

---

# Contrôle progressif aux mesures

## Proposition d'une approche graphique

**Maurice Pillet<sup>1</sup>, Stephen Blanc<sup>2</sup>, Thierry Gerth<sup>2</sup>,  
Fabien Dewaele<sup>2</sup>**

1. SYMME, Univ Savoie Mont Blanc  
Domaine universitaire BP 80439 FR-74944 Annecy le vieux  
maurice.pillet@univ-savoie.fr

2. Manuf. Horlogère ValFleurier  
Les Sugits 21 - CH-2115 Buttes  
stephen.blanc; thierry.gerth; fabien.dewaele}@richemont.com

---

*RÉSUMÉ.* Dans les relations clients/fournisseurs, le contrôle de réception est une pratique très répandue malgré le déploiement de l'assurance qualité. Ce contrôle a pour objectif de s'assurer de la qualité minimale d'un lot provenant d'un fournisseur avant acceptation. Ces contrôles sont réalisés selon les normes ISO 2859-1/5, ISO 3951-1/5 qui préconisent des prélèvements souvent importants et coûteux. Parmi les prélèvements proposés, le contrôle progressif se révèle le moins coûteux à efficacité constante. Cependant il n'y a pas de plans de contrôle progressif pour les contrôles aux mesures lorsque l'écart type est inconnu. Cet article propose une approche simple à mettre en œuvre dans les entreprises qui permet de réaliser un contrôle progressif aux mesures dans le cas où S est inconnu.

*ABSTRACT.* In customer-supplier relation, the acceptance sampling is a widespread practice despite the deployment of quality assurance. This quality control procedure aims to ensure the minimum quality of a batch from a supplier before acceptance. Different schemes for inspection are used (ISO 2859-1 / 5, ISO 3951-1 / 5) who often lead to important and costly sample sizes. Among the proposed scheme, continuous sampling plans proves less expensive constant efficiency. However there are no graphics sampling plans for continuous sampling plans when the standard deviation is unknown. This article offers a simple approach to implement in companies a continuous sampling plans for measurements in case unknown S.

*MOTS-CLÉS :* contrôle de réception, contrôle aux mesures, contrôle progressif, courbe d'efficacité.

*KEYWORDS:* acceptance sampling, measurement inspection, continuous sampling plans, operating characteristic curve.

---

DOI:10.3166/JESA.49.147-160 © Lavoisier 2016

## 1. Introduction

Le contrôle de réception est un contrôle qui a été formalisé très tôt par les normes militaires américaines dont la première (MIL STD 105A) est parue en 1950. En 1991 l'ISO reprenait ces normes pour en faire un standard international avec les séries de normes ISO 2859 pour le contrôle aux attributs et les séries ISO 3951 pour les contrôles aux mesures. Depuis la première publication de la norme en 1950, assez peu de modifications ont été apportées et peu de chercheurs ont apporté leur contribution à une pratique qui semble établie.

Les récentes publications portent sur l'adaptation des méthodes de contrôle de réception à des lois différentes de la loi normale. Aslam *et al.* (2010) proposent un plan de contrôle pour une distribution log-logistic avec paramètre de forme connu ou la loi inverse de Rayleigh (Aslam *et al.*, 2011). Li *et al.* (2011) proposent un plan de contrôle simple et double sous l'hypothèse d'une loi de distribution exponentielle. D'autres auteurs (Turanoğlu *et al.* 2005 ; Wang *et al.* 2012 ; Jamkhaneh, 2012) ont exploré l'intérêt d'une approche floue dans la détermination des plans de contrôle. La proportion de produits hors tolérance n'est pas forcément le bon critère pour filtrer un lot en entrée. Pillet *et al.*, (2005) ont proposé un plan de contrôle de réception fondé sur l'inertie du lot et non plus sur la proportion de produits non conformes.

Pourtant l'enjeu économique est important, il s'agit de se faire une bonne idée de la qualité d'un lot reçu en réalisant le minimum de contrôle. Wetherill *et al.* (1975) proposent une revue de littérature importante sur les différentes approches visant à dimensionner les tailles de lots. Si la réduction des coûts est évidemment liée à la réduction de la taille des prélèvements, un autre avantage à rechercher cette réduction vient de la réduction des délais. Des niveaux de prélèvement importants entraînent souvent des en-cours importants augmentant le délai global de production. Hsu *et al.* (2012) explorent l'importance des plans de contrôle dans une *supply chain* et proposent un modèle économique pour déterminer un plan de contrôle en deux étapes qui minimise le coût global de non-qualité tout en respectant les risques clients et fournisseurs.

