



PROGRAMME MIXTE FAO/OMS SUR LES NORMES ALIMENTAIRES COMITÉ DU CODEX SUR LES MÉTHODES D'ANALYSE ET D'ÉCHANTILLONNAGE

Quarante-troisième session
13 – 18 mai 2024

DOCUMENT D'INFORMATION DIRECTIVES GÉNÉRALES SUR L'ÉCHANTILLONNAGE (CXG 50–2004)

(Rédigé par le groupe de travail électronique présidé par la Nouvelle-Zélande et coprésidé par l'Allemagne)

Les membres du Codex et les observateurs qui souhaitent présenter des observations sont invités à le faire comme indiqué dans la lettre circulaire CL 2024/16/-MAS disponible sur le site Codex/lettres circulaires: <http://www.fao.org/fao-who-codexalimentarius/resources/circular-letters/en/>

Introduction

1. Lors de la quarante-deuxième session du Comité du Codex sur les méthodes d'analyse et d'échantillonnage (CCMAS) il a été décidé de reconduire le groupe de travail électronique, présidé par la Nouvelle-Zélande et coprésidé par l'Allemagne, travaillant en anglais, pour continuer à travailler sur le document d'information, à savoir le livre électronique avec les applications de plans d'échantillonnage pour examen par la quarante-troisième session du CCMAS.
2. Il a été également rappelé que ce document d'information complémentaire contenant des applications de plans d'échantillonnage ferait partie de la prochaine phase des travaux visant à faciliter la compréhension et la mise en œuvre des directives révisées. Le document d'information contiendra, entre autres, des exemples plus détaillés sur l'incertitude de mesure et quelques exemples pratiques de plans d'échantillonnage.
3. Il a été envisagé que le document d'information serait achevé en 2023-2024 et il sera présenté à la quarante-troisième session du CCMAS pour finalisation. Compte tenu des travaux réalisés au sein du groupe de travail électronique, l'achèvement du document d'information prendra plus de temps. Le présent rapport comprend donc le document d'information dans son état réalisé à ce jour (Appendice I), ainsi qu'une proposition visant à prolonger la finalisation des travaux jusqu'en 2025.

Inscription au groupe de travail électronique et les consultations

4. L'appel à l'inscription au groupe de travail électronique a été envoyé en juin 2023. Les inscriptions comprenaient 27 pays membres ainsi qu'une organisation ayant le statut d'observateur. La liste des participants est jointe en Appendice II.
5. Une première série de consultations au sein du groupe de travail électronique a eu lieu en juillet 2023. Nous, les présidents du groupe de travail électronique nous avons envoyé une proposition de structure pour le document d'information et nous avons demandé un retour d'information à ce sujet. Nous avons indiqué qu'il s'agissait d'une vue d'ensemble du document d'information et de son objectif. Nous avons fixé l'objectif de fournir des exemples spécifiques relatifs aux questions relevant du CCMAS et/ou aux normes du Codex à utiliser et de fournir des orientations au CCMAS et/ou à d'autres comités responsables de la création, de la modification, ou de la révision des plans d'échantillonnage. Nous avons également noté la possibilité d'un débat sur la relation actuelle entre les documents d'orientation du CCMAS et les normes ISO. Des observations excellentes ont été reçues du Canada, du Brésil, de l'Australie, de l'Uruguay et de Singapour. Les exemples de scénarios spécifiques ont été largement soutenus. La présentation d'un premier projet de document d'information à la quarante-troisième session du CCMAS a également été soutenue, de même que des propositions visant à organiser un séminaire sur des exemples en marge de la session du Comité. De plus, des tutoriels en ligne ont été proposés pour aider à l'utilisation de l'application et à l'élaboration des plans d'échantillonnage.
6. Une deuxième série de consultations au sein du groupe de travail électronique a eu lieu en décembre 2023. Un projet de document d'information ainsi qu'un lien vers l'application des plans d'échantillonnage et une version Excel ont été fournis. Nous avons estimé qu'il était important de noter que le projet de document est

long et que certaines parties sont statistiquement complexes. C'est sur cette base que nous avons résumé le contenu au début. Des observations détaillées ont été reçues de la part du Japon, du Canada et de l'Australie.

7. Les observations obtenues de cette consultation ont abouti à des mises à jour du document d'information. Le contenu du projet de document couvre un grand nombre d'informations que les délégations souhaitaient y voir figurer. Cependant, des questions importantes ont été soulevées:

- Faut-il inclure dans le document d'information les nouvelles connaissances scientifiques connexes et pertinentes qui se développent en parallèle? Les approches bayésiennes font l'objet de débats actifs au sein d'autres organismes de normalisation, étant donné qu'elles permettent de réduire le nombre d'échantillons et donc les coûts, ce qui est pertinent pour les Directives générales sur l'échantillonnage (CXG 50).
- Un contenu supplémentaire, par exemple une plus grande attention aux exemples pratiques de la vie réelle basés sur les normes de produits serait utile. Bien que nous ayons inclus quelques exemples dans le projet de document d'information, nous pouvons en fournir davantage, mais pour ce faire, nous devons mieux comprendre ce que souhaitent les délégations des pays et ensuite avoir le temps de développer ces exemples spécifiques.
- Le besoin de disposer d'un document d'information à la fois actuel et prospectif. Cela prend en compte aussi bien les exemples pratiques pertinents que les connaissances théoriques supplémentaires.
- Le groupe de travail électronique a également formulé une observation sur la nécessité de revoir les références aux plans d'échantillonnage de la norme CXS 234.

CONCLUSION

8. Le groupe de travail électronique a préparé un projet de document d'information reprenant les discussions menées jusqu'à présent. Toutefois, plusieurs questions ont été soulevées et devront être abordées afin de compléter le document d'information. Il est proposé de prolonger d'un an le délai d'achèvement de ces travaux, soit jusqu'en 2025.

RECOMMANDATIONS

9. Le Comité est invité à:

- a. examiner le projet de document d'information (Appendice I) et les questions soulevées au paragraphe 7 ci-dessus:
- b. reconduire le groupe de travail électronique afin de poursuivre l'élaboration du document d'information en vue de sa finalisation lors de la quarante-quatrième session du CCMAS,
- c. envisager un examen des plans d'échantillonnage contenus dans la norme CXS 234 dans le cadre des travaux ultérieurs du groupe de travail électronique (voir b) ci-dessus).

Appendice I

Avant-projet du Document d'information relatif aux *Directives générales sur l'échantillonnage
(CXG 50-2004)**

* Tous les diagrammes sont en cours de traduction en français et seront disponibles dès que possible.

(Pour observations par moyen de la lettre circulaire CL 2024/16-MAS)

1 Introduction

L'objectif de ce document est de fournir des informations supplémentaires sur les plans d'échantillonnage mentionnés dans les directives CXG 50, y compris le contexte et des exemples pour chacun des principaux types de plans d'échantillonnage. Un lien vers l'application¹ pour la conception et l'évaluation de ces plans d'échantillonnage est inclus.

Le document est composé de deux parties:

La première partie contient des informations générales relatives à la conception des plans d'échantillonnage, ainsi que des exemples:

La section 2.1 traite des principes qui sous-tendent l'approche «classique» des plans d'échantillonnage basée sur la spécification des risques du producteur et du consommateur, pour gérer tout niveau non conforme dans un lot.

La section 2.2 contient des informations sur le processus de conception, y compris des suggestions sur l'utilisation de plans d'échantillonnage prédéfinis, tels que les plans ISO, ainsi que des spécifications de risques admissibles, comme point de départ.

La section 2.3 décrit les différentes applications fournies avec le progiciel original et propose un lien vers une application en ligne pour la conception de plans d'échantillonnage par attributs et aux mesures lorsque l'incertitude de mesure est négligeable. Une version Excel de cette application est également fournie.

Section 3 La section 3 contient des études de cas montrant les principaux types de plans d'échantillonnage mentionnés dans les directives CXG 50, y compris certains dans lesquels l'incertitude de mesure n'est pas négligeable.

Les sections 4.1 à 4.5 traitent de divers types de plans par attributs et aux mesures, y compris une explication de la base qui sous-tend les plans dans les normes ISO2859 et ISO3951.

La section 4.6 traite de l'échantillonnage des matériaux en vrac avec un accent particulier sur les plans pour les mycotoxines décrits dans la *Norme générale pour les contaminants et les toxines présents dans les produits de consommation humaine et animale* (CXS 193-1995)

La section 4.7 contient des informations sur d'autres plans d'échantillonnage, y compris les plans par attributs à 3 classes, utilisés pour les évaluations microbiologiques.

La deuxième partie contient des informations statistiques de base, y compris des informations sur les développements actuels des plans d'échantillonnage bayésiens:

La section 5 est une annexe statistique qui décrit le calcul des plans par attributs et aux mesures lorsque l'incertitude de mesure est négligeable et les références aux plans traités dans le document.

La section 5.4 traite de l'incertitude de mesure et de son rôle dans l'échantillonnage pour acceptation.

La section 5.5 examine les options de plans bayésiens qui permettent de contrôler des risques spécifiques, basés par exemple sur l'expérience historique. Ces plans offrent un potentiel considérable pour contrôler les risques grâce à des niveaux économes d'échantillonnage et d'essais. Quelques exemples sont présentés.

Note:

Certaines formules Excel dans le texte (et les deux fichiers Excel fournis) utilisent le style anglais, avec des points décimaux et des séparateurs par virgules.

2 La conception des plans d'échantillonnage

2.1 Principes à la base de la conception des plans d'échantillonnage

2.1.1 Producteurs et consommateurs

En fonction de la nature de la transaction, un producteur peut inclure l'un ou l'autre des éléments suivants:

- Le fabricant, le fournisseur ou le vendeur d'un produit alimentaire ou de ses ingrédients, ou
- Un organisme de réglementation qui fournit une assurance pour les produits exportés à un organisme du pays importateur.

et un consommateur pourrait inclure:

- Un client qui achète le produit alimentaire ou l'ingrédient pour la fabrication d'autres produits alimentaires, ou
- Un organisme de réglementation d'un pays importateur cherchant à donner des garanties aux consommateurs individuels vivant dans ce pays, ou
- Un organisme de réglementation d'un pays exportateur fournissant une assurance officielle à un organisme du pays importateur agissant au nom du pays importateur, ou
- Un particulier qui achète un produit alimentaire, bien que des particuliers ne soient normalement pas en mesure d'effectuer des contrôles de denrées alimentaires par lot, ou
- Un fabricant qui achète des ingrédients pour la production d'un produit alimentaire.

2.1.2 Les risques des producteurs et des consommateurs

Les plans d'échantillonnage pour acceptation comportent toujours un risque intrinsèque qu'un lot de mauvaise qualité soit accepté à tort ou qu'un lot de bonne qualité soit rejeté à tort. Ces deux risques sont généralement appelés respectivement le risque du consommateur et le risque du producteur.

Cependant, en suivant les principes statistiques, des plans d'échantillonnage peuvent être conçus pour contrôler ces risques à des niveaux admissibles. Ceci est réalisé en spécifiant un niveau de qualité particulier du risque du producteur, la PRQ, et un niveau de qualité particulier du risque du consommateur, la CRQ, ainsi que le risque correspondant du producteur (PR), soit la probabilité de rejeter un lot dont le niveau de qualité est égal à la PRQ, et le risque du consommateur (CR), soit la probabilité d'accepter un lot dont le niveau de qualité est égal à la CRQ, respectivement. Une fois que ces quatre paramètres, la PRQ, la CRQ, le PR et le CR, sont spécifiés, le plan d'échantillonnage est déterminé de manière unique et la probabilité d'acceptation et donc les risques du producteur et du consommateur à n'importe quel niveau de qualité peuvent être calculés.

Le risque du producteur est souvent spécifié à 5 %, ce qui signifie que la probabilité de rejeter un lot avec une PRQ est d'au plus 5 %. De même, le risque du consommateur est généralement choisi à 10 %, ce qui signifie que la probabilité d'accepter un lot avec une CRQ est d'au plus 10 %. Au cas où n'importe quel de ces quatre paramètres est modifié, la maîtrise des risques du producteur et du consommateur sera modifiée.

Les *Principes régissant l'application des procédures d'échantillonnage et d'essai dans le commerce international des denrées alimentaires* (CXG 83-2013) recommande que, dans un cas idéal, les producteurs et les consommateurs se mettent d'accord sur un plan d'échantillonnage avant de l'utiliser. Toutefois, il n'est pas toujours possible d'obtenir une collaboration/négociation directe entre les producteurs et les consommateurs sur le plan d'échantillonnage à utiliser ou sur la manière dont il sera utilisé.

Il s'agit de l'approche traditionnelle de la conception des plans d'échantillonnage, dans laquelle les risques sont examinés de manière non spécifique: «si un lot contient x % de produits non conformes, la probabilité d'acceptation est de "y"».

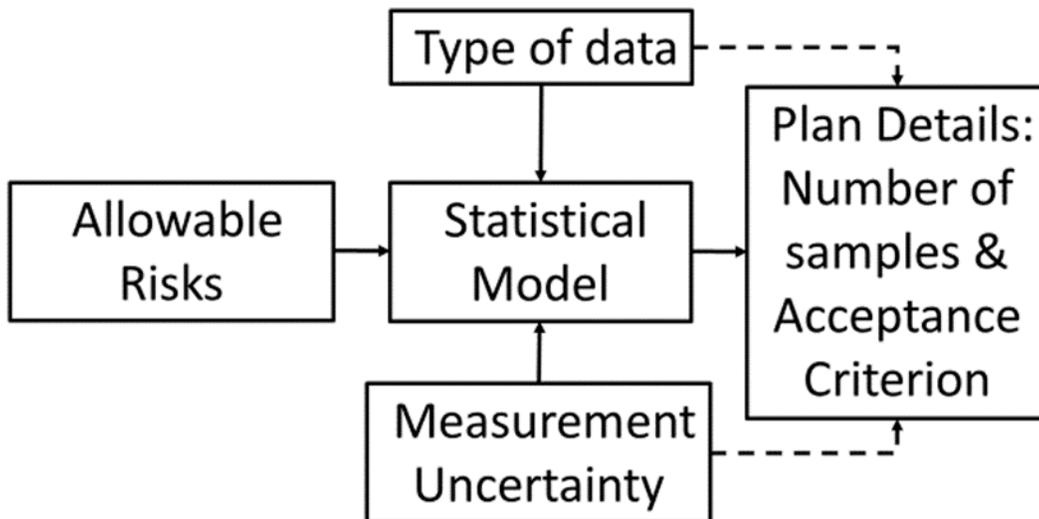
Cependant, il est également possible d'examiner les risques dans un sens spécifique, en utilisant une approche bayésienne employant une distribution préalable basée sur des contrôles historiques d'une caractéristique d'un produit.

L'utilisation de méthodes bayésiennes permet d'élaborer des plans d'échantillonnage qui contrôlent les risques en utilisant des niveaux d'essai économes. Pour plus de détails voir la Section 5.5.

2.2 La conception des plans d'échantillonnage

2.2.1 Vue d'ensemble du processus de conception

Sampling Plan Design Process



Ce diagramme présente une vue d'ensemble du processus de conception, montrant ses éléments fondamentaux tels qu'ils sont reflétés dans le flux de travail figurant dans les *Directives générales sur l'échantillonnage* (CXG50-2004).

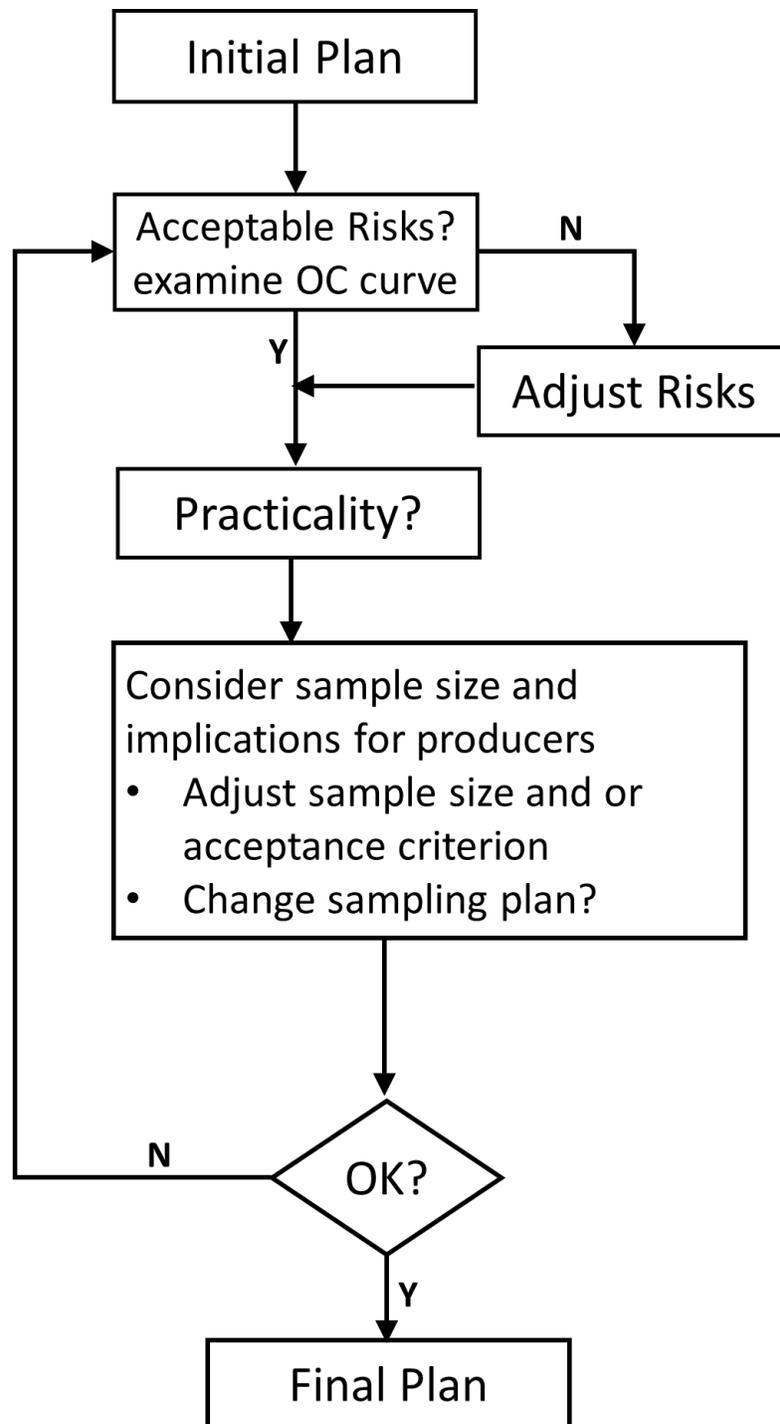
La spécification des risques admissibles est un élément clé. Le risque du producteur et le risque du consommateur peuvent être spécifiés tous les deux ou seulement l'un d'entre eux. Dans les plans ISO, seul le risque du consommateur serait spécifié pour le contrôle de lots isolés de marchandises entrantes, alors que des plans basés uniquement sur le risque du producteur pourraient être utilisés dans le contexte d'un contrat d'approvisionnement à long terme entre un fabricant et un client.

Le type de données et l'incertitude de mesure non négligeable détermineront le modèle statistique utilisé pour élaborer les détails du plan d'échantillonnage. Par exemple, si l'on dispose de données d'attributs, le modèle statistique est basé sur la distribution binomiale, alors que si l'on dispose de données de variables, le modèle pourrait être basé sur la distribution normale ou, dans le cas d'une proportion liée à la composition, sur la distribution bêta, ou éventuellement sur une autre distribution (non traitée dans les directives CXG 50-2004).

Le type de données et la présence d'une incertitude de mesure non négligeable déterminent également la forme du critère d'acceptation; dans le cas le plus simple où l'incertitude de mesure est négligeable, un plan par attributs est spécifié par le nombre d'échantillons n et le critère d'acceptation c , mais un plan aux mesures est spécifié par le nombre d'échantillons n et la constante d'acceptabilité k . La forme du critère d'acceptation pourrait être plus complexe pour les plans aux mesures dont l'incertitude de mesure n'est pas négligeable.

2.2.2 Processus pour la conception des plans d'échantillonnage

Ce diagramme présente un processus qui pourrait être utilisé pour concevoir un plan d'échantillonnage.



Étape 1 Sélectionner un plan initial comme point de départ:

La conception des plans d'échantillonnage nécessite la spécification des risques admissibles pour le consommateur et le producteur, après quoi les plans d'échantillonnage sont conçus à l'aide d'une méthodologie statistique.

Cependant, il est souvent difficile pour les concepteurs de plans de décider des niveaux appropriés de risques admissibles [qui devraient éventuellement être décidés conjointement par le producteur et le consommateur], de sorte que le processus suivant est suggéré comme la manière de procéder.

Le point de départ pourrait être un plan de la norme ISO 2859-1 ou ISO 3951-1, selon que l'on dispose de données d'attributs ou de variables. Dans l'Appendice 1 des directives CXG 50-2004, des plans avec des niveaux PRQ et CRQ sélectionnés ont été utilisés comme points de départ.

Les plans suivants, basés sur ces normes ISO, peuvent être utilisés comme points de départ pour la conception de plans. Dans ces plans, le risque du producteur (PR) est de 5 % et le risque du consommateur (CR) est de 10 %.

Tableau: Plans par attributs sur la base de la norme ISO 2859-1 avec une PRQ = 6,5 pour cent

PRQ	c	n	CRQ
6,5 %	0	2	68,4 %
6,5 %	0	3	53,6 %
6,5 %	1	5	58,4 %
6,5 %	1	8	40,6 %
6,5 %	2	13	36,0 %
6,5 %	3	20	30,4 %
6,5 %	5	32	27,1 %
6,5 %	7	50	22,4 %

Tableau: Plans par attributs sur la base de la norme ISO 2859-1 avec une PRQ = 1,5 pour cent

PRQ	c	n	CRQ
1,5 %	0	8	25,0 %
1,5 %	0	13	16,2 %
1,5 %	1	20	18,1 %
1,5 %	1	32	11,6 %
1,5 %	2	50	10,3 %

Tableau: Plans aux mesures sur la base de la norme ISO 3951-1 avec une PRQ = 2,5 pour cent (σ -méthode)

PRQ	k	n	CRQ
2,5 %	1,115	3	35,4 %
2,5 %	1,240	6	23,7 %
2,5 %	1,419	8	16,7 %
2,5 %	1,366	8	18,1 %
2,5 %	1,370	12	15,9 %
2,5 %	1,439	16	13,2 %
2,5 %	1,456	21	12,0 %
2,5 %	1,533	29	9,76 %
2,5 %	1,606	42	7,95 %

Étape 2 Examiner la courbe d'efficacité (OC):

Un plan tiré directement d'une norme ne serait pas nécessairement adapté à une application particulière, car il peut être trop strict ou pas assez. Les utilisateurs doivent se demander si la probabilité d'acceptation, c'est-à-dire la proportion de lots qui seront acceptés à long terme par le plan, est acceptable aux différents niveaux de non-conformité susceptibles de se produire, par exemple:

- La probabilité d'acceptation de lots contenant 10 % (ou 5 % ou 20 %) de produits non conformes est-elle admissible?

Étape 3 Ajuster les risques aux niveaux souhaités.

Étape 4 Examinez le caractère pratique du plan d'échantillonnage proposé:

Un facteur clé est le nombre d'échantillons qui devront être prélevés et testés pour chaque lot contrôlé, ainsi que le nombre prévu de lots qui seront contrôlés au cours d'une année.

En général, les nombres d'échantillons peuvent être économisés:

- en augmentant la CRQ ou en diminuant la PRQ, ou les deux

- en augmentant les risques PR et CR du producteur et/ou du consommateur (les deux peuvent être augmentés)
- par l'utilisation de plans de qualité indifférente pour les caractéristiques des produits (voir CXG 50-2004 3.2.2)
- en exigeant une rigueur moindre au niveau des lots individuels en faveur d'une assurance à plus long terme.

Les moyens spécifiques pour économiser le nombre d'échantillons comprennent:

- Ne pas évaluer la conformité du lot sur une base individuelle, mais traiter le produit dans le lot comme un matériau en vrac et contrôler le lot dans son ensemble plutôt que de se concentrer sur la conformité des éléments individuels.
- Utilisation des plans aux mesures au lieu des plans par attributs, le cas échéant
- Utilisation des écarts types des lots, s'ils sont connus
- Utilisation de plans basés sur la distribution bêta pour les caractéristiques de composition
- Utilisation de compensations (y compris des compensations pour tenir compte des biais de laboratoire non négligeables) (voir CXG 50-2004 3.2.3)
- Les plans bayésiens peuvent être un autre moyen de réduire le nombre d'échantillons.

Étape 5 Examiner la courbe d'efficacité (OC) pour vérifier que les risques sont acceptables.

Étape 6 Adopter le plan d'échantillonnage ou revenir à l'étape 3 et répéter le processus.

L'incertitude de mesure doit également être prise en compte si elle n'est pas négligeable.

Le plan qui en résulte doit être revu pour garantir qu'il répondra aux attentes des utilisateurs et, le cas échéant, pour garantir qu'il est équitable envers les producteurs – le choix d'un plan d'échantillonnage approprié doit être axé sur la maîtrise des risques et le coût total, en particulier les coûts d'une acceptation ou d'un rejet incorrect des lots, plutôt que sur le seul coût de l'échantillonnage et de l'essai.

Cependant, si plusieurs caractéristiques sont contrôlées lors de l'évaluation de la conformité à une norme, il peut arriver que le risque pour le producteur d'un rejet inapproprié augmentera avec le nombre de caractéristiques contrôlées. Ce risque peut être atténué en réduisant le risque du producteur pour chacun des plans d'échantillonnage individuels, de sorte que le risque global du producteur ne soit pas excessif. Cette mesure ne doit être appliquée qu'aux caractéristiques «similaires», telles que les paramètres de composition.

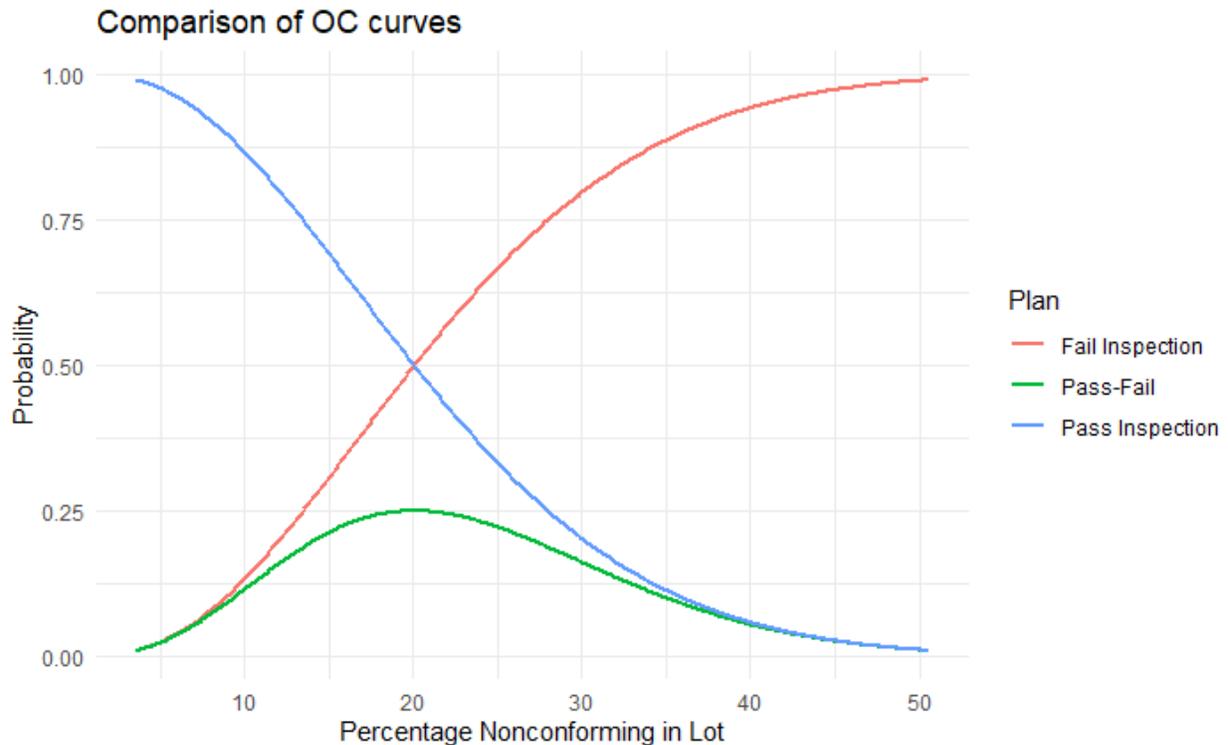
Dans un souci d'équité, les concepteurs de plans devraient également prendre en compte les mesures que le producteur pourrait devoir prendre pour assurer la conformité, en rappelant que dans le Codex, les directives CXG 50-2004 s'appliquent principalement aux caractéristiques de composition et aux défauts des produits (voir CXG 50 -2004 3.2.2 Équité).

2.2.3 L'utilisation du même plan d'échantillonnage par le producteur et par le consommateur

Il n'est pas toujours approprié pour un producteur d'utiliser le même plan d'échantillonnage que celui utilisé par un consommateur, en particulier si le consommateur contrôlera également le lot.

Le graphique suivant montre la probabilité d'acceptation d'un lot pour un plan de contrôle donné [**en bleu**] et la probabilité de rejet en utilisant le même plan [**en rouge**]. La ligne **verte** indique la probabilité qu'un lot soit accepté lors du contrôle par le producteur, puis rejeté lors du contrôle par le consommateur. La probabilité maximale qu'un lot soit accepté lors d'un premier contrôle puis rejeté lors d'un contrôle ultérieur tout en utilisant le même plan est de 25 % lorsque la probabilité d'acceptation par le plan est de 50 %.

Cela montre que les producteurs sont potentiellement désavantagés dans les situations d'échantillonnage contradictoire, où le producteur et le consommateur testent tous les deux le produit; cela devrait être pris en compte dans la conception des plans pour garantir l'équité.



Les mesures d'atténuation évidentes comprennent les suivantes:

- le producteur utilise un plan qui réduit le risque de rejet si le lot est contrôlé par un consommateur
- le producteur devra opérer à un niveau de qualité qui garantit un taux de rejet plus faible si le lot est contrôlé par le consommateur
- les consommateurs pourraient se fier aux contrôles du producteur plutôt que de contrôler eux-mêmes les lots.

2.2.4 Confirmation des plans d'échantillonnage par le CCMAS

Les comités de produits peuvent proposer des plans d'échantillonnage pour les dispositions ou proposer des résultats pour les plans d'échantillonnage en termes de risques maximaux admissibles pour le producteur et le consommateur lors du contrôle d'une disposition. Cela signifie qu'il existe souvent plus d'une option pour le plan d'échantillonnage qui pourrait être utilisé. Cette dernière approche, qui consiste à spécifier le résultat, est nécessaire lorsque l'incertitude de mesure n'est pas négligeable, car le plan dépendra de l'écart-type du lot, qui variera d'un producteur à l'autre.

La recommandation internationale R087 du Bureau international des Poids et Mesures (BIPM) relative au système de quantité moyenne dans les produits préemballés est un exemple dans lequel les risques maximaux admissibles pour le producteur et le consommateur sont spécifiés:

Risque du producteur

La probabilité de rejeter un lot dont le poids moyen réel est égal ou supérieur au poids indiqué sur l'étiquette doit être d'au plus 0,5 %.

Risque du consommateur

La probabilité d'accepter un lot dont le poids moyen réel est inférieur au poids indiqué sur l'étiquette de plus d'une quantité spécifique (non indiquée ici) devrait être d'au plus 10 %.

Ces spécifications de risque sont utilisées de deux manières pour concevoir les plans de contrôle des poids, dans un plan aux mesures pour vérifier la conformité du poids moyen et dans un plan par attributs pour

vérifier qu'il n'y a pas dans le lot une proportion excessive d'emballages défectueux, dont le poids est inférieur au poids indiqué sur l'étiquette de plus d'une certaine quantité.

2.3 Applications pour la conception et l'évaluation des plans d'échantillonnage

Cette section contient une brève description de chacune des applications fournies avec le progiciel CXG 50-2004, ainsi que les liens à l'aide desquels elles peuvent être utilisées. Des références aux sections pertinentes du document CXG 50-2004 sont fournies et de plus amples informations peuvent être trouvées dans ce document.

