NORME INTERNATIONALE

ISO 4124

Première édition
1994-12-15

Hydrocarbures liquides — Mesurage dynamique — Contrôle statistique des systèmes de mesurage volumétrique

Liquid hydrocarbons — Dynamic measurement — Statistical control of volumetric metering systems

Numéro de référence
ISO 4124:1994(F)

Sommaire

Organisation internationale de normalisation
Case Postale 56 • CH-1211 Genève 20 • Suisse

Imprimé en Suisse

Annexes

Avant-propos

L'ISO (Organisation internationale de normalisation) est une fédération mondiale d'organismes nationaux de normalisation (comités membres de l'ISO). L'élaboration des Normes internationales est en général confiée aux comités techniques de l'ISO. Chaque comité membre intéressé par une étude a le droit de faire partie du comité technique créé à cet effet. Les organisations internationales, gouvernementales et non gouvernementales, en liaison avec l'ISO participent également aux travaux. L'ISO collabore étroitement avec la Commission électrotechnique internationale (CEI) en ce qui concerne la normalisation électrotechnique.

Les projets de Normes internationales adoptés par les comités techniques sont soumis aux comités membres pour vote. Leur publication comme Normes internationales requiert l'approbation de 75 % au moins des comités membres votants.

La Norme internationale ISO 4124 a été élaborée par le comité technique ISO/TC 28, *Produits pétroliers et lubrifiants*, sous-comité SC 2, *Mesurage dynamique du pétrole*.

Les annexes A, B, C, D, E et F de la présente Norme internationale sont données uniquement à titre d'information.

Hydrocarbures liquides — Mesurage dynamique — Contrôle statistique des systèmes de mesurage volumétrique

Section 1: Généralités

1.1 Domaine d'application

Dans les systèmes de mesurage dynamique, la performance des compteurs pour les hydrocarbures liquides varie en fonction des conditions d'écoulement: débit, viscosité, température, pression, masse volumique du produit, ainsi qu'en fonction de l'usure mécanique.

La présente Norme internationale a été préparée à l'intention des personnes chargées de l'établissement et du suivi des performances des compteurs, au moyen de procédures de contrôle statistique appropriées pour l'étalonnage centralisé et l'étalonnage en ligne. Ces procédures peuvent être appliquées à des mesurages effectués avec n'importe quel type de système massique ou volumétrique.

Les procédures à suivre pour recueillir les données à partir desquelles sont déterminées les limites de contrôle sont décrites. Une autre méthode permettant d'établir la fiabilité de ces données est décrite dans l'ISO 7278-3.

Des méthodes sont décrites pour calculer les limites de surveillance et de contrôle pour les cartes portant sur les caractéristiques de performance choisies, ainsi que l'application de ces cartes de contrôle aux mesurages de routine ultérieurs, et à leur interprétation. Des exemples sont donnés dans chacune des sections relatives à l'étalonnage centralisé et à l'étalonnage en ligne.

1.2 Définitions

Pour les besoins de la présente Norme internationale, les définitions suivantes s'appliquent.

1.2.1 étalonnnage: Détermination de la performance d'un compteur à l'aide du rapport entre le volume de liquide traversant réellement le compteur et le volume de référence du tube étalon.

1.2.2 facteur K: Rapport entre le nombre d'impulsions (N) générées par le compteur au cours de l'essai d'étalonnage et le volume de liquide (V) déplacé par la sphère ou le piston dans le tube étalon entre deux détecteurs.

Normalement $K = N/V$; il est recommandé que cette valeur soit corrigée en appliquant la technique d'interpolation des impulsions décrite dans l'ISO 7278-3.

1.2.3 coefficient du compteur: Quotient du volume vrai traversant le compteur, obtenu à partir du tube étalon par le volume indiqué par le totalisateur du compteur.