Il est donc important d'un point de vue économique de réduire le niveau des prélèvements tout en conservant la même efficacité du contrôle. C'est le but recherché par les différents types de contrôle prévus dans la norme avec 3 niveaux de prélèvements (simple, double, multiple) et un prélèvement continu. Dans le cas du contrôle aux mesures, deux méthodes sont proposées : méthode  $\sigma$  lorsque l'écart type est supposé connu, et méthode S lorsque l'écart type est supposé inconnu et donc estimé à partir de l'écart type de l'échantillon prélevé.

Dans la norme, seul le cas sigma connu permet de mettre en place un contrôle progressif. Pourtant le cas le plus couramment rencontré est le cas sigma inconnu. Nous proposons dans ce papier une approche graphique très facile à calculer permettant de facilement intégrer dans les progiciels de contrôle réception un contrôle progressif lorsque sigma est inconnu. Nous montrons que, au-delà de la

simplicité d'utilisation, l'approche proposée permet des réductions de taille de lots pouvant atteindre un ratio de 5 – à efficacité de contrôle constant.

## 2. Principe du contrôle progressif

Le contrôle progressif a été proposé par Wald (Wald *et al.*, 1945 ; Wald, 1947) mais reste pourtant peu utilisé dans les entreprises malgré le très grand intérêt qu'il offre. Lai (2001) propose une revue complète des évolutions de la démarche depuis.

Soit  $X_1, X_2, \dots$  des variables aléatoires avec une distribution commune  $P$ . On veut tester l'hypothèse nulle  $H_0 : P = P_0$  contre l'hypothèse  $H_1 P = P_1$ .

Pour cela, on forme un ratio de probabilité du test progressif (*sequential probability ratio test (SPRT)*) qui permet de décider de l'arrêt du prélèvement lorsque

$$N = \inf\{n \geq 1 : Rn \geq A \text{ ou } Rn \leq B\} \quad (1)$$

avec  $A > 1 > B > 0$  qui représentent les limites d'arrêt du test et

$$Rn = \prod_{i=1}^n \frac{f_1(X_i)}{f_0(X_i)} \quad (2)$$

Représente le ratio de vraisemblance,  $f_i$  étant la densité de  $P_i$ . L'arrêt du test apparait lorsque  $H_0$  ou  $H_1$  est acceptée selon que  $Rn \leq B$  or  $Rn \geq A$ .

Le choix de  $A$  et de  $B$  est donné par les risques de première et de seconde espèce :

$$\alpha = P_0\{Rn \geq A\} \text{ et } \beta = P_1\{Rn \leq B\}$$

Wald et Wolfowitz (1948) ont démontré que cette relation donnait la solution optimale de tests  $H_0$  par rapport à  $H_1$ , en ce sens que le SPRT minimise à la fois les espérances  $E_0(T)$  et  $E_1(T)$  parmi tous les tests dont la taille d'échantillon  $T$  est finie, et dont les probabilités d'erreur à satisfaire  $P_0 \{Rejeter H_0\} \leq \alpha$  et  $P_1 \{Rejeter H_1\} \leq \beta$ .

Cet avantage de minimisation de l'espérance des tailles d'échantillon a été bien pris en compte dans les essais de fiabilité, ils ont été relativement sous-estimés dans le cas des contrôles sur lot qui révèlent pourtant un potentiel de gain très important dans les entreprises.

## 3. Contrôle progressif pour garantir une capabilité

### 3.1. Revue de littérature

La littérature a étudiée récemment l'application du contrôle progressif pour garantir une capabilité. Pearn *et al.* (2007) et Wu *et al.* (2008) ont respectivement publié deux articles proposant une approche du contrôle progressif garantissant le

$Cpk$  et le  $Cpmk$ . Balamurali *et al.* (2007) proposent un plan de contrôle adapté au cas d'un contrôle aux mesures, mais si l'approche prend en compte le cas sigma connu, elle ne prend pas en compte les variations sur la moyenne, ce qui limite son intérêt. Plus récemment Sheu *et al.* (2014) ont proposé un plan de contrôle progressif pour garantir l'indice de non capabilité  $Cpp$ . Ces articles n'ont pas abordé l'aspect pratique du contrôle. Ils montrent des gains importants, mais n'ont pas été utilisés dans les progiciels mis à disposition des industriels. Nous proposons dans cet article une démarche équivalente à l'approche de Pearn en ajoutant un outil graphique permettant l'utilisation aisée de cet outil en entreprise.

