

# Evaluation de l'exposition et caractérisation des risques liés à la présence de *Listeria monocytogenes* dans les salades de IV<sup>ème</sup> gamme

## 5.1 Introduction

Ce chapitre est consacré à l'évaluation de l'exposition à *L. monocytogenes* des consommateurs de salades en sachet et à la caractérisation des risques encourus. L'évaluation de l'exposition nécessite de connaître les quantités de salade en sachet consommées ainsi que leurs fréquences de consommation sur une période donnée et les concentrations en *L. monocytogenes* de ce produit à l'instant de la consommation.

Les habitudes de consommation alimentaire des français sont très variables d'un individu à l'autre. Il s'agit alors d'intégrer cette variabilité dans l'évaluation de l'exposition et du risque en utilisant des données individuelles de consommation. Pour cela, nous proposons d'utiliser les données individuelles de consommation de l'enquête INCA. Cette enquête relève la consommation individuelle des français sur une semaine. Cependant, dans sa nomenclature, la consommation de salades non transformées n'est pas distinguée de la consommation de salades de IV<sup>ème</sup> gamme. Afin d'intégrer la proportion consommée de salade de IV<sup>ème</sup> gamme dans les calculs, nous utilisons le panel des ménages Sécodip. Cette étude répertorie les achats de ménages français sur une année en distinguant la salade transformée et la salade

non-transformée. L'utilisation des données individuelles de consommation permet alors de prendre en compte la relation de dépendance pouvant exister entre quantités consommées par un individu et la fréquence de consommation de cet individu mais aussi entre la sensibilité à *L. monocytogenes* de l'individu et sa consommation. En effet, certaines sous-populations comme les personnes âgées, les femmes enceintes ou les personnes immunodéprimées sont plus sensibles à l'ingestion de *L. monocytogenes*. La sensibilité de ces personnes est généralement prise en compte dans la relation dose-réponse par l'utilisation d'une probabilité de listériose plus élevée que celle de la population dite normale. Or il est aussi intéressant de prendre en compte les habitudes de consommation de ces sous-populations qui diffèrent peut-être de celles de la population normale. C'est ce que nous nous emploierons à faire dans cette partie. Notons que les données de consommations individuelles sont très peu employées en analyse des risques microbiologiques mais que pour les raisons précédemment énoncées, il nous semble nécessaire des les utiliser.

La concentration en *L. monocytogenes* des quantités consommées (exposition) est estimée dans ce travail selon deux méthodes. Dans la première, le nombre de bactéries par quantité consommée est déterminé à partir de la contamination du sachet dans lequel la quantité a été prélevée. Or le mode de transfert des bactéries du sachet à la quantité doit tenir compte du fait que la répartition des bactéries n'est pas homogène dans le sachet mais que celles-ci sont plutôt groupées en amas. La méthode de "partitioning" de Nauta (2005) est utilisée ici pour prendre en compte ce phénomène. Le problème de cette méthode est que la valeur du coefficient de groupement pour la salade en sachet et plus généralement pour les aliments, est inconnu. De ce fait, la plupart des analyses de risques microbiologiques sont réalisées en considérant que la répartition des bactéries est homogène dans les aliments. Nous proposerons toutefois une estimation de ce coefficient. Cette méthode sera comparée à celle employée par Sanaa et al. (2004) pour des fromages qui consiste à simuler la croissance des bactéries directement dans les quantités consommées jusqu'à l'instant de la consommation. Ainsi l'exposition est directement obtenue sans passer par le calcul de la contamination du sachet.

L'exposition établie, le risque de listériose est étudié pour chacune des sous-populations ainsi que le risque de listériose de la population entière. Or pour que le risque de listériose estimé à partir de la population INCA soit extrapolable à celui de la population française il est nécessaire que la représentation de chaque sous-population soit la même que celle de la population française. L'enquête INCA présente un nombre d'enfants supérieur à celui de la population française. Pour redresser cet échantillon nous affecterons à chaque individu des

différentes sous-populations un poids de redressement calculé par rapport aux statistiques de la population française INSEE, Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques (2002).

Les deux premières parties de ce chapitre sont consacrées à la consommation : les données disponibles et leur utilisation. Les parties 3 à 5 présentent les méthodes utilisées ici pour calculer l'exposition, le modèle dose-réponse employé ainsi que les définitions générales du risque individuel par acte de consommation, du risque individuel annuel et du nombre de cas de listériose. Les résultats sont ensuite présentés dans une sixième partie et une discussion clôt ce chapitre.

