31	0.417
14	46.33	2146.47	0.450
15	46.62	2173.42	0.483
16	46.91	2200.55	0.517
17	47.51	2257.20	0.550
18	47.78	2282.93	0.583
19	48.31	2333.86	0.617
20	48.46	2348.37	0.650
21	48.79	2380.46	0.683
22	49.35	2435.42	0.717
23	49.56	2456.19	0.750
24	49.95	2495.00	0.783
25	49.95	2495.00	0.817
26	50.25	2525.06	0.850
27	50.49	2549.24	0.883
28	50.84	2584.71	0.917
29	51.28	2629.64	0.950
30	51.55	2657.40	0.983
Σ	1404.00	65974.00	

mx =	46.80
s²=	9.19987586
s =	3.03312971
k.s =	3.05739475
v =	0.06532895

Limite de rupture

σ_r (hbar)	
Xi	Xi ²
48.45	2347.40
49.24	2424.58
49.77	2477.05
50.56	2556.31
50.87	2587.76
51.42	2644.02
51.89	2692.57
52.45	2751.00
52.99	2807.94
53.34	2845.16
53.84	2898.75
54.32	2950.66
57.74	3333.91
55.20	3047.04
55.56	3086.91
55.56	3086.91
55.84	3118.11
56.33	3173.07
56.42	3183.22
56.89	3236.47
57.32	3285.58
57.65	3323.52
57.89	3351.25
58.40	3410.56
58.69	3444.52
58.89	3468.03
59.23	3508.19
59.42	3530.74
59.71	3565.28
59.92	3590.41
1655.8	91726.92

mx =	55.19
s²=	11.6482644
s =	3.41295537
k.s =	3.44025901
v =	0.06233106

Allongement

A (%)	
Xi	Xi ²
21.25	451.56
21.45	460.10
21.45	460.10
21.69	470.46
21.69	470.46
22.24	494.62
22.24	494.62
22.45	504.00
22.45	504.00
22.67	513.93
22.67	513.93
22.83	521.21
23.19	537.78
23.66	559.80
23.66	559.80
23.77	565.01
23.77	565.01
23.96	574.08
24.32	591.46
24.44	597.31
24.99	624.50
24.99	624.50
24.99	624.50
25.56	653.31
25.65	657.92
25.85	668.22
25.85	668.22
25.85	668.22
26.31	692.22
26.51	702.78
712.4	16993.64

mx =	23.75
s²=	2.63834713
s =	1.62429896
k.s =	1.63729336
v =	0.06894834

ECHANTILLON N°:**11****Limite d'écoulement**

σ_e (hbar)			
N°	Xi	Xi ²	W(x)
1	39.49	1559.46	0.017
2	39.70	1576.09	0.050
3	40.00	1600.00	0.083
4	40.25	1620.06	0.117
5	40.56	1645.11	0.150
6	40.82	1666.27	0.183
7	40.82	1666.27	0.217
8	41.13	1691.68	0.250
9	41.59	1729.73	0.283
10	42.22	1782.53	0.317
11	42.45	1802.00	0.350
12	42.78	1830.13	0.383
13	43.12	1859.33	0.417
14	43.41	1884.43	0.450
15	43.71	1910.56	0.483
16	43.89	1926.33	0.517
17	44.02	1937.76	0.550
18	44.23	1956.29	0.583
19	44.79	2006.14	0.617
20	45.32	2053.90	0.650
21	45.69	2087.58	0.683
22	46.15	2129.82	0.717
23	46.54	2165.97	0.750
24	46.84	2193.99	0.783
25	47.36	2242.97	0.817
26	47.75	2280.06	0.850
27	48.22	2325.17	0.883
28	48.56	2358.07	0.917
29	48.99	2400.02	0.950
30	49.90	2490.01	0.983
Σ	1320.30	58377.75	

Limite de rupture

σ_r (hbar)	
Xi	Xi ²
48.51	2353.22
49.19	2419.66
49.77	2477.05
50.49	2549.24
50.87	2587.76
51.45	2647.10
51.89	2692.57
52.45	2751.00
52.99	2807.94
53.38	2849.42
53.81	2895.52
54.32	2950.66
54.79	3001.94
55.24	3051.46
55.56	3086.91
55.82	3115.87
56.33	3173.07
56.42	3183.22
56.89	3236.47
57.32	3285.58
57.65	3323.52
57.89	3351.25
58.40	3410.56
58.40	3410.56
58.69	3444.52
58.89	3468.03
59.21	3505.82
59.42	3530.74
59.71	3565.28
59.92	3590.41
1655.67	91716.37