### 3.2 Proposition d'une approche graphique de contrôle réception pour garantir le $Cpk$

L'objectif du travail proposé est de fournir une approche de contrôle progressif aux mesures qui minimise la taille des échantillons prélevés tout en garantissant la même efficacité de contrôle qu'un plan normalisé en méthode S.

L'efficacité d'un contrôle est donnée par la courbe d'efficacité qui trace la probabilité de ne pas détecter un niveau de qualité. La figure 1 donne la courbe d'efficacité pour un plan normalisé en méthode S niveau de prélèvement II NQA 1.5 et  $N = 1000$ . La taille de prélèvement donné est égale à 50 et le facteur  $k = 1.8$ .

À partir de la relation :

$$Cpk = \frac{k\sigma}{3\sigma} \tag{3}$$

On a la relation  $Cpk = k/3$ , ce qui correspond dans notre exemple à un  $Cpk(NQA)$  de 0.6.

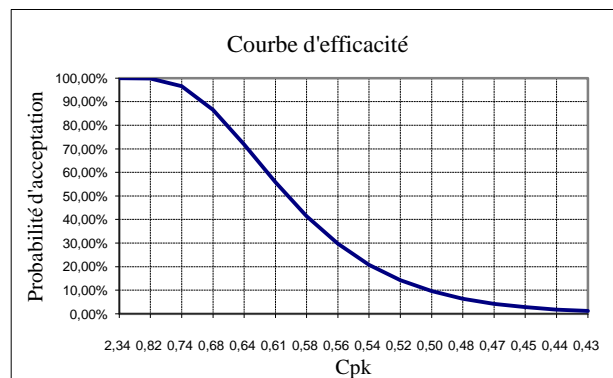


Figure 1. Courbe d'efficacité d'un plan de contrôle normalisé

Les deux points caractéristiques de la courbe d'efficacité sont le  $P_{10}$  et le  $P_{95}$  qui respectivement ont une probabilité d'acceptation de 10 et de 95 %.

$$P_{10} = 6.72\% (Cpk = 0.49)$$

$$P_{95} = 1.49\% (Cpk = 0.72)$$

L'intervalle de confiance sur les indicateurs Cp et Cpk ont été fourni par Nagata *et al.* (1994) puis par Chen *et al.* (2004) et on connaît la relation :

$$Cpk > \widehat{Cpk} - \phi^{-1}(1 - \alpha) \sqrt{\frac{1}{9n} + \frac{\widehat{Cpk}^2}{2(n-1)}} \quad (4)$$

avec :

$\widehat{Cpk}$  : Cpk estimé sur l'échantillon

$\alpha$  risque

$\phi^{-1}(1 - \alpha)$  Loi normale inverse

$n$  taille d'échantillon

Cette relation est calculée avec l'hypothèse d'une distribution Gaussienne des données. Les deux hypothèses *H0* et *H1* s'écrivent :

*H0* :  $Cpk > Cpk(NQA)$  avec une risque  $\beta$  de 10% dans le cas de la norme

*H1* :  $Cpk < Cpk(NQA)$  avec une risque  $1 - \alpha$  de 95% dans le cas de la norme

Ces deux hypothèses peuvent donc s'écrire ainsi :

Critère d'acceptation

$$\widehat{Cpk}_1 - \phi^{-1}(\beta) \sqrt{\frac{1}{9i} + \frac{\widehat{Cpk}_1^2}{2(i-1)}} > Cpk(NQA) \quad (5)$$

Critère de refus *H0*

$$\widehat{Cpk}_1 - \phi^{-1}(1 - \alpha) \sqrt{\frac{1}{9i} + \frac{\widehat{Cpk}_1^2}{2(i-1)}} < Cpk(NQA) \quad (6)$$

avec :

$i$  : Nombre de mesures réalisées

$Cpk_i$  : Cpk calculé sur  $i$  contrôles à partir des estimateurs de moyenne et d'écart type  $\bar{X}$  et  $S$ .