1.3 Symboles et unités

1.3.1 Symboles généraux

h_1	niveau supérieur du liquide dans le réservoir	mètres
h_2	niveau inférieur de liquide dans le réservoir	mètres
E_h	erreur de jaugeage	millimètres
E_m	erreur volumétrique du compteur	pourcent
E_t	erreur de température	degrés Celsius
K	facteur K	impulsions par unité de volume
ΔK	variation du facteur K	impulsions par unité de volume
MF	coefficient du compteur	sans dimension
MF_m	coefficient moyen du compteur	sans dimension
MF_{max}	coefficient maximal du compteur d'une série de mesurages	sans dimension
MF_{min}	coefficient minimal du compteur d'une série de mesurages	sans dimension
N	nombre d'impulsions générées par le compteur au cours d'un essai d'étalonnage	sans dimension
p	pression dans les conditions de fonctionnement	kilopascals (1 bar = 100 kPa)
p_0	pression dans les conditions normales (101,325 kPa)	kilopascals
t	température dans les conditions de fonctionnement	degrés Celsius
t_0	température dans les conditions normales (15 °C ou 20 °C)	degrés Celsius
T_1	temps écoulé	secondes
Q	débit de l'écoulement	mètres cubes par heure
V_p	volume de référence du tube étalon dans les conditions normales (15 °C ou 20 °C et 101,325 kPa)	litres ou mètres cubes
ν	viscosité cinématique du fluide	millimètres carrés par seconde [Centistoke (cSt)]

1.3.2 Symboles statistiques

X	valeur vraie d'une quantité
μ	valeur moyenne
σ	écart-type
x	valeur de mesurage
$\bar{x}$	valeur moyenne d'une série de mesurages
n	nombre de mesurages répétés
m	nombre de grandeurs
s	estimation de l'écart-type
w	étendue d'une série de mesurages
$\bar{w}$	moyenne d'une série d'étendues
t	valeurs de la loi t de Student
r	estimation de la répétabilité
Φ	degrés de liberté

1.4 Étalonnage centralisé

L'étalonnage centralisé est une méthode permettant d'établir la performance d'un compteur dans une station en étalonnant le compteur sur toute la gamme des débits de fonctionnement, des viscosités, des températures et des masses volumiques de pétrole utilisés en service.

Les cartes de performance des compteurs sont alors préparées à partir des données d'étalonnage et peuvent être utilisées pour établir la relation entre le coefficient du compteur et le débit ou le débit et la viscosité.

Toute variation importante dans la performance d'un compteur sur site peut être détectée par des procédures de contrôle secondaire qui surveillent les indications délivrées par deux compteurs montés en série ou en parallèle. Les variations à long terme du coefficient du compteur peuvent être établies à l'aide de cartes de contrôle statistique. Ces méthodes peuvent également être utilisées pour l'étalonnage en ligne.

1.5 Étalonnage en ligne

L'étalonnage en ligne consiste à étalonner le compteur dans les conditions de service à l'aide d'un tube étalon portable ou fixe. Lorsque des changements importants interviennent dans le débit, la viscosité, la température et la masse volumique, le compteur peut être ré-étalonné.

Une tendance anormale ou une forte déviation du coefficient de compteur peut être contrôlée en utilisant les cartes de contrôle statistique.

Il est possible, à l'aide d'une analyse statistique, d'établir si les déviations sont dues à des modifications intervenues dans les conditions d'écoulement, à une erreur aléatoire ou à toute autre cause assignable.

Section 2: Mesurage statistique

2.1 Principe du mesurage statistique

2.1.1 Introduction

Les mesurages effectués par étalonnage centralisé ou étalonnage en ligne fournissent des indications sur la variabilité aléatoire des caractéristiques en question (par exemple, coefficient du compteur, débit, température, nombre de Reynolds). À l'aide de ces indications, il est possible d'attribuer un niveau de probabilité à une variation observée dans la pratique et, de ce fait, de faire la différence entre une variation normale ou admise et une variation causée par une influence externe et systématique, telle que l'usure d'un élément du compteur.