Allongement

A (%)	
Xi	Xi ²
21.89	479.17
22.42	502.66
22.61	511.21
22.61	511.21
22.81	520.30
23.14	535.46
23.66	559.80
23.89	570.73
23.89	570.73
24.09	580.33
24.32	591.46
24.42	596.34
24.69	609.60
24.69	609.60
24.88	619.01
24.88	619.01
25.34	642.12
25.60	655.36
25.60	655.36
25.89	670.29
25.89	670.29
26.25	689.06
26.25	689.06
26.41	697.49
26.68	711.82
26.82	719.31
27.39	750.21
27.50	756.25
27.75	770.06
27.75	770.06
750.01	18833.37

mx =	44.01
s²=	9.35692414
s =	3.05890898
k.s =	3.08338025
v =	0.0700609

mx =	55.19
s²=	11.7791679
s =	3.43207924
k.s =	3.45953588
v =	0.06268524

mx =	25.00
s²=	2.85761713
s =	1.69044879
k.s =	1.70397238
v =	0.06815799

ECHANTILLON N°: 12

Limite d'écoulement

σ_e (hbar)			
N°	Xi	Xi ²	W(x)
1	40.69	1655.68	0.017
2	41.42	1715.62	0.050
3	41.82	1748.91	0.083
4	42.35	1793.52	0.117
5	42.82	1833.55	0.150
6	43.41	1884.43	0.183
7	43.79	1917.56	0.217
8	44.32	1964.26	0.250
9	44.86	2012.42	0.283
10	45.24	2046.66	0.317
11	45.58	2077.54	0.350
12	45.97	2113.24	0.383
13	46.31	2144.62	0.417
14	46.57	2168.76	0.450
15	46.88	2197.73	0.483
16	47.33	2240.13	0.517
17	47.57	2262.90	0.550
18	47.89	2293.45	0.583
19	48.25	2328.06	0.617
20	48.41	2343.53	0.650
21	48.78	2379.49	0.683
22	49.25	2425.56	0.717
23	49.59	2459.17	0.750
24	49.59	2459.17	0.783
25	49.83	2483.03	0.817
26	50.45	2545.20	0.850
27	50.90	2590.81	0.883
28	50.90	2590.81	0.917
29	51.45	2647.10	0.950
30	51.78	2681.17	0.983
Σ	1404.00	66004.09	

Limite de rupture

σ_r (hbar)	
Xi	Xi ²
48.51	2353.22
49.19	2419.66
49.77	2477.05
50.49	2549.24
50.87	2587.76
51.45	2647.10
51.89	2692.57
52.45	2751.00
52.99	2807.94
53.38	2849.42
53.81	2895.52
54.32	2950.66
54.79	3001.94
55.24	3051.46
55.56	3086.91
55.82	3115.87
56.33	3173.07
56.42	3183.22
56.89	3236.47
57.32	3285.58
57.65	3323.52
57.89	3351.25
58.40	3410.56
58.40	3410.56
58.69	3444.52
58.89	3468.03
59.21	3505.82
59.42	3530.74
59.71	3565.28
59.92	3590.41
Σ	91716.37

Allongement

A (%)	
Xi	Xi ²
20.88	435.97
20.88	435.97
21.26	451.99
21.26	451.99
21.55	464.40
21.55	464.40
21.85	477.42
21.85	477.42
21.85	477.42
22.19	492.40
22.19	492.40
22.45	504.00
22.45	504.00
22.83	521.21
22.83	521.21
23.11	534.07
23.55	554.60
23.82	567.39
23.82	567.39
24.26	588.55
24.26	588.55
24.49	599.76
24.7	610.09
24.7	610.09
25.09	629.51
25.09	629.51
25.47	648.72
25.47	648.72
25.78	664.61
26.05	678.60
Σ	16292.38

mx =	46.80
s²=	10.2375931
s =	3.1996239
k.s =	3.22522089
v =	0.06891498

mx =	55.19
s²=	11.7791679
s =	3.43207924
k.s =	3.45953588
v =	0.06268524

mx =	23.25
s²=	2.55534724
s =	1.59854535
k.s =	1.61133371
v =	0.0693017

ECHANTILLON N°: 13

Limite d'écoulement

σ_e (hbar)

N°	X_i	X_i^2	$W(x)$
1	39.33	1546.85	0.017
2	39.65	1572.12	0.050
3	39.65	1572.12	0.083
4	39.88	1590.41	0.117
5	40.11	1608.81	0.150
6	40.25	1620.06	0.183
7	40.56	1645.11	0.217
8	40.56	1645.11	0.250
9	40.77	1662.19	0.283
10	41.23	1699.91	0.317
11	41.79	1746.40	0.350
12	42.26	1785.91	0.383
13	42.55	1810.50	0.417
14	42.85	1836.12	0.450
15	42.85	1836.12	0.483
16	43.21	1867.10	0.517
17	43.56	1897.47	0.550
18	43.56	1897.47	0.583
19	43.78	1916.69	0.617
20	43.92	1928.97	0.650
21	44.32	1964.26	0.683
22	45.52	2072.07	0.717
23	45.81	2098.56	0.750
24	46.56	2167.83	0.783
25	46.95	2204.30	0.817
26	47.41	2247.71	0.850
27	47.78	2282.93	0.883
28	48.32	2334.82	0.917
29	48.56	2358.07	0.950
30	48.75	2376.56	0.983
Σ	1302.30	56792.60	