2.3.1 Description des applications

Une version Excel de l'application 1 a été jointe à ce document d'information ainsi qu'une version de l'application 1 - voir la section suivante.



Sampling plan design
and evaluation tool.xls

App1 concerne la conception et l'évaluation des plans d'échantillonnage. Cette application peut être utilisée pour examiner les courbes d'efficacité OC avant de créer et d'utiliser un plan d'échantillonnage vu que les différentes courbes peuvent être comparées. Cette application peut être utilisée pour étudier des plans d'échantillonnage par attributs ou des plans d'échantillonnage par mesures. Dans le plan d'échantillonnage par attributs, il est possible de modifier la taille de l'échantillon et le critère d'acceptation du plan 1 (le plan intentionnel). Pour le plan 2 (le plan conçu), la PRQ, la CRQ, le risque du producteur et le risque du consommateur doivent tous être saisis. Une fois les paramètres choisis, les deux courbes d'efficacité OC peuvent être comparées. Les plans d'échantillonnage par mesures sont similaires, sauf qu'ils comprennent une constante k au lieu d'un critère d'acceptation. Il y a également un paramètre supplémentaire, qui est de savoir si l'écart type est connu ou inconnu. Les deux courbes d'efficacité OC peuvent à nouveau être comparées pour le plan d'échantillonnage par mesures.

Une version mise à jour de cette application est disponible sur le serveur shinyapps.io:

<https://codex-testing.shinyapps.io/codex-testing-SamplingPlan/>

App3 démontre un plan aux mesures pour les moyennes. Il y a différents paramètres qui peuvent être sélectionnés. Parmi eux les figurent les suivants: est-ce que l'écart type est connu, est-ce que la limite de spécification est supérieure ou inférieure et quelle est cette limite de spécification particulière. Si l'écart type est connu, sa valeur est saisie. La taille de l'échantillon et la constante k sont également sélectionnées, ainsi que les risques du producteur et du consommateur. Les courbes OC seront différentes selon que l'écart type était connu ou non, et ces courbes peuvent être comparées.

App10 Concerne les plans d'échantillonnage aux proportions liées à la composition. Cette application permet à l'utilisateur de modifier les niveaux PRQ et CRQ, ainsi que la valeur U ou L (limite de spécification supérieure ou inférieure) et la valeur θ (le « paramètre de précision » décrivant la variation de la distribution bêta). La modification de ces contributions permet aux utilisateurs de voir ce qui va arriver aux courbes OC (qui représentent une façon de décrire le comportement d'un plan d'échantillonnage). Les courbes OC pour les plans basés sur les distributions bêta et normale sont affichées et peuvent être comparées.

App16 compare les plans de contrôle basés sur la non-conformité fractionnaire (FNC) pour l'ajustement des mesures avec les plans aux mesures ajustés pour l'erreur de mesure de type répétabilité. Les plans de contrôle FNC sont particulièrement utiles lorsque la distribution normale ne vaut pas pour la caractéristique de qualité sous-jacente.

Les applications contiennent également des notes techniques supplémentaires et des exemples.

3 Études de cas (exemples de scénarios spécifiques)

Remarque : ces exemples illustrent notamment l'utilisation des applications et le processus de conception étape par étape décrit dans l'appendice 1 des directives CXG 50-2004.

3.1 Plans par attributs

3.1.1 Exemple: Plans par attributs avec $c > 0$

Brunissement dans le lait en poudre

- Un client a constaté des niveaux de brunissement (décoloration) plus élevés que d'habitude dans un lot de WMP. Le client a indiqué qu'il pouvait accepter la poudre à condition qu'il n'y ait pas plus de 20 % de poudre non conforme, car ainsi elle serait encore utilisable.
- Le fabricant souhaitait contrôler le risque de rejet d'un produit éventuellement encore utilisable, afin que le produit soit accepté [la plupart du temps] s'il y avait 10 % de non-conformes dans le lot.

Étapes clés du processus de conception étape par étape

1. Données d'attributs ou de variables?

Le brunissement excessif est un exemple de données d'attributs. Les échantillons sont classés soit comme RÉUSSI soit comme présentant un brunissement excessif par rapport à une poudre de référence.

2. L'erreur de contrôle est-elle négligeable ou non négligeable?

Pour cet exemple on suppose que l'erreur de contrôle est négligeable.

3. Fixer le niveau de qualité du risque du consommateur (CRQ):

Le client a indiqué que la poudre était encore utilisable même si le niveau de non-conformité était de 20 %, de sorte que, aux fins du contrôle, le niveau de risque de qualité du consommateur pourrait être fixé à 20 %.

4. Fixer le niveau de qualité du risque du producteur (PRQ):

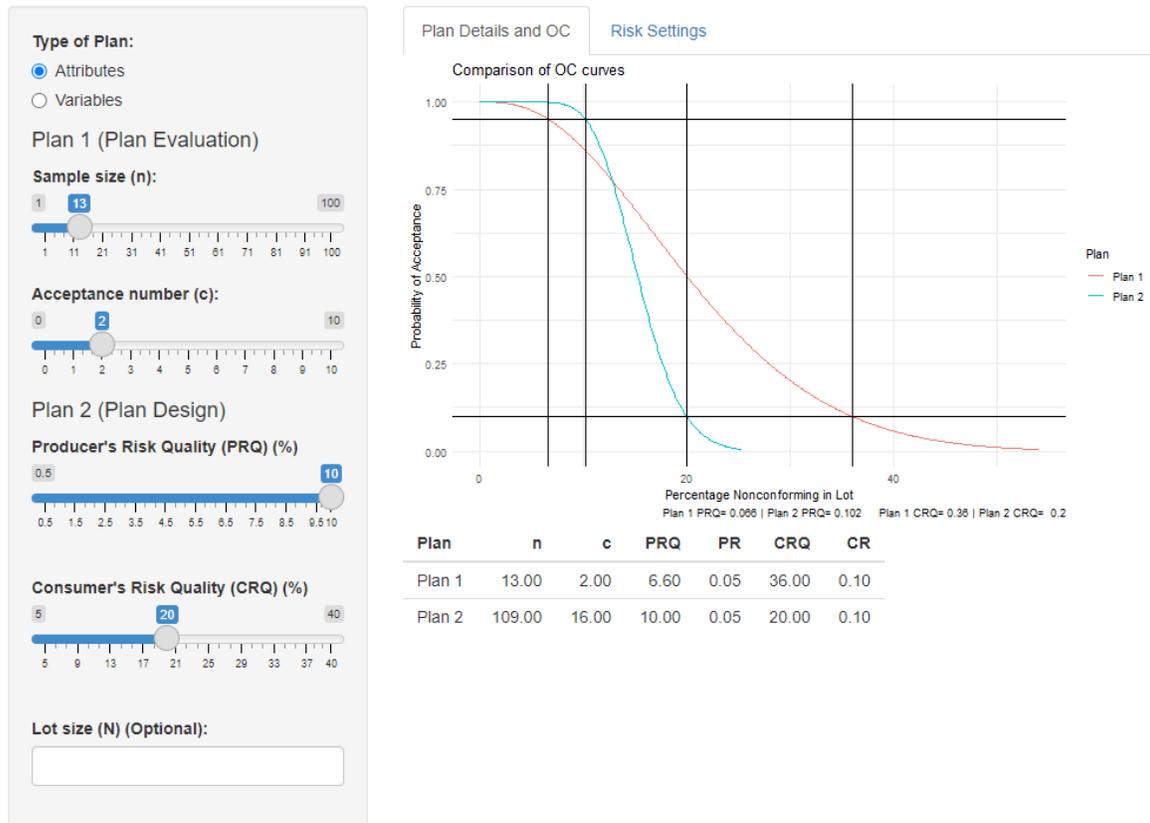
La PRQ peut être réglée n'importe où en dessous de la CRQ, en notant que plus le rapport d'efficacité $\frac{CRQ}{PRQ}$ est petit, plus le nombre d'échantillons à prélever est important.

Différentes valeurs de PRQ peuvent être essayées pour évaluer la taille de l'échantillon nécessaire. Certaines options possibles sont les suivantes:

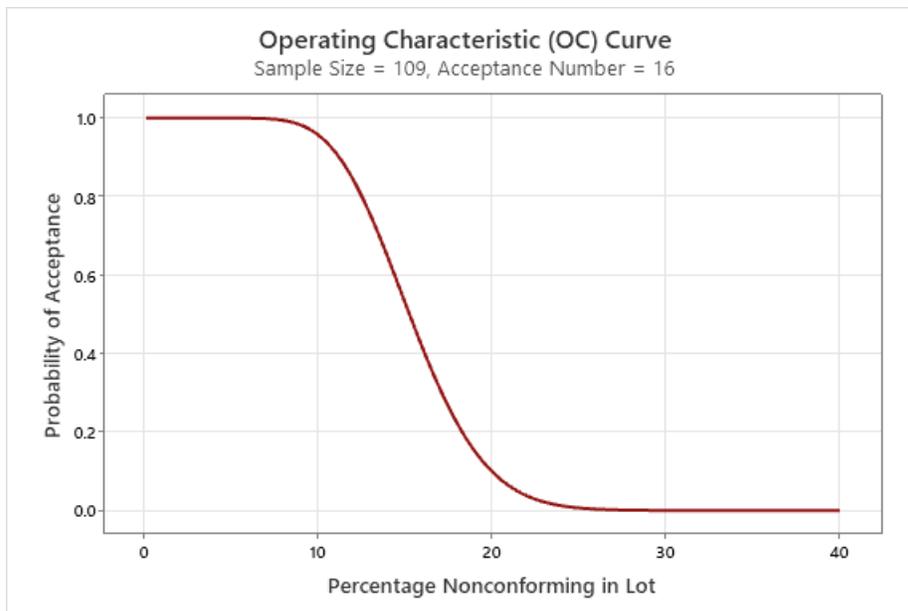
PRQ	CRQ	n	c
5 %	20 %	38	4
10 %	20 %	109	16
15 %	20 %	500	88

Pour les besoins de cet exemple, un niveau de qualité du risque du producteur de 10 % a été utilisé; une PRQ de 5 % est trop strict si l'on considère que la poudre est encore utilisable si le lot est non conforme jusqu'à 20 %, et que 500 échantillons sont trop nombreux pour être prélevés et évalués.

Design and Evaluation of Sampling Inspection Plans



Le plan d'échantillonnage requis pour contrôler le risque pour le consommateur et le producteur aux niveaux spécifiés est (n = 109, c=16), c'est-à-dire que n=109 échantillons sont prélevés et le lot est accepté à condition qu'il n'y ait pas plus de 16 échantillons non conformes.



La courbe d'efficacité démontre qu'il y a 95 % de chances d'accepter le lot lorsque le niveau de non-conformité est de 10 % (c'est-à-dire la PRQ), 50 % de chances environ d'accepter le lot lorsque le niveau

de non-conformité est de 15 % et 10 % de chances d'accepter le lot lorsque le niveau de non-conformité est de 20 % (la CRQ).

3.1.2 Exemple: Plans par attributs avec c=0

Contrôle de matières étrangères

On soupçonne qu'un lot est contaminé par des matières étrangères, mais que cette contamination n'est pas considérée comme un problème de sécurité alimentaire. Toutefois, on sait que le client visé n'acceptera pas un produit dans lequel des matières étrangères ont été trouvées, de sorte qu'il convient d'utiliser un plan d'échantillonnage à critère d'acceptation zéro (ZAN).

Puisque la contamination ne constitue pas un problème de sécurité alimentaire, il a été décidé de concevoir un plan basé sur un risque du consommateur (CR) de 5 %, à un niveau de qualité du risque du consommateur (CRQ) de 3 %.

Le nombre d'échantillons n peut être calculé directement à l'aide de la formule figurant à la section 2.5.1:

$$CR = (1 - CRQ)^n \text{ ou bien } n = \log(CR) / \log(1 - CRQ)$$

En utilisant notre deuxième formule:

$$n = \frac{\log(CR)}{\log(1 - CRQ)} = \frac{\log(0.05)}{\log(0.97)} = \frac{-2.9957}{-0.0305} = 98$$

Par conséquent, le lot est accepté à condition qu'aucun des 98 échantillons contrôlés ne contienne de contamination par des matières étrangères. Dans la pratique, on peut utiliser n=100 pour des raisons de simplicité (comme indiqué au point 2.5.1).

3.1.3 Exemple: Plans par attributs basés sur la norme ISO 2859-2

Une exploitation agricole commerciale fournit des œufs à des détaillants pour la vente. Un détaillant, le consommateur, conclut un contrat pour acheter des œufs à la condition que seule une petite proportion des cartons d'une douzaine (12) d'œufs d'un lot peuvent contenir des œufs cassés ou fêlés.

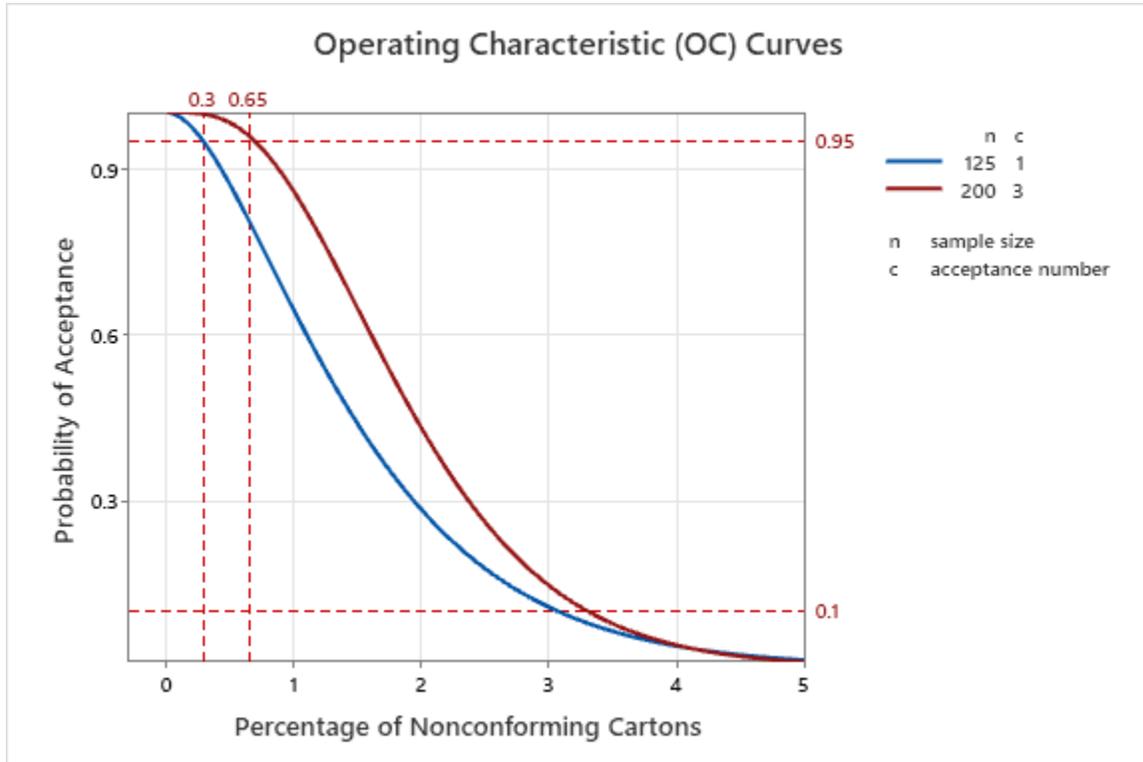
Il a été convenu que le détaillant pourrait procéder à un contrôle de chaque lot d'œufs vendu au détaillant par échantillonnage et que le plan d'échantillonnage devrait avoir un niveau de qualité de risque pour le consommateur CRQ (LQL) de 3,15 %; c'est-à-dire qu'il y a 10 % de chances d'accepter un lot dans lequel 3,15 % des cartons contiennent des œufs fêlés ou cassés.

La taille du lot proposé est de N = 1250 cartons. En utilisant les tableaux de la norme ISO2859-2, pour un contrôle normal (niveau de contrôle II) d'un lot de taille N = 1250 cartons, avec une CRQ (LQ ou LQL) de 3,15%, on obtient le plan d'échantillonnage (n=125, c=1). Ce plan a une PRQ (AQL) de 0,40 %.

Lot sizes for inspection levels					ISO 2859-1 Single sampling plan (normal inspection)			Sample size code letter
S-1 to S-3	S-4	I	II	III	AQL	$\frac{N}{n}$	Ac	
126 or over	126 or over	126 to 35 000	126 to 3 200	126 to 1 200	0,40	125	1	K
		35 001 to 150 000	3 201 to 10 000	1 201 to 3 200	0,65	200	3	L
		150 001 to 500 000	10 001 to 35 000	3 201 to 10 000	0,65	315	5	M
		500 001 or over	35 001 or over	10 001 or over	1,00	500	10	N

Si, par contre, la taille du lot était de $N=5000$, le plan d'échantillonnage résultant serait ($n=200$, $Ac = 3$) avec un NQA de 0,65%. Cela montre qu'en utilisant les plans ISO, les exigences d'échantillonnage pour les lots plus importants sont plus économiques, un échantillon pour 10 cartons dans le premier cas, un pour 25 dans le second.

Les courbes d'efficacité pour ces deux plans d'échantillonnage sont présentées ci-dessous:



3.2 Plans aux mesures

3.2.1 Exemple: Plan aux mesures avec une incertitude de mesure (MU) négligeable

Humidité dans le lait en poudre

La disposition pour la teneur en humidité dans la *Norme pour les laits en poudre et la crème en poudre* (CXS 207-1999) stipule que l'humidité dans le lait entier en poudre ne doit pas dépasser 5 % au plus.

Étapes clés du processus de conception étape par étape

1. Données d'attributs ou de variables?

La teneur en humidité est un paramètre mesuré, et représente ainsi des données de variables.

2. La disposition porte-t-elle sur la valeur moyenne, ou sur la distribution toute entière?

La disposition spécifie une limite maximale et s'applique donc à l'ensemble de la distribution - «la plupart» des produits du lot doivent être conformes.

3. La distribution de la caractéristique suit-elle une distribution normale ou une autre distribution?

Pour les besoins de cet exemple, nous supposons que la caractéristique [humidité] est normalement distribuée, ce qui est une hypothèse raisonnable si le processus de fabrication est sous contrôle statistique. Cependant, comme l'humidité est une proportion liée à la composition, la distribution bêta pourrait fournir une meilleure description du comportement de l'humidité dans le lot [à condition que l'incertitude de mesure soit négligeable] et être également plus économique (voir section 3.3.2).

4. L'incertitude de mesure est-elle négligeable ou non négligeable?

Dans cet exemple, l'incertitude de mesure est considérée comme négligeable.

5. Spécifier la rigueur exigée du plan d'échantillonnage.

Qualité du risque du consommateur (CRQ)

Quel pourcentage de non-conformités autoriseriez-vous dans les lots que vous voudriez rejeter la plupart du temps ?

Risque du consommateur (CR):

À quelle fréquence voudriez-vous accepter de tels lots? (Normalement 10 %)

Qualité du risque du producteur (PRQ)

Quel pourcentage de non-conformités autoriseriez-vous dans les lots que vous voudriez accepter la plupart du temps?

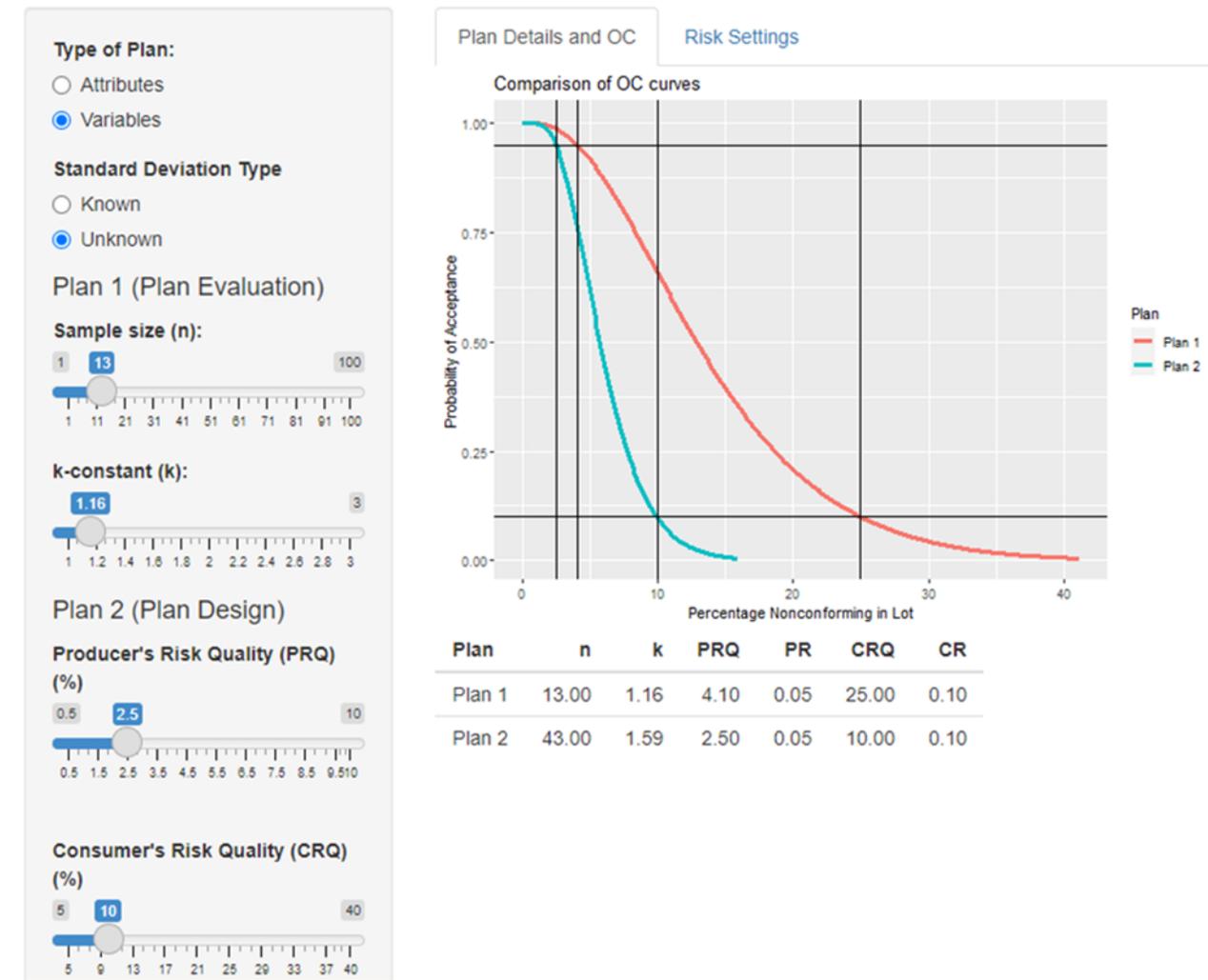
Risque du consommateur (CR):

À quelle fréquence voudriez-vous rejeter de tels lots? (Normalement 5 %)

Dans cet exemple, la CRQ a été fixée à 10 % et la PRQ à 2,5 %, le CR et le PR restant inchangés. Cela signifie que le plan aura:

- Une probabilité de 10 % d'accepter un lot dans lequel 10 % du produit n'est pas conforme,
- Une probabilité de 5% de rejeter un lot dans lequel 2,5 % du produit n'est pas conforme,

Design and Evaluation of Sampling Inspection Plans



Le plan requis pour maîtriser les risques aux niveaux spécifiés est (n=43, c=1,59), c'est-à-dire que 43 échantillons doivent être prélevés et testés dans le lot. Le lot est accepté à condition que la moyenne et l'écart type des résultats répondent au critère d'acceptation:

$$\bar{x} + k \times s \leq 5$$

où

- \bar{x} est la moyenne des 43 résultats individuels et «s» leur écart type.
- On suppose que les mesures sont exprimées en pourcentage, par exemple, une teneur en humidité de 5 % sur une base de poids/poids.

3.2.2 Exemple: Plan aux mesures avec une incertitude de mesure non négligeable mais sans biais

Voir CXG 50-2004 Section 5.2.5

Supposons que le plan d'échantillonnage aux mesures (n=23, k=1,19) soit utilisé pour évaluer la conformité d'une caractéristique particulière ayant une limite supérieure de U = 10 et que nous ayons obtenu les résultats d'essai suivants:

9.92, 9.85, 10, 9.62, 9.94, 10.02, 9.87, 9.8, 9.87, 9.95, 10.05, 10.03, 9.57, 9.83, 9.93, 9.93, 9.89, 9.79, 9.97, 9.96, 9.92, 9.83, 10.05

Une étude de mesure antérieure a montré que le rapport erreur-variance, c'est-à-dire le rapport entre la variance de la répétabilité et la variance de l'écart type du lot, est de 0,25. Rappelons que les directives CXG 50-2004 indiquent que la variance est le carré de l'écart type.

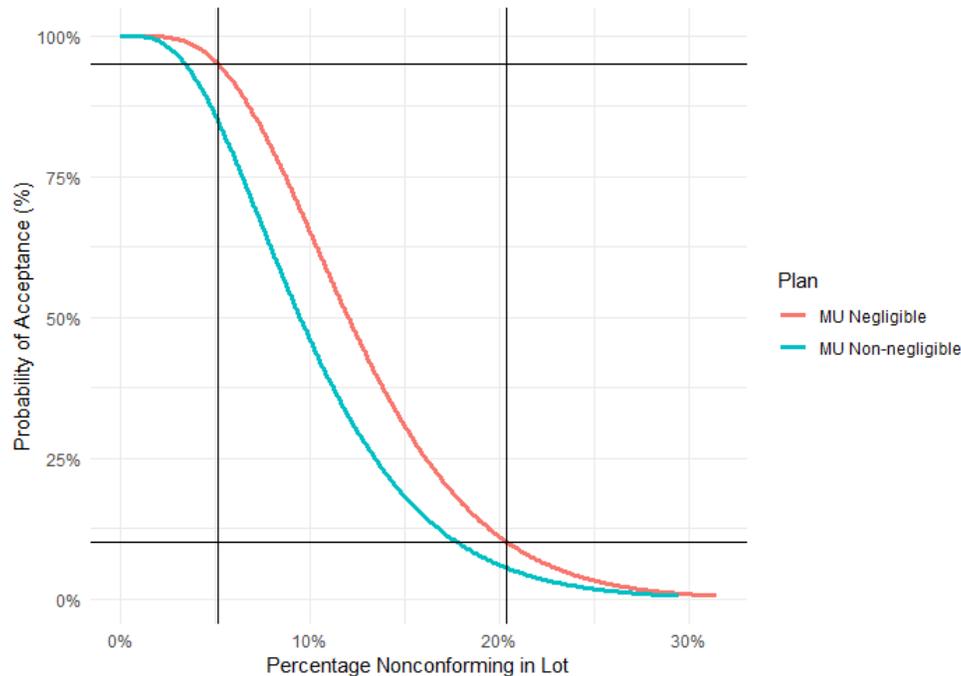
Si l'évaluation de la conformité se déroule de la manière habituelle, la valeur moyenne des résultats est m=9,90, l'écart type s = 0,12, de sorte que le critère d'acceptation a une valeur de $9,90 + 1,19 \times 0,12 = 10,04$, et le lot ne doit pas être accepté.

Cependant, il est possible que c'est l'incertitude de mesure qui a entraîné l'échec du contrôle du lot. L'ajustement de Hahn peut être appliqué pour ajuster l'écart type observé pour l'incertitude de mesure en utilisant l'écart type de répétabilité connu à partir de la validation de la méthode. Supposons que l'écart type de répétabilité est $\sigma_e = 0.10$, l'écart type ajusté observé de s_{adj} est calculé par la formule:

$$s_{adj}^2 = s_{obs}^2 - s_e^2 = 0.12^2 - 0.10^2 = 0.0044$$

de sorte que l'écart type ajusté $s_{adj} = 0.066$ et la valeur actualisée du critère d'acceptation est de $9,90 + 1,19 \times 0,066 = 9,98$ et le lot peut être accepté.

Les courbes d'efficacité (OC) ci-dessous montrent que la probabilité d'acceptation pour un pourcentage donné de non conformité dans un lot sera plus faible en présence d'une incertitude de mesure de type répétabilité.



Plan	n	k	PRQ	PR	CRQ	CR
Error-free Plan	23	1.19	5.1	5	20.4	10
Error-prone Plan	23	1.19	3.4	5	17.8	10

Un autre moyen de surmonter l'incertitude de mesure non négligeable de type répétabilité est d'augmenter la taille de l'échantillon; ISO3951-1:2013 propose la formule:

$$n^* = n(1 + \gamma)$$

où

n est la taille de l'échantillon pour le plan original dans lequel l'incertitude de mesure est négligeable,

n^* est la taille de l'échantillon pour le plan modifié, et

γ est le rapport erreur-variance.

Alternativement, si le rapport erreur-variance γ était connu, la constante d'acceptabilité k peut être réduite pour compenser la variabilité accrue sans qu'il soit nécessaire d'augmenter la taille de l'échantillon:

$$k^* = k / \sqrt{1 + \gamma}$$

où

k est la constante d'acceptabilité du plan initial,

k^* est la constante d'acceptabilité du plan modifié.

3.2.3 Exemple: Plan aux mesures avec une incertitude de mesure (MU) non négligeable et avec un biais du laboratoire

Voir les exemples dans les *Directives sur l'incertitude de mesure* (CXG 54-2004) Document d'information, section 10.

3.2.4 Exemple: Plans de non conformité fractionnaire

Voir CXG 50-2004 Section 5.2.7

Supposons que nous ayons des mesures provenant de l'essai de 15 échantillons d'un lot pour évaluer si le lot est conforme à la limite inférieure de spécification de $L = 50$. Le processus de mesure est connu pour être normalement distribué, sans biais de laboratoire et avec un écart type de $\sigma = 0.045$.

Les résultats suivants ont été obtenus:

50.01, 50.04, 50.07, 50.1, 50.15, 50.2, 50.29, 50.42, 50.45, 50.48, 50.55, 50.6, 50.8, 51.2, 51.3

Les valeurs de non-conformité fractionnaire pour chaque échantillon peuvent être calculées à l'aide d'Excel, en utilisant la formule:

$$fnc = \text{NORMDIST}(50, x, 0.045, \text{TRUE})$$

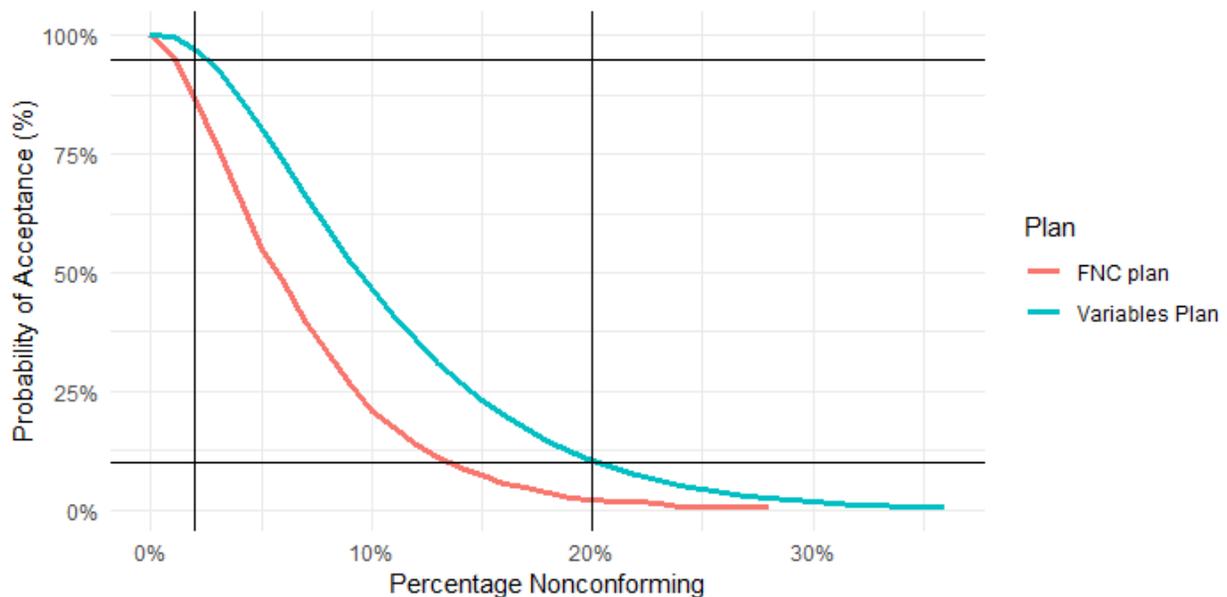
où «x» représente un résultat d'essai unique. On obtient ainsi les valeurs de non-conformité fractionnaire (FNC) suivantes:

0.4121, 0.187, 0.0599, 0.0131, 0.0004, 0, 0, 0, 0, 0, 0, 0, 0, 0, 0

La somme de ces valeurs est de 0,6725, de sorte que si la limite d'acceptation A_c était de 0,75, le lot serait accepté.