## 5.2 Les données de consommation disponibles en France

En France, la consommation alimentaire est évaluée selon quatre types de données présentés ci-dessous

- les données de production qui permettent d'avoir une idée des quantités moyennes consommées mais qui tendent à surestimer les consommations individuelles réelles.
- les enquêtes auprès des ménages qui sont de deux sortes. Les premières ont pour cible la dépense des ménages et recueillent par exemple les tickets de caisses des supermarchés. Les secondes recueillent en plus les achats des ménages (comme les données du panel français Sécodip). Serra-Majem et al. (2003) ont montré pour le Canada et certains pays européens, que ce type d'enquête peut donner une bonne approximation des quantités consommées. Cependant ces données ont tendance à surévaluer la consommation de certains produits de longue conservation comme les céréales ou le sucre et à sous-estimer la consommation de produits comme le poisson, la viande ou les légumes frais, notamment par l'absence de prise en compte de la consommation hors domicile. De plus, afin d'obtenir des consommations individuelles l'évaluateur de risque a recours à une simple division de la consommation du ménage par le nombre d'individus qui le composent, ce qui entraîne de nombreux biais.
- les enquêtes individuelles qui utilisent deux méthodes différentes pour récolter les données. Soit il est demandé aux participants de noter ses consommations dans un carnet pendant un ou plusieurs jours (7 jours pour les données INCA), soit les individus sont interrogés sur leurs consommations antérieures de 24h (dites "rappels de 24h") ou bien plus globalement sur leurs habitudes de consommation (dites "de questionnaire de fréquence").

- les repas dupliqués qui consistent à ce que le consommateur prépare en double les quantités d'aliments qu'ils consomment. La part dupliquée est analysée afin d'évaluer son niveau de concentration pour le(s) contaminant(s) recherché(s). Ce type d'enquête est principalement utilisé dans les analyses de risque toxicologique (Leblanc et al., 2000, 2005).

L'enquête individuelle de consommation alimentaire (INCA 1999) et les données d'achat des ménages du panel Sécodip utilisées dans ces travaux pour évaluer la consommation de salade en sachet en France sont détaillées ci-dessous.

### 5.2.1 L'enquête individuelle nationale sur les consommations alimentaires (INCA)

L'enquête INCA a été réalisée par le centre de recherche pour l'étude et l'observation des conditions de vie (CREDOC) en 1998-1999, pour le compte de clients institutionnels et privés. Les commanditaires sont l'Afssa, les groupes Danone et Nestlé, ainsi que les offices et les interprofessions de plusieurs secteurs agro-alimentaires (CREDOC-AFSSA-DGAL, 1999).

Cette enquête vise quatre objectifs

- connaître les consommations individuelles réelles ainsi que leurs déterminants, par occasion (petit déjeuner, déjeuner, goûter, dîner, en-cas) et par lieu de consommation (au domicile et hors foyer),
- suivre l'évolution des pratiques et des connaissances dans le domaine de l'alimentation et de la nutrition,
- identifier les apports nutritionnels à partir des consommations déclarées et en déduire la situation nutritionnelle des consommateurs en fonction de leurs besoins,
- analyser les opinions et attitudes des consommateurs, notamment dans le domaine de la nutrition et de la sécurité alimentaire.

Le relevé des consommations alimentaires est effectué à l'aide d'un carnet de consommation, sur une période de 7 jours consécutifs, l'identification des aliments et des portions étant facilitée par l'utilisation d'un carnet photographique (carnet réalisé pour l'enquête SUI.VI.MAX, Hercberg et al. (2004)). Les 3003 carnets de consommation recueillis correspondent à 75889 prises alimentaires et environ 900 références alimentaires formant 48 groupes d'aliments.

L'enquête INCA repose sur un échantillon constitué de 1985 personnes de 15 ans et plus et de 1018 enfants et jeunes adolescents de 3 à 14 ans, soit au total 3003 individus. Pour

éviter les effets de grappe, tous les individus ne sont pas systématiquement interrogés : sur un total de 1865 foyers enquêtés, tous les membres du foyer de 3 ans ou plus sont interviewés dans 812 ménages, tandis que dans les 1053 autres ménages, la personne interrogée est tirée au sort. Cette méthodologie permet à la fois de disposer de résultats au niveau ménage et au niveau individuel, pour les adultes et les enfants. La représentativité de l'échantillon est assurée par stratification sur les variables région géographique et taille d'agglomération et par la méthode des quotas sur les variables âge, sexe, profession et catégorie socioprofessionnelle, taille du ménage. Pour intégrer les effets de saisonnalité, la réalisation des enquêtes est programmée sur une période de 11 mois (août 1998 à juin 1999), segmentée en quatre vagues. La méthodologie retenue vise donc à éviter certains biais bien connus : non-représentativité nationale, saisonnalité, effet de lassitude en fin d'enquête. La surreprésentation des enfants, qui constituent plus d'un tiers de l'échantillon (34%), est volontaire de la part des commanditaires, afin de cibler sur leur comportement alimentaire. Ceci implique qu'il faut considérer les deux échantillons, celui des enfants et celui des adultes séparément. Ainsi l'étude entière de la population en terme de risque nécessite le redressement de l'échantillon afin de prendre en compte la surreprésentation des plus jeunes (cf. 5.3.3).

Certaines personnes qui sous-déclarent leur consommation peuvent être identifiées par un apport énergétique trop faible pour être vraisemblable. La sous déclaration est un biais bien connu, en particulier pour ce qui concerne les boissons alcoolisées dont la valeur énergétique est élevée. Ces personnes sont généralement écartées des analyses. Cependant, le retrait de ces personnes (511 adultes sur 1985) fausse la représentativité de l'échantillon. Nous n'éliminerons donc pas ces personnes d'autant que la salade ne semble pas faire partie des produits sous-déclarés. La durée de l'enquête (7 jours), bien que plutôt longue pour une enquête individuelle, les enquêtes de deux ou trois jours étant les plus fréquentes en Europe, engendre un biais d'inférence d'achat. En effet, les produits consommés que très rarement peuvent ne pas être captés par ce type d'enquête malgré les différentes vagues de l'enquête. Un autre biais peut se produire dû aux objectifs nutritionnels affichés et la courte durée de l'enquête. En effet, il est probable que le comportement alimentaire se trouve modifié durant la période de l'enquête, en faveur des aliments à connotation nutritionnelle positive.