La valeur vraie de la caractéristique du compteur en question et sa gamme de variabilité peuvent être représentées sous forme de diagramme dans une carte de contrôle (voir 2.2.5). Celle-ci indique la variation (limite de surveillance) qui devrait être considérée comme un premier avertissement de mauvais fonctionnement, et la variation (limite de contrôle) pour laquelle il est pratiquement certain qu'une défaillance est intervenue sur le compteur. On attribue couramment une probabilité de 95 % aux limites de surveillance et une probabilité de 99 % aux limites de contrôle. Ceci signifie par exemple qu'il n'existe qu'une chance sur cent pour qu'un mesurage situé en dehors des limites de contrôle le soit à la suite d'une variation naturelle lorsque le processus est sous contrôle statistique. Lorsque la carte de contrôle est établie, les mesurages provenant d'étalonnages ultérieurs de compteurs peuvent être incorporés périodiquement dans la carte de contrôle à partir de laquelle il est possible de contrôler les tendances des performances du compteur pendant un certain temps.

Afin d'établir un tel contrôle, il convient d'obtenir des estimations fiables des statistiques à utiliser. La période initiale pendant laquelle les données sont recueillies et par rapport à la laquelle est contrôlée la performance du compteur, est appelée «période d'apprentissage». Elle devrait être suffisamment longue pour permettre une évaluation fiable de la valeur vraie de la caractéristique du compteur en question.

Avant d'étudier les étapes à suivre pour la création, l'utilisation et le suivi des cartes de contrôle il est nécessaire de comprendre le traitement statistique à appliquer.

2.1.2 Distribution des mesurages

Le mesurage d'une quantité physique quelconque, qu'il soit direct (par exemple, mesurage de la température par un thermomètre) ou indirect (par exemple, coefficient du compteur) est toujours sujet à erreur. L'erreur est parfois systématique et attribuable à une cause définie, par exemple une importante variation de température peut se traduire par une variation importante du coefficient du compteur. Cependant, si tel n'est pas le cas, la dispersion peut être considérée comme aléatoire et relève du traitement statistique.

Les erreurs aléatoires varient souvent en amplitude en fonction de la quantité mesurée (auquel cas elles sont exprimées en pourcentages) ou d'un autre facteur extérieur. L'erreur sur le facteur K, par exemple, varie en fonction du débit (voir carte de performance à la figure 1). Pour cette raison, il est essentiel que les conditions de fonctionnement soient contrôlées au moment où sont effectués les mesurages (voir 2.2.2). Dans la pratique, la distribution des erreurs approche une loi normale et celle-ci est entièrement définie si ses deux paramètres sont connus. Dans ce cas, ces paramètres sont la valeur moyenne, représentée par σ, et l'écart-type, représenté par μ. La loi normale est décrite de manière plus détaillée dans l'annexe C.

Chacun des paramètres d'une distribution de mesurage est supposé avoir une valeur vraie et est représentée algébriquement par une lettre grecque ou une capitale romaine. Les estimations des paramètres, ou statistiques, sont représentés algébriquement par des caractères romains minuscules. Si nécessaire, ceux-ci peuvent être qualifiés algébriquement en utilisant des parenthèses. Par exemple, l'estimation de l'écart-type d'un mesurage x sera représenté par $s(x)$ (voir 2.1.4). Les statistiques présentant le plus grand intérêt sont la moyenne, l'écart-type, l'étendue d'une série de mesurages et l'incertitude.

2.1.3 Estimation d'une quantité vraie

Étant donné une série de mesurages x_i, avec $i = 1$ à n, l'estimation de la quantité vraie la plus susceptible d'être correcte est la moyenne $\bar{x}$ (prononcer «x barre») de la série de mesurages où

$$\bar{x} = \frac{1}{n}\ (x_1 + x_2 + \dots + x_n) = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} x_i \qquad \dots (2.1)$$

Lorsque n tend vers l'infini, l'estimation $\bar{x}$ tend vers la valeur vraie μ, dans la mesure où il n'y a pas d'erreur systématique.

2.1.4 Estimation de l'écart-type

L'écart-type $\sigma(x)$ est une mesure de l'erreur aléatoire d'un seul mesurage x. L'estimation habituelle sans biais de $\sigma(x)$ est $s(x)$, où

$$s(x) = \sqrt{\frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n}(x_i - \bar{x})^2} = \sqrt{\frac{1}{(n-1)}\sum_{i=1}^{n}x_i^2 - \frac{n}{(n-1)}\,x^2} \qquad \dots (2.2)$$

Une autre estimation est donnée par

$$s(x) = \frac{\bar{w}}{D(n)} \qquad \dots (2.3)$$

où

$\bar{w}$ est la différence d'étendue moyenne entre les valeurs maximales et minimales de x: un nombre de séries de n mesurages;

$D(n)$ est un facteur de conversion (voir annexe A).