Cet exemple montre le principe du calcul, qui peut facilement être étendu pour prendre en compte des distributions de l'incertitude de mesure autres que la distribution normale.

Les courbes d'efficacité (OC) pour un plan aux mesures et pour un plan FNC, tous deux avec le même rapport erreur-variance, sont présentées ci-dessous.



Plan	n	k_Ac	AQL	AQL.risk	LQL	LQL.risk
Variables Plan	15	1.20	2	5	20	10
FNC plan	15	0.75	1	5	14	10

3.3 Lots composés de matériaux en vrac

3.3.1 Exemple: Plans d'échantillonnage pour les aflatoxines selon Whitaker et al.

Amandes décortiquées destinées à une transformation ultérieure

Supposons que la concentration moyenne d'aflatoxines dans le lot soit $C = 8 \mu\text{g}/\text{kg}$ et $n_s = 20000$, 20 kg @ 1000 fruits à coque décortiqués par kg ont été prélevés comme échantillon, puis cet échantillon a été broyé

et un composite bien mélangé a été formé. Si un sous-échantillon de 50 g est prélevé et qu'une seule aliquote ($n_a=1$) est testée, l'écart type S représentant l'incertitude du niveau moyen serait:

$$S^2 = \frac{7730 \times 5.759}{20 \times 1000} 8^{1.561} + \frac{100 \times 0.170}{50} 8^{1.646} + \frac{0.048}{1} 8^2 = 70.67$$

Avec le résultat $S = 8,41$. La première composante, qui représente la variation échantillon par échantillon, est beaucoup plus importante que les deux autres.

La limite maximale pour les fruits à coque décortiqués destinées à une transformation ultérieure est de $20\mu\text{g}/\text{kg}$, sur la base d'un échantillon initial de 20 kg d'amandes décortiquées et d'une détermination en laboratoire.

Pour un niveau moyen de contamination de $C=8 \mu\text{g}/\text{kg}$, la variance est de $S^2 = 70.67$ et à partir de la formule ci-dessus, la valeur de k est calculée en utilisant la formule:

$$70.67 = 8 + 8 \times 8/k$$

à partir de quoi

$$k = \frac{64}{70.67 - 8} = 1.0212 \text{ and } \frac{k}{C + k} = \frac{1.0212}{8 + 1.0212} = 0.1132$$

La probabilité d'acceptation est calculée à l'aide d'Excel:

$BETA.DIST(k/(C+k), k, \text{maximum_Limit}, TRUE)$ qui est équivalente à la distribution binomiale négative¹.

$$BETA.DIST\left(\frac{k}{C+k}, k, \text{maximum. limit}, TRUE\right) = BETA.DIST(0.1132, 1.0212, 20, TRUE) = 0.906$$

ou 90,6 %

Notez que la probabilité d'acceptation à la limite maximale $C = 20\mu\text{g}/\text{kg}$ est de 0,622, ce qui montre une fois de plus que le principe des compensations a été utilisé dans la fixation des limites pour assurer la protection des consommateurs.

Les calculs des probabilités d'acceptation dans le guide «Mycotoxin S&T» semblent approximatifs, les calculs réels sont inconnus mais les différences avec les résultats calculés selon d'autres méthodes connues sont suffisamment faibles pour ne pas avoir d'importance.

Probabilités d'acceptation du maïs décortiqué ($n_s=3000$, $n_{ss}=50$, $n_a = 1$)

Concentrations ($\mu\text{g}/\text{g}$)	Variances	Guide Mycotoxin S&T (%)	Binomiale négative (R) (%)	Distribution bêta (R) (%)	Distribution bêta (Excel) (%)
0	0	100	100	100	100
5	72,76	94,07	94,29	94,29	94,29
10	148,01	84,9	85,3	85,3	85,3
20	302,74	61,53	62,23	62,23	62,23
30	461,41	38,87	39,8	39,8	39,80

3.3.2 Exemple: Plans basés sur la distribution bêta

Plan pour la capsaïcine - Exemple hypothétique

Pour la capsaïcine, il n'est pas possible d'effectuer plus qu'un nombre relativement limité d'essais sur chaque lot.

¹ Bien que la fonction de distribution binomiale négative soit disponible dans Excel, elle ne se présente pas sous une forme adaptée à ces calculs.

Comme ci-dessus, si l'erreur de mesure est négligeable, les plans basés sur la distribution bêta (voir CXG 50-2004, section 4.3.1) seraient applicables. L'utilisation de ces plans signifierait:

- (1) qu'un échantillon composite est formé à partir d'un nombre requis de sous-échantillons, ce nombre étant déterminé lors de la conception du plan sur la base des spécifications des risques admissibles.

L'acceptation du lot serait déterminée par un critère d'acceptation, comme suit:

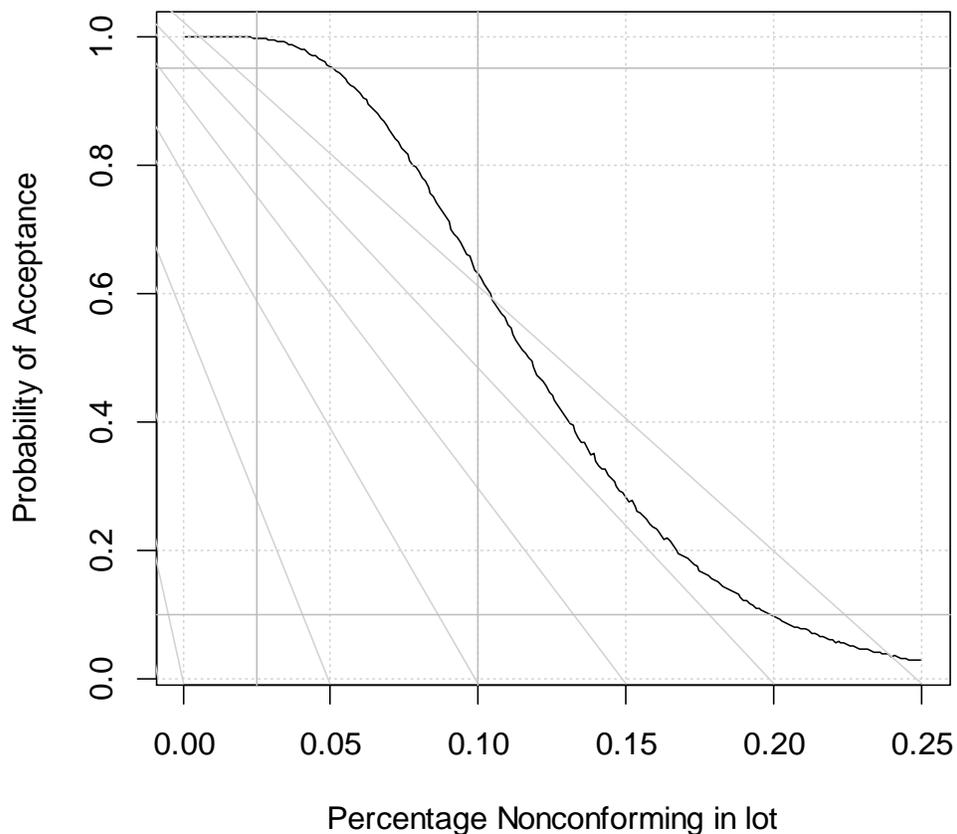
$P - k \times s \geq L$ où P est le résultat de l'essai ou le résultat moyen de l'essai et $s = \sqrt{P(1-P)/\theta}$, L est la limite minimale (10 ppm) et k est la constante d'acceptabilité du plan.

Les données historiques doivent d'abord être analysées pour estimer le paramètre de précision θ , mais une valeur hypothétique du paramètre de précision de $\theta = 44 \times 10^6$ a été utilisée dans l'exemple suivant.

En utilisant les mêmes risques pour le consommateur et le producteur que pour les protéines et l'humidité ci-dessus (5 % de chances de rejeter les lots contenant 5 % de produits non conformes et 10 % de chances d'accepter les lots contenant 20 % de produits non conformes), le plan résultant est ($m=13$, $k=1,20$), c'est-à-dire qu'un échantillon composite serait formé à partir de 13 sous-échantillons prélevés aléatoirement dans le lot et l'échantillon composite serait testé une fois pour produire l'estimation de «P».

Un plan d'échantillonnage peut être établi à l'aide de l'application 10. La Courbe d'efficacité de ce plan est présentée ci-dessous.

Operating Characteristic for Beta Plan ($m = 20$, $k = 1.55$)

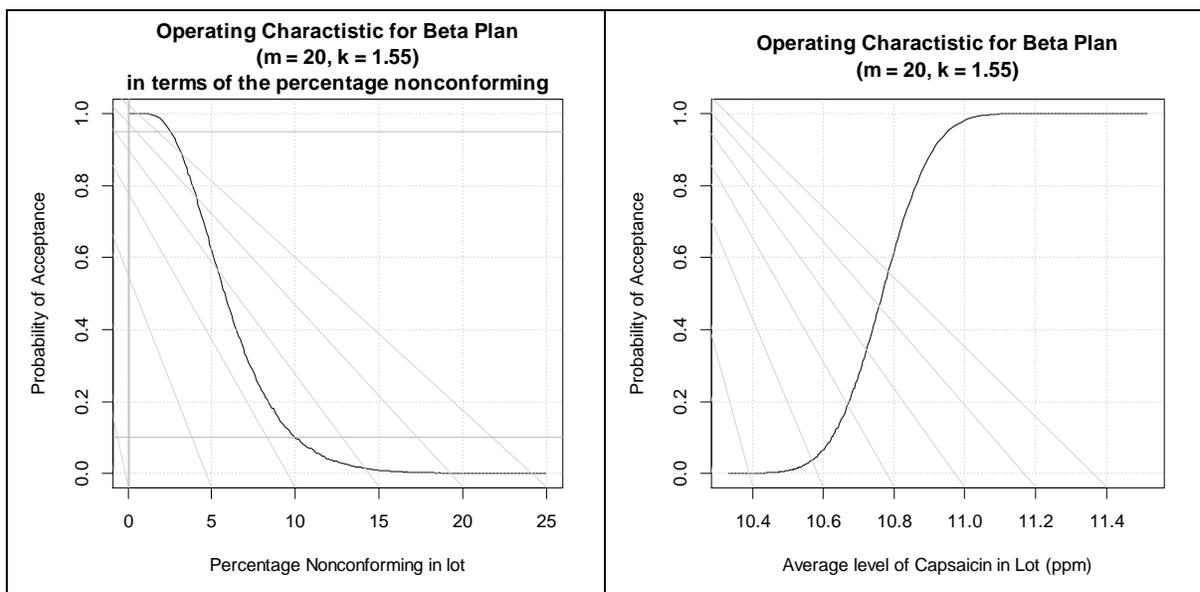


Si toutefois nous décidons que la capsaïcine est un paramètre plus critique pour le produit, nous souhaiterons peut-être réduire le risque pour le consommateur – au lieu de diminuer les chances d'acceptation au niveau de la CRQ, nous pouvons réduire la CRQ elle-même à 10 %, et également réduire la PRQ à 2,5%.

Niveau de qualité du risque du consommateur (CRQ)	
Quel pourcentage de non-conformités autoriseriez-vous dans les lots que vous voudriez <u>rejeter</u> la plupart du temps ?	10 %
À quelle fréquence voudriez-vous <u>accepter</u> de tels lots (par défaut = 10 %) ?	10 %
Niveau de qualité du risque du producteur (PRQ)	
Quel pourcentage de non conformités devrait être présent dans les lots que vous souhaiteriez <u>accepter</u> la plupart du temps ?	2,5 %
À quelle fréquence voudriez-vous <u>rejeter</u> de tels lots (par défaut = 5 %) ?	5 %

Le plan d'échantillonnage correspondant est ($m=20$, $k=1,55$), c'est-à-dire qu'un échantillon composite sera formé à partir de 18 sous-échantillons prélevés aléatoirement dans le lot et le critère d'acceptation utilisera un multiplicateur de l'écart type de $k=1,55$.

La courbe d'efficacité de ce plan est indiquée ci-dessous, en termes de pourcentage de non conformités dans un lot et de teneur moyenne en capsaïcine.



4 Le contexte des plans d'échantillonnage pour acceptation

4.1 Plans par attributs

Les plans par attributs à deux classes sont basés sur la distribution binomiale; pour le plan (n , c), la probabilité d'acceptation est indiquée par la formule suivante:

$$Prob\ acceptance = \sum_{k=0}^c \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}$$

où p est la proportion non conforme dans le lot. Cette formule peut être utilisée pour calculer la probabilité d'acceptation pour tout niveau de non conformité p , afin de construire la courbe d'efficacité.

Cette expression peut être évaluée de manière pratique à l'aide de la fonction Excel BINOM.DIST().

Exemple: la probabilité d'accepter un lot dans lequel $p=10\%$ des éléments sont non conformes, en utilisant le plan d'échantillonnage ($n=10$, $c=1$) est indiquée par

$$\text{BINOM.DIST}(1,10,0.1,\text{TRUE}) = 0.736$$

ou bien par la formule:

$$p_{acc} = \binom{10}{0} 0.9^{10} + \binom{10}{1} 0.9^9 \times 0.1 = 0.9^{10} + 10 \times 0.9^9 \times 0.1 = 0.736$$

Cependant, si le niveau non conforme varie d'un lot à l'autre, cette courbe d'efficacité OC ne reflétera pas correctement la probabilité d'acceptation à long terme de ce plan; une solution proposée par Calvin (voir Références) consiste à décrire la variation du niveau conforme par une distribution bêta, auquel cas la probabilité d'acceptation à long terme sera indiquée par une distribution Polya.

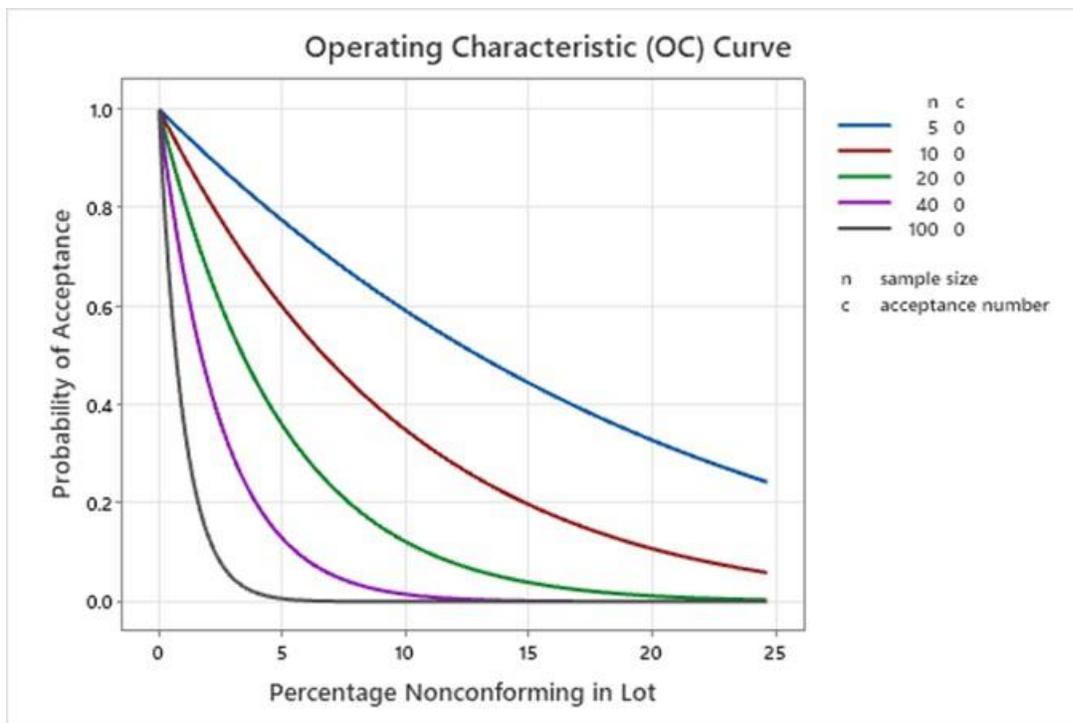
4.1.1 Plans d'échantillonnage à critère d'acceptation zéro

Voir CXG 50-2004 4.2.5 Plans d'échantillonnage à critère d'acceptation zéro.

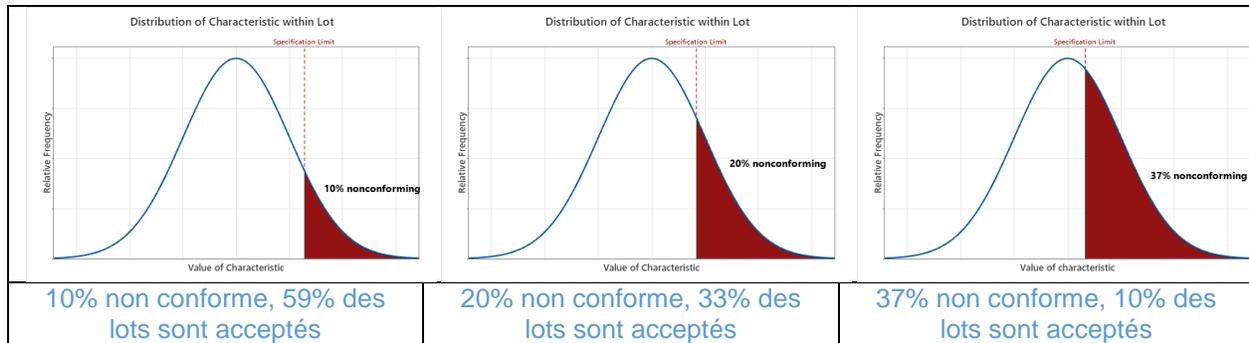
Les plans d'échantillonnage à critère d'acceptation zéro (ZAN) représentent un cas particulier des plans à deux classes dans lesquels le critère d'acceptation est égal à zéro ($c = 0$). Ils sont utilisés dans des situations plus critiques telles que les agents pathogènes ou les corps étrangers où seul le risque pour le consommateur est pris en compte directement et l'acceptation des lots exige que des éléments non conformes ne soient pas détectés lors du contrôle.

Les plans ZAN sont couramment utilisés, apparemment sur la base de la philosophie du zéro défaut et de l'idée que si $c > 0$, les lots contenant des produits non conformes sont acceptés.

Les courbes d'efficacité pour plusieurs plans ZAN sont présentées ci-dessous:



Toutefois, les plans ZAN ne peuvent pas garantir que les lots qui ont passé le contrôle ne contiennent pas d'éléments non conformes; quel que soit le plan utilisé, il y aura toujours un risque d'accepter un lot contenant un certain niveau de produits non conformes. Ce qui suit montre la probabilité d'accepter un lot pour différents niveaux de non-conformités, en utilisant le plan d'échantillonnage ($n=5$, $c=0$).



Le nombre d'échantillons n peut être calculé directement à l'aide de la formule:

$$CR = (1 - CRQ)^n \text{ ou bien } n = \log(CR) / \log(1 - CRQ)$$

Les résultats typiques qui sont souvent exprimés en termes de qualité dans le lot sont les suivants:

- Si nous sélectionnons 60 éléments, pris au hasard dans un «lot», et que nous ne trouvons aucun de ces éléments non conformes, nous pouvons affirmer avec 95 % de confiance qu'il n'y a pas plus de 5 % de TOUS les éléments du lot qui sont non conformes.
- Si nous sélectionnons 150 éléments, pris au hasard dans un «lot», et que nous ne trouvons aucun de ces éléments non conformes, nous pouvons affirmer avec 95 % de confiance qu'il n'y a pas plus de 2 % de TOUS les éléments du lot qui sont non conformes.
- Si nous sélectionnons 300 éléments, pris au hasard dans un «lot», et que nous ne trouvons aucun de ces éléments non conformes, nous pouvons affirmer avec 95 % de confiance qu'il n'y a pas plus de 1 % de TOUS les éléments du lot qui sont non conformes.

Si un ou plusieurs éléments non conformes ont été trouvés, il est encore possible de se prononcer sur le niveau de qualité du lot.

Le fichier Excel pexact.xlsx inclus dans le progiciel peut être utilisé pour calculer les intervalles de confiance à 95 % pour le niveau de non conformités dans un lot, ou le nombre total de défauts dans un lot, pour n'importe quel nombre d'éléments non conformes ou de défauts trouvés dans l'échantillon, en notant qu'un élément individuel peut avoir plus d'un seul défaut:

- La fiche Binomiale calcule les intervalles de confiance à 95 % pour le niveau de conformité des éléments individuels dans l'ensemble du lot.
- La fiche Poisson calcule les intervalles de confiance à 95 % pour le nombre de défauts dans l'ensemble du lot. Ces limites peuvent être converties en taux en les divisant par le nombre d'éléments examinés.

[fichier Excel, formules en annexe]



pexact.xlsx

Exemples:

Le cas binomial

Si $n=60$ éléments ont été examinés et que $c=2$ de ces 60 éléments ont été jugés non conformes, le pourcentage estimé d'éléments non conformes dans le lot est de $2/60 = 3,33 \%$, et avec un niveau de confiance de 95 %, le niveau de non conformité dans le lot se situe entre 0,41 % et 11,53 %.

Le cas Poisson

Si 60 éléments ont été examinés et que 5 défauts ont été trouvés, avec éventuellement plus d'un défaut trouvé sur un seul élément, alors avec un niveau de confiance de 95%, le nombre de défauts dans le lot se situe entre 1,62 et 11,67. Ces chiffres pourraient être exprimés comme des taux de défauts de $1,62 \cdot 100/60 = 2,7$ à $11,67 \cdot 100/60 = 19,45$ défauts pour 100 éléments, ce qui revient au même.

4.1.2 Pourquoi la valeur de c dans les plans par attributs ne doit pas être zéro

En général, si les risques du consommateur et du producteur sont spécifiés dans la conception du plan, comme cela pourrait être le cas pour des caractéristiques de sécurité non alimentaires telles que les défauts de produits, il est peu probable que les critères d'acceptation, les valeurs c, soient égaux à zéro. Il convient de noter que des échantillons de taille relativement importante (et des critères d'acceptation élevés) peuvent être nécessaires pour les plans dont le rapport d'efficacité (CRQ/PRQ) est faible.

4.1.3 Plans d'échantillonnage avec ($n=1$, $c=0$)

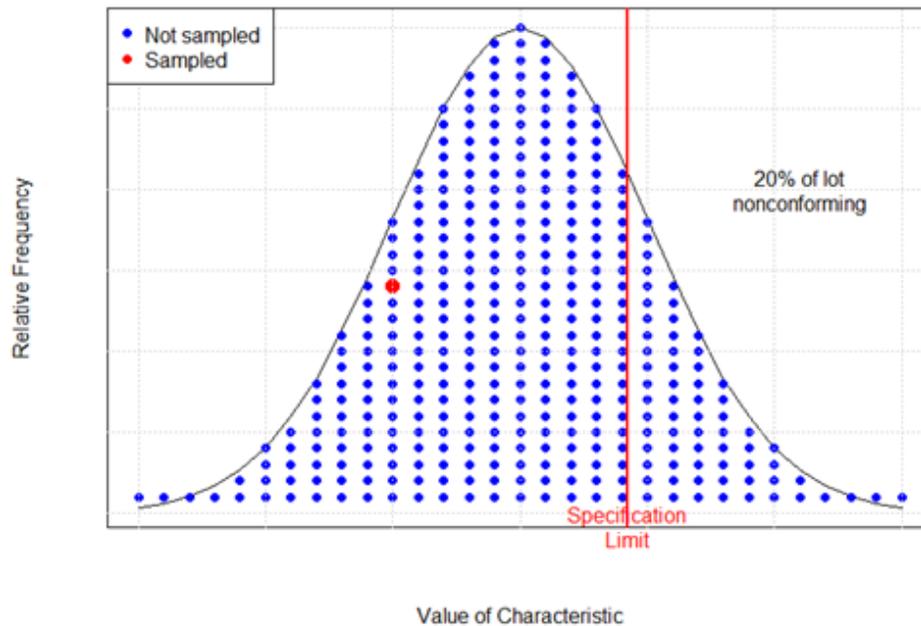
Ces plans d'échantillonnage, souvent utilisés en classant les données de variables comme des attributs, sont couramment utilisés pour le contrôle des contaminants et plus largement, avec ou sans prise en compte de l'incertitude de mesure (MU).

Pour les contaminants, ces plans reposent sur une hypothèse d'homogénéité et peut-être aussi sur les décalages généralement importants entre les limites de décision utilisées dans ces plans et les niveaux de sécurité alimentaire, de sorte qu'il n'est peut-être pas nécessaire de tenir compte de l'incertitude de mesure. Cependant, il existe un risque considérable d'accepter à tort un lot non conforme si ce lot n'était pas homogène.

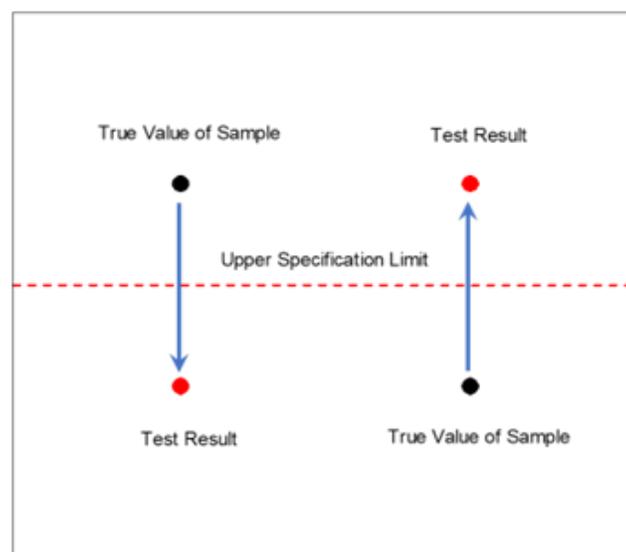
Pour d'autres caractéristiques, les plans ($n=1$, $c=0$) sont souvent utilisés mais peuvent ne pas fournir aux consommateurs le niveau d'assurance souhaité. Les raisons peuvent en être les suivantes:

- Tenter de réduire au minimum le coût des essais,
- Ignorer les principes de l'échantillonnage,
- Effectuer un contrôle ponctuel de la conformité du lot, ce qui est potentiellement injuste à l'égard des producteurs, sans aucune intention de protéger le risque pour les consommateurs; cette pratique donne souvent lieu à des plaintes, l'idée étant largement répandue que si des éléments/échantillons non conformes sont trouvés lors du contrôle, alors le lot entier est non conforme.

Le problème fondamental concernant les plans ($n=1$, $c=0$) est que les décisions d'acceptation ou de rejet ne sont pas nécessairement liées à la qualité des lots (voir CXG 50-2004, section 2.2). Les diagrammes suivants montrent les risques potentiels liés à l'utilisation des plans d'échantillonnage ($n=1$, $c=0$). Le premier graphique montre le risque de prendre une décision incorrecte en raison d'une erreur d'échantillonnage. Lorsque 20 % du lot est non conforme, il y a 80 % de chances de ne pas trouver d'échantillon non conforme si un seul échantillon est prélevé, en supposant que l'incertitude de mesure est négligeable.



Le second graphique montre le risque de prendre une décision incorrecte en raison de l'incertitude de mesure de l'analyse.



Les plans ($n=1$, $c=0$) ont été étendus pour inclure une tolérance pour l'incertitude de mesure [diagramme CXG 54-2004].

Toutefois, ces plans ne peuvent pas être simplement étendus au contrôle des lots en incluant des composants d'échantillonnage dans l'incertitude de mesure tout en permettant de contrôler les risques du producteur et du consommateur (PR et CR) à des niveaux spécifiés. Étant donné qu'un résultat unique est

une estimation de la moyenne d'un lot, cela revient à évaluer la conformité du niveau moyen du lot en le comparant à une limite maximale ou minimale pour l'ensemble de la distribution. Cette comparaison reste inappropriée, que l'on tienne compte ou non de l'incertitude de l'échantillonnage.

Des «guard-bands» sont parfois appliquées, mais leur utilisation peut être injuste à l'égard des producteurs.

Si la caractéristique est une proportion liée à la composition, il est possible, à condition que l'incertitude de mesure soit négligeable, de concevoir un plan d'échantillonnage qui permette de contrôler à la fois les risques du producteur et ceux du consommateur, mais qui n'exige qu'un seul essai d'un échantillon composite.

Voir l'exemple dans la section 3.3.2. des études de cas

La section 5.7 traite des plans d'échantillonnage bayésiens qui permettent de concevoir des plans contrôlant les risques pour les producteurs et les consommateurs tout en ne nécessitant que des échantillons de petite taille.

4.2 Plans aux mesures

Dans le cas des plans aux mesures, une fois que PR, CR, PRQ et CRQ ont été spécifiés, la taille de l'échantillon n et le critère d'acceptation k peuvent être calculés, comme suit:

$$k = \frac{z_{1-PR} \cdot z_{1-CRQ} - z_{1-PRQ} \cdot z_{CR}}{z_{1-PR} - z_{CR}}$$

où $0 < p < 1$, z_p désigne le quantile unilatéral d'une distribution normale standard, c'est-à-dire

$$\mathcal{P}(X \leq z_p) = p$$

pour

$$X \sim \mathcal{N}(0,1).$$

Dans Excel, ces quantiles peuvent être calculés au moyen de la fonction NORM.S.INV(p).

Dans le cas où l'écart type du lot est connu (méthode σ), la taille de l'échantillon peut être déterminée comme suit:

$$n = \left(\frac{z_{CR} - z_{1-PR}}{z_{1-CRQ} - z_{1-PRQ}} \right)^2$$

Dans le cas où l'écart type du lot n'est pas connu (méthode s), l'expression ci-dessus pour n doit être multipliée par le facteur $1 + \frac{k^2}{2}$.

La dérivation de ce concept est très instructive et figure à l'annexe A.2.

[Ces formules sont intégrées dans l'application 1]

4.2.1 Variabilité à l'intérieur d'un élément

Une grande variabilité entre les résultats d'essai obtenus à partir de différentes portions d'essai prélevées sur le même élément peut également avoir une incidence sur l'estimation de l'écart type du lot, si ce dernier est calculé sur la base des résultats d'essai obtenus à partir d'un échantillon de n éléments.

En théorie, les variations au sein des éléments ne devraient pas affecter l'évaluation des lots (puisque la conformité des éléments est définie en termes de valeur moyenne d'un élément). Cependant, les variations à l'intérieur des éléments auront un impact sur les résultats des essais et donc sur l'évaluation du lot. En d'autres termes, la variation intra-élément peut gonfler la variation observée entre les résultats des essais spécifiques aux éléments, augmentant ainsi la probabilité de rejet du lot.

Par conséquent, dans l'échantillonnage pour acceptation, la variation à l'intérieur des éléments joue un rôle similaire à l'incertitude de mesure. En effet, on peut se demander si la variation intra-élément doit être considérée comme une composante de l'incertitude de mesure. Au sens strict du terme – dans la mesure où un élément correspond à l'échantillon de laboratoire – la variation au sein d'un élément doit être incluse dans l'incertitude de mesure *analytique*. Toutefois, en ce qui concerne l'échantillonnage pour acceptation, il est opportun de considérer l'incertitude de mesure analytique et la variation intra-élément comme deux

sources distinctes de variation aléatoire. La raison en est que toute estimation disponible de l'incertitude de mesure analytique peut refléter ou non la variation intra-élément réellement observée dans le lot examiné.