L'enquête INCA fournit les données sur la consommation nécessaire à l'élaboration d'une analyse de risque pour un produit régulièrement consommé. Cependant, la distinction entre la salade en sachet et la salade non transformée n'est pas mentionnée dans la nomenclature de la base INCA. Le recours au panel de ménage Sécodip est nécessaire afin d'obtenir cette information.

### 5.2.2 Le panel Sécodip

La société privée Sécodip (Société d'Etudes de la Consommation, de la Distribution et de la Publicité, qui s'appelle dorénavant TNS Secodip, <http://www.secodip.fr>) répertorie les achats des ménages français sur une année depuis 1989. L'INRA achète ces données dans un délai de 2 ans suivant leur recueil (voir la présentation détaillée de Boizot, 2005). Les achats étaient initialement relevés sur papier de manière hebdomadaire, la liste des produits augmentant progressivement, puis, en 1996 a été introduite la "scannette" permettant la lecture optique des codes-barres et depuis 2005 le "palm" est mis en place. Pour limiter le temps de recueil et favoriser la participation au panel, chaque ménage ne répertorie pas l'ensemble de ses achats : de 1989 à 1995, deux panels disjoints de ménages relevaient leurs achats de produits (types de produits différents selon les panels) ; depuis 1996, le panel général comprend deux sous-panels, l'un relevant les "Viandes et Poissons frais et Vins" et l'autre les "Fruits et Légumes frais" en plus des autres produits. On ne dispose donc pas pour un même ménage de l'ensemble de ses achats et ainsi selon le produit étudié il faut utiliser l'un ou l'autre des deux panels. Par exemple, pour l'étude des achats de salade transformée et non transformée, il faut utiliser uniquement les personnes appartenant au panel "Fruit et Légumes frais". Pour chacun des achats, sont fournis : la quantité (en kilogrammes, litres ou nombres d'unités) le prix d'achat, le lieu d'achat (type de magasin), la marque du produit, etc. Concernant les ménages, la composition du foyer en termes d'âge, de sexe, de catégorie socioprofessionnelle, de niveau d'étude est détaillée et des informations globales de type région, commune, classe économique et sociale, possession d'appareils électroménagers, présence d'animaux domestiques, existence d'un jardin, etc. sont aussi fournies. Les panels sont initialement constitués par un sondage aléatoire stratifié selon la région de résidence et le type d'habitat, puis renouvelés tous les quatre ans. Certaines populations sensibles (personnes âgées) sont recrutées directement pour assurer une certaine représentativité nationale des ménages. Par ailleurs, TNS Sécodip fournit pour chaque panel des poids d'activité, calculés par la méthode du calage sur marges, pour chaque ménage.

Les relevés des achats alimentaires des ménages permettent d'obtenir une évaluation de la consommation alimentaire à domicile. Ces données présentent l'avantage de couvrir des périodes longues (un ménage est présent dans la base en moyenne 4 ans) et sont très utiles pour l'analyse de risque chronique comme le méthyle mercure dans les produits de la mer. La durée de l'enquête permet aussi d'évaluer les consommations occasionnelles, ne pouvant être recueillies par une enquête de 7 jours comme l'enquête INCA. Le fait que les achats soient recensés sur une longue période et dans un but commercial permet probablement d'éviter

le biais dû à un changement de comportement du consommateur en faveur des produits à connotation nutritionnelle positive. Toutefois, cette enquête présente deux inconvénients majeurs pour une analyse de risque microbiologique : il s'agit d'achats et non de consommations, ce n'est donc qu'un "proxy" de la consommation à domicile, les achats sont faits par le ménage et les quantités sont recueillies au niveau des ménages et non des individus.

### 5.3 Utilisation de l'enquête INCA et du panel Sécodip

Dans le cadre d'une évaluation quantitative des risques, l'idéal est bien sûr de disposer de données individuelles précises sur une longue période. Ce type de données n'existe pas en France et certaines méthodes se développent pour palier ce manque. Ainsi Allais & Tressou (2006) proposent une méthode d'estimation non-paramétrique inspirée de Chesher (1997) afin de décomposer les consommations des ménages du panel Sécodip en consommations individuelles. Crépet et al. (2007b) développent une méthode utilisant la vraisemblance empirique pour combiner les données de consommations INCA et les données des achats des ménages du panel Sécodip, afin d'évaluer la probabilité de dépasser une certaine dose de méthyle mercure par consommation de produits de la mer. Les auteurs répondent également au problème de surreprésentation des enfants dans l'enquête INCA en utilisant des contraintes marginales et proposent un "facteur de correction" permettant de prendre en compte les consommations hors domicile. De telles techniques nécessitant une formalisation supplémentaire ainsi que des algorithmes complexes ne seront pas utilisées ici.