Limite de rupture

σ_r (hbar)

X_i	X_i^2
44.08	1943.05
45.54	2073.89
46.69	2179.96
47.32	2239.18
47.60	2265.76
48.24	2327.10
48.47	2349.34
48.75	2376.56
48.75	2376.56
48.99	2400.02
49.25	2425.56
49.58	2458.18
49.85	2485.02
50.64	2564.41
50.79	2579.62
51.09	2610.19
51.24	2625.54
51.55	2657.40
51.80	2683.24
52.26	2731.11
52.76	2783.62
53.48	2860.11
53.75	2889.06
54.13	2930.06
54.58	2978.98
54.84	3007.43
55.43	3072.48
55.74	3106.95
55.91	3125.93
57.00	3249.00
Σ	1530.10

Allongement

A (%)

X_i	X_i^2
22.74	517.11
23.16	536.39
23.44	549.43
23.84	568.35
24.19	585.16
24.49	599.76
24.91	620.51
25.22	636.05
25.54	652.29
25.54	652.29
25.74	662.55
25.74	662.55
26.00	676.00
26.00	676.00
25.25	637.56
26.25	689.06
26.51	702.78
26.51	702.78
26.87	722.00
26.87	722.00
26.87	722.00
27.87	776.74
27.54	758.45
27.54	758.45
27.84	775.07
28.52	813.39
28.87	833.48
28.87	833.48
29.15	849.72
29.54	872.61
Σ	787.42

mx =	43.41
s²=	8.95717931
s =	2.99285471
k.s =	3.01679755
v =	0.06949545

mx =	51.00
s²=	10.8655402
s =	3.29629189
k.s =	3.32266223
v =	0.06514598

mx =	26.25
s²=	3.32097195
s =	1.82235341
k.s =	1.83693224
v =	0.06998548

ECHANTILLON N°: 14

Limite d'écoulement

σ_e (hbar)			
N°	X_i	X_i^2	$W(x)$
1	39.23	1538.99	0.017
2	39.75	1580.06	0.050
3	40.02	1601.60	0.083
4	40.32	1625.70	0.117
5	40.62	1649.98	0.150
6	40.62	1649.98	0.183
7	40.85	1668.72	0.217
8	41.25	1701.56	0.250
9	41.69	1738.06	0.283
10	41.69	1738.06	0.317
11	42.35	1793.52	0.350
12	42.81	1832.70	0.383
13	43.22	1867.97	0.417
14	43.45	1887.90	0.450
15	43.82	1920.19	0.483
16	43.82	1920.19	0.517
17	44.19	1952.76	0.550
18	44.58	1987.38	0.583
19	44.81	2007.94	0.617
20	45.35	2056.62	0.650
21	45.82	2099.47	0.683
22	46.23	2137.21	0.717
23	46.62	2173.42	0.750
24	46.86	2195.86	0.783
25	47.65	2270.52	0.817
26	47.86	2290.58	0.850
27	48.38	2340.62	0.883
28	48.70	2371.69	0.917
29	48.79	2380.46	0.950
30	48.95	2396.10	0.983
Σ	1320.30	58375.84	

Limite de rupture

σ_r (hbar)	
X_i	X_i^2
47.55	2261.00
47.81	2285.80
48.66	2367.80
50.34	2534.12
50.79	2579.62
50.79	2579.62
51.26	2627.59
51.79	2682.20
52.35	2740.52
52.84	2792.07
53.45	2856.90
53.88	2903.05
54.26	2944.15
54.56	2976.79
54.56	2976.79
54.87	3010.72
55.11	3037.11
55.33	3061.41
55.79	3112.52
56.25	3164.06
56.67	3211.49
56.84	3230.79
57.24	3276.42
57.67	3325.83
57.86	3347.78
58.23	3390.73
58.68	3443.34
58.87	3465.68
59.21	3505.82
59.70	3564.09
Σ	1633.21 89255.82

Allongement

A (%)	
X_i	X_i^2
21.21	449.86
21.21	449.86
21.50	462.25
21.50	462.25
21.85	477.42
21.85	477.42
22.15	490.62
22.45	504.00
22.66	513.48
22.66	513.48
22.85	522.12
22.85	522.12
23.33	544.29
23.33	544.29
23.68	560.74
23.89	570.73
24.22	586.61
24.55	602.70
24.55	602.70
24.78	614.05
24.85	617.52
24.96	623.00
25.02	626.00
25.26	638.07
25.45	647.70
25.45	647.70
25.70	660.49
25.70	660.49
26.35	694.32
26.74	715.03
Σ	712.55 17001.34