Cette estimation devient moins fiable lorsque le nombre d'étendues sur laquelle elle est basée diminue, et elle devrait être considérée uniquement comme une vérification approximative lorsqu'elle s'appuie sur une seule étendue.

L'estimation de l'écart-type d'une moyenne, parfois appelée erreur-type, est dérivée comme suit:

$$s(\bar{x}) = s(x)/\sqrt{n} \qquad \dots (2.4)$$

Il est évident que lorsque le nombre n de mesurages augmente, l'erreur-type diminue, entraînant une plus grande confiance pour l'estimation $\bar{x}$ de la quantité vraie.

2.1.5 Estimation de l'incertitude

La fiabilité d'une estimation peut être exprimée en termes d'intervalle d'incertitude, dans lequel la valeur vraie devrait se trouver avec un niveau spécifié de confiance ou de probabilité. Dans la terminologie statistique, ceci est appelé un intervalle de confiance. L'intervalle d'incertitude qui contient une estimation x est $x \pm \mathrm{u}(x)$, où $\mathrm{u}(x)$ est appelé *incertitude*, $x - \mathrm{u}(x)$ et $x + \mathrm{u}(x)$ sont les *limites d'incertitude* et la différence $2\mathrm{u}(x)$ entre ces limites est *l'étendue de l'incertitude*. Normalement les niveaux de probabilité sont 95 % et 99 %.

Une estimation de quantité vraie $\bar{x}$, la moyenne de n mesurages pourrait alors être donnée par

> Quantité vraie $= \bar{x} \pm \mathrm{u}(\bar{x})$, n mesurages, probabilité de 95 %, lorsque $n = 1$, $\bar{x}$ prend la valeur du mesurage indépendant x.

Si l'écart-type σ est connu par une longue expérience l'incertitude est connue elle aussi. Cette référence à une probabilité de 95 % est donnée par

$$\mathrm{u}(\bar{x}) = 1{,}96\sigma(\bar{x}) = 1{,}96\sigma(x)/\sqrt{n} \qquad \dots (2.5)$$

Comme précédemment, $\bar{x}$ prend la valeur du mesurage indépendant x lorsque $n = 1$. La valeur 1,96 est la valeur de l'écart-type normal pour une probabilité bilatérale de 95 % (voir l'annexe C).

Si, cependant, l'écart-type des mesurages distincts a été estimé comme étant $s(x)$, basé sur Φ degrés de liberté, l'incertitude devrait être estimée comme étant:

$$\mathrm{u}(\bar{x}) = t_{95,\Phi}s(\bar{x}) = t_{95,\Phi}s(x)/\sqrt{n} \qquad \ldots (2.6)$$

Là encore, lorsque $n = 1$, $\bar{x}$ prend la valeur du mesurage indépendant x.

Ici, $t_{95,\Phi}$ est la valeur de la loi de t pour une probabilité bilatérale de 95 % correspondant à une estimation de l'écart-type basée sur Φ degrés de liberté (voir annexe B). Dans ce contexte, les degrés de liberté devraient être considérés comme le nombre de mesurages indépendants à partir desquels a été estimé l'écart-type. Étant donné n mesurages, s devrait être basé sur $\Phi = (n - 1)$ degrés de liberté puisqu'un degré de liberté a déjà été pris en compte pour l'estimation de la moyenne.

La loi de t est une fonction du nombre de degrés de liberté, et la grandeur de la valeur t pour une probabilité donnée diminue au fur et à mesure que Φ augmente. Lorsque Φ tend vers l'infini, la loi de t tend vers une loi normale. Les valeurs de 2 et 3 sont parfois utilisées comme approximations des valeurs t correspondant à des probabilités de 95 % et 99 % respectivement. Ces valeurs conviennent pour des estimations basées sur 10 à 20 mesurages.