Nous proposons alors d'utiliser les données individuelles de consommation INCA pour évaluer les quantités de salades en sachet consommées ainsi que les fréquences auxquelles s'effectuent les consommations (nombre d'actes de consommation par semaine). Les données d'achat du panel Sécodip sont utilisées pour estimer la proportion de salades en sachet consommées par rapport aux salades non transformées. De plus, afin que les résultats des simulations du risque soient extrapolables à la population française, un redressement de la population INCA est effectué par pondération. Des poids de redressement pour les différentes sous-populations sont alors calculés.

#### 5.3.1 Statistiques de la consommation de salade

L'enquête INCA compte 1979 consommateurs de salade parmi  $L = 3003$  individus interrogés. Pour chaque individu  $l = 1, \dots, L$ , la quantité,  $q_{l,a}$ , de salade consommée par acte de

consommation  $a$  est disponible. Le nombre d'actes de consommation de salade effectué par l'individu  $l$  sur une semaine (ou fréquence de consommation) est noté  $n_l$ . Les statistiques descriptives de la consommation de salade des différentes sous-populations de l'enquête INCA (les adultes entre 15 et 59 ans, les enfants, les personnes âgées de 60 ans et plus et les femmes enceintes) sont données dans les tableaux 5.1 et 5.2.

TAB. 5.1: Quantités en gramme de salades consommées par acte de consommation par les différentes sous-populations de l'enquête INCA

Sous-population	Nb d'individus	Quantités ingérées par acte de consommation (g)			
		Moyenne	Ecart-type	Minimale	Maximale
Adultes 15-59 ans (exceptées femmes enceintes)	1089	41.86	17.93	3	200
Enfants 3-14 ans	523	31.37	17.79	3	150
Personnes âgées 60 ans et plus	329	41.20	20.72	2	250
Femmes enceintes	38	37.39	14.89	6	70

TAB. 5.2: Nombre d'actes de consommation de salades effectués sur une semaine par les différentes sous-populations de l'enquête INCA

Sous-population	Nb d'individus	Nombre d'actes de consommation / semaine			
		Moyenne	Ecart-type	Minimale	Maximale
Adultes 15-59 ans (exceptées femmes enceintes)	1089	3.06	2.10	1	13
Enfants 3-14 ans	523	2.24	1.52	1	9
Personnes âgées 60 ans et plus	329	3.40	2.16	1	12
Femmes enceintes	38	2.95	1.80	1	8

TAB. 5.3: Proportions des différentes sous-populations dans INCA et dans la population française et poids de redressement

Sous-population	Nb d'individus dans INCA	Proportion dans INCA (%)	Nb de consommateurs de salade dans INCA	Proportion <sup>a</sup> dans la population française (%)	Poids $p_r$ de redressement
Adultes 15-59 ans (exceptées femmes enceintes)	1523	50.72	1089	59.44	1.17 <sup>b</sup>
Enfants 3-14 ans	1018	33.90	523	18.71	0.55
Personnes âgées 60 ans et plus	420	13.99	329	20.57	1.47
Femmes enceintes	42	1.40	38	1.28	0.92
Total	3003	100	1979	100	-

<sup>a</sup>INSEE (2002) site web, <sup>b</sup> $1.17=(59.44/50.72)$

La quantité moyenne de salade consommée varie entre 31g et 42g par acte de consommation selon la sous-population étudiée. L'écart-type des quantités consommées est assez élevé et varie entre 15g et 21g. Ainsi les quantités consommées sont très variables d'un individu à l'autre. La plus petite quantité consommée est 2g et la quantité maximale est 250g. Les petites quantités (2-3g) correspondent à l'utilisation de la salade comme décoration des assiettes. Le nombre moyen d'acte de consommation de salade par semaine pour les adultes de 15-59 ans, les femmes enceintes et les personnes âgées se situe autour de 3 actes, avec un nombre légèrement plus élevé (3.4) pour les personnes âgées. Le nombre d'actes de consommation varie de 1 à 13 par semaine. Les enfants consomment moins souvent de la salade et en moins grande quantité que les autres sous-populations.

### 5.3.2 Proportion de salades en sachet consommées par rapport aux salades non transformées

La proportion  $p_s$  de salades en sachet consommées par rapport à la salade non transformée est approchée par la proportion  $p'_s$ , de salades en sachet achetées par les ménages du panel Sécodip de l'année 2004. Le marché de la salade en sachet s'étant beaucoup développé depuis ces dix dernières années, l'année 2004, qui est l'année la plus récente pour laquelle nous disposons des données Sécodip, est choisie. Ainsi, la proportion  $p'_s$  annuelle est calculée pour chacun des 2805 ménages consommant de la salade transformée et/ou non transformée. Nous choisissons de classer les ménages en trois catégories : les ménages consommant majoritairement de la salade en sachet c'est-à-dire les ménages pour lesquels la proportion  $p'_s$  est supérieure ou égale à 0.75, les ménages consommant majoritairement des salades non transformées c'est-à-dire les ménages pour lesquels la proportion  $p'_s$  est inférieure ou égale à 0.25 et les ménages consommant les deux types de salades c'est-à-dire les ménages pour lesquels la proportion  $p'_s$  est supérieure à 0.25 et inférieure à 0.75. Les pourcentages de ménage correspondant à ces trois catégories sont respectivement 21.6%, 58.6% et 19.8%.