mx =	44.01
s²=	9.291
s =	3.04811417
k.s =	3.07249908
v =	0.06981366

mx =	54.44
s²=	11.838762
s =	3.4407502
k.s =	3.4682762
v =	0.06370784

mx =	23.75
s²=	2.65812471
s =	1.63037564
k.s =	1.64341864
v =	0.06919172

ECHANTILLON N°: 15

Limite d'écoulement

σ_e (hbar)			
N°	X_i	X_i^2	$W(x)$
1	39.50	1560.25	0.017
2	39.69	1575.30	0.050
3	39.95	1596.00	0.083
4	40.13	1610.42	0.117
5	40.43	1634.58	0.150
6	40.79	1663.82	0.183
7	40.84	1667.91	0.217
8	41.25	1701.56	0.250
9	41.25	1701.56	0.283
10	41.68	1737.22	0.317
11	42.36	1794.37	0.350
12	42.59	1813.91	0.383
13	42.80	1831.84	0.417
14	43.36	1880.09	0.450
15	43.67	1907.07	0.483
16	43.84	1921.95	0.517
17	44.08	1943.05	0.550
18	44.08	1943.05	0.583
19	44.26	1958.95	0.617
20	44.59	1988.27	0.650
21	44.81	2007.94	0.683
22	45.42	2062.98	0.717
23	45.84	2101.31	0.750
24	46.74	2184.63	0.783
25	47.09	2217.47	0.817
26	47.35	2242.02	0.850
27	48.12	2315.53	0.883
28	48.47	2349.34	0.917
29	49.32	2432.46	0.950
30	50.00	2500.00	0.983
Σ	1314.30	57844.83	

Limite de rupture

σ_r (hbar)	
X_i	X_i^2
45.88	2104.97
46.56	2167.83
47.49	2255.30
47.99	2303.04
48.48	2350.31
48.87	2388.28
49.44	2444.31
49.99	2499.00
51.44	2646.07
51.87	2690.50
52.25	2730.06
52.55	2761.50
52.81	2788.90
53.36	2847.29
53.55	2867.60
53.89	2904.13
54.38	2957.18
54.82	3005.23
54.82	3005.23
55.11	3037.11
55.11	3037.11
55.52	3082.47
55.84	3118.11
56.39	3179.83
56.62	3205.82
56.77	3222.83
57.45	3300.50
57.88	3350.09
58.65	3439.82
58.74	3450.39
Σ	1594.52

Allongement

A (%)	
X_i	X_i^2
20.88	435.97
20.88	435.97
21.26	451.99
21.26	451.99
21.55	464.40
21.55	464.40
21.85	477.42
21.85	477.42
21.85	477.42
22.19	492.40
22.19	492.40
22.45	504.00
22.45	504.00
22.83	521.21
22.83	521.21
23.11	534.07
23.55	554.60
23.82	567.39
23.82	567.39
24.26	588.55
24.26	588.55
24.49	599.76
24.7	610.09
24.7	610.09
25.09	629.51
25.09	629.51
25.47	648.72
25.47	648.72
25.78	664.61
26.05	678.60
Σ	697.53

mx =	43.81
s²=	9.14995862
s =	3.02488985
k.s =	3.04908897
v =	0.06959801

mx =	53.15
s²=	13.4844754
s =	3.67212138
k.s =	3.70149835
v =	0.06964162

mx =	23.25
s²=	2.55534724
s =	1.59854535
k.s =	1.61133371
v =	0.0693017

ECHANTILLON N°: 16

Limite d'écoulement				Limite de rupture		Allongement	
σ_e (hbar)				σ_r (hbar)		A (%)	
N°	Xi	Xi ²	W(x)	Xi	Xi ²	Xi	Xi ²
1	40.69	1655.68	0.017	49.77	2477.05	21.53	463.54
2	41.51	1723.08	0.050	50.58	2558.34	22.62	511.66
3	41.91	1756.45	0.083	51.74	2677.03	22.85	522.12
4	42.42	1799.46	0.117	52.69	2776.24	22.85	522.12
5	42.87	1837.84	0.150	53.49	2861.18	23.09	533.15
6	43.31	1875.76	0.183	53.88	2903.05	23.59	556.49
7	43.74	1913.19	0.217	54.41	2960.45	23.75	564.06
8	43.74	1913.19	0.250	54.82	3005.23	23.75	564.06
9	44.23	1956.29	0.283	55.33	3061.41	23.91	571.69
10	44.69	1997.20	0.317	55.79	3112.52	24.21	586.12
11	45.31	2053.00	0.350	56.28	3167.44	24.39	594.87
12	45.84	2101.31	0.383	56.87	3234.20	24.39	594.87
13	46.33	2146.47	0.417	57.39	3293.61	24.51	600.74
14	46.55	2166.90	0.450	57.91	3353.57	24.51	600.74
15	46.91	2200.55	0.483	58.32	3401.22	24.72	611.08
16	47.19	2226.90	0.517	58.64	3438.65	24.72	611.08
17	47.45	2251.50	0.550	58.88	3466.85	25.09	629.51
18	47.45	2251.50	0.583	59.42	3530.74	25.49	649.74
19	47.77	2281.97	0.617	59.69	3562.90	25.49	649.74
20	48.26	2329.03	0.650	59.92	3590.41	25.62	656.38
21	48.52	2354.19	0.683	60.25	3630.06	25.84	667.71
22	48.87	2388.28	0.717	60.25	3630.06	25.84	667.71
23	49.32	2432.46	0.750	60.44	3652.99	26.36	694.85
24	49.59	2459.17	0.783	60.88	3706.37	26.36	694.85
25	49.84	2484.03	0.817	60.88	3706.37	26.56	705.43
26	50.21	2521.04	0.850	61.32	3760.14	26.79	717.70
27	50.46	2546.21	0.883	61.55	3788.40	27.12	735.49
28	50.87	2587.76	0.917	61.55	3788.40	27.45	753.50
29	51.19	2620.42	0.950	61.82	3821.71	28.01	784.56
30	51.56	2658.43	0.983	61.82	3821.71	28.56	815.67
Σ	1398.60	65489.23		1726.58	99738.32	749.97	18831.26