2.1.6 Estimation de la répétabilité

La répétabilité est le terme utilisé pour l'incertitude relative non pas à chaque mesurage ou aux moyennes des mesurages comme indiqué en 2.1.5, mais à la *différence* entre deux mesurages distincts. Dans la mesure où l'écart-type de la différence entre deux mesurages x_1 et x_2 (voir 2.1.8) est

$$\sigma(x_1 - x_2) = \sqrt{2}\ \sigma(x_1) = \sqrt{2}\ \sigma(x_2) \qquad \ldots (2.7)$$

l'estimation de la répétabilité r est donnée par

$$r = \sqrt{2}\ \mathrm{u}(x) \qquad \ldots (2.8)$$

Dans ce cas $\mathrm{u}(x)$ renvoie à chaque mesurage x_i plutôt qu'à la moyenne $\bar{x}$, et les équations (2.5) et (2.6) deviennent

$$\mathrm{U}(x) = 1{,}96\sigma(x) \qquad \ldots (2.9)$$

et

$$\mathrm{u}(x) = t_{95,\Phi}s(x) \qquad \ldots (2.10)$$

Noter que la valeur de la répétabilité à utiliser dans la pratique devrait être dérivée d'une série indépendante de mesurages qui exclue les deux valeurs en question. L'estimation de l'écart-type devrait être basée sur au moins 20 et de préférence 30 degrés de liberté ou plus.

2.1.7 Estimation de l'étendue maximale

Il est possible d'étendre le concept de répétabilité (l'incertitude relative à la différence entre deux mesurages) en étudiant la distribution d'une étendue de trois mesurages ou plus. Pour ce faire, il est nécessaire de faire référence aux valeurs limites $E_1(n)$ ou $E_2(n, \Phi)$ d'une étendue de mesurages avec une unité d'écart-type correspondant à un niveau de probabilité choisi (voir annexe A).

La limite supérieure de l'étendue de n mesurages, connaissant l'écart-type $\sigma(x)$ est donnée par

$$W = \sigma(x)\ E_1(n) \qquad \ldots (2.11)$$

Lorsque l'écart-type est estimé comme étant $s(x)$ (voir 2.1.4) basé sur Φ degrés de liberté, à partir d'un exercice indépendant excluant les mesurages en question, la limite est estimée comme étant

$$w = s(x)\ E_2(n, \Phi) \qquad \ldots (2.12)$$

Dans l'un ou l'autre cas, la limite calculée correspond à l'étendue maximale (n mesurages) attendue dans la pratique pour la probabilité donnée. La limite correspondant à une probabilité de 95 % peut être utilisée comme un essai permettant d'établir un contrôle statistique (voir 2.2.2). Une valeur aberrante peut également être identifiée de cette manière (voir 2.2.3), mais devrait être confirmée en utilisant l'un des tests des mesures aberrantes mentionnés dans l'annexe D. Comme pour la répétabilité, une estimation de l'étendue maximale à utiliser dans la pratique devrait être basée sur au moins 20 et de préférence 30 degrés de liberté ou plus, et devrait exclure les mesurages en question.

2.1.8 Combinaison des erreurs

Supposons un mesurage indirect y calculé à partir de m mesurages intermédiaires x_1, x_2 ... x_m, conformément à la fonction

$$y = F(x_1,\ x_2 \ldots x_m) \qquad \ldots (2.13)$$

Si les m mesurages intermédiaires sont algébriquement indépendants, c'est-à-dire qu'aucun d'entre eux ne peut être calculé à partir des autres, les statistiques du mesurage indirect peuvent être obtenues comme suit.

2.1.8.1 L'estimation $\bar{y}$ de la valeur vraie (voir 2.1.3) peut être calculée par substitution des moyennes appropriées dans l'équation (2.13), c'est-à-dire:

$$\bar{y} \simeq F(\bar{x}_1,\ \bar{x}_2 \ldots \bar{x}_m) \qquad \ldots (2.14)$$

Cette estimation est valable pour les fonctions F qui sont à peu près linéaires.