Ainsi, la proportion  $p_s$  prendra les valeurs suivantes

$$p_s = \begin{cases} = 1 & \text{avec une probabilité de 0.216} \\ = 0 & \text{avec une probabilité de 0.586} \\ = 0.5 & \text{avec une probabilité de 0.198.} \end{cases} \quad (5.1)$$

La proportion moyenne de salade en sachet consommée par les 19.8% de personnes qui consomment les deux types de salades est 0.49, c'est pourquoi dans ce cas  $p_s$  est choisie égal

à 0.5. Le nombre d'actes de consommation de salade en sachet par individu par semaine s'écrit alors  $p_s \times n_l$ .

### 5.3.3 Poids de redressement de la population INCA

Pour que le risque calculé à partir de l'échantillon de l'enquête INCA, soit extrapolable à celui de la population française, il est nécessaire de vérifier si la structure de l'échantillon par rapport à l'âge, le sexe, la catégorie socioprofessionnelle, etc... est représentative de celle de la population française. Si certaines sous-populations sont sous ou sur représentées, nous utiliserons des poids de redressement pour pondérer leurs poids dans les calculs. Les sous-populations ont été définies par rapport à leur sensibilité à *L. monocytogenes* (personnes âgées de 60 ans et plus et les femmes enceintes) ou par rapport à leur représentation dans l'enquête INCA (adultes et enfants). Les poids de redressement sont calculés afin que, pour chaque sous-population, la proportion pondérée de personnes (consommatrices et non consommatrices de salade) de l'enquête INCA soit la même que dans la population française. Les proportions dans la population française proviennent des données de recensement de l'INSEE (INSEE, Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques, 2002). Le tableau 5.3 présente les quatre sous-populations étudiées (les adultes entre 15 et 59 ans, les enfants, les personnes âgées de 60 ans et plus et les femmes enceintes), les proportions de ces sous-populations présentes dans l'enquête INCA et dans la population française ainsi que les poids de redressement utilisés. On remarque que les personnes âgées ainsi que les adultes sont sous-représentés dans l'enquête INCA ainsi un poids de redressement supérieur à 1 leur est attribué. Pour les enfants, surreprésentés, une pondération de 0.55 sera utilisée dans les calculs du risque pour diminuer leur influence. Le poids de redressement proche de 1 montre que les femmes enceintes sont correctement représentées dans l'enquête INCA. Les personnes immunodéprimées qui sont plus sensibles à *L. monocytogenes* ne sont pas ici étudiées spécifiquement car l'état immunologique des individus interrogés dans INCA n'est pas précisé. De plus, ces personnes présentent des maladies très différentes, il est donc difficile d'obtenir le pourcentage de personnes immunodéprimées dans la population française.

## 5.4 Evaluation de l'exposition

### 5.4.1 Définition de l'exposition

Soit  $C_Q$  le nombre de bactéries présent dans une quantité  $Q$  en gramme de produit consommée par un individu. L'exposition au contaminant étudié de cet individu est donc  $C_Q$  pour une quantité  $Q$  consommée. Pour un nombre  $a = 1, \dots, A$  d'acte de consommation relevés dans une population, chaque acte  $a$  étant représenté par la quantité  $q_a$  observée de produit consommé, l'estimateur de la distribution de l'exposition par acte de consommation est la fonction de répartition empirique définie par

$$F_A(x) = \frac{1}{A} \sum_{a=1}^A \mathbb{1}(c_{q_a} \leq x),$$

où  $\mathbb{1}b$  est égal à 1 si  $b$  est vrai et à 0 sinon.

Précisons que comme le pourcentage de quantités consommées contaminées est faible, la distribution de l'exposition est composée principalement de 0. Afin d'avoir une meilleure représentation des expositions non nulles, seule l'exposition par consommation de quantités contaminées est mentionnée dans les résultats. Le pourcentage de quantités contaminées est également donné dans les résultats.

### 5.4.2 Evaluation de l'exposition à partir des sachets de salade

Soit  $Q$  la quantité de salade en gramme extraite d'un sachet de poids  $W$  ( $Q \leq W$ ) contaminé à l'instant de la consommation par un nombre de bactéries  $C_W$  (ufc/ $W$  g). Dans le cas où le sachet ne contient pas de bactéries,  $C_W$  est égal à 0 et ainsi le nombre  $C_Q$  de bactéries dans la quantité  $Q$  issue du sachet est nul. Lorsque le sachet est contaminé,  $C_W$  prend ses valeurs dans la distribution de  $C(t_7)$  ou celle de  $C(t_8)$  exprimées en ufc/ $W$  g (Tab. 4.10). Dans ce cas, si la répartition des bactéries sur toutes les feuilles de salade d'un même sachet est considérée homogène, le nombre  $C_Q$  de bactéries présentes dans la quantité  $Q$  est distribué selon la loi binomiale