mx =	46.62
s²=	9.87911724
s =	3.1431063
k.s =	3.16825115
v =	0.06795906

mx =	57.55
s²=	12.7254547
s =	3.56727553
k.s =	3.59581374
v =	0.06247866

mx =	25.00
s²=	2.85366448
s =	1.68927928
k.s =	1.70279351
v =	0.06811447

ECHANTILLON N°: 17

Limite d'écoulement

σ_e (hbar)

N°	Xi	Xi ²	W(x)
1	40.21	1616.84	0.017
2	40.68	1654.86	0.050
3	40.91	1673.63	0.083
4	41.54	1725.57	0.117
5	41.85	1751.42	0.150
6	42.41	1798.61	0.183
7	42.79	1830.98	0.217
8	43.25	1870.56	0.250
9	43.59	1900.09	0.283
10	43.81	1919.32	0.317
11	44.32	1964.26	0.350
12	44.59	1988.27	0.383
13	44.91	2016.91	0.417
14	45.26	2048.47	0.450
15	45.55	2074.80	0.483
16	45.75	2093.06	0.517
17	45.75	2093.06	0.550
18	45.75	2093.06	0.583
19	46.45	2157.60	0.617
20	46.87	2196.80	0.650
21	47.23	2230.67	0.683
22	47.55	2261.00	0.717
23	47.85	2289.62	0.750
24	48.54	2356.13	0.783
25	48.89	2390.23	0.817
26	49.32	2432.46	0.850
27	49.78	2478.05	0.883
28	50.11	2511.01	0.917
29	50.45	2545.20	0.950
30	50.84	2584.71	0.983
	1366.80	62547.28	

mx =	45.56
s²=	9.51268276
s =	3.08426373
k.s =	3.10893784
v =	0.06823832

Limite de rupture

σ_r (hbar)

Xi	Xi ²
47.58	2263.86
47.95	2299.20
48.59	2360.99
48.84	2385.35
49.23	2423.59
49.51	2451.24
49.99	2499.00
51.48	2650.19
51.85	2688.42
52.13	2717.54
52.54	2760.45
52.84	2792.07
53.32	2843.02
53.66	2879.40
53.91	2906.29
54.21	2938.72
54.59	2980.07
54.88	3011.81
55.26	3053.67
55.46	3075.81
55.79	3112.52
56.12	3149.45
56.45	3186.60
56.89	3236.47
57.19	3270.70
57.46	3301.65
57.79	3339.68
58.24	3391.90
58.77	3453.91
59.11	3493.99
1611.63	86917.57

mx =	53.72
s²=	11.6964438
s =	3.4200064
k.s =	3.44736645
v =	0.06417167

Allongement

A (%)

Xi	Xi ²
23.45	549.90
24.59	604.67
25.25	637.56
25.41	645.67
25.78	664.61
26.25	689.06
26.44	699.07
26.44	699.07
26.86	721.46
26.86	721.46
26.86	721.46
27.22	740.93
27.22	740.93
27.55	759.00
27.55	759.00
27.55	759.00
27.94	780.64
28.31	801.46
28.55	815.10
28.88	834.05
29.22	853.81
29.22	853.81
29.56	873.79
29.56	873.79
29.56	873.79
29.92	895.21
29.92	895.21
29.92	895.21
30.11	906.61
30.51	930.86
832.46	23196.21

mx =	27.75
s²=	3.32941195
s =	1.82466763
k.s =	1.83926497
v =	0.066283

ECHANTILLON N°:**18****Limite d'écoulement** σ_e (hbar)