Dans cette section, deux modèles seront examinés, décrits pour la première fois par Uhlig (2024). Ces deux modèles peuvent être utilisés pour analyser le rapport entre la variabilité intra- et inter-éléments, et permettre ainsi une estimation de l'écart type du lot qui est corrigé pour toute variabilité inter-éléments.

Dans le premier modèle, on suppose que le processus de production est orienté élément de produit dans le sens où – en raison du processus de production – on peut s'attendre à ce que l'écart type réel du lot (variabilité entre les éléments) soit proche de zéro, même s'il existe une variabilité intra-éléments considérable. C'est le cas si un volume donné de la substance examinée est ajouté séparément à chaque élément. Dans ce modèle, on suppose que s'il y a m prises d'essai possibles dans un élément donné, les m résultats d'essai correspondants sont corrélés: si la concentration est relativement élevée dans l'une des parties de l'essai, la concentration dans les autres parties doit apporter une «compensation» en restant faible.

Dans le deuxième modèle, on suppose que le processus de production est orienté vers les lots dans le sens où des variations intra- et inter-éléments peuvent être observées à la fois. C'est le cas si un volume donné de la substance examinée est ajouté au matériau en vrac (le « lot ») dont les éléments sont ensuite extraits. Dans ce modèle, la concentration intra-élément i n'est plus limitée comme dans le modèle 1. Elle est plutôt «libre» de refléter la somme des prises d'essai qui le composent.

Les deux modèles sont décrits et illustrés par des exemples. En outre, il sera montré comment obtenir une estimation de la variabilité inter-éléments qui est corrigée pour la variabilité intra-élément.

4.3 Le rôle de l'incertitude de mesure dans l'échantillonnage pour acceptation

Le calcul de la probabilité d'acceptation et la forme du critère d'acceptabilité doivent tenir compte de la manière dont les composantes d'échantillonnage et d'analyse de l'incertitude de mesure totale sont affectées par toute préparation d'un échantillon composite ou par tout calcul de moyenne des résultats effectués dans le cadre de l'ensemble des procédures d'échantillonnage, de sous-échantillonnage, de préparation des échantillons et d'analyse pour le plan.

Les exemples suivants illustrent les principes de base, où:

σ_r est l'écart type de répétabilité.

σ_L est l'écart type qui représente le biais du laboratoire.

σ_R est l'écart type de reproductibilité.

u est l'incertitude de mesure normalisée

σ est l'écart type du lot

1. Un échantillon unique est prélevé du lot.

$$u = \sigma_R = \sqrt{\sigma_L^2 + \sigma_r^2}$$

Ceci est la composante analytique de l'incertitude de mesure.

2. Un échantillon unique est prélevé du lot qui représente le niveau moyen du lot.

$$u = \sqrt{\sigma^2 + \sigma_L^2 + \sigma_r^2}$$

3. n échantillons sont prélevés sur le lot, ils sont testés et la moyenne de leurs résultats permet d'estimer le niveau moyen

$$u = \sqrt{\frac{\sigma^2}{n} + \sigma_L^2 + \frac{\sigma_r^2}{n}}$$

4. Un échantillon composite comprenant n sous-échantillons est testé une fois pour fournir une estimation du niveau moyen.

$$u = \sqrt{\frac{\sigma^2}{n} + \sigma_L^2 + \sigma_r^2}$$

5. n échantillons sont prélevés sur le lot, chacun est testé m fois et les résultats sont calculés en moyennes pour estimer le niveau moyen

$$u = \sqrt{\frac{\sigma^2}{nm} + \sigma_L^2 + \frac{\sigma_r^2}{nm}}$$

Voir la section 5.4 pour plus d'informations sur le rôle de l'incertitude de mesure dans l'échantillonnage pour acceptation.

Les *Directives sur l'incertitude de mesure* (CXG 54-2004) et le document d'information contiennent davantage d'informations sur l'estimation de l'incertitude de mesure; l'une des principales références est la norme ISO 5725, parties 1 et 2.

L'écart type du lot peut être estimé à l'aide de la méthode en double. La méthode de Hahn (voir section 3.2.2) peut également être utilisée pour ajuster les écarts types observés en fonction de l'incertitude du type de répétabilité, ce qui évite de devoir tester les échantillons en double. L'une ou l'autre approche pourrait être appliquée aux estimations des écarts types des lots obtenues à partir de l'analyse des données d'une série de lots; ces écarts types pourraient être considérés comme connus si la variation à l'intérieur du lot était cohérente d'un lot à l'autre, ce qui permettrait de réduire le nombre d'échantillons requis par le plan d'échantillonnage.

Le guide Eurachem sur l'incertitude de mesure résultant de l'échantillonnage contient des informations sur le processus d'estimation et l'utilisation de cartes de contrôle pour le suivi de la cohérence.

4.4 Plans par attributs-plans aux mesures combinés

Il est possible de modifier le critère d'acceptation des plans aux mesures en incluant une exigence supplémentaire pour les résultats analytiques individuels, généralement qu'aucun des résultats ne dépasse la limite de spécification. Cela conduit à un plan par attributs-plan aux mesures combiné.

Cette exigence supplémentaire réduira la probabilité d'acceptation, la diminution étant évidemment plus importante à des niveaux de non conformités plus élevés.

Voir CXG 50-2004 Section 5.2.9

4.5 Plans en plusieurs étapes

Dans les plans en plusieurs étapes, le contrôle est effectué en plusieurs étapes, le plus souvent en deux étapes. À chaque étape, un nombre déterminé d'échantillons est prélevé et testé, bien qu'en pratique, un plus grand nombre d'échantillons puisse être prélevé à la première étape au cas où ils devraient être testés à l'étape 2:

- si les résultats répondent au critère d'acceptation pour cette étape, le lot est accepté sans qu'aucun autre contrôle ne soit nécessaire.
- Si les résultats répondent au critère de rejet pour cette étape, le lot est rejeté.
- Si aucun des deux critères n'est rempli, l'échantillonnage passe à l'étape suivante [s'il y en a une].

L'exemple suivant illustre le fonctionnement d'un plan d'échantillonnage par attributs à deux étapes. Cet exemple est basé sur un risque pour le producteur de 5 % à un niveau de qualité de 1 % non conforme et un risque pour le consommateur de 10 % à un niveau de qualité de 5 % non-conforme.

Étape 1:

n1 = 88 échantillons sont prélevés aléatoirement dans un lot.

- Si un seul élément non conforme a été trouvé, le lot est accepté.

- Si quatre éléments non conformes ou plus ont été trouvés, le lot est rejeté.
- Si deux ou trois éléments non conformes ont été trouvés, il faut passer à l'étape 2.

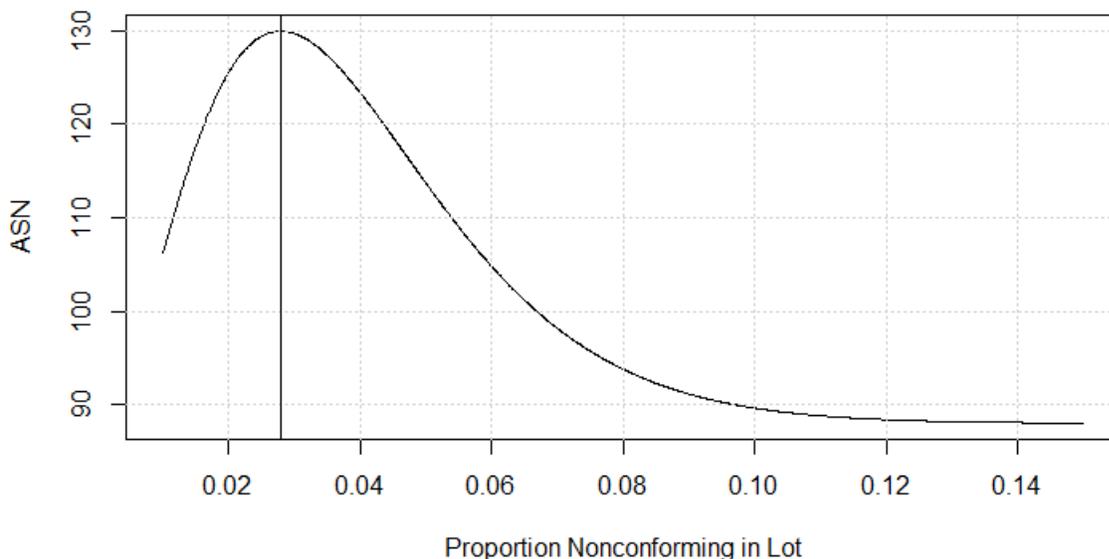
Étape 2:

$n_1 = 88$ échantillons supplémentaires sont prélevés aléatoirement dans un lot.

- Si un maximum de quatre éléments non conforme ont été trouvé au cours des deux étapes, le lot est accepté.
- Si cinq éléments non conformes ou plus ont été trouvés au cours des deux étapes, le lot est rejeté.

Le principal avantage des plans en plusieurs étapes est la réduction de la taille moyenne globale de l'échantillon par rapport à la taille de l'échantillon d'un plan en une seule étape pour le même contrôle des risques du producteur et du consommateur; beaucoup de lots de très bonne qualité sont acceptés et beaucoup de lots de très mauvaise qualité sont rejetés à la première étape. Toutefois, les plans en plusieurs étapes présentent l'inconvénient d'augmenter les coûts administratifs et autres et de retarder la décision finale sur le sort des lots marginaux.

Le nombre moyen d'échantillons (ASN) maximum pour un plan d'échantillonnage à deux étapes est $n_1 + n_2 = 130$ environ, à un niveau de qualité d'environ 2,8 % de non conformité, mais il est considérablement inférieur à d'autres niveaux de non conformité.



Le plan d'échantillonnage unique correspondant est ($n=132$, $c=3$).

4.6 Lots composés de matériaux en vrac

Cette section fournit des informations sur la conception des plans pour les matériaux en vrac, en particulier en ce qui concerne les plans visant à évaluer la conformité du niveau moyen à une limite maximale ou minimale, qui sont souvent utilisés pour les contaminants chimiques. En particulier, cette section présente:

- La portée, une certaine compréhension, quelques propriétés de base des plans d'échantillonnage pour les matériaux en vrac et la «motivation» pour leur utilisation.
- Un examen de la norme ISO 10725, Plans d'échantillonnage pour acceptation et procédures pour le contrôle des matériaux en vrac, notamment pour l'évaluation du niveau moyen.

- L'échantillonnage en vue d'acceptation pour les aflatoxines, en particulier les plans décrits dans l'ouvrage de Whitaker, y compris l'explication des tableaux de la *Norme générale pour les contaminants et les toxines présents dans les produits de consommation humaine et animale* (CXS 193-1995).

Les sujets suivants ne font pas l'objet de conseils détaillés en raison de la complexité statistique qu'ils impliquent; il est recommandé aux utilisateurs de demander l'aide d'un statisticien:

- La caractérisation de l'hétérogénéité dans l'échantillonnage pour les matériaux en vrac, répartition de l'hétérogénéité totale en différentes composantes.
- La conception de plans d'échantillonnage pour les matériaux en vrac afin d'évaluer la conformité par rapport à des limites minimales ou maximales.

Note : les plans relatifs aux matériaux en vrac sont généralement ponctuels, c'est-à-dire applicables à une situation spécifique ou à une étendue limitée de situations, et ne sont donc pas nécessairement transférables à d'autres matrices ou caractéristiques.

Bicking définit le processus suivant pour la conception de plans d'échantillonnage pour les matériaux en vrac:

1. Indiquer le problème pour lequel une estimation de la valeur moyenne est nécessaire.
2. Recueillir des informations sur les propriétés pertinentes du matériau (moyennes et composantes de la variance des propriétés).
3. Identifier les éléments de variation dans le processus global d'échantillonnage et d'essai qui pourraient être pertinents pour les options du plan d'échantillonnage envisagé.
4. Estimer ces composantes à l'aide d'un modèle statistique approprié (on utilise souvent des modèles «hiérarchiques»).
5. Envisager différentes approches en tenant compte du coût, de la précision et des difficultés.
6. Évaluer ces plans en termes de coût de l'échantillonnage et des tests, de retard, de temps de supervision et de commodité.
7. Calculer les écarts types associés aux estimations des niveaux moyens pour ces plans et leur incertitude (degrés de liberté).
8. A titre provisoire, choisir un plan dans l'une de ces approches.
9. Réexaminer les étapes précédentes.

4.6.1 Plans d'échantillonnage pour le niveau moyen concernant les matériaux en vrac

Il est possible que le plan choisi soit plus économique si le coût associé à l'étape initiale de l'échantillonnage est faible et que davantage de prélèvements soient effectués pour améliorer la précision de l'estimation du niveau moyen.

Les critères d'acceptation seront de la forme suivante: $\bar{x} + k \cdot S \leq USL$ pour la limite de spécification supérieure (USL) pour le niveau moyen.

4.6.2 ISO 10725

[Cette norme suit le travail de Schilling et elle est traitée dans son livre qui est disponible en ligne].

Voir la section des références.

La norme ISO10725 décrit des procédures pour la conception de plans d'échantillonnage en vue de l'évaluation des niveaux moyens des lots, sur la base d'un modèle à trois composantes:

- Un certain nombre de prélèvements sont effectués sur le lot et combinés pour former des échantillons composites.
- Des prises d'essai sont prélevées sur chacun des échantillons composites bien mélangés.
- Chaque prise d'essai est testée plusieurs fois.

Outre la variation de chaque composante, la norme permet également de prendre en compte les coûts réels (ou relatifs) de chaque étape pour obtenir des plans optimaux en termes de coûts pour des niveaux spécifiés de risques pour le producteur et le consommateur.

On suppose que les écarts types et les coûts de chacune des étapes sont connus, mais la norme contient des procédures permettant de gérer les situations dans lesquelles les coûts ou les écarts types ne sont pas connus.

4.6.3 Plans d'échantillonnage pour les aflatoxines (CXS 193-1995)

Introduction

Whitaker et al. ont analysé 46 années de données de laboratoire afin d'obtenir des estimations des composantes de variation d'un échantillon à l'autre, de sous-échantillonnage et des composantes analytiques de la variation pour chacun des lots dans les données où une contamination significative a été trouvée. Suite à cette analyse, des équations de type Horwitz ont été dérivées pour chacune de ces trois composantes de variance en termes de concentration moyenne d'aflatoxine.

La norme Codex 193 montre la répartition de la variation totale des aflatoxines dans les noix, par exemple, en termes de composantes S_s^2 , S_{sp}^2 et S_a^2 , en raison respectivement de l'échantillonnage, du sous-échantillonnage et des essais. Il est à noter que les dispositions pour les aflatoxines sont exprimées en termes de niveaux moyens dans un lot; ces plans emploient des compensations importantes entre les limites et les niveaux auxquels les aliments deviennent impropres à la consommation afin d'assurer la protection des consommateurs (voir CXG 50-2004 4.3.5 Plans pour le niveau moyen dans le lot).

Table 1. Variances^a associated with the aflatoxin test procedure for each treenut

Test procedure	Almonds	Hazelnuts	Pistachios	Shelled Brazil nuts
Sampling ^{b,c}	$S_s^2 = (7\ 730/ns) 5.759C^{1.561}$	$S_s^2 = (10\ 000/ns) 4.291C^{1.809}$	$S_s^2 = 8\ 000/ns) 7.913C^{1.475}$	$S_s^2 = (1\ 850/ns) 4.8616C^{1.889}$
Sample Prep ^d	$S_{sp}^2 = (100/nss) 0.170C^{1.646}$	$S_{sp}^2 = (50/nss) 0.021C^{1.545}$	$S_{sp}^2 = (25/nss) 2.334C^{1.522}$	$S_{sp}^2 = (50/nss) 0.0306C^{0.832}$
Analytical ^e	$S_a^2 = (1/na) 0.0484C^{2.0}$	$S_a^2 = (1/na) 0.0484C^{2.0}$	$S_a^2 = (1/na) 0.0484C^{2.0}$	experimental $S_a^2 = (1/n) 0.0164C^{1.117}$ or FAPAS $S_a^2 = (1/n) 0.0484C^{2.0}$
Total variance	$S_s^2 + S_{sp}^2 + S_a^2$	$S_s^2 + S_{sp}^2 + S_a^2$	$S_s^2 + S_{sp}^2 + S_a^2$	$S_s^2 + S_{sp}^2 + S_a^2$

Le plan d'échantillonnage est défini en termes de la taille de l'échantillon de laboratoire n_s , la taille de la prise d'essai n_{ss} et le nombre d'aliquotes n_a , le nombre d'échantillons analytiques prélevés sur chaque sous-échantillon. Les informations contenues dans ce tableau peuvent être utilisées pour calculer l'incertitude de la valeur moyenne estimée obtenue à l'aide de la procédure d'échantillonnage et donc la probabilité d'acceptation. Par exemple, la variance de l'estimation du niveau moyen pour les amandes est indiquée par:

$$S^2 = \frac{7730 \times 5.759}{n_s} C^{1.561} + \frac{100 \times 0.170}{n_{ss}} C^{1.646} + \frac{0.048}{n_a} C^2$$

Cette équation implique la procédure d'échantillonnage et d'essai suivante:

1. n_s d'échantillons sont prélevés sur le lot examiné.
2. Un échantillon composite est réalisé.
3. Un échantillon de laboratoire de la taille de n_{ss} grammes est prélevé de ce composite bien mélangé.
4. n_a des aliquotes sont prélevées sur ce sous-échantillon à des fins d'essai.

Dans les plans de la FAO relatifs aux mycotoxines, cette procédure peut être appliquée à plusieurs échantillons, mais les résultats des différents échantillons ne sont pas calculés en moyenne, mais comparés séparément à la limite.

Ce critère diffère du critère d'acceptation habituel pour l'évaluation de la conformité du niveau moyen pour les matières en vrac en général, qui serait de la forme suivante:

$$\bar{X} + t \times S \leq USL$$

où S est l'incertitude du niveau moyen, t est le multiplicateur de l'écart type dans le critère et USL est la limite de spécification supérieure pour la moyenne.

Il s'agit d'un autre exemple d'utilisation des compensations qui, dans ce cas, permettent de simplifier le critère d'acceptation.

La norme CXS 193-1995 décrit les détails opérationnels de la procédure d'échantillonnage et d'essai:

1. Un échantillon de 20 kg est prélevé (1000 amandes [décortiquées] par kg) sur un lot ou une partie de lot (sous-lot), avec une limite de 25 tonnes pour la taille du lot. Ces échantillons doivent être constitués d'un grand nombre de prélèvements plus petits, chacun d'entre eux ne devant pas être inférieur à 200 g. La norme CXS 193-1995 donne des indications sur le nombre de prélèvements, en termes de taille d'échantillon.
2. L'ensemble de l'échantillon est broyé pour obtenir une taille de particule uniforme et un échantillon soigneusement mélangé.
3. Une prise d'essai d'au moins $n_{ss} = 50$ g est prélevée sur l'échantillon composite.
4. Un nombre (n_a) d'aliquotes est prélevé pour l'essai.
5. La moyenne des résultats de ces essais n_a est calculée. Cependant, il semble que la norme CXS 193-1995 suppose que seuls des essais uniques sont effectués ($n_a = 1$) et qu'habituellement un ou deux échantillons différents peuvent être testés et le lot est alors accepté à condition qu'aucun résultat ne dépasse la limite. Cela conduit à des probabilités d'acceptation différentes, en fonction du nombre d'échantillons prélevés.

Exemple – Amandes décortiquées destinées à une transformation ultérieure

Supposons que la concentration moyenne d'aflatoxines dans le lot soit $C = 8 \mu\text{g}/\text{kg}$ et que $n_s = 20000$, 20 kg @ 1000 fruits à coque décortiqués par kg ont été prélevés comme échantillon, puis cet échantillon a été broyé et un composite bien mélangé a été formé. Si un sous-échantillon de 50 g est prélevé et qu'une seule aliquote ($n_a=1$) est testée, l'écart type S représentant l'incertitude du niveau moyen serait:

$$S^2 = \frac{7730 \times 5.759}{20 \times 1000} 8^{1.561} + \frac{100 \times 0.170}{50} 8^{1.646} + \frac{0.048}{1} 8^2 = 70.67$$

Avec le résultat $S = 8,41$. La première composante, qui représente la variation échantillon par échantillon, est beaucoup plus importante que les deux autres.

Observations

L'outil FAO sur les mycotoxines pour l'évaluation des plans d'échantillonnage est disponible sur Internet à l'adresse suivante <http://tools.fstools.org/mycotoxins/>.

Cette formule ne tient compte que d'une seule composante de l'incertitude de mesure; il n'y a pas de prise en compte du biais lorsque des essais multiples sont effectués. L'outil permet aux utilisateurs de choisir si la variation interlaboratoires «intra-laboratoire» ou «entre laboratoires» est utilisée, en supposant que la variation interlaboratoires est le double du chiffre de la variation «intra-laboratoire» (ce qui est une hypothèse courante). Les tableaux ci-dessous montrent la variance intra-laboratoire.

La composante échantillonnage est incluse à l'aide d'une distribution supposée, le plus souvent la binomiale négative, une distribution distincte permettant de modéliser la contamination au niveau de la particule individuelle (par exemple le grain) ou de l'échantillon - en raison des faibles pourcentages (généralement moins de 1 %) de contamination et de la distribution extrême de la contamination intra-lots, des échantillons de très grande tailles sont nécessaires pour estimer la distribution.

La règle de décision pour les amandes destinées à une transformation ultérieure dans la norme CXS 193 est que le lot est accepté «si le résultat concernant les aflatoxines est inférieur à $15 \mu\text{g}/\text{kg}$ dans les deux échantillons...», de sorte que chaque résultat individuel est classé comme satisfaisant ou non satisfaisant

par rapport à la limite. Cependant, comme la composante analytique est faible par rapport à la composante d'échantillonnage, cela ne semble pas avoir d'importance.

Pour calculer les probabilités d'acceptation (et la courbe d'efficacité OC), nous devons connaître la distribution de la variation d'un échantillon à l'autre à l'intérieur d'un lot en vrac. Comme ci-dessus, Whitaker a supposé, la plupart du temps, que la variation d'un échantillon à l'autre suit une distribution binomiale négative.

La distribution binomiale négative est utilisée dans les situations où la variation est plus extrême que la distribution binomiale; elle est définie en termes de valeur moyenne et de variance.

$$\text{Average} = \mu; \text{Variance} = S^2 = \mu + \frac{\mu^2}{k}$$

où k est le facteur de dispersion qui tient compte de la variation supplémentaire.

Pour calculer la probabilité théorique d'acceptation à une concentration C d'aflatoxine, Whitaker a utilisé la «méthode des moments», assimilant la concentration théorique C à la moyenne et l'estimation de S^2 à la variance, à savoir

$$\mu = C \text{ and } S^2 = C + \frac{C^2}{k}$$

La deuxième équation est résolue pour déterminer k et la probabilité d'acceptation est calculée. Ce processus doit être répété pour chaque valeur de C, car S^2 dépend de C.

Composantes de la variance des plans d'échantillonnage pour les aflatoxines

Study #	Mycotoxin	Commodity	References	Variance			Mycotoxin Test Procedure				Distribution Among Sample Test Results
				Sampling (S^2_s)	Sample Preparation (S^2_{sp})	Analytical (Within Lab) (S^2_a)	Laboratory Sample Size (ns)	Comminuted Test Portion Size (nss)	Number of Aliquots (na)	Concentration (C)	
1	Aflatoxin	Shelled Peanuts	1, 2, 3, 34	(10,644/ns)9.19C ^{1.335}	(275/nss)0.294C ^{1.729}	(1/na)0.083C ^{1.664}	Number of shelled kernels (1,952ker/kg)	Mass (g) Dry Comminution USDA mill powder	Number of aliquots quantified by HPLC from Ref 34	ng/g (ppb) aflatoxin total	Negative Binomial
2	Aflatoxin	Cottonseed	4, 5, 6, 34	(43,200/ns)6.776C ^{1.344}	(200/nss)0.180C ^{1.3508}	(1/na)0.086C ^{1.667}	Number of seed (Hull removed) (19,031ker/kg)	Mass (g) Dry Comminution USDA mill powder	Number of aliquots quantified by HPLC from Ref 34	ng/g (ppb) aflatoxin either total or B1	Negative Binomial
3	Aflatoxin	Harvested Inshell Peanuts (Farmer's Stock)	7, 8, 9	(3713/ns)37.607C ^{1.161}	(100/nss)2.887C ^{1.401}	(1/na)0.083C ^{1.664}	Number of inshell pods (882pods/kg)	Mass (g) Dry Comminution VCM Paste	Number of aliquots quantified by HPLC from Ref 34	ng/g (ppb) aflatoxin total	Negative Binomial
4	Aflatoxin	Shelled Corn	10, 11, 12	(3,390/ns)11.36C ^{0.98}	(50/nss)1.254C ^{1.27}	(1/na)0.143C ^{1.16}	Number of shelled kernels (3,000ker/kg)	Mass (g) Dry Comminution Romer Powder	Number of aliquots quantified by HPLC	ng/g (ppb) aflatoxin total	Compound Gamma Used Negative Binomial
5	Aflatoxin	Shelled Almonds	13, 14, 15	(7,730/ns)5.759C ^{1.581}	(100/nss)0.170C ^{1.646}	(1/na)0.0041C ^{1.985}	Number of shelled kernels (773ker/kg)	Mass (g) Dry Comminution VCM Paste	Number of aliquots quantified by HPLC	ng/g (ppb) aflatoxin either total or B1	Negative Binomial
6	Aflatoxin	Inshell Almonds	13, 14, 15	(7,730/ns)5.759C ^{1.581}	(100/nss)0.170C ^{1.646}	(1/na)0.0041C ^{1.985}	Number of Inshell Nuts (309nuts/kg) Shell/ker Ratio = 60/40	Mass (g) Dry Comminution VCM Paste	Number of aliquots quantified by HPLC	ng/g (ppb) aflatoxin either total or B1	Negative Binomial
7	Aflatoxin	Shelled Hazelnuts	15, 16, 17	(10,000/ns)4.291C ^{1.609}	(50/nss)0.021C ^{1.645}	(1/na)0.0028C ^{1.990}	Number of shelled kernels (1,000ker/kg)	Mass (g) Dry Comminution VCM Paste	Number of aliquots quantified by HPLC	ng/g (ppb) aflatoxin either total or B1	Negative Binomial
8	Aflatoxin	Inshell Hazelnuts	15, 16, 17	(10,000/ns)4.291C ^{1.609}	(50/nss)0.021C ^{1.645}	(1/na)0.0028C ^{1.990}	Number of Inshell nuts (500Nuts/kg) Shell/Ker Ratio = 50/50	Mass (g) Dry Comminution VCM Paste	Number of aliquots quantified by HPLC	ng/g (ppb) aflatoxin either total or B1	Negative Binomial
9	Aflatoxin	Shelled Pistachios	15	(8,000/ns)7.913C ^{1.475}	(25/nss)2.334C ^{1.622}	(1/na)0.0368C ^{1.698}	Number of Shelled Kernels (1,600ker/kg)	Mass (g) Dry Comminution VCM Paste	Number of aliquots quantified by HPLC	ng/g (ppb) aflatoxin either total or B1	Negative Binomial
10	Aflatoxin	Inshell Pistachios	15	(8,000/ns)7.913C ^{1.475}	(25/nss)2.334C ^{1.622}	(1/na)0.0368C ^{1.698}	Number of Inshell Nuts (800nuts/kg) Shell/Ker Ratio = 50/50	Mass (g) Dry Comminution VCM Paste	Number of aliquots quantified by HPLC	ng/g (ppb) aflatoxin either total or B1	Negative Binomial

Study #	Mycotoxin	Commodity	References	Variance			Mycotoxin Test Procedure				Distribution Among Sample Test Results
				Sampling (S^2_s)	Sample Preparation (S^2_{sp})	Analytical (Within Lab) (S^2_a)	Laboratory Sample Size (ns)	Comminuted Test Portion Size (nss)	Number of Aliquots (na)	Concentration (C)	
11	Aflatoxin	Shelled Brazil Nuts	15	(1,850/ns)4.862C ^{1.889}	(50/nss)0.0306C ^{0.632}	(1/na)0.0164C ^{1.117}	Number of Shelled Kernels (185ker/kg)	Mass (g) Slurry (Water/Ker 1/1) Comminution	Number of aliquots quantified by HPLC	ng/g (ppb) aflatoxin either total or B1	Negative Binomial
12	Aflatoxin	Inshelled Brazil Nuts	15	(1,850/ns)4.862C ^{1.889}	(50/nss)0.0306C ^{0.632}	(1/na)0.0164C ^{1.117}	Number of Inshelled Nuts (93Nuts/kg) Shell/Ker Ratio=50/50	Mass (g) Slurry (Water/Ker 1/1) Comminution	Number of aliquots quantified by HPLC	ng/g (ppb) aflatoxin either total or B1	Negative Binomial
13	Aflatoxin	In Field Ear Corn	18	(600/ns)8.919C ^{2.230}	(50/nss)1.254C ^{1.27}	(1/na)0.143C ^{1.16}	Number of shelled kernels per ear 200 g ker/ear (3,000ker/kg)	Mass (g) Dry Comminution Romer Powder	Number of aliquots quantified by HPLC	ng/g (ppb) aflatoxin B1	Negative Binomial
14	Aflatoxin	In Field Farmer's Stock Peanuts	19	(116/ns)17.056C ^{1.668}	(100/nss)2.887C ^{1.401}	(1/na)0.083C ^{1.654}	Number of inshell pods (882pods/kg)	Mass (g) Dry Comminution VCM Paste	Number of aliquots quantified by HPLC from Ref 34	ng/g (ppb) aflatoxin total	Negative Binomial
15	Aflatoxin	Powdered Ginger in Capsules	20	(5/ns)0.138C ^{1.0}	No Test Portion, Entire Sample Extracted	(1/na)0.0178C ^{1.70}	5 g Laboratory Sample is also the 5 g Test Portion	No Test Portion, Entire Sample Extracted	Number of aliquots quantified by HPLC	ng/g (ppb) aflatoxin total	Normal
16	Aflatoxin	Powdered Ginger in 1-Lb Bags	21	(5/ns)4.218C ^{1.0}	No Test Portion, Entire Sample Extracted	(1/na)0.00349C ^{1.70}	5 g Laboratory Sample is also the 5 g Test Portion	No Test Portion, Entire Sample Extracted	Number of aliquots quantified by HPLC	ng/g (ppb) aflatoxin total	Normal
17	Aflatoxin	Dried Figs	Not Published	(590/ns)2.219C ^{1.433}	(55/nss)0.012C ^{1.465}	(1/na)0.006C ^{1.368}	Number of dried Figs (59 Figs/kg)	Mass (g) Slurry (Water/Ker 1/1) Comminution	Number of aliquots quantified by HPLC	ng/g (ppb) aflatoxin total	Negative Binomial
18	Fumonisin	Shelled Corn	22, 23, 24	(3,390/ns)0.033C ^{1.75}	(25/nss)0.011C ^{1.59}	(1/na)0.014C ^{1.44}	Number of shelled kernels (3,000ker/kg)	Mass (g) Dry Comminution Romer Powder	Number of aliquots quantified by HPLC	ug/g (ppm) Fumonisin either B1, B2, B3 or total	Compound Gamma Used Lognormal
19	Deoxynivalenol (DON)	Shelled Corn	25	(3,000/ns)0.202C ^{1.923}	(50/nss)0.0193C ^{1.140}	(1/na)0.0036C ^{1.507}	Number of shelled corn kernels (3,000ker/kg)	Mass (g) Dry Comminution Romer - 25 g	Number of aliquots quantified by Romer - Malone HPLC	ug/g (ppm) DON	Lognormal (not published)
20	Deoxynivalenol (DON)	Wheat	26	(13,620/ns)0.026C ^{0.833}	(25/nss)0.066C ^{0.833}	(1/na)0.026C ^{0.833}	Number of raw wheat kernels (30,000ker/kg)	Mass (g) Dry Comminution Romer 25 g	Number of aliquots quantified by Romer FluoroQuant	ug/g (ppm) DON	Lognormal (not published)

Study #	Mycotoxin	Commodity	References	Variance			Mycotoxin Test Procedure				Distribution Among Sample Test Results
				Sampling (S ² _s)	Sample Preparation (S ² _{sp})	Analytical (Within Lab) (S ² _a)	Laboratory Sample Size (ns)	Comminuted Test Portion Size (nss)	Number of Aliquots (na)	Concentration (C)	
21	Deoxynivalenol (DON)	Barley	27	(77,000/ns)0.0122C ^{0.847}	(50/nss)0.003C ^{1.956}	(1/na)0.0108C ^{1.065}	Number of raw barley kernels (30,800ker/kg)	Mass (g) Dry Comminution Romer 50 g	Number of aliquots quantified by Romer FluoroQuant	ug/g (ppm) DON	Lognormal (not published)
22	Ochratoxin A (OTA)	Green Coffee Beans	28, 29, 30	(1,500/ns)1.350C ^{1.090}	(25/nss)0.272C ^{1.646}	(1/na)0.008C ^{1.065}	Number of beans (1,500ker/kg)	Mass (g) Dry Comminution VCM Paste	Number of aliquots quantified by HPLC	ng/g (ppb) OTA total	Lognormal
23	Ochratoxin A (OTA)	Powdered Ginger in Capsules	20	(5/ns)0.108C ^{1.0}	No Test Portion, Entire Sample Extracted	(1/na)0.00654C ^{1.70}	5 g Laboratory Sample is also the 5 g Test Portion	No Test Portion, Entire Sample Extracted	Number of aliquots quantified by HPLC	ng/g (ppb) OTA total	Normal
24	Ochratoxin A (OTA)	Powdered Ginger in 1-Lb Bags	21	(5/ns)1.336C ^{1.0}	No Test Portion, Entire Sample Extracted	(1/na)0.00146C ^{1.70}	5 g Laboratory Sample is also the 5 g Test Portion	No Test Portion, Entire Sample Extracted	Number of aliquots quantified by HPLC	ng/g (ppb) OTA total	Normal
25	Ochratoxin A (OTA)	Oats	Not Published	(55,796/ns)1.440C ^{1.278}	(100/nss)0.0074C ^{1.638}	(1/na)0.0103C ^{1.58}	Number of raw oat kernels (27,898ker/kg)	Mass (g) Dry Comminution Retsch SR300 #20 Screen	Number of aliquots quantified by HPLC	ng/g (ppb) OTA total	Negative Binomial
26	Ochratoxin A (OTA)	Wheat	Not Published	(60,180/ns)1.557C ^{1.132}	(5/nss)0.207C ^{1.152}	(1/na)0.0204C ^{1.666}	Number of raw wheat kernels (30,090ker/kg)	Mass (g) Dry Comminution Retsch SR300 #20 Screen	Number of aliquots quantified by HPLC	ng/g (ppb) OTA total	Negative Binomial
27	FAPAS among lab variability		31			(1/na)0.0484C ^{2.000}					
28	Horwitz among lab variability (ppb)		32,33			(1/na)0.2048C ^{1.70}					
29	Whitaker, Horwitz, Analytical Variances - TLC, Immuno, HPLC		34			Among Lab = 2*Within Lab					
<p>Study 3 the sampling variance was calculated by subtracting analytical and sample prep variances from total variances for each of the three (2.26, 4.21, and 6.91 kg) sample sizes.</p> <p>Studies 13 and 14 measured only total variance. Used sample prep and analytical variances from studies 4 and 3, respectively.</p> <p>Study 28 analytical variance was determined for various methods, mycotoxins, and commodities using data base from Horwitz Ref 32</p>											

4.6.4 Plans généraux d'évaluation par rapport à des limites minimales ou maximales

Une approche, plus adaptée à la sécurité alimentaire qu'aux caractéristiques commerciales pour des raisons d'équité, consiste à utiliser des compensations et à évaluer la conformité des lots par rapport au niveau moyen. Cette approche présente l'avantage considérable de la simplicité.