Si un des deux critères est satisfait : on accepte le lot, sinon on incrémente  $i$  en réalisant une mesure complémentaire. La procédure peut continuer à l'infini. Pour éviter cela, on arrête le contrôle lorsque le nombre de mesures est égal au nombre de mesures proposé par la norme en méthode  $S$ . Les critères d'acceptation et de refus s'écrivent alors :

Critère d'acceptation *H1*

$$\widehat{Cpk}_1 > Cpk(NQA) \quad (7)$$

Critère de refus *H0*

$$\widehat{Cpk}_1 < Cpk(NQA) \quad (8)$$

**3.3. Proposition d'une carte de contrôle progressif aux mesures**

L'approche que nous proposons, outre le fait d'un calcul relativement simple (équations 5, 6, 7 et 8), se prête particulièrement à une représentation graphique. La carte de contrôle (figure 2) est matérialisée de deux zones : la zone d'acceptation (verte) et la zone de refus (rouge). La limite entre les deux zones est égale au  $\widehat{Cpk}(NQA)$ . Le suivi du contrôle est matérialisé par trois courbes :

- La courbe bleue représente le  $\widehat{Cpk}_i$ .
- La courbe verte représente le critère d'acceptation
- La courbe rouge représente le critère de refus

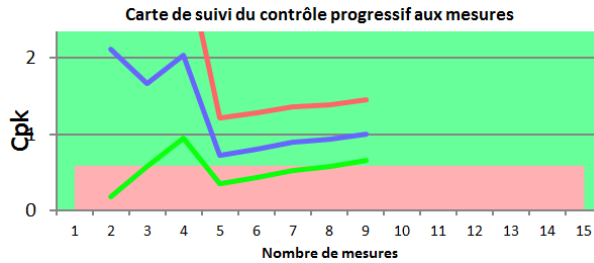


Figure 2. Cas d'acceptation, la courbe verte rentre dans la zone verte

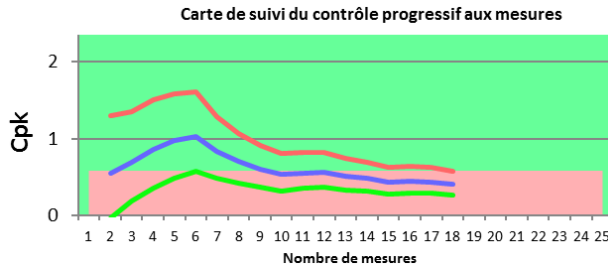


Figure 3. Cas de refus, la courbe rouge rentre dans la zone rouge

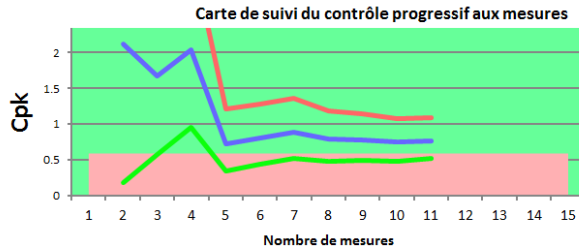


Figure 4. Cas de continuation

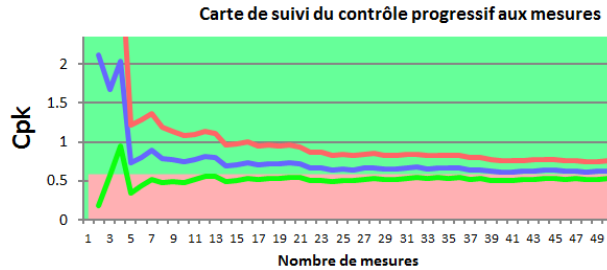


Figure 5. Cas d'arrêt sur  $n_{limite}$  avec acceptation

Les figures 2, 3 4 et 5 montrent respectivement les 4 situations possibles. Les règles de décision sont ainsi très simples :

- figure 2 : on accepte le lot si la courbe verte rentre dans la zone verte au-delà d'un nombre mini de pièces prélevées (ici nous avons pris  $n_{mini} = 8$ )
- figure 3 : on refuse le lot si la courbe rouge rentre dans la zone rouge au-delà d'un nombre mini de pièces prélevées.
- figure 4 : on continue le prélèvement tant que la courbe rouge est dans la zone verte et que la courbe verte est dans la zone rouge.
- figure 5 : lorsque  $i$  atteint la valeur limite égale à la taille du prélèvement donné par le plan de contrôle, on décide de l'acceptation ou du refus sur la position de la courbe bleu.

Théoriquement l'approche est valide quelle que soit la taille du lot dès que  $i > 2$ . De façon empirique nous avons fixé une limite inférieure  $i = 8$  avant de prendre la décision. Une investigation supplémentaire sera présentée au paragraphe 4.3 pour valider l'intérêt de ce nombre mini. Nous verrons dans la validation proposée que les simulations avec ce nombre mini  $n = 8$  sont excellentes.