N°	X_i	X_i^2	$W(x)$
1	39.13	1531.16	0.017
2	39.56	1564.99	0.050
3	39.56	1564.99	0.083
4	39.88	1590.41	0.117
5	40.22	1617.65	0.150
6	40.63	1650.80	0.183
7	40.63	1650.80	0.217
8	40.84	1667.91	0.250
9	41.36	1710.65	0.283
10	41.75	1743.06	0.317
11	42.23	1783.37	0.350
12	42.69	1822.44	0.383
13	42.79	1830.98	0.417
14	43.10	1857.61	0.450
15	43.34	1878.36	0.483
16	43.65	1905.32	0.517
17	43.82	1920.19	0.550
18	43.82	1920.19	0.583
19	44.23	1956.29	0.617
20	44.69	1997.20	0.650
21	44.95	2020.50	0.683
22	45.29	2051.18	0.717
23	45.81	2098.56	0.750
24	46.45	2157.60	0.783
25	46.89	2198.67	0.817
26	47.56	2261.95	0.850
27	47.78	2282.93	0.883
28	48.31	2333.86	0.917
29	48.59	2360.99	0.950
30	48.75	2376.56	0.983
Σ	1308.30	57307.18	

Limite de rupture σ_r (hbar)

X_i	X_i^2
44.87	2013.32
45.48	2068.43
46.88	2197.73
47.33	2240.13
47.71	2276.24
48.35	2337.72
48.68	2369.74
48.94	2395.12
49.33	2433.45
49.65	2465.12
49.88	2488.01
50.36	2536.13
50.79	2579.62
51.33	2634.77
51.64	2666.69
51.82	2685.31
52.12	2716.49
52.49	2755.20
52.84	2792.07
53.39	2850.49
53.78	2892.29
54.39	2958.27
54.88	3011.81
55.34	3062.52
55.48	3078.03
55.87	3121.46
56.23	3161.81
56.41	3182.09
56.81	3227.38
57.09	3259.27
Σ	80456.73

Allongement

A (%)

X_i	X_i^2
21.18	448.59
21.18	448.59
21.18	448.59
21.49	461.82
21.49	461.82
21.88	478.73
21.88	478.73
22.09	487.97
22.33	498.63
22.62	511.66
22.81	520.30
22.81	520.30
22.81	520.30
23.36	545.69
23.36	545.69
23.65	559.32
23.84	568.35
23.84	568.35
24.21	586.12
24.45	597.80
24.45	597.80
24.69	609.60
24.69	609.60
24.87	618.52
24.87	618.52
25.26	638.07
25.45	647.70
25.71	661.00
26.12	682.25
26.46	700.13
Σ	16640.54

mx =	43.61
s²=	8.69711724
s =	2.94908753
k.s =	2.97268023
v =	0.0681651

mx =	51.67
s²=	12.3055614
s =	3.50792836
k.s =	3.53599179
v =	0.06843149

mx =	23.50
s²=	2.47014034
s =	1.57166801
k.s =	1.58424136
v =	0.06741166

ECHANTILLON N°: 19

Limite d'écoulement

σ_e (hbar)			
N°	Xi	Xi ²	W(x)
1	38.38	1473.02	0.017
2	38.46	1479.17	0.050
3	38.46	1479.17	0.083
4	39.32	1546.06	0.117
5	39.40	1552.36	0.150
6	39.40	1552.36	0.183
7	39.78	1582.45	0.217
8	40.00	1600.00	0.250
9	40.34	1627.32	0.283
10	40.34	1627.32	0.317
11	40.56	1645.11	0.350
12	40.56	1645.11	0.383
13	40.74	1659.75	0.417
14	41.55	1726.40	0.450
15	41.82	1748.91	0.483
16	41.82	1748.91	0.517
17	42.20	1780.84	0.550
18	42.35	1793.52	0.583
19	42.75	1827.56	0.617
20	42.75	1827.56	0.650
21	43.30	1874.89	0.683
22	43.70	1909.69	0.717
23	44.71	1998.98	0.750
24	44.85	2011.52	0.783
25	44.89	2015.11	0.817
26	45.20	2043.04	0.850
27	45.60	2079.36	0.883
28	46.35	2148.32	0.917
29	47.42	2248.66	0.950
30	47.80	2284.84	0.983
Σ	1264.80	53537.34	

Limite de rupture

σ_r (hbar)	
Xi	Xi ²
44.32	1964.26
44.59	1988.27
45.45	2065.70
47.37	2243.92
47.95	2299.20
48.32	2334.82
48.58	2360.02
48.75	2376.56
48.75	2376.56
48.87	2388.28
49.00	2401.00
49.00	2401.00
49.45	2445.30
49.58	2458.18
49.69	2469.10
50.43	2543.18
50.79	2579.62
50.96	2596.92
51.49	2651.22
51.88	2691.53
52.40	2745.76
52.68	2775.18
52.78	2785.73
53.21	2831.30
53.21	2831.30
53.21	2831.30
53.68	2881.54
53.68	2881.54
54.09	2925.73
55.30	3058.09
Σ	1509.46