Toutefois, ces plans sont également importants dans un contexte commercial où l'on peut, par exemple, souhaiter donner une assurance sur la teneur moyenne en protéines d'un lot de céréales destiné à une transformation ultérieure, par exemple pour produire de la farine.

En général, cependant, la conception de plans d'échantillonnage pour les matériaux en vrac afin d'évaluer la conformité par rapport à des limites minimales ou maximales est difficile d'un point de vue statistique et aucune information à ce sujet n'est incluse dans le présent document d'information.

4.7 Plans pour une évaluation microbiologique

Les plans utilisés pour l'évaluation des caractéristiques microbiologiques des lots, souvent appelés critères microbiologiques, utilisent fréquemment des plans par attributs à deux classes qui nécessitent le prélèvement de $n=5$ échantillons. Ces plans ne conviennent que pour les caractéristiques pour lesquelles les mesures sont comptabilisées et pour lesquelles il existe des compensations adéquates entre les limites utilisées dans ces plans et les niveaux auxquels les denrées alimentaires sont considérées comme impropres à la consommation.

Si les compensations ne sont pas suffisantes, le taux d'acceptation des produits contaminés pourrait être plus élevé. Les tests de dépistage des agents pathogènes sont généralement effectués à l'aide d'essais de détection qui produisent des résultats de présence ou d'absence; dans ce cas, il n'y a pas de compensation entre les limites (zéro) et les niveaux auxquels les aliments deviennent impropres à la consommation. C'est pourquoi il est déconseillé d'utiliser des plans ($n=5$, $c=0$) pour les agents pathogènes; c'est également la raison pour laquelle les plans d'échantillonnage pour les caractéristiques pathogènes exigent des nombres d'échantillons beaucoup plus importants et une plus grande quantité totale d'échantillons à tester. L'utilisation d'un plus grand nombre d'échantillons permet également de se prémunir contre une éventuelle contamination hétérogène au sein des lots. Quelques exemples de critères microbiologiques sont proposés dans le *Code d'usages en matière d'hygiène pour les préparations en poudre pour nourrissons et jeunes enfants* (CXC66-2008) qui contient les critères microbiologiques suivants [voir la définition du Codex à la fin de la section] ainsi que certains points sur la courbe d'efficacité:

Micro-organismes	n	c	m	Plans par étapes
Cronobacter sp.	30	0	0/10 g	2
Salmonelle	60	0	0/25 g	2

Les chiffres sur la courbe d'efficacité ont été calculés par Zweitung et al. en supposant une distribution de Poisson-lognormale, c'est-à-dire une distribution de Poisson dont la moyenne varie selon une distribution lognormale.

Cronobacter:

- À une concentration moyenne de 1 cfu/340 g, la probabilité de détection est de 95 %, en supposant un écart type [pour la distribution log-normale] de $sd = 0,8$.
- À une concentration moyenne de 1 cfu/100 g, la probabilité de détection est de 99 %, en supposant un écart type de $sd = 0,5$.

Salmonelle:

- À une concentration moyenne de 1 cfu/526 g, la probabilité de détection est de 95 %, en supposant un écart type de $sd = 0,8$.

4.7.1 Plans d'échantillonnage par attributs à trois classes

Voir CXG 50-2004 Section 4.2.6

Dans ces plans, les résultats des contrôles sont groupés en trois classes, généralement appelées «bons», «marginiaux» et «pauvres» ou «inacceptables». Ils ont l'avantage, par rapport aux plans à deux classes, d'assurer une meilleure répartition entre les qualités bonnes et mauvaises, c'est-à-dire qu'ils ont des courbes d'efficacité «plus raides» que les plans à deux classes pour le même nombre d'échantillons.

Les plans à trois classes sont définis par quatre nombres (n , c , m , M) où:

- n est le nombre d'échantillons à prélever;
- c est le nombre maximal d'échantillons «marginiaux» autorisés pour l'acceptation du lot;
- m est la limite qui sépare les échantillons de bonne qualité des échantillons de mauvaise qualité;
- M est la limite microbiologique au-dessus de laquelle les échantillons sont classés comme «mauvais»;
- Les échantillons avec des résultats se situant entre m et M sont classés comme marginaux.

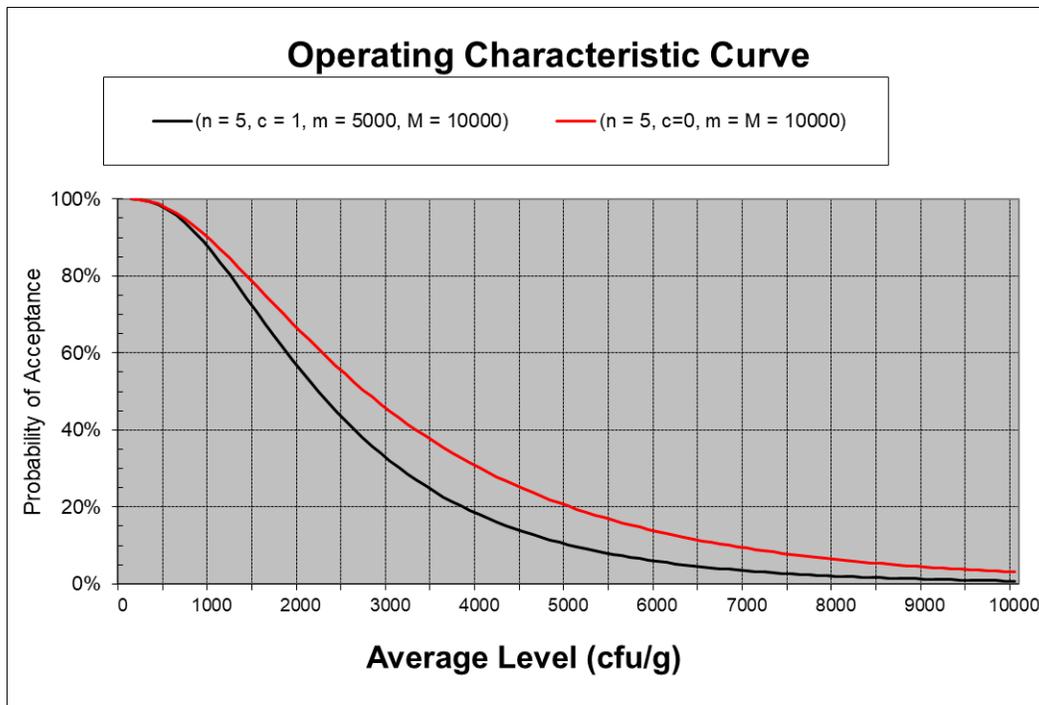
Les lots sont acceptés à condition:

- Qu'aucun des échantillons n n'est mauvais, avec des niveaux supérieurs à M
- Qu'au plus un nombre c des échantillons sont marginaux, avec des niveaux entre m et M

Si $m=M$, le plan à trois classes devient un plan à deux classes.

L'évaluation de ces plans exige généralement de faire une hypothèse sur la répartition sous-jacente de la caractéristique identifiée, la distribution lognormale est couramment utilisée pour les paramètres microbiologiques pour les énumérations à des niveaux plus élevés, tandis que la distribution de Poisson est souvent utilisée pour les énumérations à des niveaux inférieurs.

Le graphique suivant montre les courbes d'efficacité pour un plan à deux classes ($n=5$, $c=0$, $m=10000$) et un plan à trois classes ($n=5$, $c=1$, $m=5000$, $M=10000$); il montre que le plan à trois classes est plus rigoureux bien qu'il permette à un résultat d'être marginal.



Bien que les plans mentionnés dans cette section soient principalement utilisés dans les contrôles microbiologiques, ils sont néanmoins utiles dans d'autres applications comme celles où l'acceptation se décide en termes de défauts totaux trouvés dans l'échantillon, avec la possibilité qu'un élément sélectionné

dans l'échantillon puisse comprendre plus d'un défaut. Une application possible de ces plans est le contrôle des herbes et des épices à la recherche d'insectes ou de parties d'insectes.

5 Appendice statistique

5.1 Contexte pour les plans d'échantillonnage principaux (plans par attributs et aux mesures)

5.1.1 Calcul des probabilités d'acceptation – plan par attributs

Les plans par attributs sont basés sur la distribution binomiale (plans à deux classes) ou sur la distribution multinomiale, comme extension de la distribution binomiale, pour les plans à trois classes ou plus.

La probabilité d'acceptation du modèle binomial à deux classes est indiquée par:

$$prob_acceptance = \sum_{k=0}^c \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}$$

où:

n est la taille de l'échantillon, le nombre d'éléments ou d'échantillons prélevés

c est le critère d'acceptation, le nombre maximum d'éléments non conformes tolérés pour l'acceptation du lot

p est la proportion non conforme dans le lot

Le symbole \sum signifie «la somme de» l'expression évaluée aux valeurs de k allant de zéro au critère d'acceptation «c» et $\binom{n}{k}$ est le coefficient binomial, c'est à dire le nombre de façons de choisir des éléments k sur un total d'éléments n. Par exemple, $\binom{5}{1} = 5$ car il existe 5 façons de choisir un élément parmi 5 éléments, à savoir. Aaaaa, aAaaa, aaAaa, aaaAa et aaaaA, où A représente l'élément sélectionné.

La conception d'un plan d'échantillonnage par attributs implique de trouver les valeurs du nombre d'échantillons n et du critère d'acceptation c à partir des probabilités d'acceptation en deux points spécifiés sur la courbe d'efficacité. Généralement, ces points sont choisis comme les niveaux de qualité du risque du producteur et du consommateur.

Lorsque $p=PRQ$, la probabilité d'acceptation est «un moins le risque du producteur»

$$Prob\ acceptance = 1 - PR = \sum_{k=0}^c \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}$$

et lorsque $p=CRQ$, la probabilité d'acceptation CR est égale au risque du consommateur

$$Prob\ acceptance = CR = \sum_{k=0}^c \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}$$

Ces deux équations sont généralement résolues de manière itérative dans un progiciel statistique ou à l'aide d'un programme informatique:

1. On commence par fixer $n=0$ et $c=0$
2. Si la probabilité d'acceptation à la CRQ dépasse le risque maximum spécifié CR autorisé pour le consommateur, augmentez n de un et revenez à l'étape 2.
3. Si la probabilité de rejet à la PRQ dépasse le risque maximum spécifié PR autorisé pour le producteur, augmentez c de un et revenez à l'étape 2.

Il faut noter qu'étant donné que n et c sont des nombres entiers et ne peuvent être augmentés que par incréments de un, les risques réels du producteur et du consommateur dans le plan final pourraient ne pas être exactement égaux aux risques du producteur et du consommateur spécifiés dans la conception du plan.

Calcul des intervalles de confiance

La section 4.1.1 traite des plans ZAN et de leur utilisation dans des applications telles que les contrôles pour détecter des corps étrangers. La dernière partie de cette section décrit le calcul des intervalles de confiance pour la proportion de non conformes ou le nombre de défauts dans un lot lorsqu'au moins un élément non conforme ou un défaut a été trouvé dans les échantillons examinés.

Pour le cas binomial relatif au pourcentage d'éléments défectueux dans l'ensemble du lot, les limites inférieure et supérieure sont calculées à l'aide des formules Excel [version anglaise]:

$$LCL = \text{BETA.INV}(0.025, c, n - c + 1)$$

et

$$UCL = \text{BETA.INV}(0.975, c + 1, n - c)$$

où n est le nombre d'éléments ou d'échantillons examinés et c est le nombre d'éléments non conformes trouvés parmi ces n éléments.

Pour le cas Poisson relatif au pourcentage d'éléments défectueux dans l'ensemble du lot, les limites inférieure et supérieure sont calculées à l'aide des formules Excel [version anglaise]:

$$LCL = 2 * \text{GAMMA.INV}(0.025, c, 0.5)$$

et

$$UCL = 2 * \text{GAMMA.INV}(0.975, c + 1, 0.5)$$

où n est le nombre d'éléments ou d'échantillons examinés et c est le nombre d'éléments défectueux trouvés lors du contrôle.

5.1.2 Derivation des formules pour les plans aux mesures

Les formules pour k et n sont dérivés comme suit pour le cas d'un écart type de lot connu σ et pour une limite de spécification supérieure U .

Nous utilisons la notation z_p pour désigner le quantile unilatéral d'une distribution normale standard, c'est-à-dire

$$\mathcal{P}(X \leq z_p) = p$$

pour

$$X \sim \mathcal{N}(0,1).$$

La limite d'acceptation A est définie comme

$$A = U - k\sigma$$

Nous avons ainsi

$$U - A = k\sigma$$

$$= \mu_{PRQ} + z_{1-PRQ} \cdot \sigma - \left(\mu_{PRQ} + z_{1-PR} \cdot \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \right) \quad \text{Eq. 1}$$

$$= \mu_{CRQ} + z_{1-CRQ} \cdot \sigma - \left(\mu_{CRQ} + z_{CR} \cdot \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \right) \quad \text{Eq. 2}$$

L'exemple et la figure suivants illustrent ces deux équations. Prenons le cas où nous devons concevoir un plan avec

$$PRQ = 6.5\%$$

$$PR = 5\%$$

$$CRQ = 26\%$$

$$CR = 10\%$$

Les quantiles normaux standards correspondants sont:

$$z_{1-PRQ} = 1.514$$

$$z_{1-PR} = 1.645$$

$$z_{1-CRQ} = 0.643$$

$$z_{CR} = -1.282$$

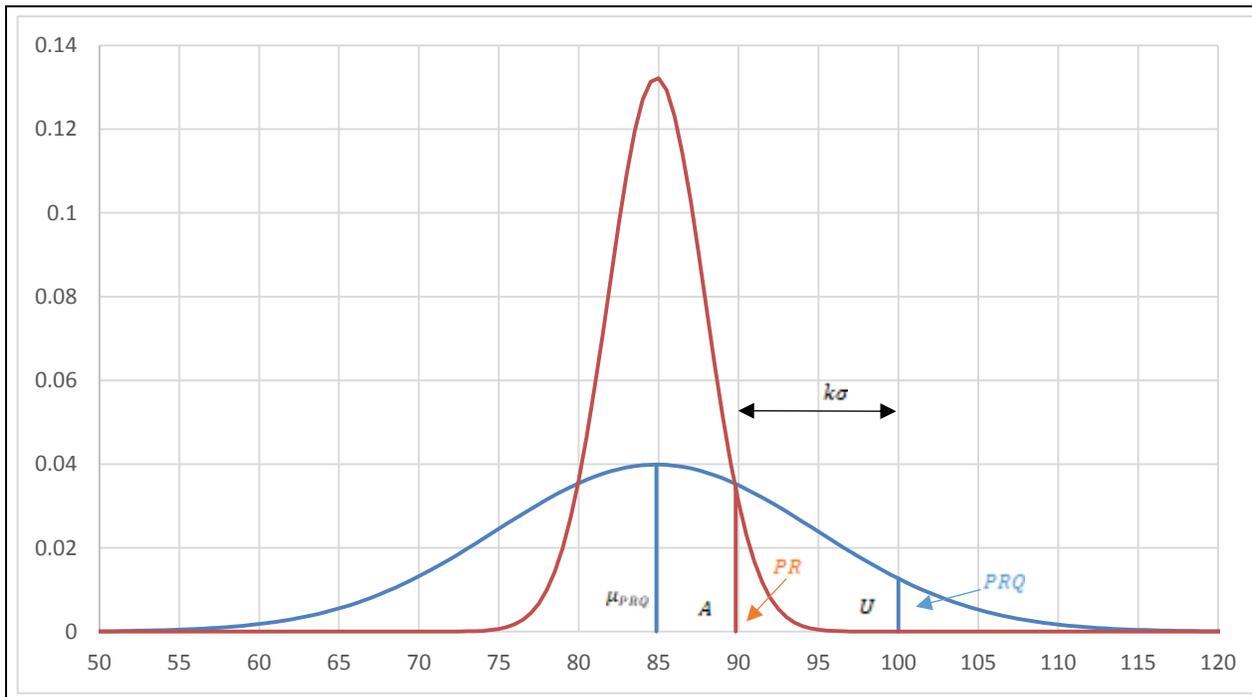
En appliquant les formules pour n et k (connus σ), nous obtenons

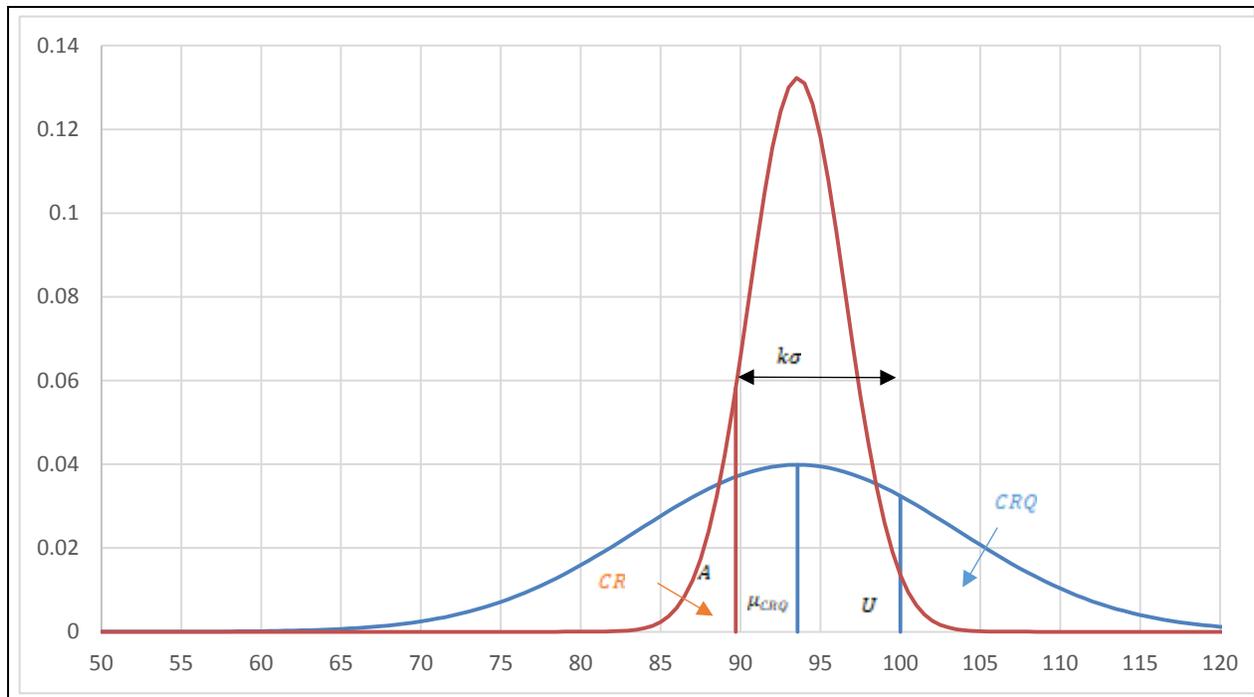
$$n = 11.3$$

$$k = 1.025$$

Ceci est illustré dans les diagrammes suivants. Nous considérons la situation où $U = 100$ (unité générique) et que l'écart type du lot est connu avec $\sigma = 10$. Un lot avec une qualité de PRQ aura (sur tous les éléments) une valeur moyenne de $\mu_{PRQ} \approx 85$. La taille de l'échantillon est de $n = 11$. La limite d'acceptation (pour la décision d'accepter ou de rejeter le lot) est calculée comme suit: $A = U - k\sigma \approx \mu_{PRQ} + z_{1-PR} \cdot \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \approx 90$.

Figure 1: La courbe bleue représente la répartition de la caractéristique d'intérêt dans un lot de qualité PRQ (schéma du haut) et dans un lot de qualité CRQ (schéma du bas) ainsi que l'écart type du lot $\sigma = 10$. La courbe rouge représente la distribution statistique de la moyenne arithmétique.





Il résulte de l'équation 1 et de l'équation 2 que

$$\frac{1}{\sqrt{n}}(z_{CR} - z_{1-PR}) = z_{1-CRQ} - z_{1-PRQ}$$

Et ainsi

$$\sqrt{n} = \frac{z_{1-PR} - z_{CR}}{z_{1-PRQ} - z_{1-CRQ}}$$

En ce qui concerne k il résulte de l'équation 1 ainsi que de l'équation 2 que

$$k = z_{1-PRQ} - \frac{z_{1-PR}}{\sqrt{n}}$$

$$k = z_{1-CRQ} - \frac{z_{CR}}{\sqrt{n}}$$

Ainsi, nous avons

$$\frac{k\sqrt{n}}{z_{1-PR}} = \frac{\sqrt{n} \cdot z_{1-PRQ}}{z_{1-PR}} - 1$$

et

$$\frac{k\sqrt{n}}{z_{CR}} = \frac{\sqrt{n} \cdot z_{1-CRQ}}{z_{CR}} - 1$$

Il suit que

$$\frac{k\sqrt{n}}{z_{1-PR}} - \frac{k\sqrt{n}}{z_{CR}} = \frac{\sqrt{n} \cdot z_{1-PRQ}}{z_{1-PR}} - \frac{\sqrt{n} \cdot z_{1-CRQ}}{z_{CR}}$$

et ainsi

$$k \cdot \left(\frac{z_{CR} - z_{1-PR}}{z_{1-PR} \cdot z_{CR}} \right) = \frac{z_{1-PRQ} \cdot z_{CR} - z_{1-PR} \cdot z_{1-CRQ}}{z_{1-PR} \cdot z_{CR}}$$

De quoi nous obtenons

$$k = \frac{z_{1-PR} \cdot z_{1-CRQ} - z_{1-PRQ} \cdot z_{CR}}{z_{1-PR} - z_{CR}}$$

5.2 Comprendre les plans ISO

5.2.1 Plan aux mesures conçus en termes du risque producteur

La «philosophie» ou le «raisonnement» des plans aux mesures ISO sont les suivants.

Premièrement, les plans aux mesures ISO prennent en compte soit la PRQ (plans «indexés par NQA»), soit la CRQ (plans «indexés par QL»), mais pas les deux en même temps.

Deuxièmement, les plans ISO indexés par NQA sont construits de telle manière que le risque du producteur diminue à mesure que la taille du lot augmente. Tiré des principes mathématiques et statistiques sous-jacents à la norme militaire 414, précurseur de la norme ISO3951, le tableau suivant montre le risque du producteur en termes de lettre code de la taille de l'échantillon qui détermine la taille de l'échantillon en fonction de la taille du lot:

Lettre code de la taille de l'échantillon	Risque du producteur
B	0,11
C	0,10
D	0,10
E	0,10
F	0,10
G	0,09
H	0,08
I	0,07
J	0,06
K	0,06
L	0,05
M	0,05
N	0,04
O	0,03
P	0,02
Q	0,01

Comme on peut le constater, le PR «cible» de 5 % n'est atteint qu'à partir de la lettre de code L. En effet, le PR est supérieur à 5 % à partir de la lettre code N, atteignant 1 % pour la lettre code Q. (Rappelez-vous que la lettre code reflète la taille du lot.)

Dans les plans de l'ISO 3951-2, le risque du producteur reste quasi constant le long des diagonales (du bas à gauche vers le haut à droite).

Table N.2 — Producer's risk (in percent) for normal inspection: σ -method

Code letter	Acceptance quality limit (in percent nonconforming)															
	0,01	0,015	0,025	0,04	0,065	0,10	0,15	0,25	0,40	0,65	1,0	1,5	2,5	4,0	6,5	10,0
B	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	3,57	2,96	6,72
C	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	7,17	3,59	6,06	4,54
D	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	6,33	3,89	6,37	4,81	2,86
E	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	7,17	3,94	6,29	4,62	2,81	2,74
F	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	7,65	4,32	5,42	4,66	1,89	2,80	0,865
G	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	7,44	4,96	6,87	4,66	2,04	2,09	1,41	1,15
H	↓	↓	↓	↓	↓	↓	7,47	4,68	7,35	5,48	1,98	1,86	1,26	1,38	0,871	
J	↓	↓	↓	↓	↓	6,69	4,70	7,38	6,40	2,56	1,59	1,05	1,25	1,32	1,24	
K	↓	↓	↓	↓	7,32	4,16	7,17	5,56	2,74	2,10	0,572	1,08	1,06	1,58	0,602	
L	↓	↓	↓	7,52	5,16	7,26	5,29	2,56	2,19	0,933	1,17	0,682	1,28	0,829	↑	↑
M	↓	↓	7,30	5,02	7,95	5,82	2,04	2,12	0,844	1,36	1,07	0,808	0,774	↑	↑	↑
N	↓	6,70	4,77	7,55	6,30	2,64	1,82	0,832	1,23	1,42	1,46	0,481	↑	↑	↑	↑
P	7,06	4,16	7,25	5,85	2,84	2,26	0,578	1,02	1,07	1,69	0,776	↑	↑	↑	↑	↑
Q	4,89	6,71	5,76	2,73	2,68	0,830	0,738	1,04	1,43	1,20	↑	↑	↑	↑	↑	↑
R																

NOTE The producer's risk is the probability of not accepting a given lot when the process fraction nonconforming is equal to the AQL.

Note: Le principe des plans ISO 3951-6 (qui sont indexés par QL) est différent: il s'agit ici de concevoir des plans dont les courbes d'efficacité OC correspondent aux courbes OC de l'ISO 2859-2.

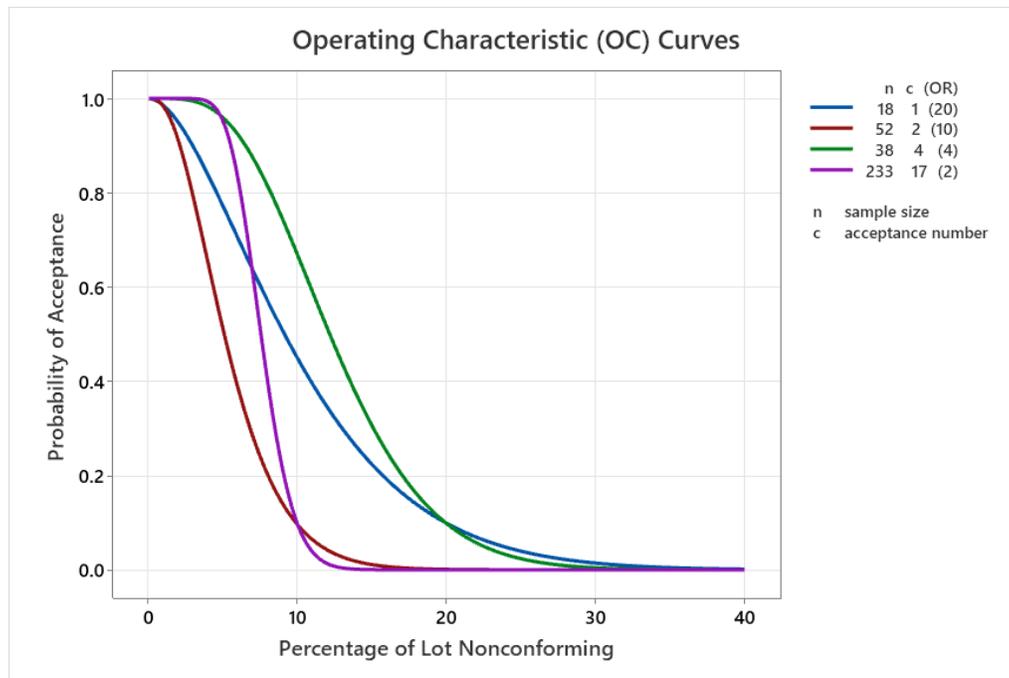
code	1e-04	0.00015	0.00025	4e-04	0.00065	0.001	0.0015	0.0025	0.004	0.0065	0.01	0.015	0.025	0.04	0.065	0.1
B	7.04%	6.68%	7.29%	7.51%	7.62%	7.31%	6.69%	7.45%	7.43%	7.66%	7.18%	6.32%	7.17%	3.56%	2.96%	6.71%
C	7.04%	6.68%	7.29%	7.51%	7.62%	7.31%	6.69%	7.45%	7.43%	7.66%	7.18%	6.32%	7.17%	3.58%	6.06%	4.54%
D	7.04%	6.68%	7.29%	7.51%	7.62%	7.31%	6.69%	7.45%	7.43%	7.66%	7.18%	6.32%	3.89%	6.36%	4.81%	2.86%
E	7.04%	6.68%	7.29%	7.51%	7.62%	7.31%	6.69%	7.45%	7.43%	7.66%	7.18%	3.95%	6.30%	4.63%	2.80%	2.73%
F	7.04%	6.68%	7.29%	7.51%	7.62%	7.31%	6.69%	7.45%	7.43%	7.66%	4.32%	5.42%	4.65%	1.89%	2.80%	0.87%
G	7.04%	6.68%	7.29%	7.51%	7.62%	7.31%	6.69%	7.45%	7.43%	4.95%	6.85%	4.65%	2.05%	2.09%	1.42%	1.14%
H	7.04%	6.68%	7.29%	7.51%	7.62%	7.31%	6.69%	7.45%	4.68%	7.33%	5.47%	1.97%	1.86%	1.26%	1.38%	0.87%
J	7.04%	6.68%	7.29%	7.51%	7.62%	7.31%	6.69%	4.70%	7.38%	6.41%	2.56%	1.58%	1.05%	1.25%	1.32%	1.25%
K	7.04%	6.68%	7.29%	7.51%	7.62%	7.31%	4.17%	7.16%	5.55%	2.74%	2.09%	0.57%	1.07%	1.06%	1.57%	0.61%
L	7.04%	6.68%	7.29%	7.51%	7.62%	4.82%	6.32%	5.80%	2.67%	2.48%	0.79%	0.85%	1.09%	1.40%	1.07%	0.61%
M	7.04%	6.68%	7.29%	7.51%	5.14%	7.26%	5.28%	2.57%	2.19%	0.94%	1.16%	0.68%	1.28%	0.83%	1.07%	0.61%
N	7.04%	6.68%	7.29%	5.04%	7.93%	5.80%	2.04%	2.13%	0.84%	1.37%	1.08%	0.82%	0.77%	0.83%	1.07%	0.61%
P	7.04%	6.68%	4.48%	7.53%	6.30%	2.66%	1.81%	0.83%	1.22%	1.42%	1.48%	0.48%	0.77%	0.83%	1.07%	0.61%
Q	7.04%	4.16%	7.26%	5.83%	2.84%	2.27%	0.58%	1.02%	1.07%	1.67%	0.78%	0.48%	0.77%	0.83%	1.07%	0.61%
R	4.88%	6.74%	5.76%	2.73%	2.68%	0.83%	0.74%	1.04%	1.41%	1.19%	0.78%	0.48%	0.77%	0.83%	1.07%	0.61%

5.2.2 Plans par attributs conçus en termes du rapport d'efficacité (OR) et de valeur unitaire

Le rapport d'efficacité (OR) est défini comme le rapport $\frac{CRQ}{PRQ}$. Il s'agit donc d'une mesure immédiate de la qualité d'un plan d'échantillonnage: plus le rapport d'efficacité (OR) est bas, plus la courbe d'efficacité (OC) est raide – c'est-à-dire le plus tôt la courbe OC descend en dessous du CR à mesure que la qualité du lot se dégrade – le mieux est ainsi le plan d'échantillonnage.