La démarche proposée donne une acceptation avec une taille d'échantillon au plus égale à la taille d'échantillon du contrôle normalisé en méthode  $S$ . Il y a donc une réduction très importante de la taille des lots nécessaire à la décision. La figure 2 montre une acceptation sur 9 mesures, et la figure 3 un refus sur 18 mesures. Lorsque le niveau de qualité des lots est proche du  $P_{50}$  (50 % de probabilité d'acceptation) la taille des lots pour accepter ou refuser augmente.

#### 4. Validation de la démarche proposée

##### 4.1 Validation par Monte Carlo dans un cas de distribution normale

Une question à valider reste l'efficacité de ce contrôle par rapport au contrôle normalisé. La démonstration analytique est réalisée par l'utilisation de la relation de

Nagata (Formule 4). Nous avons choisi une validation par tirage de Monte Carlo sur 1000 000 de prélèvements. La simulation est réalisée selon l'algorithme 1.

*Algorithme 1. Validation de l'efficacité par Monte Carlo*

---

<b>1 :</b>	<b>Pour % = P10/10 à P95*2 faire</b>
2 :	<b>Pour n = 1 à 1000 000 faire</b>
3 :	Générer N variables aléatoires selon une loi de Gauss. N étant la taille d'échantillon donné dans le plan de contrôle.
4 :	Sur les premières pièces réaliser le contrôle progressif proposé.
5 :	Compter le nombre de pièces nécessaires pour la décision.
6 :	Incrémenter le compteur d'acceptation ou de refus en méthode progressive
7 :	Calculer le facteur k sur les 50 pièces
8 :	Incrémenter le compteur d'acceptation ou de refus en méthode progressive
9 :	<b>Fin pour</b>
10 :	Calculer l'efficacité pour la méthode progressive
11 :	Calculer l'efficacité pour la méthode standard
<b>12 :</b>	<b>Fin Pour</b>

---

*Tableau 1. Comparaison progressif vs standard*

Cpk	Proportion d'acceptation Contrôle progressif	Proportion d'acceptation Contrôle standard	Nb moyen	Gain /50
0.94	1.000	1.000	11.5	77 %
0.86	1.000	0.999	15.6	69 %
0.78	0.990	0.989	24.2	52 %
0.68	0.876	0.873	37.1	26 %
0.63	0.662	0.659	42.4	15 %
0.58	0.439	0.436	43.0	14 %
0.55	0.268	0.267	40.6	19 %
0.52	0.154	0.154	36.9	26 %
0.49	0.086	0.086	32.7	35 %
0.47	0.045	0.046	28.6	43 %
0.45	0.025	0.025	24.8	50 %
0.43	0.013	0.013	21.6	57 %
0.41	0.006	0.006	18.9	62 %
0.39	0.003	0.003	16.8	66 %
0.38	0.002	0.002	14.9	70 %

Le tableau 1 donne les résultats obtenus en simulation. La figure 6 donne les courbes d'efficacité superposées obtenues pour le plan de contrôle progressif



proposé et pour le plan de contrôle en méthode  $S$  tel qu'il est pratiqué aujourd'hui dans les entreprises. La figure 6 donne également sur l'axe secondaire la taille moyenne des échantillons nécessaires pour conclure. Cette taille est à comparer à la taille  $n = 50$  retenue dans le cas d'un contrôle en méthode  $S$ .

Les deux courbes d'efficacité sont totalement superposées. Le résultat en termes d'efficacité de contrôle est donc bien équivalent. La courbe montre sur pour des  $Cpk > 0.95$  l'acceptation se fait en moins de 12 pièces à comparer aux 50 habituellement prises. Pour des  $Cpk < 0.45$  la taille est inférieure à 25 ce qui diminue de moitié la taille des prélèvements.

Lorsque le niveau de qualité est proche du  $P_{50}$  du plan de contrôle (dans l'exemple  $Cpk = 0.62$ ), le gain chute à 15 % en nombre de pièces, mais il y a toujours un gain.