2.1.8.2 L'estimation $s(y)$ de l'écart-type de y (voir 2.1.4) est donnée par:

$$s^2(y) = \left[\frac{\partial F}{\partial x_1} s(x_1)\right]^2 + \left[\frac{\partial F}{\partial x_2} s(x_2)\right]^2 + \ldots + \left[\frac{\partial F}{\partial x_m} s(x_m)\right]^2 \qquad \ldots (2.15)$$

où les coefficients de sensibilité $\partial F/\partial x_i$ sont évalués pour les valeurs connues de x_i.

Noter que les estimations de l'écart-type utilisées dans cette expression pourraient être exprimées en terme de mesurages indépendants [équation (2.2)] ou de valeurs moyennes [équation (2.4)]. De plus, l'expression est valable si l'une ou plusieurs des valeurs de l'écart-type est/sont connue(s) comme étant $\sigma(x_i)$ plutôt qu'estimée(s) comme étant $s(x_i)$.

2.1.8.3 L'estimation $\mathrm{u}(y)$ de l'incertitude de y (voir 2.1.5) est similaire dans la forme à l'équation (2.13), c'est-à-dire

$$\mathrm{u}^2(y) = \left[\frac{\partial F}{\partial x_1} \mathrm{u}(x_1)\right]^2 + \left[\frac{\partial F}{\partial x_2} \mathrm{u}(x_2)\right]^2 + \ldots + \left[\frac{\partial F}{\partial x_m} \mathrm{u}(x_m)\right]^2 \qquad \ldots (2.16)$$

Là encore, les estimations de l'incertitude utilisées dans cette expression peuvent être en termes de mesurages indépendants ou de valeurs moyennes et pourraient inclure des valeurs connues d'incertitudes $\mathrm{u}(x_i)$.

2.2 Procédure de mesurage

2.2.1 Introduction

Afin de contrôler la performance du compteur à l'aide d'une carte de contrôle basée sur les statistiques, la procédure à suivre est la suivante, en termes généraux:

a) établir un contrôle statistique;

b) effectuer les mesurages au cours d'un essai d'étalonnage réalisé dans les conditions de fonctionnement requises;

c) vérifier la fiabilité des mesurages et les utiliser pour créer de nouvelles cartes de performance, ou compléter les cartes de performance préalablement créées;

d) incorporer les mesurages aux cartes de contrôle en cours, ou utiliser les mesurages pour créer de nouvelles cartes de contrôle si un nombre suffisant de mesurages a été obtenu pendant la «période d'apprentissage».

2.2.2 Contrôle statistique

Un mesurage effectué dans des conditions de fonctionnement indéfinies ou variables ne donne pas de statistiques significatives. Afin d'établir un contrôle statistique, il convient de veiller à ce que des facteurs tels que la température et le débit soient mesurés correctement et que toutes les influences extérieures aient été identifiées.

Il est souvent très difficile d'établir quantitativement un contrôle statistique. Il est cependant possible d'étudier les cartes de performance et de calculer l'étendue maximale autorisée pour une série de mesurages obtenus dans des conditions de fonctionnement données (voir 2.1.7). Enfin, il est essentiel que la procédure de mesurage soit bien comprise et que l'équipement soit parfaitement opérationnel.

2.2.3 Fiabilité de mesurage

Après avoir obtenu une série de n mesurages répétés, il convient de les étudier pour rechercher les valeurs aberrantes. Il convient de souligner, néanmoins, qu'il n'est pas recommandé d'éliminer des mesurages sans raison. Il convient toujours d'essayer de trouver la raison de ces valeurs extrêmes, à la suite de quoi une correction peut être effectuée. Sans autre indication sur la dispersion des mesurages, les tests de Dixon ou Grubbs peuvent être utilisés (voir annexe D). Au cas où une valeur aberrante est décelée à l'aide de ces tests, il faut l'éliminer et effectuer de nouveaux mesurages. Il convient également de confirmer que la valeur extrême n'était pas due à une modification d'une variable incontrôlée telle que la température ou le débit (voir 2.2.2).