$$C_Q \sim \text{Binomiale}(C_W, Q/W).$$

Or pour un aliment tel que la salade l'hypothèse d'homogénéité, légitime dans le cas d'un liquide, n'est pas réaliste. En effet, lorsqu'un aliment solide est contaminé, les bactéries se

développent à partir d'une ou plusieurs colonies se situant dans différentes zones de l'aliment et forment alors des amas. Ainsi dans un sachet de salade il existe des zones "saines" (sans bactéries) et des zones "contaminées" (contenant des bactéries). C'est pourquoi, lorsqu'une quantité de salade est extraite d'un sachet, celle-ci peut soit provenir d'une zone "saine", soit d'une zone "contaminée", ou encore être issue d'un mélange de feuilles se situant dans les deux zones. Nauta (2005) propose une méthode permettant de prendre en compte ce phénomène de groupement ("clustering"). Dans ce cas, la probabilité qu'une quantité  $Q$  soit contaminée n'est plus  $Q/W$  mais possède une distribution de probabilité qui est la distribution  $Beta(b, b(W/Q - 1))$  de moyenne  $Q/W$  et où  $b > 0$  est le coefficient de groupement. Ainsi le nombre de bactéries présent dans une quantité  $Q$  suit une distribution Beta-Binomiale<sup>1</sup>

$$C_Q \sim Beta - Binomiale(C_W, b, b(W/Q - 1)), \quad (5.2)$$

de moyenne  $C_W \times Q/W$  et de variance  $C_W(W/Q - 1)(bW/Q + C_W)/((W/Q)^2(bW/Q + 1))$ .

Lorsque le coefficient de groupement  $b$  tend vers l'infini, la probabilité qu'une quantité  $Q$  soit contaminée est  $Q/W$  et la répartition des bactéries est alors homogène. Si  $b$  tend vers 0, le phénomène de regroupement est maximal et dans ce cas, soit la quantité  $Q$  contient toutes les bactéries présentes dans la quantité  $W$  soit la quantité  $Q$  n'est pas contaminée.

#### Détermination de $b$ :

Les données permettant d'estimer le paramètre  $b$  seraient, par exemple, la prévalence en *L. monocytogenes* calculée à partir de plusieurs prises d'essai provenant des différentes feuilles de salade composant un même sachet. Or l'origine des prises d'essai et en particulier le fait que les prises d'essai proviennent du même sachet ou non, n'est pas mentionnée dans les publications. La solution que nous proposons est de déterminer  $b$  par simulation. Pour une valeur de  $b$  fixée le pourcentage de portions de 25g contaminées obtenues à partir des concentrations des sachets est simulé. Cette opération est effectuée  $n_u$  fois afin de prendre en compte l'incertitude sur ce pourcentage. Lorsque la valeur médiane des pourcentages obtenus à partir des simulations est égale au pourcentage observé de portions de 25g contaminées, la valeur de  $b$  ayant produit les simulations est retenue. Les données utilisées pour calculer le pourcentage observé sont celles mentionnées dans la discussion du chapitre précédent (Bind, 1992; Tiwari & Aldenrath, 1990; Gombas et al., 2003; Levre et al., 1995; Little et al., 1997; Lainé & Michard, 1988; Breer & Schopfer, 1989; Breer & Baumgartner, 1992; Beaufort et al., 1992; Francis & O'Beirne, 2006; DGCCRF, 1993-1996 and 1997-2001; Stahl et al.,

<sup>1</sup> *Beta - Binomiale*( $n, \alpha, \beta$ ), Densité :  $f(x) = \binom{n}{x} \frac{(\alpha+x-1)!(n+\beta-x-1)!(\alpha+\beta-1)!}{(\alpha+\beta+n-1)!(\alpha-1)!(\beta-1)!}$

2002, 2005). Rappelons que ces données portent sur la contamination des salades de IV<sup>ème</sup> gamme des pays européens et d'Amérique du Nord et que le pourcentage de portions de 25g contaminées est 1.97%. La valeur de  $b$  produisant ce pourcentage est 3.5. Si seules les données françaises de prévalence de *L. monocytogenes* sont utilisées, le pourcentage observé de portions de 25g contaminées est 0.97% et la valeur de  $b$  correspondante est 0.085. Notons que le cas  $b = 3.5$  est presque équivalent au cas homogène. En effet, sous l'hypothèse d'homogénéité, 2.01% des portions de 25g produites à partir des sachets sont contaminées. L'intervalle d'incertitude à 95% associé à ce pourcentage est [1.27 ; 2.55]%

### 5.4.3 Evaluation de l'exposition par simulation de la croissance des bactéries directement dans les quantités consommées