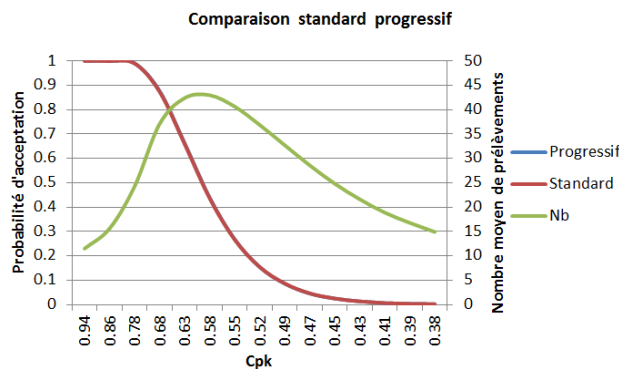


Figure 6. Comparaison des deux méthodes

#### 4.2. Robustesse à la non-normalité

Pour valider la robustesse à une non-normalité des données par rapport à l'approche standard, nous avons refait la même simulation à partir de données issue d'une loi uniforme de même moyenne et de même écart type que la loi normale de la simulation précédente. La figure 7 donne les courbes d'efficacité superposées obtenues pour :

- le plan de contrôle progressif proposé avec une loi uniforme ;
- le plan de contrôle en méthode  $S$  avec une loi uniforme ;
- le plan de contrôle en méthode  $S$  mais avec une loi normale de même moyenne et de même écart type ;
- la taille moyenne nécessaire pour conclure. Cette taille est à comparer à la taille  $n = 50$  retenue dans le cas d'un contrôle en méthode  $S$ .

On constate sur la figure 7 la superposition totale des courbes d'efficacité en méthode  $S$  et en plan progressif dans le cas de loi uniforme. On note un écart entre le

cas d'une loi uniforme et le cas d'une loi normale qui va plutôt dans le sens d'une amélioration de l'efficacité de détection pour la loi uniforme. En effet les courbes étant plus proches de l'effet de seuil recherché entre l'acceptation des lots tels que  $Cpk > Cpk(NQA)$  et de refus des lots tels que  $Cpk < Cpk(NQA)$ . Les nombres moyens de pièces prélevées sont tout à fait similaires.

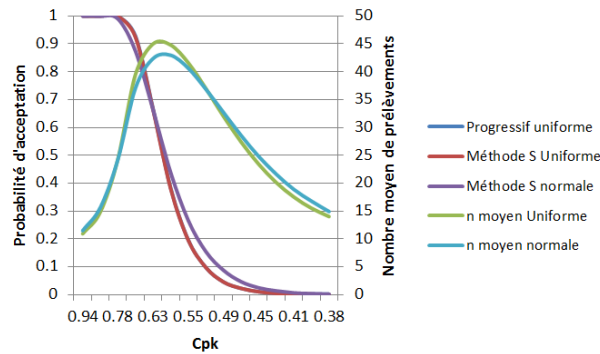


Figure 7. Comparaison loi normale et uniforme

On peut conclure que la robustesse à une non-normalité pour le plan progressif n'est pas différente de la méthode *S* standard.

#### 4.3. Validation de la taille mini $n_{\text{mini}} = 8$

Toutes les simulations ont été réalisées avec une taille minimale pour conclure de  $n_{\text{mini}} = 8$ . En théorie cette taille n'est pas utile. Pour le valider, nous avons réalisé une simulation avec une taille mini  $n_{\text{mini}} = 2$  – taille mini pour calculer un écart type. Les résultats sont présentés en figure 8.

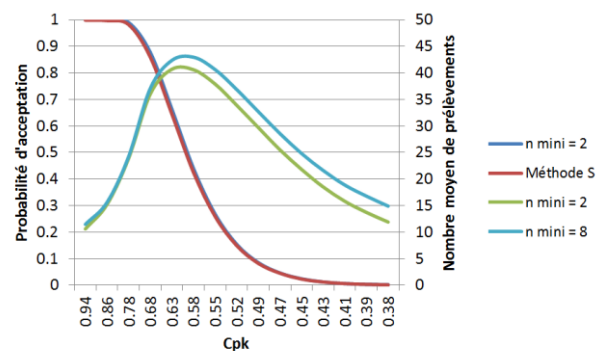


Figure 8. Comparaison  $n_{\text{mini}} = 2$  ou 8

On constate un décalage des courbes entre les cas  $n_{\text{mini}} = 8$  et  $n_{\text{mini}} = 2$ , pour le nombre moyen de prélèvement et la superposition des courbes d'efficacité. Cela confirme que cette taille n'est pas nécessaire et qu'il est théoriquement possible de travailler sans cette taille mini. Cela permet une réduction moyenne de 3 mesures pour les  $Cpk$  très bons ou très mauvais. Toutefois, les simulations sont faites avec une résolution de mesure infinie ! Ce n'est pas le cas dans la réalité et le calcul d'écart-type sur de toutes petites tailles avec une résolution de l'instrument de mesure grande devant la dispersion des mesures peut conduire à une sous-estimation (cas où on trouve plusieurs fois la même mesure) ou à une surestimation de l'écart type. Comme on le voit sur la figure 8, le fait de prendre une taille mini a très peu d'incidence sur la taille moyenne des échantillons (3 pièces de plus). La précaution d'une taille mini est donc souhaitable.