La dispersion du facteur K peut avoir déjà été déterminée pour les conditions de fonctionnement dans lesquelles est effectuée la série de mesurages (voir 2.2.4). Dans ce cas, les limites d'incertitude seront connues et si un mesurage se trouvait en dehors de la limite correspondant à une probabilité de 95 %, il devrait être considéré comme aberrant. Lorsqu'il n'existe que deux mesurages et que leur différence est supérieure à la répétabilité (voir 2.1.6), ces deux mesurages sont suspects. De même, les valeurs extrêmes d'une étendue de n mesurages seraient suspectes si une étendue observée dépassait le maximum (voir 2.1.7).

2.2.4 Cartes de performance

La performance d'un compteur peut être représentée sous forme de diagramme à l'aide d'une carte de performance. La figure 1 est un exemple dans lequel le coefficient de compteur moyen est donné en fonction d'une seule condition de fonctionnement, à savoir le débit. La variabilité est exprimée dans la figure 1 par l'étendue de n mesurages répétés, (en général $n = 5$ ou 10) mais pourrait également avoir été exprimée par l'intervalle d'incertitude.

Une carte de performance indépendante pourrait être établie pour chaque compteur et chaque produit et pourrait faire référence à une série donnée de conditions de fonctionnement (par exemple, la gamme de températures). Toutefois, dans le cas d'un étalonnage centralisé au cours duquel il est possible d'effectuer des mesurages couvrant une vaste gamme de conditions de fonctionnement pour la même classe de compteur, les «cartes de performance» peuvent prendre la forme d'une matrice ou d'une surface dans laquelle le coefficient de compteur est une fonction de deux ou plusieurs variables de fonctionnement (voir 3.3.)

2.2.5 Cartes de contrôle

2.2.5.1 Préparation des cartes

Après une période d'apprentissage suffisante (par exemple, 15 séries d'essais d'étalonnage, l'estimation de la valeur vraie du facteur K peut être représentée sur une carte de contrôle. La figure 2 montre un exemple dans lequel chaque entrée est une moyenne de 5 facteurs K provenant de quatre essais d'étalonnage. Les limites d'avertissement et d'action sont les limites d'incertitude, estimées à la fin de la période d'apprentissage,

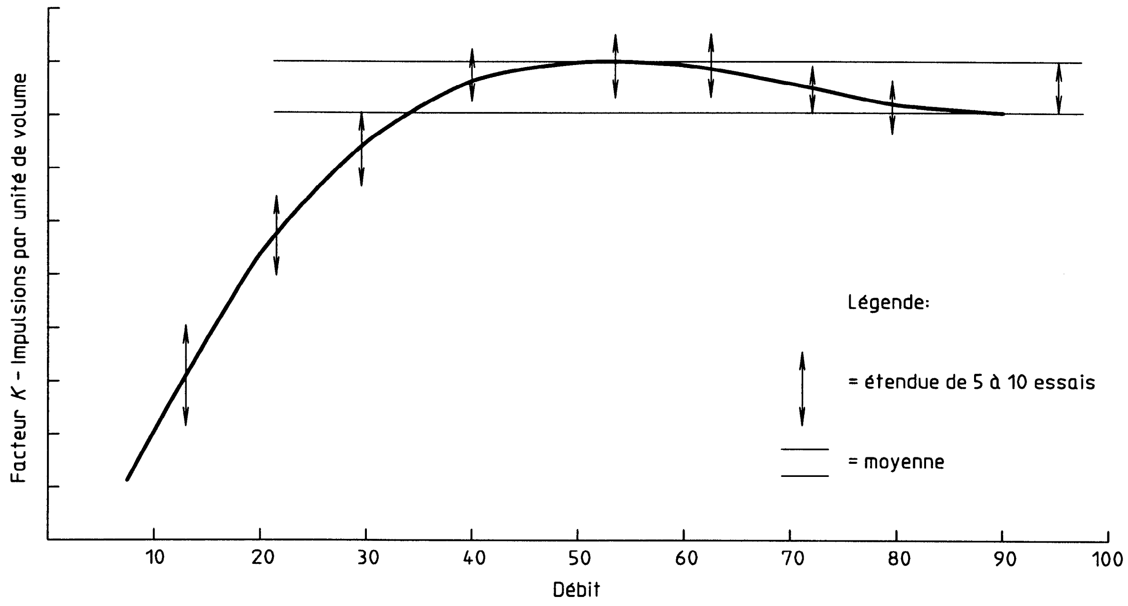

Figure 1 — Carte de performance — Facteur K par rapport au débit [montrant la dispersion (étendue) de 5 à 10 essais consécutifs]