Sanaa et al. (2004), dans le cadre d'une évaluation du risque de listériose lié à la consommation de deux fromages, proposent de calculer directement le nombre de *Listeria monocytogenes* présent dans une portion consommée à partir de la contamination moyenne du lait ayant servi à la fabrication du fromage, sans au préalable déterminer la concentration du fromage à partir duquel la portion est prélevée. La croissance de chaque ufc de *Listeria monocytogenes* est simulée indépendamment. Ainsi la valeur utilisée pour  $y_{\max}$  représente la concentration maximale pouvant être atteinte par une bactérie. Ensuite afin de calculer l'exposition le nombre de bactéries produites à partir d'une ufc est multiplié par le nombre de bactéries présentes dans la portion. La méthode qui est proposée ici est inspirée de celle de Sanaa et al. (2004). La différence est que comme la taille maximale de la population pouvant être atteinte dans la salade à partir d'une ufc de *Listeria monocytogenes* est inconnue, la croissance est simulée à partir de la concentration en *Listeria monocytogenes* de la quantité consommée. Cette concentration est calculée en croisant la concentration  $C_L$  (log ufc/g) estimée dans le chapitre 4, après le passage dans le bain de lavage des feuilles de salade et le logarithme en base 10 de la quantité consommée  $Q$ . La simulation de la croissance s'effectue comme dans le chapitre précédent à la différence que l'unité dans laquelle la croissance est étudiée n'est plus le sachet mais la quantité consommée.

## 5.5 Caractérisation des dangers

Le modèle dose-réponse utilisé est le modèle exponentiel élaboré dans le rapport FAO/WHO (2004) pour l'évaluation des risques liés à *Listeria monocytogenes* dans les aliments prêts à

consommer. La relation dose-réponse  $y$  est modélisée d'une manière similaire à celle décrite dans Buchanan & Bagi (1997) et dans Lindqvist & Westöö (2000). Ces auteurs utilisent conjointement des données d'enquêtes alimentaires et des statistiques annuelles sur la maladie pour élaborer un modèle dose-réponse exponentiel. Le modèle exponentiel a été choisi par les experts de la FAO en raison de son adéquation reconnue pour modéliser la listériose invasive, de sa simplicité en tant que modèle à un seul paramètre et de sa nature linéaire lorsqu'il est extrapolé à la fourchette des faibles doses. Il s'écrit<sup>2</sup>

$$R = 1 - \exp(-r \times D), \quad (5.3)$$

où  $R$  est la probabilité de tomber malade,  $D$  est la dose ingérée (le nombre de *L. monocytogenes* ingérées), et  $r$  est la probabilité qu'une seule cellule cause la maladie. En effet, ce modèle implique qu'une seule *L. monocytogenes* a une probabilité très faible mais bien définie de causer la maladie. Des valeurs de  $r$  spécifiques pour les populations moins sensibles (saines) et les populations plus sensibles ont été établies en considérant que la quantité de *L. monocytogenes* ingérée était la même pour les deux sous-populations. Le rapport FAO mentionne que la variabilité observée dans la virulence des différentes souches de *L. monocytogenes* existantes est considérée puisque les données, et donc les valeurs de  $r$ , reflètent les caractéristiques moyennes de nombreuses souches, y compris la fréquence des cas et l'importance de la virulence. De même, il est aussi tenu compte de la variabilité parmi les individus exposés au pathogène étant donné que l'incidence annuelle de la listériose comprend toute la population désignée. Toutefois, comme le précise Pouillot (2006) on peut se demander dans quelle mesure cette variabilité est prise en compte étant donné que le mécanisme de la loi dose-réponse exponentielle suppose une probabilité d'infection par une ufc de *L. monocytogenes* constante quel que soit l'individu ou la souche considérée. L'incertitude est prise en compte dans ces travaux en considérant plusieurs paramètres d'entrée comme incertains. La concentration maximale pouvant être atteinte dans une quantité consommée est fixée à cinq niveaux différents variant de 7.5 à 10.5 log ufc. Une distribution uniforme ayant comme paramètres 1888 et 3 148 correspondant à  $\mp 25\%$  du nombre total de cas de listériose aux États-Unis d'Amérique (2518 cas) est utilisée pour modéliser le nombre de cas de listériose. Les valeurs médianes et au 5<sup>ème</sup> et 95<sup>ème</sup> percentiles de  $r$  ainsi obtenues et utilisées dans ce chapitre, pour les deux types de populations, saines et sensibles sont présentées dans le tableau 5.4. Les différents groupes de population sensibles sont les personnes âgées (plus de

---

<sup>2</sup>Le modèle dose-réponse exponentiel est issu de l'approximation de la loi *Binomiale*( $n, p$ ) par la loi de *Poisson*( $np$ ) lorsque  $n \rightarrow \infty$ ,  $p \rightarrow 0$  et  $np$  est fini.

TAB. 5.4: Valeurs du paramètre  $r$  du modèle dose-réponse exponentiel utilisées pour la population sensible et saine (FAO/WHO, 2004)

sous-population	$P_{0.5}$	$P_{0.25}$	$P_{0.975}$
Sensible <sup>a</sup>	$1.06 \times 10^{-12}$	$2.47 \times 10^{-13}$	$9.32 \times 10^{-12}$
Saine	$2.37 \times 10^{-14}$	$3.55 \times 10^{-15}$	$2.70 \times 10^{-13}$

<sup>a</sup>personnes âgées et immunodéprimées, femmes enceintes et nourrissons

60 ans), les nourrissons, les femmes enceintes et les personnes immunodéprimées. Les données individuelles de consommation de l'enquête INCA permettent de prendre en compte les consommations des différentes populations (sensible ou saine). Ainsi une valeur de  $r$  spécifique est attribuée à chaque personne selon si cette personne est enceinte, âgée ou fait partie de la population saine. Rappelons que pour les raisons mentionnées précédemment nous ne considérerons pas les personnes immunodéprimées. Notons aussi que les nourrissons font partis de la population sensible mais qu'étant donné que l'aliment vecteur (la salade de IV<sup>ème</sup> gamme) de *L. monocytogenes* ne fait pas partie de leur régime alimentaire, cette population n'est pas étudiée.