Le graphique suivant montre les courbes d'efficacité OC pour une sélection de plans d'échantillonnage avec différents rapports d'efficacité:

PRQ	CRQ	n	c	OR
1 %	20 %	18	1	20
1 %	10 %	52	2	10
5 %	20 %	38	4	4
5 %	10 %	233	17	2



Plusieurs questions se posent:

- Des plans d'échantillonnage peuvent-ils être conçus pour un rapport d'efficacité (OR) particulier?
- Quelle est la relation entre le rapport d'efficacité OR et la taille de l'échantillon?
- Quel est le rapport d'efficacité OR des plans d'échantillonnage de l'ISO?

Dans le cas des plans par attributs, une approche possible consiste à calculer la taille de l'échantillon au moyen de valeurs unitaires. La valeur unitaire est définie comme la taille de l'échantillon multipliée par la PRQ. L'approche de la valeur unitaire est la suivante (cette approche est décrite par Schilling, Grubbs, etc.). Pour un rapport d'efficacité particulier, référez-vous à un tableau tel que le suivant (Cameron). Choisissez la valeur du rapport d'efficacité OR égale ou inférieure à la valeur OR souhaitée. Le plan d'échantillonnage peut alors être obtenu directement à partir du tableau: le critère d'acceptation c est indiqué dans le tableau et la taille de l'échantillon est obtenue en divisant la valeur unitaire par la PRQ.

Tableau: Critère d'acceptation et valeur unitaire pour un rapport d'efficacité OR particulier et pour un PR = 5 % et un CR = 10 %. Les valeurs unitaires sont calculées sur la base de la distribution binomiale.

OR	c	Valeur unitaire = $n \cdot PRQ$
44,890	0	0,052
10,946	1	0,355
6,509	2	0,818
4,890	3	1,366
4,057	4	1,970
3,549	5	2,613
3,206	6	3,286
2,957	7	3,981

Par exemple, pour une PRQ spécifiée de 6,5 % et une CRQ spécifiée de 25 % (et pour PR = 5 % et CR = 10 %), le rapport d'efficacité OR est calculé comme suit

$$\frac{CRQ}{PRQ} = \frac{25}{6.5} \cong 3.85$$

En conséquence, nous choisissons le plan qui correspond à $OR = 3.549$, ce qui donne $c = 5$ et une valeur unitaire de 2,613. La taille de l'échantillon est calculée ainsi $n = \frac{\text{unity value}}{PRQ} = \frac{2.613}{0.065} \cong 40$.

Il est à noter que le rapport d'efficacité OR (ou la valeur unitaire) dépend uniquement du choix de c .

Les valeurs unitaires calculées sur la base de la distribution binomiale restent presque constantes sur une large plage de la PRQ.

Tableau: Valeurs unitaires pour des valeurs PRQ différentes

c	PRQ				
	0,0001	0,01	0,1	0,2	0,3
0	0,052	0,051	0,001	0,001	0,001
1	0,356	0,351	0,301	0,401	0,301
2	0,818	0,821	0,801	0,801	0,901
3	1,367	1,371	1,401	1,401	1,501
4	1,971	1,981	2,001	2,001	2,1
5	2,614	2,621	2,701	2,801	3,001
6	3,286	3,291	3,401	3,401	3,601
7	3,981	3,991	4,101	4,201	4,2
8	4,696	4,71	4,8	5,001	5,1
9	5,426	5,441	5,601	5,8	0,001

Le tableau suivant présente les valeurs de rapport d'efficacité OR pour les plans d'échantillonnage de la norme ISO 2859-1. Comme on peut le voir, les valeurs OR sont constantes sur les diagonales. Cela est dû au fait que dans cette norme, NQA et la taille de l'échantillon sont des séries géométriques. À mesure que la taille du lot augmente et que la PRQ diminue, le produit reste presque constant. De manière équivalente : les valeurs de c restent constantes sur les diagonales.

n	0,0100	0,0150	0,0250	0,0400	0,0650	0,1000	0,1500	0,2500
2	68,4	45,6	27,4	17,1	10,5	9,5	6,3	3,8
3	53,6	35,7	21,4	13,4	8,2	8,0	5,4	3,9
5	36,9	24,6	14,8	9,2	9,0	5,8	5,0	3,6
8	25,0	16,7	10,0	10,2	6,3	5,4	4,4	3,4
13	16,2	10,8	10,7	6,7	5,5	4,4	4,0	2,9
20	10,9	12,1	7,2	6,1	4,7	4,1	3,5	2,6
32	11,6	7,7	6,3	4,9	4,2	3,4	2,9	2,3
50	7,6	6,9	5,2	4,4	3,4	2,9	2,5	2,1
80	6,5	5,4	4,5	3,6	2,9	2,4	2,2	1,3
125	5,3	4,9	3,7	3,0	2,4	2,2	1,5	0,9
200	4,6	3,9	3,0	2,5	2,1	1,4	0,9	0,6
315	3,7	3,2	2,5	2,2	1,4	0,9	0,6	0,4
500	3,1	2,7	2,2	1,4	0,9	0,6	0,4	0,2
800	2,5	2,3	1,4	0,9	0,5	0,4	0,2	0,1
1250	2,3	1,5	0,9	0,6	0,3	0,2	0,2	0,1
2000	1,4	0,9	0,6	0,4	0,2	0,1	0,1	0,1

Comme on pouvait s'y attendre compte tenu des considérations dans les sections ci-dessus, les valeurs unitaires restent également presque constantes sur les diagonales.

n	0,0100	0,0150	0,0250	0,0400	0,0650	0,1000	0,1500	0,2500
2	0,02	0,03	0,05	0,08	0,13	0,20	0,30	0,50
3	0,03	0,05	0,08	0,12	0,20	0,30	0,45	0,75
5	0,05	0,08	0,13	0,20	0,33	0,50	0,75	1,25
8	0,08	0,12	0,20	0,32	0,52	0,80	1,20	2,00
13	0,13	0,20	0,33	0,52	0,85	1,30	1,95	3,25
20	0,20	0,30	0,50	0,80	1,30	2,00	3,00	5,00
32	0,32	0,48	0,80	1,28	2,08	3,20	4,80	8,00
50	0,50	0,75	1,25	2,00	3,25	5,00	7,50	12,50
80	0,80	1,20	2,00	3,20	5,20	8,00	12,00	20,00
125	1,25	1,88	3,13	5,00	8,13	12,50	18,75	31,25
200	2,00	3,00	5,00	8,00	13,00	20,00	30,00	50,00
315	3,15	4,73	7,88	12,60	20,48	31,50	47,25	78,75
500	5,00	7,50	12,50	20,00	32,50	50,00	75,00	125,00
800	8,00	12,00	20,00	32,00	52,00	80,00	120,00	200,00
1250	12,50	18,75	31,25	50,00	81,25	125,00	187,50	312,50
2000	20,00	30,00	50,00	80,00	130,00	200,00	300,00	500,00

5.3 Échantillonnage pour acceptation contre évaluation de la conformité

Il existe un vaste corpus normatif sur l'évaluation de la conformité : la série ISO 17000, JCGM 106, etc. La question se pose donc de savoir dans quelle mesure cette littérature normative est pertinente concernant l'échantillonnage pour acceptation. En particulier, la question se pose de savoir si les procédures d'évaluation de la conformité peuvent être utilisées dans l'échantillonnage pour acceptation.

Dans cette section, les abréviations suivantes seront utilisées:

- AS = échantillonnage pour acceptation
- CA = évaluation de la conformité

Il est important de noter que la question abordée ici ne peut actuellement recevoir de réponse définitive d'une manière ou d'une autre. Cette section peut donc être considérée comme fournissant une orientation de base et des aspects à prendre en considération qui peuvent s'avérer utiles pour démêler ces différents concepts dans un contexte particulier.

5.3.1 Définitions

JCGM 106

Dans JCGM 106, l'évaluation de la conformité est définie (définition 3.3.1) comme suit

«Activity to determine whether specified requirements relating to a product, process, system, person or body are fulfilled.» (Activité visant à déterminer si les exigences spécifiées relatives à un produit, un processus, un système, une personne ou un organisme sont remplies.)

Notez que cette définition est si générale qu'elle permet que le contrôle des lots entre aussi dans son champ d'application. En effet, dans de nombreux cas, un lot peut être considéré comme le résultat d'un processus en termes de produits.

ISO 3534

Dans l'ISO 3534-2, dans la section 4 Contrôle et échantillonnage pour acceptation générale, on retrouve la définition 4.1.1

Évaluation de la conformité (essai de conformité)

L'essai de conformité est une évaluation systématique au moyen d'essais de la mesure dans laquelle un produit, un processus ou un service satisfait à des exigences spécifiées

Si l'essai de conformité est considérée comme synonyme d'évaluation de la conformité, alors le fait que cette définition se trouve dans la section sur l'échantillonnage pour acceptation devrait nous inciter à répondre par un oui catégorique à la question posée ci-dessus.

5.3.2 Prises de positions dans les normes ISO

ISO 10576 (Lignes directrices pour l'évaluation de la conformité à des exigences spécifiques)

D'un autre côté, le paragraphe suivant de la norme ISO 10576 semble indiquer qu'un non catégorique est la bonne réponse:

En raison de la similitude apparente avec les procédures d'échantillonnage pour acceptation, on constate parfois que des plans d'échantillonnage pour acceptation sont utilisés dans des activités d'essais de conformité. Les activités d'échantillonnage pour acceptation et d'essais de conformité utilisent toutes deux des éléments d'essais d'hypothèse (voir par exemple ISO 2854). Il est cependant important de réaliser que les objectifs des deux activités sont fondamentalement différents et qu'en particulier les deux activités impliquent des approches différentes du risque encouru (voir ISO 2854 et Holst).

ISO 2859 et ISO 3951

Dans les normes des deux séries, la phrase suivante se trouve au début:

Pour une explication sur la signification des termes et expressions spécifiques à l'ISO liés à l'évaluation de la conformité, ainsi que des informations sur l'adhésion de l'ISO aux principes de l'OMC concernant les obstacles techniques au commerce (OTC), voir le site web suivant: http://www.iso.org/iso/home/standards_development/resources-for-technical-work/foreword.htm

(Cette expression semble impliquer qu'il existe un lien entre l'échantillonnage pour acceptation et l'évaluation de la conformité.)

5.3.3 Prises de positions dans la littérature

Document par Holst, Thyregod et Wilrich «On Conformity Testing and the Use of Two Stage Procedures.» (Essais de conformité et l'utilisation des procédures en deux étapes)

Ce document établit la distinction suivante:

- Les plans d'échantillonnage pour acceptation sont utilisés dans le contexte de transactions entre deux parties et doivent fournir des règles sans ambiguïté pour l'acceptation ou le rejet du lot. Les deux parties sont conscientes des risques encourus.
- Par contre, lors des essais de conformité, «il est essentiel que l'utilisateur puisse avoir confiance dans une déclaration de conformité». Ainsi, lorsqu'un élément répond au critère de conformité, cela signifie que «l'essai a démontré sans aucune doute raisonnable que l'entité est conforme aux exigences formulées».

5.3.4 Débat

La distinction suivante entre évaluation de la conformité (CA) et échantillonnage pour acceptation (AS) semble évidente:

- dans CA, les essais sont effectués sur la base d'un seul élément et l'incertitude de mesure est prise en compte
- dans AS, il existe de nombreux cas où les essais sont effectués sur la base de plusieurs éléments (échantillonnés sur le lot). Lors du contrôle par mesures, ce n'est pas la conformité de chaque élément qui est déterminée, mais plutôt un résultat d'essai par élément est obtenu.

Une différence connexe entre les deux est la suivante:

- Dans CA, l'incertitude de mesure est prise en compte dans la règle de décision. Ainsi, dans AC, l'accent est mis sur le mesurande (au sens métrologique strict, voir section 5.3.4).

Dans AS, la règle d'acceptation ou de rejet d'un lot prend en compte l'écart type du lot, qui décrit la façon dont les caractéristiques d'intérêt varient dans le lot, plutôt que la variation entre les *résultats des essais*, qui peut refléter d'autres effets tels que l'incertitude analytique, les effets dus à la procédure d'échantillonnage, etc. Ainsi, dans AS, la règle d'acceptation s'exprime en termes des propriétés statistiques du lot.

La définition d'une «règle de décision» (à utiliser dans l'évaluation de la conformité) dans la norme ISO 17025 est la suivante:

Règle qui décrit comment l'incertitude de mesure est prise en compte lors de la déclaration de conformité à une exigence spécifiée.

Les points suivants mettent en évidence les similitudes conceptuelles entre l'évaluation de la conformité et l'échantillonnage pour acceptation:

- L'échantillonnage pour acceptation peut être «réinterprété» de telle sorte qu'en son ensemble il soit formulé en termes de «mesurande», obtenant ainsi un cadre conceptuel commun avec l'évaluation de la conformité. Dans cette réinterprétation, le mesurande est constitué des statistiques récapitulatives pertinentes pour le lot (par exemple, moyenne du lot et écart type du lot); et l'incertitude de mesure de la décision d'acceptation ou de rejet est le risque spécifique du producteur ou du consommateur tel que défini dans JCGM 106. Voir le débat sous Section 5.3.4.

Dans le cadre classique de l'évaluation de la conformité (CA), la conformité nécessite souvent que l'incertitude de mesure soit suffisamment faible, par ex. dans le cas d'une règle de décision telle que $y_m + U < USL$. De même, dans l'échantillonnage pour acceptation (AS), on pourrait formuler des exigences concernant des risques spécifiques suffisamment faibles pour le producteur ou le consommateur.

pour CA comme pour AS, on peut définir à la fois des risques «paramétriques» et «spécifiques» (voir la section 5.5.1).

Enfin, si l'échantillonnage pour acceptation consiste à appliquer une règle de décision formulée en termes de critère de moyenne du lot et si un seul résultat d'essai est obtenu à partir d'un échantillon composite unique obtenu sur le lot, alors il peut ne pas y avoir de distinction significative entre l'évaluation de la conformité et l'échantillonnage pour acceptation, voir la note de la section 5.4.2. Par conséquent, en clarifiant la relation entre l'évaluation de la conformité et l'échantillonnage pour acceptation, il convient de garder à l'esprit la distinction entre les plans visant la proportion non conforme et les plans visant la moyenne du lot. Cela peut revenir à distinguer les plans où le critère est formulé en termes de mesurande au sens métrologique propre et les plans où le critère porte sur la proportion non conforme.

Note: Bon nombre des questions abordées ici sont étroitement liées au débat sur l'incertitude de mesure à la section 5.4.

5.4 Le rôle de l'incertitude de mesure dans l'échantillonnage pour acceptation

Reportez-vous aux directives CXG 54-2004 et au document d'information.

Le critère d'acceptation ou de rejet d'un lot est souvent exprimé en termes de paramètres statistiques tels que la moyenne du lot et l'écart type du lot. Lorsque l'incertitude de mesure n'est pas négligeable, les estimations de ces paramètres statistiques peuvent être affectées. En conséquence, dans certains cas, il peut être approprié d'appliquer une correction pour l'incertitude de mesure. Bien entendu, une telle correction présuppose qu'une estimation fiable de l'incertitude de mesure soit disponible. Les questions suivantes sont abordées dans cette section:

- Comment le mesurande est-il spécifié?
- Précision terminologique: l'incertitude d'échantillonnage contre l'échantillonnage pour acceptation
- Comment peut-on garantir que l'estimation de l'incertitude de mesure soit fiable?
- Comment corriger un paramètre statistique du lot pour l'incertitude de mesure?

5.4.1 Spécification du mesurande

Pour déterminer l'incertitude de mesure, la première question est de savoir: qu'est-ce que le mesurande?

Le terme mesurande a une définition très précise en métrologie. La définition complète (qui repose sur la définition d'un autre terme, à savoir la quantité) se trouve dans VIM. Ces définitions sont plutôt techniques. Pour nos besoins ici, il suffit de souligner deux aspects de la définition du mesurande.

Afin de spécifier un mesurande, il est nécessaire de définir à la fois

- la caractéristique d'intérêt (par ex. la concentration de l'analyte), et
- où cette caractéristique d'intérêt est-elle mesurée

Par exemple : mesurer une concentration donnée d'analyte dans un élément individuel et mesurer la concentration moyenne d'analyte dans le lot correspondent à deux mesurandes différents.

Il convient également de noter qu'un mesurande est par définition une propriété dont la caractérisation est quantitative plutôt que qualitative.

La question de savoir quelles sources d'incertitude sont pertinentes trouve sa réponse en examinant la définition du mesurande. Par exemple, si le mesurande est défini en termes d'échantillon de laboratoire, alors seules les sources analytiques sont pertinentes. Si le mesurande est défini en termes de population/lot/conteneur («cible d'échantillonnage») à partir duquel l'échantillon de laboratoire a été obtenu, alors les sources d'échantillonnage et d'analyse sont toutes les deux pertinentes.

En ce qui concerne l'échantillonnage pour acceptation, le concept de mesurande peut être compris de deux manières différentes.

5.4.1.1 Définition classique du mesurande

Dans la mesure où des résultats d'essai sont obtenus (que ce soit sur la base d'éléments distincts ou sur la base d'un échantillon composite), ces résultats d'essai impliquent la spécification d'un mesurande. La question se pose de savoir si le mesurande est spécifié par rapport à l'échantillon de laboratoire ou par rapport au lot. Deux cas différents doivent être considérés : les lots constitués d'éléments distincts et les lots constitués de matériaux en vrac.

Lots composés d'éléments distincts

Dans le cas de lots constitués d'éléments distincts, l'acceptation repose souvent sur une caractérisation de la proportion non conforme. Le critère d'acceptation est exprimé en termes d'écart type du lot (estimé à partir des résultats d'essai spécifiques à l'élément) et de valeur moyenne pour l'ensemble des éléments. Pour un élément particulier, l'objectif est de caractériser la valeur moyenne spécifique à l'élément – et non pas la moyenne du lot. En conséquence, le mesurande est défini par rapport à l'échantillon de laboratoire et seules les sources analytiques d'incertitude de mesure doivent être prises en compte. *En particulier, il n'y a aucune composante d'échantillonnage de l'incertitude de mesure.*

Remarque: la valeur moyenne des résultats d'essai spécifiques à un élément peut être considérée comme une estimation de la moyenne du lot. Néanmoins, pour les lots constitués d'éléments distincts, le mesurande est la moyenne spécifique à l'élément – et non pas la moyenne du lot.

Lots composés de matériaux en vrac

En revanche, dans le cas de matériaux en vrac, la question est celle de la concentration moyenne dans le lot. En conséquence, le mesurande est spécifié en termes du lot, et les sources d'incertitude d'analyse et d'échantillonnage s'appliquent à la fois.

5.4.1.2 Réinterprétation du concept du mesurande pour l'échantillonnage pour acceptation

Dans la mesure où l'acceptation repose sur un critère exprimé en termes de paramètres statistiques du lot contrôlé, il est utile de prendre du recul et de généraliser la notion du mesurande comme suit:

- Dans l'échantillonnage pour acceptation, le mesurande est désormais considéré comme la statistique récapitulative pertinente, par ex. la moyenne du lot, l'écart type du lot.

- L'incertitude de mesure peut alors être considérée comme les risques spécifiques du producteur et du consommateur.
- Cette réinterprétation est particulièrement pertinente pour les approches bayésiennes de l'échantillonnage pour acceptation, voir section 5.5.

5.4.2 L'incertitude d'échantillonnage contre l'échantillonnage pour acceptation (précision terminologique)

Incertitude de l'échantillonnage

L'incertitude de l'échantillonnage est une composante de l'incertitude de mesure.

Si le mesurande est spécifié en termes d'une population plus large telle qu'un lot/conteneur/zone, alors l'échantillon de laboratoire doit être considéré comme le résultat d'une procédure d'échantillonnage qui peut contribuer à l'incertitude du résultat d'essai. La population plus large à partir de laquelle l'échantillon de laboratoire a été obtenu est souvent appelée la cible d'échantillonnage.

Si l'incertitude de mesure totale est trop grande, il peut s'avérer nécessaire d'améliorer la procédure d'échantillonnage.

Si le mesurande est spécifié en termes de l'échantillon de laboratoire, il n'y a aucune contribution à l'incertitude de mesure due à l'échantillonnage.

Échantillonnage pour acceptation

Dans l'échantillonnage pour acceptation, le but n'est pas d'obtenir une estimation de l'incertitude de mesure. Le seul lien entre l'échantillonnage pour acceptation et l'incertitude de mesure est l'effet possible de cette dernière sur le calcul des paramètres statistiques tels que la valeur moyenne du lot et l'écart type du lot en fonction desquels le critère d'acceptation est exprimé.

L'écart type du lot peut paraître lié à l'incertitude d'échantillonnage, notamment en tant que mesure de la variation de la caractéristique d'intérêt au sein du lot, où le lot est interprété comme une cible d'échantillonnage. Cependant, cette similitude n'est que superficielle; à un niveau plus fondamental ou conceptuel, il n'y a aucun lien entre les deux concepts. En effet, même s'il n'y avait pas d'incertitude de mesure (le mesurande est spécifié en termes d'éléments donc il n'y a pas de composante d'incertitude d'échantillonnage, l'incertitude analytique est très faible et donc négligeable, et il n'y a pas de biais), il faudrait néanmoins prendre en compte l'écart type du lot dans le critère d'acceptation ou de rejet du lot. L'écart type du lot n'est donc pas une composante de l'incertitude de mesure et doit donc être soigneusement distingué de l'incertitude d'échantillonnage.

Note concernant les lots composés de matériaux en vrac

Pour les lots composés de matériaux en vrac, le critère d'acceptation est souvent exprimé en termes de la moyenne du lot (plutôt que de la qualité du lot exprimée en proportion non-conforme). L'estimation de la moyenne du lot peut être obtenue à partir d'un échantillon composite. Si le critère d'acceptation implique également l'incertitude de la moyenne du lot et que le calcul de cette incertitude inclut des contributions reflétant la procédure d'échantillonnage, alors l'ensemble de cette procédure peut devenir impossible à distinguer de l'évaluation de la conformité d'un échantillon individuel où le mesurande est spécifié comme la concentration moyenne dans le lot. Dans de tels cas, il peut donc ne pas y avoir de distinction utile entre l'échantillonnage pour acceptation et l'évaluation de la conformité. Dans de tels cas, l'écart type du lot peut être interprété comme une composante de l'incertitude de l'échantillonnage. De plus, dans de tels cas, le rôle de l'incertitude de mesure dans l'échantillonnage pour acceptation est complètement différent: plutôt qu'un «paramètre gênant» qu'il faut corriger, elle joue désormais un rôle central.

5.4.3 Les effets de l'incertitude analytique contre les effets de l'incertitude d'échantillonnage dans l'échantillonnage pour acceptation (AS)

5.4.3.1 Lots composés d'éléments distincts

Notation: que n désigne la taille de l'échantillon (donc que l'échantillon est composé de n éléments). Pour l'élément i , le résultat d'essai correspondant est noté x_i . Modèle proposé pour le résultat d'essai x_i :

$$x_i = \mu_i + B + e_i$$

où

μ_i est la «vraie» valeur moyenne de l'élément i . Le «vrai» écart type du lot σ caractérise la variation de μ_i dans le lot. Si sigma est inconnu, il est estimé sur la base de valeurs x_i obtenues à partir des éléments de l'échantillon.

B est le biais (effet systématique). Ce terme reflète avant tout un biais de laboratoire ou un biais de méthode d'analyse, mais il peut y avoir d'autres contributions au biais, par ex. à partir de la procédure d'échantillonnage.

e_i est l'effet aléatoire pour l'élément i . Ce terme reflète avant tout l'incertitude de mesure analytique (effets de répétabilité), mais il peut y avoir des contributions à partir de l'incertitude de l'échantillonnage également.

Pour les lots composés d'éléments distincts, le critère d'acceptation aura généralement la forme suivante:

$$\bar{x} + ks \leq U \text{ (ou, en utilisant la notation de l'Annexe 4.1.2: } \bar{x} \leq A := U - ks)$$

où

\bar{x} est la valeur moyenne pour les résultats d'essai spécifiques à un élément $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$

s est l'écart type pour les résultats d'essai spécifiques à un élément $s^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$

L'effet de l'incertitude analytique

L'incertitude analytique se manifestera dans l'expression e_i – c'est à dire $e_i \sim \mathcal{N}(0, u_{analytical})$ – et gonflera toujours l'estimation de l'écart type du lot s :

$$s^2 = \sigma^2 + u_{analytical}^2$$

où

σ est le «vrai» écart type du lot

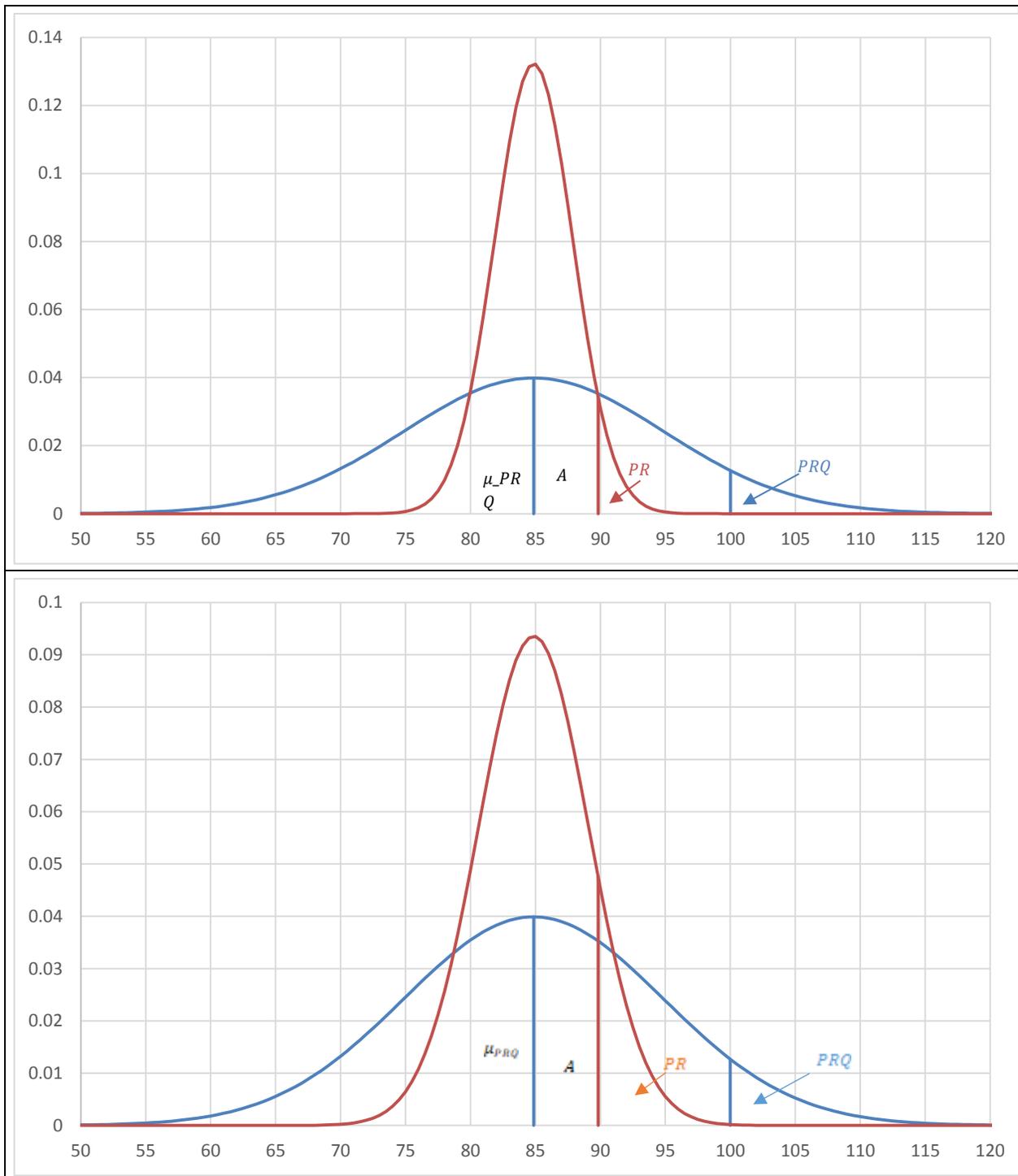
$u_{analytical}$ est l'incertitude de mesure analytique

Si elle n'est pas corrigée, la présence d'une incertitude analytique augmentera les risques pour les producteurs et les consommateurs. Ceci est illustré à l'aide de deux scénarios.

Scénario 1: σ connu, augmentation du risque du producteur

Dans ce scénario, l'écart type du lot $\sigma = 10$ est connu. Le même plan d'échantillonnage pour acceptation que celui de l'annexe **Error! Reference source not found.**2 est appliqué ($n = 11$, $k = 1.025$ avec $A = 90$). Cependant, l'incertitude analytique n'est pas négligeable, avec $u_{analytical} = 10$ ($= \sigma$). Pour un lot avec une qualité de $PRQ = 6.5\%$, le risque du producteur (PR) est supérieur à 11 % (au lieu de 5 %) en raison de la variation gonflée de x_i .