#### **4.4. Validation industrielle**

Une validation de la démarche présentée a été réalisée dans la manufacture horlogère ValFleurier. Mue par ses valeurs (engagement, efficacité, innovation, développement des équipes et orientation client), ValFleurier est en quête continue de l'amélioration de son efficacité. Ainsi, dans le cadre de l'optimisation de son contrôle d'entrée, ValFleurier en collaboration avec l'université de Savoie souhaitait développer un outil aussi efficace que le contrôle réception standard normalisé mais permettant de mesurer moins de pièces que ce dernier pour arriver une décision d'acceptation ou de rejet du lot similaire. La contrainte de facilité d'emploi pour les utilisateurs était également importante. L'outil doit être validé statistiquement mais utilisable par un contrôleur sans connaissance statistique. Si cette contrainte n'est pas levée, le changement de méthode était difficile à envisager pour l'entreprise.

Pour améliorer la facilité d'utilisation et d'adoption par le personnel du contrôle d'entrée, une maquette informatique à base d'un tableur Excel a été réalisée. L'utilisation a permis plusieurs itérations pour aboutir à la forme des graphiques présentés dans le présent article. Cette présentation donne totale satisfaction. Le graphique est facilement appréhendé par un personnel non statisticien et a été validé par les départements qualité et logistique, le contrôle d'entrée dépendant de ce dernier.

Outre la validation théorique montrée dans cet article, nous avons procédé à une validation formelle pratique en procédant parallèlement aux deux contrôles. Le contrôle standard normalisé en méthode  $S$ , le contrôle progressif présenté ici. L'objectif était de chiffrer les gains économiques possibles par l'emploi de cette approche. Une validation des gains a été calculée sur 35 lots (comportant en moyenne 4300 pièces) contrôlés par une opératrice entre le 12 décembre 2013 et le 30 janvier 2014, soit 353 caractéristiques. Le tableau 2 résume les résultats obtenus.

Tableau 2. Validation industrielle

	Taille du lot	Nombre de caractéristiques contrôlés	Gain Vs contrôle standard méthode S
Minimum	10	1	0 %
Maximum	50 000	20	92 %
Moyenne	4 312	7	67 %
Médiane	2 000	5	80 %

Le gain médian en nombre de pièces contrôlé s'élève à 80 %. Ce gain est à pondérer par les temps constants des contrôles (mise en train...) mais le gain réel mesuré en FTE (*full time equivalent*) reste néanmoins de 30 %. Ce gain, à efficacité constante, permet de libérer du temps et d'attribuer d'autres tâches à valeurs ajoutées aux personnels comme la réalisation d'audits chez nos Fournisseurs. Le souhait étant à moyen terme la mise en place d'une assurance qualité fournisseur et le passage en AQP (assurance qualité produits).

Passé cette première étape de validation sur maquette Excel, la solution a été implantée par la Société *Infodream* [<http://www.infodream.fr>] qui a intégré les algorithmes de contrôle progressif aux mesures dans son logiciel SPC Vision.

## 5. Conclusion

L'approche proposée dans ce travail montre qu'il est possible à partir des travaux de Nagata *et al.* (1994) de construire une approche très visuelle du contrôle réception progressive aux mesures en méthode S. L'approche proposée est facile à intégrer pour un opérateur de contrôle. Les gains pour les entreprises en termes de temps de contrôle sont très importants avec des réductions allant jusqu'à un ratio de 4 à 5 de la taille des lots de contrôle à efficacité constante.

Le travail proposé ici a été validé industriellement dans la manufacture Val Fleurier et a confirmé les résultats théoriques attendus. Une validation sur 35 lots a été réalisée en opérant le contrôle progressif aux mesures présenté dans cet article, un gain moyen de 67 % sur le nombre de mesure a été constaté sur les 35 lots testés. Les décisions prises avec ce test sont parfaitement similaires aux décisions prises avec les règles du contrôle standard. Cela valide l'intérêt industriel d'un tel contrôle.