Allongement

A (%)	
Xi	Xi ²
23.45	549.90
24.59	604.67
25.25	637.56
25.41	645.67
25.41	645.67
25.78	664.61
26.25	689.06
26.44	699.07
26.44	699.07
26.86	721.46
26.86	721.46
26.86	721.46
27.12	735.49
27.55	759.00
27.55	759.00
27.55	759.00
27.94	780.64
27.94	780.64
27.94	780.64
28.32	802.02
28.54	814.53
28.54	814.53
28.87	833.48
28.87	833.48
29.22	853.81
29.56	873.79
29.56	873.79
29.92	895.21
29.92	895.21
30.39	923.55
Σ	824.9

mx =	42.16
s²=	7.35754483
s =	2.71247946
k.s =	2.7341793
v =	0.06485245

mx =	50.32
s²=	8.03986713
s =	2.83546595
k.s =	2.85814967
v =	0.05680474

mx =	27.50
s²=	2.94822299
s =	1.71703902
k.s =	1.73077533
v =	0.06294491

ECHANTILLON N°: 20

Limite d'écoulement

Limite de rupture

Allongement

σ_e (hbar)				σ_r (hbar)		A (%)	
N°	X_i	X_i^2	$W(x)$	X_i	X_i^2	X_i	X_i^2
1	39.99	1599.20	0.017	45.78	2095.81	23.51	552.72
2	40.51	1641.06	0.050	46.75	2185.56	24.53	601.72
3	40.74	1659.75	0.083	47.46	2252.45	25.23	636.55
4	41.22	1699.09	0.117	47.95	2299.20	25.56	653.31
5	41.58	1728.90	0.150	48.48	2350.31	25.77	664.09
6	41.81	1748.08	0.183	48.87	2388.28	26.19	685.92
7	41.81	1748.08	0.217	49.44	2444.31	26.19	685.92
8	42.33	1791.83	0.250	49.79	2479.04	26.51	702.78
9	42.58	1813.06	0.283	51.42	2644.02	26.51	702.78
10	42.84	1835.27	0.317	51.88	2691.53	26.82	719.31
11	43.28	1873.16	0.350	52.25	2730.06	26.82	719.31
12	43.51	1893.12	0.383	52.25	2730.06	26.82	719.31
13	43.86	1923.70	0.417	52.58	2764.66	27.32	746.38
14	44.34	1966.04	0.450	52.82	2789.95	27.32	746.38
15	44.68	1996.30	0.483	53.31	2841.96	27.32	746.38
16	44.84	2010.63	0.517	53.61	2874.03	27.59	761.21
17	45.29	2051.18	0.550	53.79	2893.36	27.59	761.21
18	45.56	2075.71	0.583	54.21	2938.72	27.84	775.07
19	45.82	2099.47	0.617	54.54	2974.61	28.25	798.06
20	46.48	2160.39	0.650	54.81	3004.14	28.54	814.53
21	46.89	2198.67	0.683	55.29	3056.98	28.54	814.53
22	47.36	2242.97	0.717	55.49	3079.14	28.89	834.63
23	47.68	2273.38	0.750	55.83	3116.99	28.89	834.63
24	47.84	2288.67	0.783	56.25	3164.06	29.11	847.39
25	48.43	2345.46	0.817	56.56	3199.03	29.11	847.39
26	48.84	2385.35	0.850	56.78	3223.97	29.49	869.66
27	49.31	2431.48	0.883	57.32	3285.58	28.49	811.68
28	49.31	2431.48	0.917	57.86	3347.78	29.88	892.81
29	49.82	2482.03	0.950	58.29	3397.72	29.88	892.81
30	50.25	2525.06	0.983	58.64	3438.65	30.45	927.20
Σ	1348.80	60918.55		1590.3	84681.99	824.96	22765.70

mx =	44.96
s²=	9.53438621
s =	3.08778014
k.s =	3.11248238
v =	0.06922781

mx =	53.01
s²=	13.1099655
s =	3.62076864
k.s =	3.64973479
v =	0.06884993

mx =	27.50
s²=	2.77257057
s =	1.66510377
k.s =	1.6784246
v =	0.06103658

ECHANTILLON N°: 21

Limite d'écoulement

σ_e (hbar)

N°	Xi	Xi ²	W(x)
1	44.22	1955.41	0.017
2	44.68	1996.30	0.050
3	44.87	2013.32	0.083
4	45.09	2033.11	0.117
5	45.25	2047.56	0.150
6	45.25	2047.56	0.183
7	45.71	2089.40	0.217
8	46.13	2127.98	0.250
9	46.48	2160.39	0.283
10	46.48	2160.39	0.317
11	46.79	2189.30	0.350
12	46.79	2189.30	0.383
13	47.11	2219.35	0.417
14	47.58	2263.86	0.450
15	47.58	2263.86	0.483
16	48.24	2327.10	0.517
17	48.56	2358.07	0.550
18	48.77	2378.51	0.583
19	49.41	2441.35	0.617
20	49.41	2441.35	0.650
21	49.75	2475.06	0.683
22	50.23	2523.05	0.717
23	50.41	2541.17	0.750
24	50.69	2569.48	0.783
25	51.22	2623.49	0.817
26	51.22	2623.49	0.850
27	51.65	2667.72	0.883
28	52.31	2736.34	0.917
29	52.31	2736.34	0.950
30	53.11	2820.67	0.983
Σ	1447.3	70020.28	