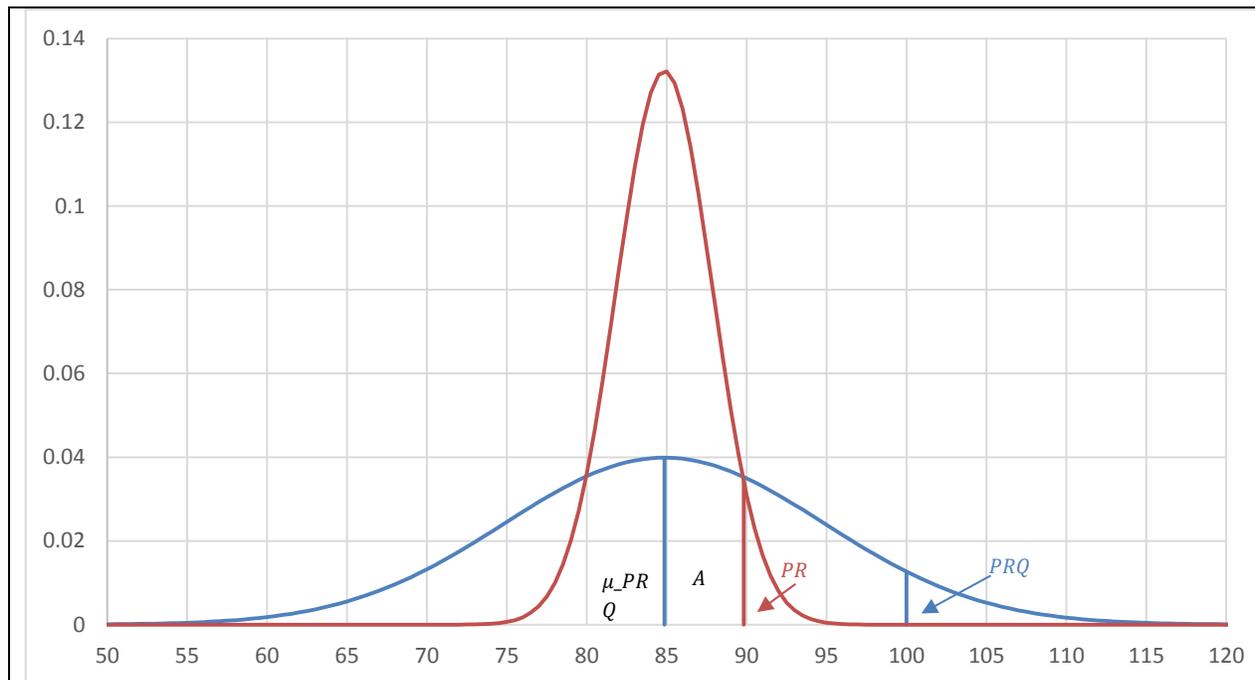
Figure 2: La courbe bleue représente la distribution de la caractéristique d'intérêt dans le lot et la courbe rouge représente la distribution statistique de la moyenne arithmétique. Dans le diagramme en haut, il n'y a pas d'incertitude analytique, le PR est donc de 5 %. Dans le diagramme en bas, l'incertitude analytique est non négligeable, ce qui entraîne une augmentation du PR à plus de 11 %.

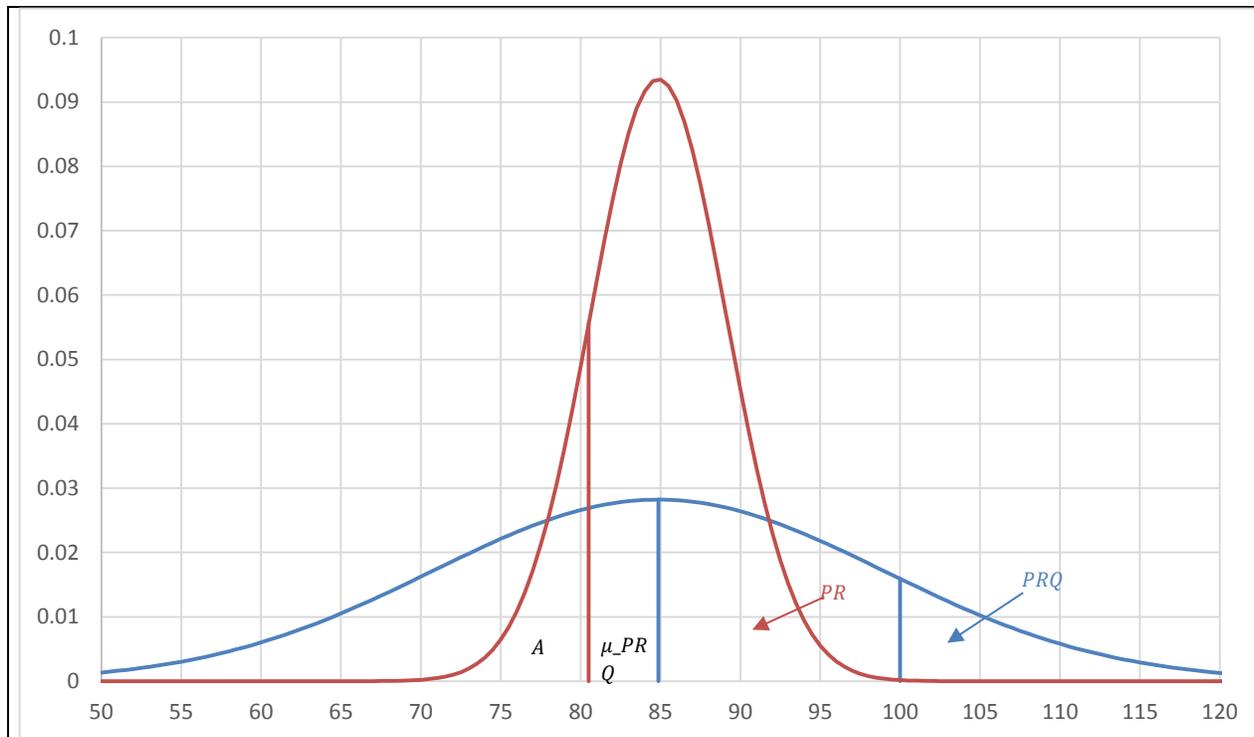


Scénario 2

Dans ce scénario, l'écart type du lot est inconnu et il est estimé à partir de x_i . À ce stade, diverses choses peuvent se produire. Par exemple, le producteur pourrait constater que la qualité du lot est désormais de 8,5 % de non conforme au lieu de 6,5 %. Ainsi, les exigences imposées au producteur pour atteindre une qualité PRQ = 6,5 % seraient désormais plus importantes. Si cet écart est ignoré, le même plan que celui initialement envisagé est appliqué (notamment : $k = 1.025$), la limite d'acceptation est désormais 80,5 (au lieu de 90) en raison de l'estimation gonflée s , et le PR dépasse désormais 85 %.

Figure 3: La courbe bleue représente la distribution de la caractéristique d'intérêt dans le lot et la courbe rouge représente la distribution statistique de la moyenne arithmétique. Dans le diagramme en haut, il n'y a pas d'incertitude analytique, le PR est donc de 5 %. Dans le diagramme en bas, l'incertitude analytique est non négligeable, ce qui entraîne une augmentation d'une courbe bleue beaucoup plus large et une valeur déformée pour A, ce qui donne un PR de près de 85 %





[Cette partie sur l'incertitude associée au biais est en cours de développement]

5.5 Plans bayésiens

5.5.1 L'approche de probabilité de conformité

Dans cette section, une approche est présentée pour spécifier des plans d'échantillonnage pour acceptation sur la base du concept de probabilité de conformité dans JCGM 106. Plus précisément, il sera démontré comment élaborer un plan d'échantillonnage pour acceptation sur la base des concepts suivants:

- probabilité de conformité
- risques spécifiques du producteur et du consommateur
- courbe d'efficacité (OC) spécifique

Définition de la probabilité de conformité

La probabilité de conformité est définie dans JCGM 106 comme la probabilité que le mesurande Y se situe dans la plage de tolérance \mathcal{C} – c'est-à-dire qu'il est conforme à la spécification – en présence d'une valeur mesurée y_m . Cette probabilité est calculée sur la base de la distribution *a posteriori*, c'est-à-dire qu'elle est calculée sur la base d'une fonction de distribution actualisée du mesurande. Le terme *distribution a posteriori* vient de l'approche bayésienne des statistiques. Dans le cadre bayésien, on part d'une distribution préalable qui est ensuite mise à jour en fonction des résultats d'essai:

- Avant l'essai: les informations concernant le mesurande sont encapsulées dans la fonction de distribution préalable.
- Essais: un ou plusieurs résultats d'essai sont obtenus
- Mise à jour de la distribution préalable: la fonction de distribution *a posteriori* est obtenue en prenant en compte à la fois la distribution préalable et les résultats des essais.
- Probabilité de conformité: elle est calculée sur la base de la distribution *a posteriori*.

Dans JCGM 106, le mesurande est considéré comme une variable aléatoire Y avec les réalisations y , et la fonction de distribution a posteriori pour Y étant donné y_m est notée $g(y|y_m)$. En conséquence, la probabilité de conformité p_c peut être obtenue comme suit:

$$p_c = \mathcal{P}(Y \in \mathcal{C}|y_m) = \int_{\mathcal{C}} g(y|y_m)dy$$

Définition des risques spécifiques du producteur et du consommateur

En plus de la plage de tolérance ou de conformité \mathcal{C} , qui est utilisé pour le calcul de la probabilité de conformité p_c , le concept de la plage d'acceptation \mathcal{A} à partir de JCGM 106 sera nécessaire pour la définition des risques spécifiques du consommateur et du producteur. Alors que la notion de conformité concerne le mesurande Y , la question de l'acceptation est liée au résultat d'essai y_m . La conformité concerne donc l'état réel des choses ou la «vérité de base» – qui est représentée par le mesurande – tandis que l'acceptation est décidée sur la base d'un résultat d'essai considéré comme un approximation (que l'on espère fiable) du mesurande.

Dans les normes ISO, les risques du consommateur et du producteur sont définis comme suit:

- Risque du consommateur = la probabilité qu'un lot de qualité non conforme soit accepté
- Risque du producteur = probabilité qu'un lot de qualité conforme ne soient pas accepté

Dans le cadre de l'échantillonnage pour acceptation, le terme qualité conforme - correspondant, dans le JCGM 106, au mesurande Y qui se situe dans la plage de conformité \mathcal{C} – peut être compris comme correspondant à la qualité = PRQ.

De même, dans le cadre de l'échantillonnage pour acceptation, le terme qualité non conforme – correspondant, dans JCGM 106, au mesurande Y qui se situe en dehors de la plage de conformité \mathcal{C} – peut être compris comme correspondant à la qualité = CRQ.

Dans JCGM 106, les risques spécifiques du consommateur et du producteur sont définis en «allant dans la direction opposée» par rapport aux définitions ISO:

- Risque spécifique du producteur = la probabilité qu'un lot qui n'a pas été accepté présente effectivement une qualité non conforme.
- Risque spécifique du consommateur = la probabilité qu'un lot qui a été accepté présente effectivement une qualité conforme

Note terminologique: les risques ISO sont également appelés risques «paramétriques».

La différence entre les risques spécifiques et paramétriques est similaire à la différence entre la précision et l'incertitude de mesure. Dans le cas des risques paramétriques (précision), l'accent est mis sur la caractérisation des performances d'un plan d'échantillonnage (méthode). Dans le cas des risques spécifiques (incertitude de mesure), l'accent est mis sur la caractérisation d'un lot particulier (élément d'essai) sur la base d'un résultat d'essai.

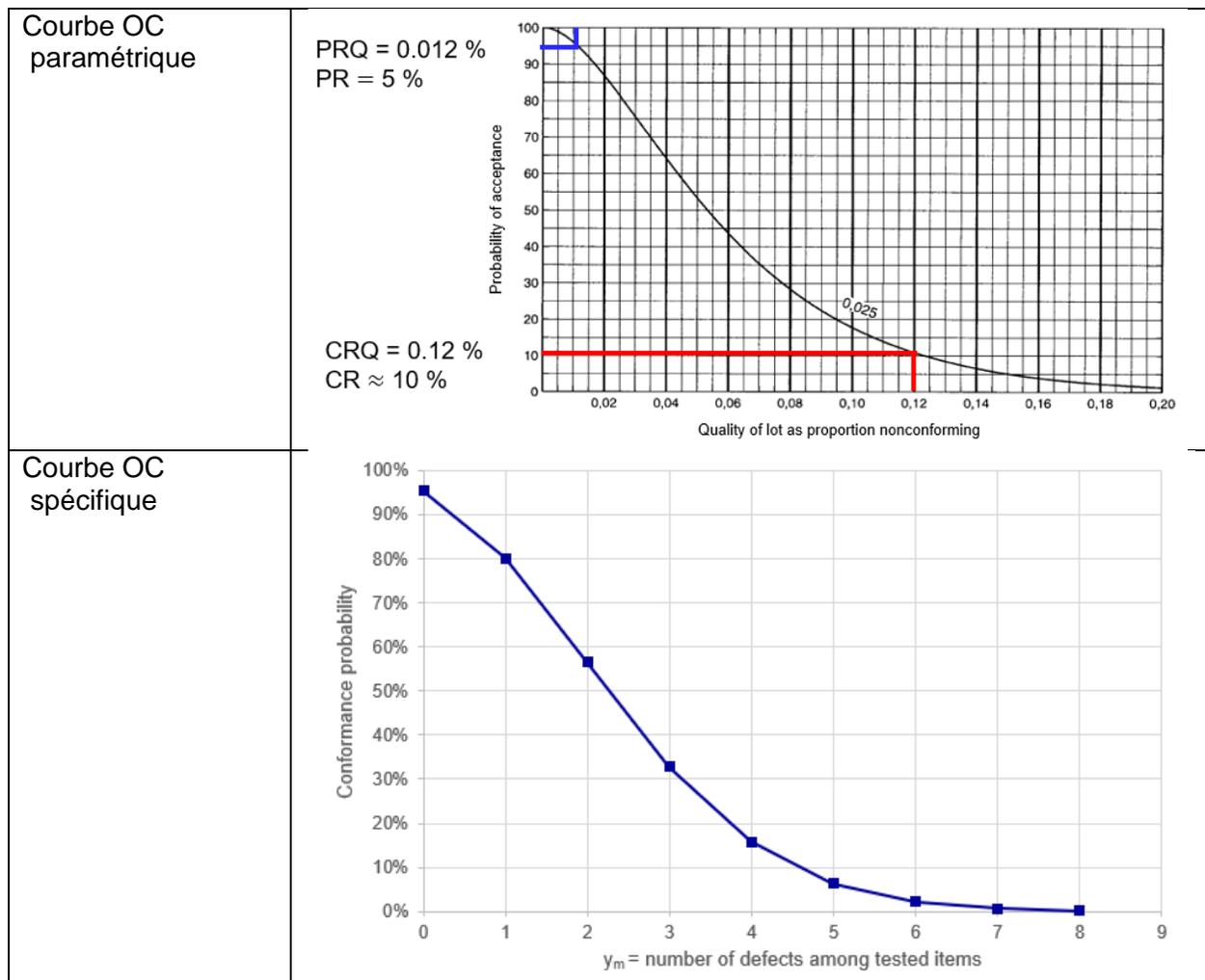
Les différents types de risques (paramétriques et spécifiques) se complètent. Il convient donc de proposer un cadre d'échantillonnage pour acceptation incluant les deux types de risques.

Courbes d'efficacité (OC) spécifiques

Dans les normes ISO, la courbe d'efficacité OC représente la probabilité paramétrique d'acceptation par rapport au niveau de qualité, exprimée en proportion de non conforme.

Par analogie avec la distinction entre risques paramétriques et spécifiques, il est proposé ici de remplacer ces courbes OC «paramétriques» par des courbes OC «spécifiques», où la probabilité de conformité est tracée par rapport à y_m .

Note: Si le producteur et le consommateur partent de distributions préalables différentes, leurs courbes OC spécifiques seront différentes.



Procédure de spécification des plans d'échantillonnage pour acceptation

Dans les normes ISO, le risque du producteur est souvent spécifié à 5 % et le risque du consommateur à 10 %. Ici nous choisirons simplement un niveau de risque α (par exemple $\alpha = 5\%$) pour les deux types de risque.

Dans le contexte de l'échantillonnage pour acceptation, selon que le contrôle est effectué par mesures ou par attributs, le résultat de l'essai individuel y_m est réinterprété.

- dans le cas d'un plan aux mesures, en tant que vecteur de résultats d'essai: $y_m = y_{m,1}, \dots, y_{m,n}$, où n désigne la taille de l'échantillon
- ou bien, dans le cas d'un lot constitué de matériaux en vrac, en tant que résultat d'essai unique
- ou, dans le cas d'un plan par attributs, en tant que nombre de défauts, c'est-à-dire la somme des résultats d'essai où chaque $y_{m,i}$ est soit 0 (conforme) soit 1 (non conforme)

Définition de la plage d'acceptation \mathcal{A}

Dès que le niveau de risque α a été spécifiée, la plage d'acceptation peut être définie comme suit.

\mathcal{A} = résultats d'essai y_m est tel que la probabilité de conformité est supérieure à $1 - \alpha$.

Dans le cas où $\alpha = 5\%$, cela signifie que si le résultat d'essai y_m est tel que la probabilité de conformité est inférieure à 95 %, alors l'élément n'est pas accepté. En d'autres termes, le risque spécifique pour le consommateur ne dépasse pas 5 %.

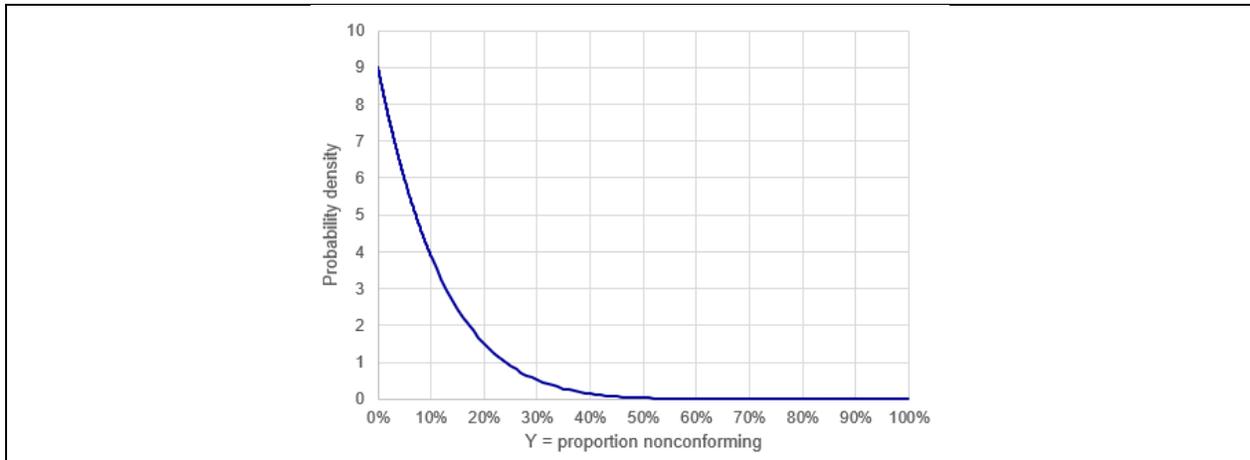
Exemple

Pour illustrer ce qui précède, prenons l'exemple suivant.

Un plan par attributs pour un lot donné doit être proposé. La plage de conformité est la suivante

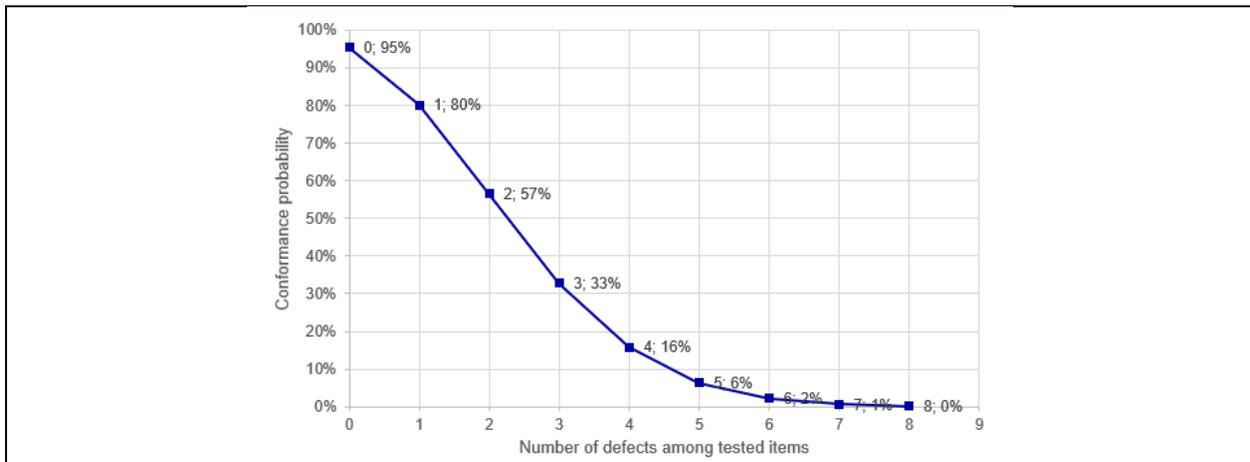
C: Y = proportion non conforme < 10 %

Le consommateur applique une distribution préalable pour la proportion non conforme qui reflète son intérêt à utiliser une approche prudente quant aux exigences de qualité du producteur.



Avec cette distribution préalable, la probabilité de conformité est de 38,7 %.

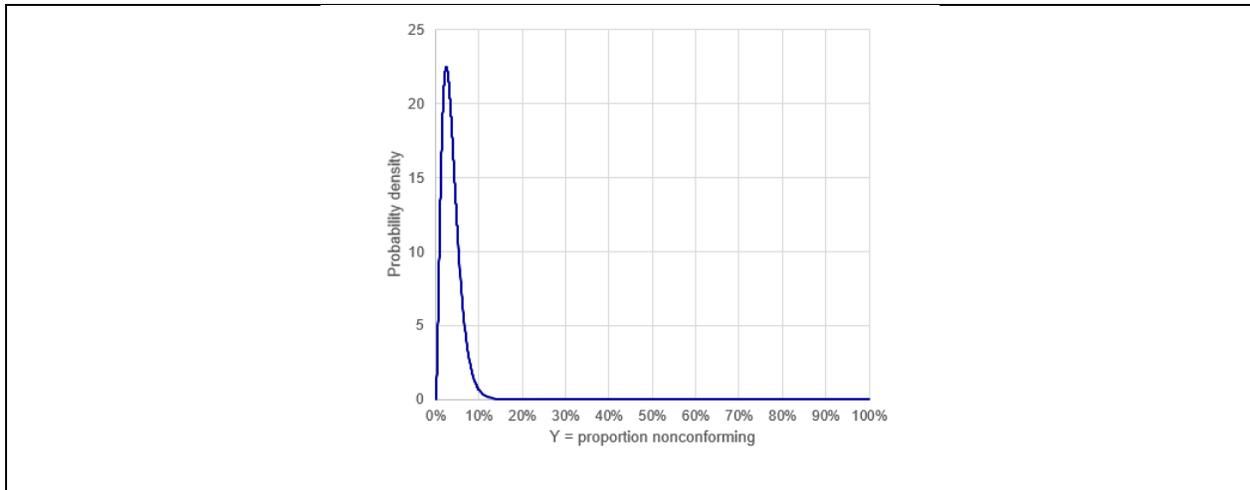
En cas d'un plan d'échantillonnage pour acceptation avec une taille d'échantillon de $n = 20$, la courbe d'efficacité (OC) spécifique est la suivante:



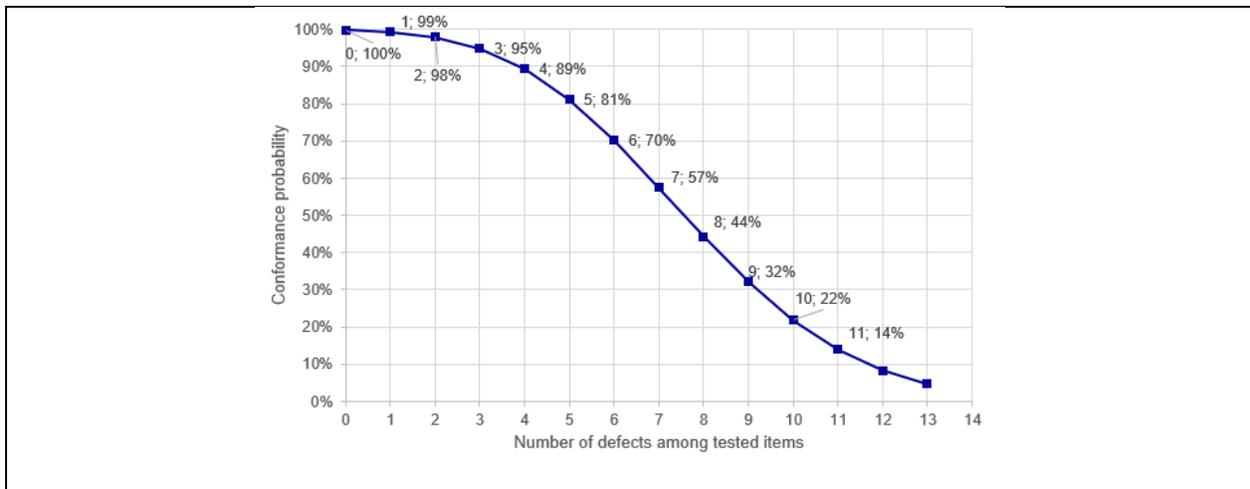
Comme on peut le constater, avec un critère d'acceptation $c=1$, la probabilité de conformité est déjà inférieure à 95 %. Ainsi, le consommateur définit

A: $c=0$

Une question importante est de savoir comment le producteur perçoit le plan proposé. Le producteur a généralement une bien meilleure compréhension du processus que le consommateur. Nous considérons le cas où la distribution préalable du producteur est la suivante:



La courbe OC spécifique basée sur cette distribution préalable est la suivante:



Comme on peut le constater, avec le plan $c=0$ spécifié par le consommateur, le risque spécifique du producteur sera

- 99 % pour un défaut
- 98 % pour deux défauts
- etc.

En général, le producteur s'intéressera au risque *global* de rejet, c'est-à-dire à la probabilité de conformité sur tous les résultats possibles entraînant le rejet d'un lot. Dans cet exemple, le risque global du producteur est de 48 %.

Bien entendu, ces plans dépendent de la taille de l'échantillon. Le tableau suivant donne un aperçu des différentes valeurs de n :

Plan	Critère d'acceptation	Risque du consommateur (CR) spécifique		Risque du producteur (PR) global	
		Calculé sur la base de		Calculé sur la base de	
n	c	Distr.préal. consommateur	Distr.préal. producteur	Distr.préal. consommateur	Distr.préal. producteur
20	0	5 %	0,7 %	69 %	48 %
37	1	5 %	0,6 %	64 %	37 %

52	2	5 %	0,6 %	61 %	29 %
206	14	5 %	0,5 %	52 %	9 %

Comparaison avec les plans par attributs «point de départ» indiqués à la section 2.2.2

PRQ = 6,5 %

p_max = 32,5 %

Scénario 1

La distribution préalable du consommateur est une distribution bêta avec des paramètres (4,36)

Scénario 2

La distribution préalable du consommateur est une distribution bêta avec des paramètres (4,50)

					Scénario 1	Scénario 2
c	n	PR	CRQ	PR global	CR global	CR global
0	2	12,6 %	68,4 %	12,8 %	0,011 %	0,000116 %
0	3	18,3 %	53,6 %	18,2 %	0,007 %	0,000077 %
1	5	3,7 %	58,4 %	3,8 %	0,012 %	0,000119 %
1	8	9,1 %	40,6 %	9,3 %	0,005 %	0,000049 %
2	13	4,8 %	36,0 %	4,7 %	0,003 %	0,000034 %
3	20	3,7 %	30,4 %	3,7 %	0,001 %	0,000015 %
5	32	1,6 %	27,1 %	1,6 %	0,000 %	0,000005 %
7	50	1,5 %	22,4 %	1,5 %	0,000 %	0,000000 %

PRQ = 1,5 %

p_max = 7,5 %

Scénario 1

La distribution préalable du consommateur est une distribution bêta avec des paramètres (4,36)

Scénario 2

La distribution préalable du consommateur est une distribution bêta avec des paramètres (4,50)

					Scénario 1	Scénario 2
c	n	PR	CRQ	PR global	CR global	CR global
0	8	11,4 %	25,0 %	11,4 %	24,4 %	18,1 %
0	13	17,8 %	16,2 %	17,9 %	13,5 %	10,6 %
1	20	3,6 %	18,1 %	3,6 %	20,5 %	16,1 %
1	32	8,3 %	11,6 %	8,2 %	7,8 %	6,8 %
2	50	3,9 %	10,3 %	3,9 %	5,7 %	5,2 %

5.5.2 Échantillonnage pour acceptation bayésien contradictoire

5.5.2.1 Description générale de l'approche

Dans cette approche, le consommateur et le producteur emploient chacun une répartition préalable pour la caractéristiques d'intérêt dans le lot contrôlé. De plus, pour chacun, une fonction d'utilité reflète les différents intérêts et risques en jeu dans l'acceptation ou le rejet du lot par le consommateur. La procédure d'échantillonnage pour acceptation s'articule en deux phases. Dans la première phase, le consommateur accepte ou rejette le lot en fonction de sa propre opinion sur la qualité des lots du producteur, encapsulée dans la distribution préalable du consommateur. Plus précisément, le consommateur accepte le lot si

$$\int U_c(A|\vartheta) > \int U_c(R|\vartheta)$$

où U_c désigne la fonction d'utilité du consommateur qui s'exprime par deux arguments, dont l'un est l'acceptation (A) ou le rejet (R). L'autre argument ϑ désigne la valeur moyenne de la caractéristique d'intérêt dans le lot. Cette valeur moyenne est inconnue, nous intégrons donc toutes les valeurs possibles, en prenant la distribution préalable du consommateur comme la densité.

Si le consommateur accepte le lot, la procédure d'échantillonnage pour acceptation est terminée. Si le consommateur refuse le lot, on passe à la phase deux, qui consiste à faire payer les prélèvements et les essais par le producteur. La question qui se pose pour le producteur est de déterminer une taille d'échantillonnage appropriée. Ce calcul est effectué comme suit: pour une taille d'échantillon donnée et un ensemble de résultats d'essai donné, le consommateur peut mettre à jour la distribution préalable pour obtenir une distribution a posteriori. La règle d'acceptation est alors la même que ci-dessus, mais avec la distribution a posteriori comme densité. La taille de l'échantillon est ensuite choisie de manière à maximiser l'intégrale

$$\int_{y_n} U_p(X|\vartheta)$$

où U_p désigne la fonction d'utilité du producteur, X désigne soit l'acceptation, soit le rejet (sur la base de l'évaluation a posteriori de la qualité du lot par le consommateur), la fonction de densité est la distribution a posteriori du producteur et l'intégration est effectuée sur tous les résultats d'essai possibles y_n .

5.5.2.2 Les acteurs du secteur public

Pour illustrer cette approche, prenons l'exemple suivant.

Le consommateur est un organisme gouvernemental de sécurité alimentaire qui précise les règles d'acceptation des importations. En conséquence, sa fonction d'utilité reflète

- les recettes fiscales provenant des ventes de lots – en particulier les recettes de la taxe sur la valeur ajoutée (TVA)
- les coûts associés aux risques pour la santé tels que les coûts des soins de santé, les coûts associés aux éventuelles mesures de rappel, etc.