Une évolution de ce travail pourrait être envisagée pour les cartes de contrôle traditionnelles. Plutôt que de figer les tailles d'échantillon on pourrait fixer une taille variable (entre 2 et 8 par exemple) et décider de façon progressive si le processus est sous contrôle ou non en espérant limiter ainsi le nombre de pièces contrôlées à efficacité constante. Une seconde évolution permettrait d'adapter ce type de contrôle réception graphique pour acceptation d'une tolérance inertielle (Pillet, 2012).

## Bibliographie

- Aslam M., & Jun C. H. (2010). A double acceptance sampling plan for generalized log-logistic distributions with known shape parameters. *Journal of Applied Statistics*, 37(3), 405-414.
- Aslam M., & Mughal A. R. (2011). Economic Reliability Group Acceptance Sampling Plans Based on the Inverse-Rayleigh and the Log-Logistic Distributions. *Economic Quality Control*, 26(1), 15-22.
- Balamurali S., Chi-Hyuck Jun (2007). Multiple dependent state sampling plans for lot acceptance based on measurement data, *European Journal of Operational Research*, Volume 180, Issue 3, 1 August 2007, p. 1221-1230.
- Chen S., Y-Mien and Hsu Yu-Sheng (2004). Uniformly Most Powerful Test for Process Capability Index Cpk, *Quality Technology & Quantitative Management* vol. 1, n° 2, p. 257-269.
- Ghosh B. K., & Sen P. K. (1991). *Handbook of sequential analysis*. CRC Press.
- Hsu L. F., & Hsu J. T. (2012). Economic Design of Acceptance Sampling Plans in a Two-Stage Supply Chain. *Advances in Decision Sciences*.
- Jamkhaneh E. B., Sadeghpour-Gildeh B., & Yari G. (2011). Inspection error and its effects on single sampling plans with fuzzy parameters. *Structural and Multidisciplinary Optimization*, 43(4), 555-560.
- Li Y., Pu X., & Xiang D. (2011). Mixed Variables-Attributes Test Plans for Single and Double Acceptance Sampling under Exponential Distribution. *Mathematical Problems in Engineering*, 2011.
- Nagata Y. and Nagahata H. (1994). Approximation formulas for the lower confidence limits of process capability indices. *Okayama Economic Review*, 25(4), 301-314.
- Pearn W.L., Chien-Wei Wu (2007) An effective decision making method for product acceptance, *Omega*, vol. 35, n° 1, February 2007, p. 12-21.
- Pillet M., Adragna P. A., Pillet D., Samper S., & Formosa F. (2005). Une approche du contrôle réception avec le tolérancement inertiel. *Integrated Design and Production CPI 2005*, Casablanca, Morocco.
- Pillet M. (2012). *Améliorer la productivité : déploiement industriel du tolérancement inertiel*. Editions Eyrolles.
- Sheu L. C., Yeh C. H., Yen C. H., & Chang C. H. (2014). Developing Acceptance Sampling Plans based on Incapability Index Cpp. *Applied Mathematics & Information Sciences*, 8(5).
- Turanoğlu E., Kaya İ., & Kahraman C. (2012). Fuzzy acceptance sampling and characteristic curves. *International Journal of Computational Intelligence Systems*, 5(1), 13-29.
- Wald A. and Wolfowitz J. (1945). Sampling Inspection Plans for Continuous Production which Insure a Prescribed Limit on the Outgoing Quality. *Ann. Math. Statist.* vol. 16, n°1, 1-116.
- Wald A. (1947). *Sequential Analysis*. John Wiley and Sons, New York.

- Wald A. and Wolfowitz J. (1948). Optimum character of the sequential probability ratio test. *Ann. Math. Statist.* 19, 326-339.
- Wang Z., Huang D., Wang J., & Du Y. (2012, August). Design a multi-scale fuzzy sampling model for the quality inspection of massive ocean data. *Agro-Geoinformatics*, 2012 First International Conference on (p. 1-5). IEEE.
- Wetherill G. B., & Chiu W. K. (1975). A review of acceptance sampling schemes with emphasis on the economic aspect. *International Statistical Review*, 191-210.
- Wu C. W., & Pearn W. L. (2008). A variables sampling plan based on Cpmk for product acceptance determination. *European Journal of Operational Research*, 184(2), 549-560.

Article reçu le : 20 mai 2015

Accepté le : 6 octobre 2015