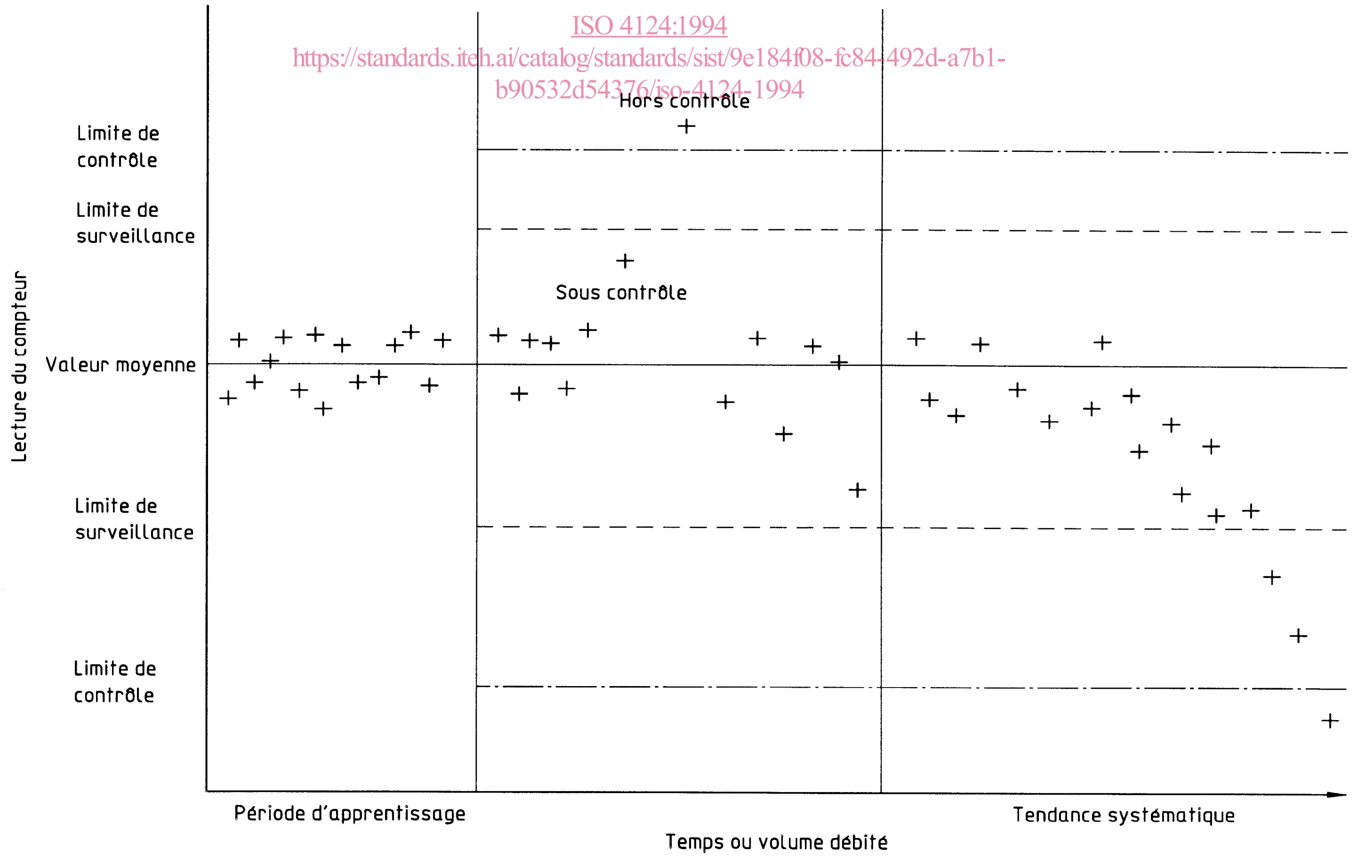

Figure 2 — Carte de contrôle (générale)