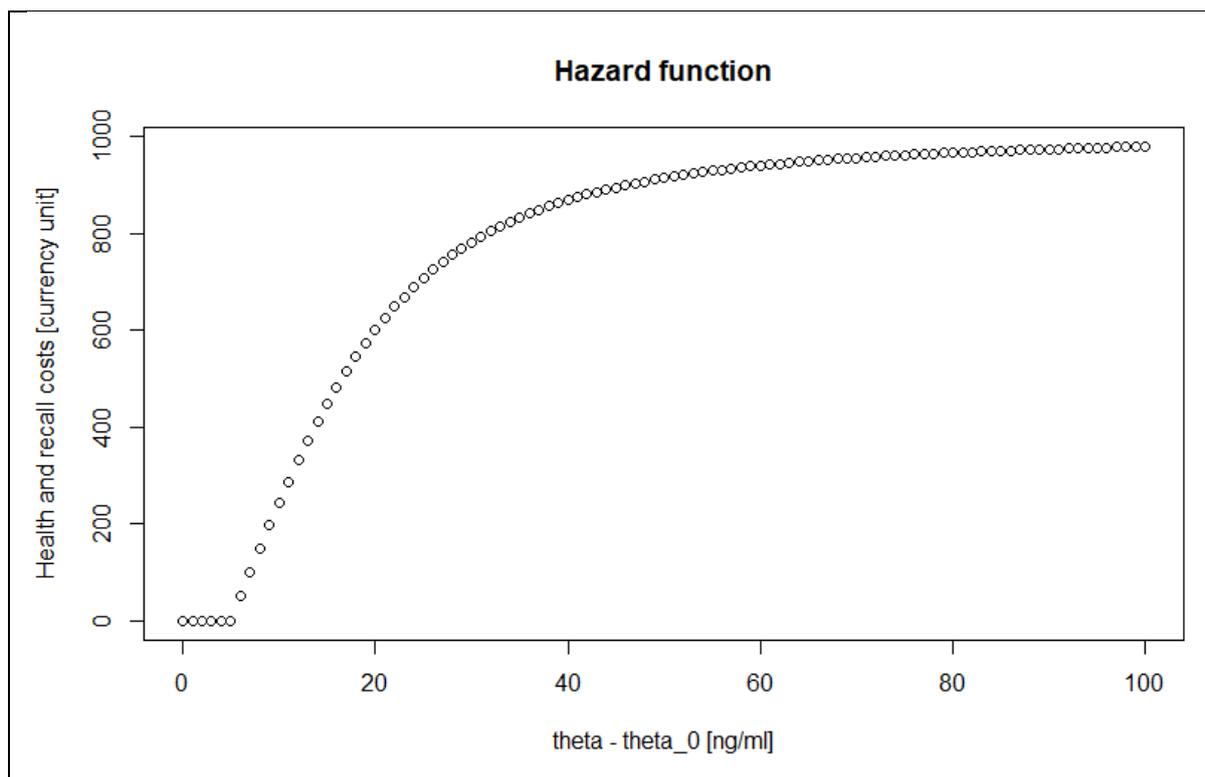
En conséquence, U_c peut prendre la forme de

$$U_c = X \cdot p_{VAT} \cdot (S_c - S_p) - \text{hazardcosts}$$

où S_c désigne le revenu généré par la vente de la totalité du lot sur le marché de consommateur après l'acceptation du lot et S_p désigne le prix du producteur pour vendre le lot au consommateur.

Il convient de noter que l'utilité du consommateur dépend de son acceptation ou de son refus du lot ($X = 1$ ou bien $X = 0$, respectivement).

Les coûts des aléas eux-mêmes peuvent être représentés via une fonction appropriée de la différence entre la moyenne du lot ϑ et la limite de spécification supérieure. ϑ_0 (le seuil légal), par exemple:



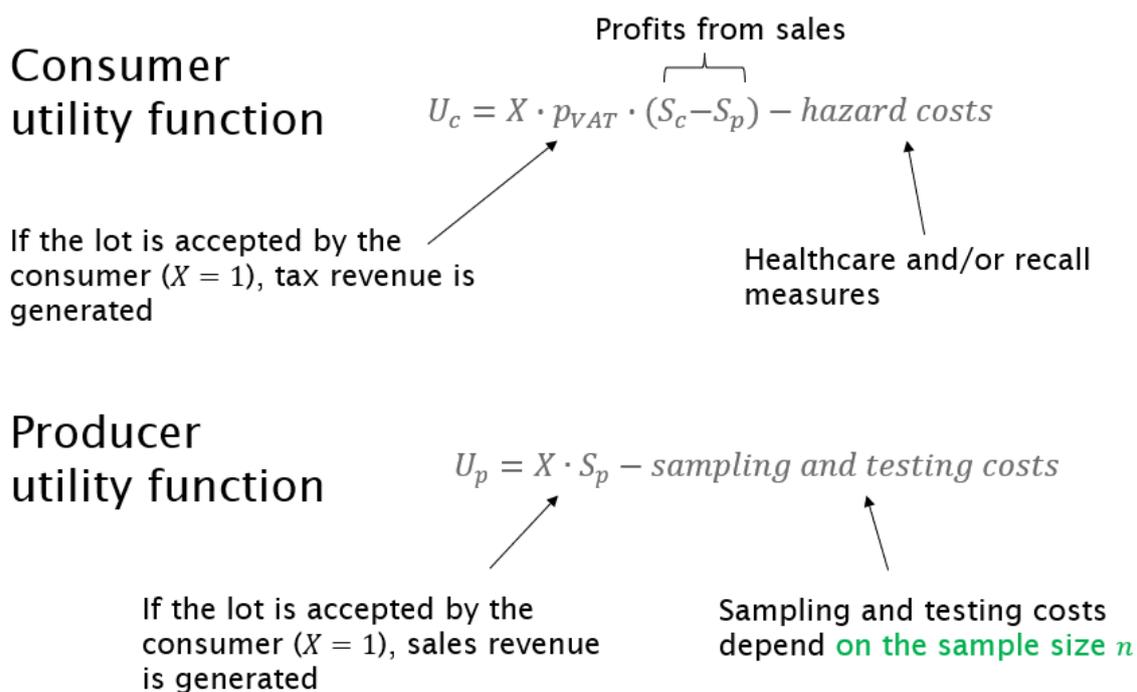
L'utilité du producteur peut prendre la forme suivante:

$$U_p = X \cdot S_p - \text{sampling and testing costs}$$

où S_p désigne le prix du producteur pour vendre le lot au consommateur.

Il convient de noter que l'utilité du producteur dépend de l'acceptation ou du refus du lot par le consommateur ($X = 1$ ou bien $X = 0$) et de la taille de l'échantillon à tester.

Les deux fonctions de l'utilité sont résumées comme suit:



Exemple chiffré

Examinons le scénario suivant.

- Le seuil légal pour la caractéristique d'intérêt est de $\vartheta_0 = 100$ ng/ml.
- Le producteur vend le lot au prix de $S_p = 200$ unités monétaires.
- La vente de tous les éléments du lot sur le marché du consommateur générera un revenu de $S_c = 500$ unités monétaires. Les profits du consommateur seront donc de $S_c - S_p = 300$ unités monétaires.
- La TVA dans le pays du consommateur est de $p_{VAT} = 20$ %.

La distribution préalable du consommateur pour la valeur moyenne du lot est de

$$\mu_{0,c} = 110 \text{ ng/ml}$$

$$\sigma_{0,c} = 1 \text{ ng/ml}$$

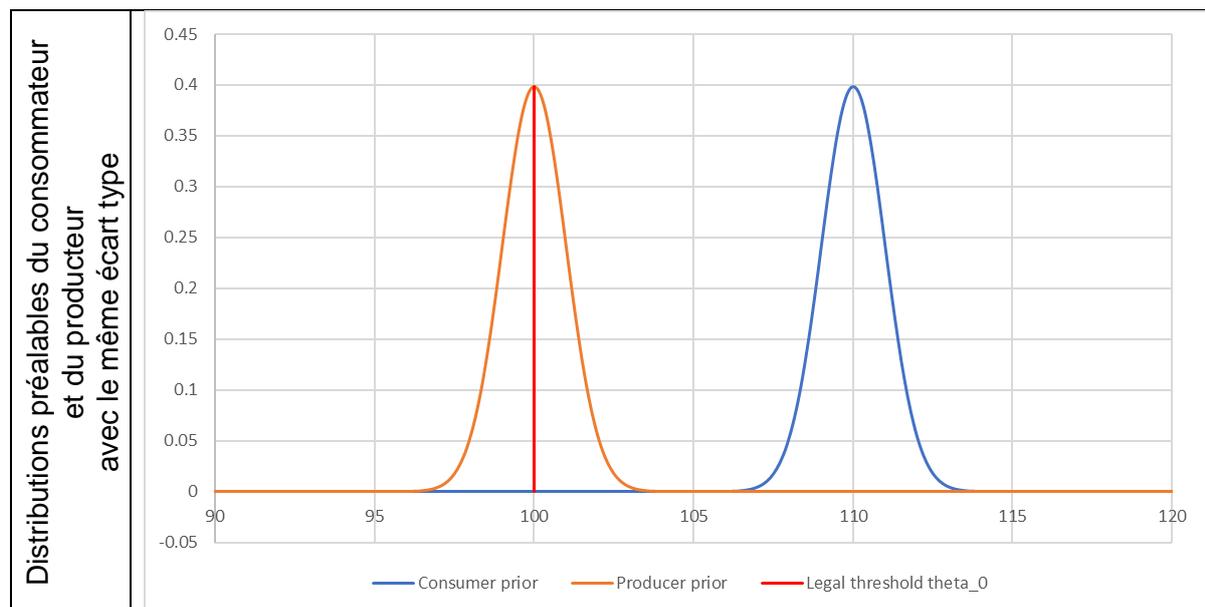
La distribution préalable du producteur pour la valeur moyenne du lot est de

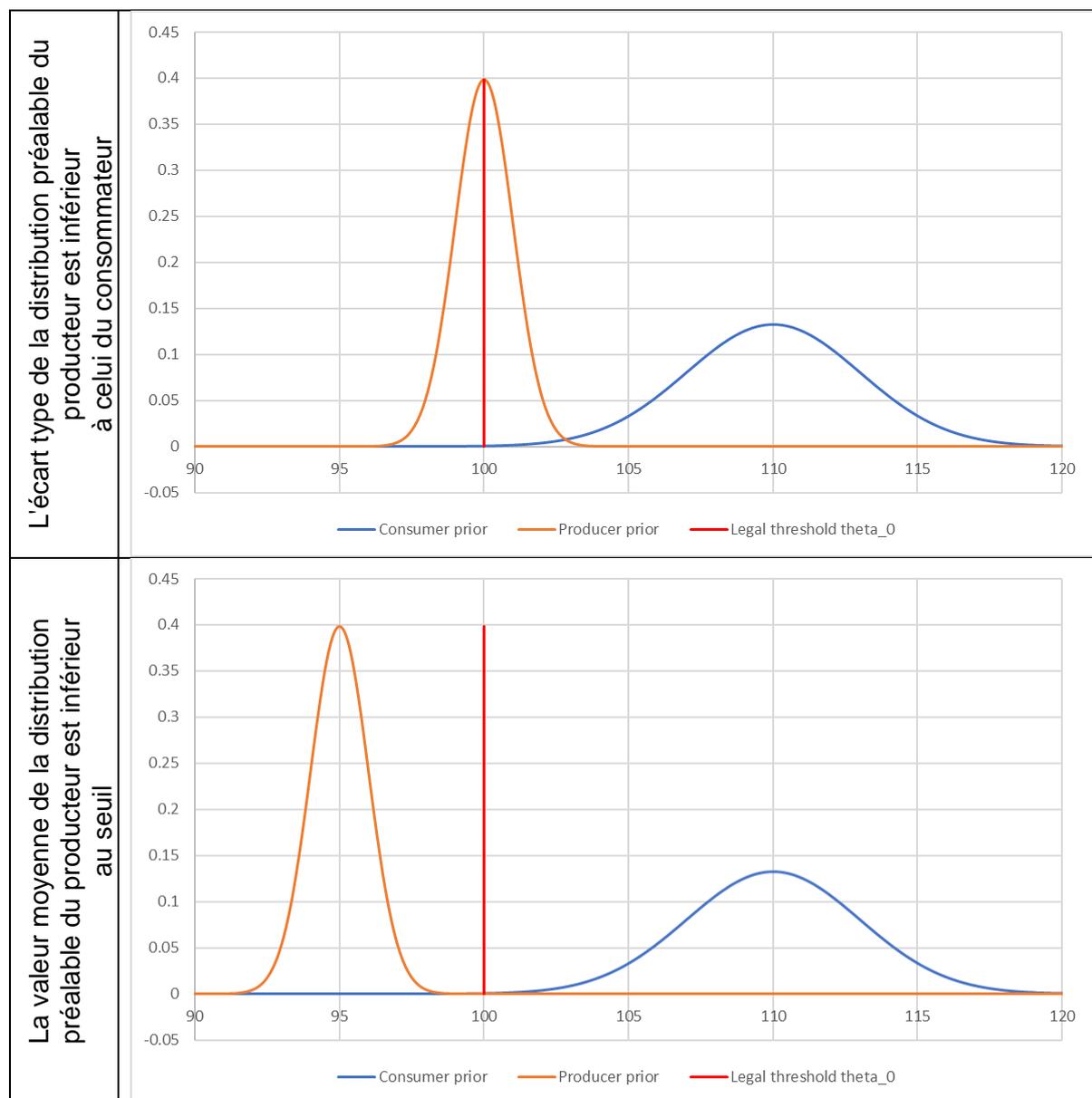
$$\mu_{0,p} = 100 \text{ ng/ml}$$

$$\sigma_{0,p} = 1 \text{ ng/ml}$$

Notez que dans cet exemple, les deux distributions préalables ont le même écart type. On peut toutefois s'attendre à ce que l'écart type du producteur – compte tenu de sa plus grande connaissance du lot – soit inférieure à celui du consommateur. De plus, la moyenne du producteur peut en général rester inférieure au seuil, plutôt que de coïncider avec lui.

Ces différents cas sont illustrés dans le diagramme suivant.



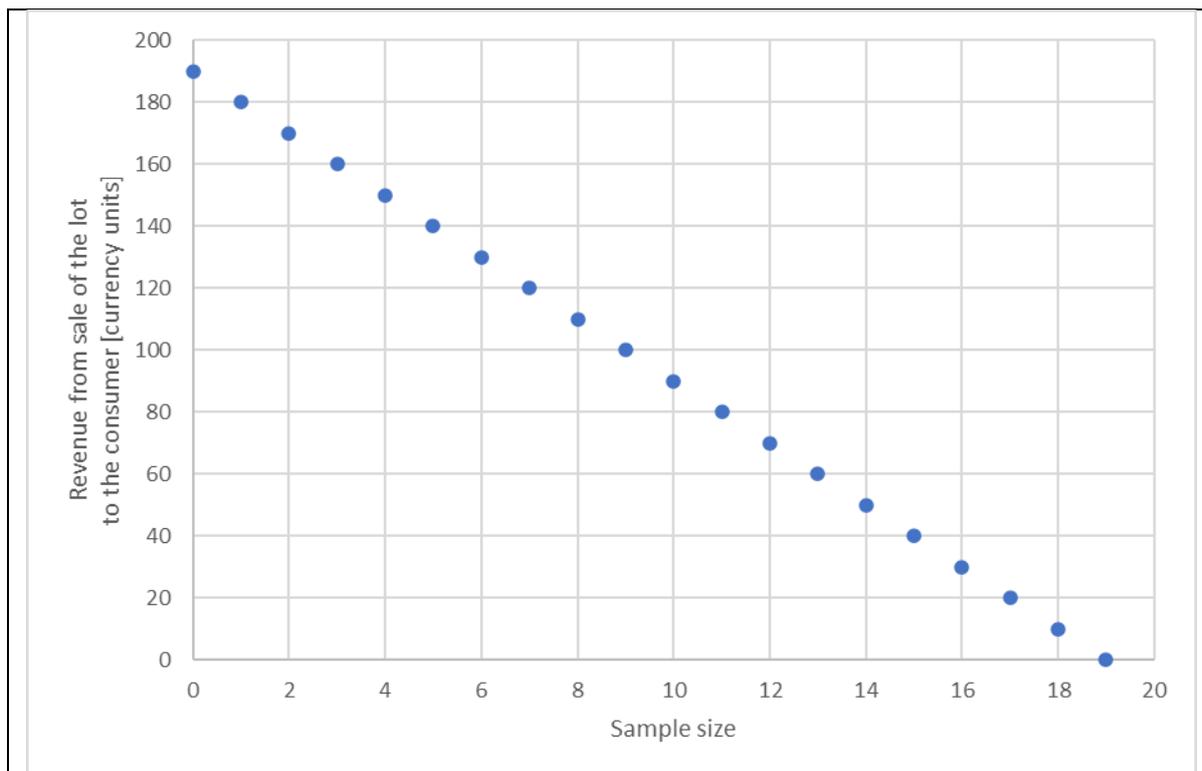


L'écart type du lot est présumé à la fois par le consommateur et par le producteur comme étant de

$$\sigma_{lot} = 3 \text{ ng/ml}$$

Note : il s'agit ici du cas le plus simple. En réalité, il peut être nécessaire d'introduire des distributions préalables pour σ_{lot} . Une hypothèse de distribution appropriée est celle du gamma normal-inverse.

Les coûts d'échantillonnage et des essais sont élevés, à savoir: $10 + (\text{taille de l'échantillon} \times 10)$ unités monétaires. En d'autres termes, pour une taille d'échantillon de 19, le producteur ne génère plus aucun revenu en vendant le lot au consommateur. Cela peut être le cas si les coûts des échantillons et des essais sont très élevés par rapport au prix de détail d'un produit.



**Dans ce scénario, la décision du consommateur lors de la phase 1 est de rejeter le lot.
Dans la phase 2, le producteur calcule qu'une taille d'échantillon de 7 est optimale.**

5.5.2.3 Les acteurs du secteur privé

Un deuxième exemple sera examiné maintenant. Dans cet exemple, les deux parties à la transaction sont des entreprises du secteur privé.

La fonction d'utilité du consommateur U_c prend maintenant la forme suivante

$$U_c = X \cdot [(S_c - S_p) \cdot (1 - p_{fail} \cdot p_{inspection}) - penalty \cdot p_{fail} \cdot p_{inspection}] - overhead$$

pendant que la fonction d'utilité du producteur U_p reste la même que ci-dessus

$$U_p = X \cdot S_p - samplingandtestingcosts$$

Exemple chiffré

Examinons le scénario suivant.

- Le seuil légal pour la caractéristique d'intérêt est de $\vartheta_0 = 100$ ng/ml.
- Les frais généraux du consommateur sont de 50 unités monétaires.
- Le producteur vend le lot au prix de $S_p = 200$ unités monétaires.
- La vente de tous les éléments du lot sur le marché du consommateur générera un revenu de $S_c = 500$ unités monétaires.
- La probabilité du contrôle est de $p_{inspection} = 0,2$ (soit 1 lot sur 5 est contrôlé en moyenne)
- La probabilité de l'échec du contrôle p_{fail} est une fonction de la différence $\vartheta - \vartheta_0$
- La pénalité en cas d'échec du contrôle est de 2 500 unités monétaires.

La distribution préalable du consommateur pour la valeur moyenne du lot est de

$$\begin{aligned}\mu_{0,c} &= 110 \text{ ng/ml} \\ \sigma_{0,c} &= 1 \text{ ng/ml}\end{aligned}$$

La distribution préalable du producteur pour la valeur moyenne du lot est de

$$\begin{aligned}\mu_{0,p} &= 90 \text{ ng/ml} \\ \sigma_{0,p} &= 1 \text{ ng/ml}\end{aligned}$$

L'écart type du lot est présumé à la fois par le consommateur et par le producteur comme étant de

$$\sigma_{lot} = 5 \text{ ng/ml}$$

Comme ci-dessus, les coûts d'échantillonnage et des essais sont élevés, à savoir: 10 + (taille de l'échantillon x 10) unités monétaires. En d'autres termes, pour une taille d'échantillon de 19, le producteur ne génère plus aucun revenu en vendant le lot.

La probabilité de l'échec du contrôle est définie en tant que $0.2 \cdot (\vartheta - \vartheta_0)$, plafonné à 1.

Cela signifie que $p_{fail} = 100\%$ pour $\vartheta - \vartheta_0 \geq 5$.

Dans ce scénario, la décision du consommateur lors de la phase 1 est de rejeter le lot. Dans la phase 2, le producteur calcule qu'une taille d'échantillon de 4 est optimale.

5.5.3 Scénarios «hybrides» spéciaux avec des échantillons de très petite taille

Dans cette section, des cas particuliers sont examinés. Ces cas particuliers peuvent être décrits comme suit:

Aspect 1

En raison de contraintes externes, l'acceptation/le rejet est basé sur les résultats des essais de quelques éléments seulement. Dans ce document, nous examinerons les cas $n = 1, 2, 3, 4$, où n représente la taille de l'échantillon (nombre d'éléments prélevés pour contrôle sur un lot particulier).

Aspect 2

La caractéristique d'intérêt X suit la distribution suivante:

- pour beaucoup (la grande majorité des) éléments, $X = 0$

- pour une (très petite) proportion d'éléments p , X suit une distribution normale ou lognormale

Ces deux aspects rendent impossible l'application de la norme ISO 3951 [1] (contrôle par mesures) ou ISO 2859 [2] (contrôle par attributs). En effet, le type particulier de contrôle de lots examiné ici est «hybride» dans le sens où il combine des aspects de contrôle par attributs et par mesures. La détermination de la proportion d'éléments avec $X > 0$ serait l'objectif du contrôle par attributs, tandis que la détermination de la distribution des valeurs $X > 0$ serait l'objectif du contrôle par mesures.

Le type particulier de contrôle de lots examiné ici n'est pas une conception théorique; au contraire, il reflète de nombreuses situations réelles du contrôle des lots. Par exemple, dans le cas de produits d'origine animale importés, le contrôle des lots peut impliquer la recherche de résidus de médicaments vétérinaires. Dans une telle situation, p représente la proportion d'animaux ayant été traités pour une maladie.

Bien que ce type particulier de contrôle relève clairement de la vaste catégorie du contrôle des lots, son objectif est très différent de celui des normes ISO mentionnées ci-dessus. En effet, la taille de l'échantillon étant connue à l'avance (déterminée par des contraintes externes), la question principale n'est pas de déterminer la taille de l'échantillon, mais plutôt de déterminer le risque du consommateur (CR) et le risque du producteur (PR). En particulier, les plans d'échantillonnage pour acceptation seront évalués au moyen des risques spécifiques du consommateur et du producteur examinés à la section 5.5.1. De plus, un cadre alternatif pour comprendre le contrôle de lots sera présenté, dans lequel le mesurande n'est plus la caractéristique (quantitative) d'intérêt qui est déterminée en effectuant des essais sur la base d'éléments individuels dans le contrôle par mesures. Le mesurande est plutôt considéré désormais comme une description des propriétés statistiques du lot, voir la section 5.4.1. Cela signifie que les distributions préalables et les distributions a posteriori se rapporteront à ces paramètres statistiques plutôt qu'à la concentration moyenne par élément ou dans le lot.

Les questions suivantes seront abordées:

1. Est-ce que JCGM 106 [3] peut s'appliquer non seulement à la conformité d'un seul élément, mais aussi dans le contexte du contrôle d'un lot?
2. Calculs de risques avec une distribution a posteriori de la moyenne.
3. Calculs de risques avec une distribution a posteriori à la fois de la moyenne et de l'écart type.

5.6 Validation des applications

[Cette section est encore à compléter]

5.7 Références

FAO Mycotoxin Tool and Mycotoxin S&T User Guide

L'outil FAO sur les mycotoxines pour l'évaluation des plans d'échantillonnage est disponible sur Internet à l'adresse suivante <http://tools.fstools.org/mycotoxins/>. Il ne s'agit pas d'un site sécurisé, mais il contient plus de détails que ne le permettent les formules et il est accompagné d'un guide de l'utilisateur. Edward G. Schilling & Dean V. Neubauer (2017); Acceptance Sampling in Quality Control, (3rd edition) Chapman & Hall

ISBN 9781498733571

<https://www.crcpress.com/downloads/K26314/CRC%20book%20website%20files.zip>

<https://www.crcpress.com/Acceptance-Sampling-in-Quality-ControlThird-Edition/Schilling-Neubauer/p/book/9781498733571>

https://www.amazon.com/Acceptance-Sampling-Quality-Control-Statistics-dp-1498733573/dp/1498733573/ref=dp_ob_title_bk

Deuxième édition:

<https://www.amazon.com/Acceptance-Sampling-Quality-Control-Statistics/dp/1584889527>

Lien vers la copie de la version 2 sur Google Books (voir chapitre 9):

https://www.google.co.nz/books/edition/Acceptance_Sampling_in_Quality_Control_S/Ryv1EGIkAaYC?hl=en&gbpv=1&dq=schilling+%26+neubauer&printsec=frontcover

Bicking, C.A. 1970. ASTM E-105-58 and ASTM E-300-69 standards for the sampling of bulk materials, Journal of Quality Technology, 2(3): 165-173.

Zweiterung et al. Relating Microbiological Criteria to Food Safety Objectives and Performance Objectives, Food Control (20) 2009, 967-979

ISO 10725:2000 Acceptance sampling plans and procedures for the inspection of bulk materials

Organisation internationale de normalisation

ASQC Basic References in Quality. Volume 7: How and When to Perform Bayesian Acceptance Sampling. Thomas W Calvin (1990)

Hailey, W.A. (1980) Minimum Sample Size Single Sampling Plans: A Computerized Approach Journal of Quality Technology **12**, 4, pp230-235

MH Ramsey, SLR Ellison and P Rolston (eds.) Guide Eurachem/EUROLAB/CITAC/Nordtest/AMC: Measurement uncertainty arising from sampling: a guide to methods and approaches. Deuxième édition, Eurachem (2019). ISBN (978-0-948926-8). Disponible sur <http://www.eurachem.org>

Norme générale pour les contaminants et les toxines présents dans les produits de consommation humaine et animale (CXS 193-1995)

Code d'usages en matière d'hygiène pour les préparations en poudre pour nourrissons et jeunes enfants (CXC 66 – 2008)

ISO 5725-1:2023

Exactitude (justesse et fidélité) des résultats et méthodes de mesure — Partie 1: Principes généraux et définitions

ISO 5725-2:2019

Exactitude (justesse et fidélité) des résultats et méthodes de mesure — Partie 2: Méthode de base pour la détermination de la répétabilité et de la reproductibilité d'une méthode de mesure normalisée.

Appendice II

Liste des participants

Président

Susan Morris
Ministry for Primary Industries – Nouvelle-Zélande

Roger Kissling
Fonterra - Nouvelle-Zélande
Fonterra - NZ

Coprésident

Petra Gowik
BVL - Office fédéral de la protection des consommateurs et de la sécurité alimentaire - Allemagne
Steffen Ulrig
Quo data - Allemagne
Bertrand Colson
Quo data – Allemagne

Arabie saoudite

Abdulaziz AAIQaud
Expert en soutien à l'enregistrement des produits, Secteur alimentaire, Saudi Food and Drug Authority, Royaume d'Arabie saoudite

Mamdouh AAL-Jabri
Expert en monitoring, Secteur alimentaire, Saudi Food and Drug Authority, Royaume d'Arabie saoudite

Abdullah IAI Tamim
Chef de section Toxines et contaminants organiques, Secteur Laboratoires & Recherche, Saudi Food and Drug Authority, Royaume d'Arabie saoudite

Argentine

Sara Valdez
Coordinadora de Laboratorio- SENASA
Jonatan Pietronave
Jefe de Área de laboratorio – INAL
Juan Pablo Maseda
Analista de laboratorio – INAL

Australie

Mark Lewin
Technical and Development Manager, Certified Reference Values, NMI-Australia, Australie
Susan Maddalena
Assistant Director - Residue Chemistry and Laboratory Performance Evaluation Section, National Residue Survey
Richard Coghlan
Senior Technical Expert, Analytical Services Branch, NMI-Australia

Brésil

Ligia Lindner Schreiner
Ana Claudia Marquim Firmo De Araujo
Health Regulation Expert, Brazilian Health Regulatory Agency – Anvisa

Canada

Flora Bow
Research Scientist, Chemical Contaminant Section, Health Canada

Chine

Jing Xiao
Chercheur, Chine
Wei Wang
Chercheur associé, Chine
Yuzhe Li
Chercheur associé, Chine
Wei Yu
Chercheur associé, Chine

Costa Rica

Karla Rojas Arrieta
Coordonnateur du Comité National du CCMAS, Service National de Santé Animale, Ministère de l'Agriculture et de l'Élevage

Melina Flores Rodriguez

*Conseiller technique du Point de contact national
du Codex
Ministère de l'Économie, de l'Industrie
et du Commerce*

Égypte

Mariam Barsoum Onsy
*Spécialiste des normes alimentaires,
Organisation égyptienne pour la normalisation
et la qualité (EOS), Ministère du Commerce
et de l'Industrie*

États-Unis d'Amérique

Patrick Gray
*Research Chemist, Center for Food Safety
and Applied Nutrition, Office of Regulatory
Science, US Food & Drug*

Timothy Norden
*Chief Scientist, Agricultural Marketing Service
Technology and Science Division,
US Dept of Agriculture*

Heather (US CCP) Selig
*International Issues Analyst, US Dept
of Agriculture*

Guyana

Norissa King
*Assistant Scientific Officer,
Government Analyst Food and Drug Department*

Hongrie

Attila Nagy
*Président du CCMAS
Krisztina Bakó-Frányó
Point de contact du Codex en Hongrie*

Inde

Ahammed Shabeer TP
*Senior Scientist and Quality Manager,
National Referral Laboratory,
ICAR-NRCG, Pune, Maharashtra, India*

Lalitha Gowda
Retired Chief Scientist, CFTRI, Mysore

Vinay Tyagi
*Joint Director, National Accreditation Board
for Testing and Calibration Laboratories (NABL)*

Rini Narayan

*Joint Director, National Accreditation Board
for Testing and Calibration Laboratories (NABL)*

Point de contact Codex
*National Codex Contact Point, Food Safety
and Standards Authority of India, Ministry of Health
and Family Welfare*

Indonésie

Tantu Yulianti
Laboratory accreditation assessor

Ratri Alfitasari

Standardization Analyst

Jamaïque

Georgette Thompson
*Senior Veterinary Biochemical Analyst,
Veterinary Services Division- Ministry of Agriculture
& Fisheries*

Japon

Hidetaka Kobayashi
*Coordonnateur, Gestion des risques et des crises,
Ministère de l'Agriculture, des Forêts
et de la Pêche du Japon*

Takanori Ukena
*Directeur, Ministère de l'Agriculture, des Forêts
et de la Pêche du Japon*

Takahiro Mori
*Directeur associé, Ministère de l'Agriculture,
des Forêts et de la Pêche du Japon*

Tadashi Izawa
*Directeur adjoint, Division du contrôle et de la sécurité
des aliments, Bureau de la sécurité pharmaceutique
et de la santé environnementale, Ministère de la Santé,
du Travail et du Bien-être social*

Takahiro Watanabe
*Chef de section, Division de l'information sur la sécurité
sanitaire des aliments, Institut national des sciences
de la santé*

Malaisie

AzalinaBinti Othman
Ab Rahman, Chef de section
Division de la qualité des aliments
Département de chimie de Malaisie

Maroc

Mounir Rahlaoui
*Chef du laboratoire de microbiologie
(MOROCCO FODEX)*

Bouchra Messaoudi
*Ingénieur, Service de Normalisation
et du Codex à l'Office National de Sécurité
Alimentaire (ONSSA)*

Nigéria

Arannilewa Comfort
*Assistant Director, Standards Organisation
of Nigeria*

Ouganda

Arthur Mukanga
Bureau national des normes, Ouganda

Panama

Joseph Gallardo
Point de contact Codex, Panama

Pérou

Jenny Tupac
*Spécialiste de la normalisation à l'Institut national
de la qualité, Pérou*

République de Corée

Youngjun Kim
*Chercheur, Ministère de la sécurité alimentaire
et pharmaceutique, République de Corée*

MAFRA Korea Codex Contact Point
Division de la politique de quarantaine,
Ministère de l'Agriculture, de l'Alimentation
et des Affaires rurales (MAFRA)

Kwang Kisoen
Chercheur SPS, MAFRA

Sénégal

Astou Ndiaye
*Chef Unité "Chimie" Laboratoire d'Analyses
et de Contrôle*

Mathilde Cabral Ndior
Chef du laboratoire « Centre Anti-Poison »

Diégane DièneThiaré
*Chargé de cours à l'Université Cheikh Anta
Diop - Dakar*

Singapour

Ken Lee
Branch Head, Singapore Food Agency

Thaïlande

Chanchai Jaengsawang
*Conseiller, Département des sciences médicales,
Thaïlande*

Paveena Pinkeaw
*Agent des normes, Bureau national des normes
agricoles et alimentaires*

RungrassameeMahakhaphong
*Agent des normes, Bureau national des normes
agricoles et alimentaires*

Union européenne

Franz Ulberth
*Expert scientifique, Commission européenne,
Union européenne*

Judit Krommer
*Chargée de mission, Commission européenne,
Union européenne*

Irene Seipelt
Point de contact Codex, Union européenne

Uruguay

Laura Flores
LATU

Pedro Friedrich
Point de contact Codex

OIV Organisation Internationale de la Vigne et du Vin

Jean-Claude Ruf
*Directeur scientifique, Organisation Internationale
de la Vigne et du Vin*