Limite de rupture

σ_r (hbar)

Xi	Xi ²
48.45	2347.40
49.24	2424.58
49.77	2477.05
50.56	2556.31
50.87	2587.76
51.42	2644.02
51.89	2692.57
52.45	2751.00
52.99	2807.94
53.34	2845.16
53.84	2898.75
54.32	2950.66
57.74	3333.91
55.20	3047.04
55.56	3086.91
55.56	3086.91
55.84	3118.11
56.33	3173.07
56.42	3183.22
56.89	3236.47
57.32	3285.58
57.65	3323.52
57.89	3351.25
58.40	3410.56
58.69	3444.52
58.89	3468.03
59.23	3508.19
59.42	3530.74
59.71	3565.28
59.92	3590.41
Σ	91726.92

Allongement

A (%)

Xi	Xi ²
20.45	418.20
20.45	418.20
20.56	422.71
20.73	429.73
20.73	429.73
20.73	429.73
20.79	432.22
21.12	446.05
21.23	450.71
21.23	450.71
21.35	455.82
21.35	455.82
21.53	463.54
22.51	506.70
22.51	506.70
22.82	520.75
22.82	520.75
22.82	520.75
22.96	527.16
22.96	527.16
23.53	553.66
23.53	553.66
23.75	564.06
24.75	612.56
24.33	591.95
24.56	603.19
24.56	603.19
24.56	603.19
24.86	618.02
24.86	618.02
Σ	15254.70

mx =	48.24
s²=	6.81734023
s =	2.61100368
k.s =	2.63189171
v =	0.05455452

mx =	55.19
s²=	11.6482644
s =	3.41295537
k.s =	3.44025901
v =	0.06233106

mx =	22.50
s²=	2.41047172
s =	1.55256939
k.s =	1.56498995
v =	0.06956129

ECHANTILLON N°: 22

Limite d'écoulement

σ_e (hbar)

N°	Xi	Xi ²	W(x)
1	38.03	1446.28	0.017
2	38.46	1479.17	0.050
3	38.46	1479.17	0.083
4	38.46	1479.17	0.117
5	38.84	1508.55	0.150
6	38.84	1508.55	0.183
7	39.20	1536.64	0.217
8	39.20	1536.64	0.250
9	39.56	1564.99	0.283
10	39.79	1583.24	0.317
11	40.14	1611.22	0.350
12	40.14	1611.22	0.383
13	40.46	1637.01	0.417
14	40.46	1637.01	0.450
15	40.85	1668.72	0.483
16	41.25	1701.56	0.517
17	41.49	1721.42	0.550
18	41.49	1721.42	0.583
19	41.78	1745.57	0.617
20	41.92	1757.29	0.650
21	42.13	1774.94	0.683
22	42.13	1774.94	0.717
23	42.55	1810.50	0.750
24	42.78	1830.13	0.783
25	43.25	1870.56	0.817
26	43.58	1899.22	0.850
27	44.30	1962.49	0.883
28	44.86	2012.42	0.917
29	45.52	2072.07	0.950
30	47.58	2263.86	0.983
Σ	1237.50	51205.97	

Limite de rupture

σ_r (hbar)

Xi	Xi ²
44.48	1978.47
45.44	2064.79
46.58	2169.70
47.32	2239.18
47.82	2286.75
47.82	2286.75
48.22	2325.17
48.59	2360.99
48.79	2380.46
48.79	2380.46
49.25	2425.56
49.65	2465.12
49.65	2465.12
50.41	2541.17
50.75	2575.56
51.14	2615.30
51.14	2615.30
51.54	2656.37
51.73	2675.99
52.75	2782.56
53.00	2809.00
53.41	2852.63
53.69	2882.62
53.98	2913.84
54.36	2955.01
54.74	2996.47
55.32	3060.30
55.68	3100.26
56.49	3191.12
57.56	3313.15
Σ	78365.20

Allongement

A (%)

Xi	Xi ²
23.45	549.90
24.59	604.67
24.87	618.52
25.41	645.67
25.75	663.06
26.31	692.22
26.31	692.22
26.56	705.43
26.84	720.39
26.84	720.39
27.19	739.30
27.19	739.30
27.19	739.30
27.56	759.55
27.56	759.55
27.84	775.07
27.84	775.07
28.35	803.72
28.57	816.24
28.89	834.63
28.89	834.63
29.32	859.66
29.32	859.66
29.61	876.75
29.61	876.75
29.61	876.75
29.92	895.21
30.09	905.41
30.22	913.25
30.66	940.04
Σ	23192.29

mx =	41.25
s²=	5.48593103
s =	2.34220645
k.s =	2.3609441
v =	0.05723501

mx =	51.00
s²=	11.2419528
s =	3.35290214
k.s =	3.37972536
v =	0.06626523

mx =	27.75
s²=	3.38577057
s =	1.84004635
k.s =	1.85476672
v =	0.06684968