## 5.6 Caractérisation des risques

### 5.6.1 Risque individuel par acte de consommation

En utilisant le modèle dose-réponse précédent (équation (5.3)), le risque de listériose invasive de l'individu  $l$  appartenant à la sous-population  $i$  par acte de consommation  $a$  s'écrit

$$R_{l,a}^{(i)} = 1 - \exp(-r_i \times c_{q_{l,a}}),$$

où  $c_{q_{l,a}}$  est l'exposition de l'individu  $l$  ayant consommée la quantité  $q_{l,a}$  contaminée à un niveau de concentration fixé. Soit la quantité consommée est issue d'un sachet non contaminé et  $c_{q_{l,a}}$  prend la valeur 0, soit le sachet est contaminé et  $c_{q_{l,a}}$  est une réalisation de la distribution (5.2) ou alors  $c_{q_{l,a}}$  est estimée par simulation de la croissance dans la quantité  $q_{l,a}$  consommée. Précisons qu'à un niveau de contamination fixé, la probabilité de ne pas tomber malade de l'individu  $l$  est  $1 - R_{l,a}^{(i)} = \exp(-r_i c_{q_{l,a}})$ .

Afin d'évaluer le risque individuel par acte de consommation de la population française, chaque risque dû à un acte de consommation effectué par l'individu  $l$  est multiplié par le poids de redressement  $p_r^{(i)}$  de la sous-population  $i$  à laquelle cet individu appartient.

### 5.6.2 Risque individuel annuel

Le risque individuel annuel dépend du nombre d'actes de consommation effectués par l'individu  $l$  sur une année. Le nombre d'actes de consommation  $n_l$  étant uniquement observé sur une semaine de l'année, il est considéré que l'individu  $l$  effectue un nombre d'actes de consommation constant sur chaque semaine  $j$  de l'année. Ainsi l'individu  $l$  aura consommé sur un an ( $n_l \times 52$ ) fois de la salade dont le nombre de salade en sachet est  $p_s \times n_l \times 52$ . Les quantités consommées d'une semaine à l'autre sont aussi considérées constantes, ainsi pour chaque semaine  $j = 1, \dots, 52$ , les quantités sont  $(q_{l,a})_{a=1, \dots, p_s \times n_l}$ . L'exposition de l'individu  $l$  à chaque acte  $a$  de consommation réalisé sur la semaine  $j$  est noté  $c_{q_{l,a,j}}$ .

Le risque individuel annuel de l'individu  $l$  appartenant à la sous-population  $i$  s'écrit

$$\begin{aligned} \pi_l^{(i)} &= 1 - \prod_{j=1}^{52} \prod_{a=1}^{[p_s \times n_l]} \exp(-r_i \times c_{q_{l,a,j}}) \\ &= 1 - \exp(-r_i \sum_{j=1}^{52} \sum_{a=1}^{[p_s \times n_l]} c_{q_{l,a,j}}). \end{aligned} \quad (5.4)$$

Le risque de chaque individu est multiplié par le poids de redressement  $p_r^{(i)}$  de la sous-population  $i$  à laquelle il appartient afin de calculer des statistiques sur le risque individuel annuel pour la population française.

### 5.6.3 Nombre de cas annuel de listériose du à la consommation de salade en sachet

Chaque individu  $l$  de la sous-population  $i$  a un risque annuel de tomber malade  $\pi_l^{(i)} \times p_r^{(i)}$ , l'état de l'individu  $l$  (malade ou non malade)  $Y_l^{(i)}$  suit donc une distribution de Bernoulli de paramètre  $\pi_l^{(i)} \times p_r^{(i)}$ , et a pour espérance  $\pi_l^{(i)} \times p_r^{(i)}$ .

A l'ensemble des  $(c_{q_{l,a,j}})_{\substack{a=1, \dots, p_s \times n_l \\ j=1, \dots, 52}}$  fixés, le nombre de cas attendu de listériose invasive par an  $K^{(i)}$  dans la sous-population  $i$  composé d'un nombre  $L_{i,c}$  de consommateurs de salade, est égal à

$$K^{(i)} = E\left(\sum_{l=1}^{L_{i,c}} Y_l^{(i)}\right) = \sum_{l=1}^{L_{i,c}} E(Y_l^{(i)}) = \sum_{l=1}^{L_{i,c}} \pi_l^{(i)} \times p_r^{(i)}.$$

Le nombre annuel de cas de listériose du à la consommation de salade en sachet sur un an dans la population française composée de  $N_{pop} = 60\,350\,000$  (1<sup>er</sup> décembre 2002, INSEE) d'individus divisés en quatre sous-populations ( $i = 1, \dots, 4$ ), est

$$\frac{K^{(1)} + K^{(2)} + K^{(3)} + K^{(4)}}{L} \times N_{pop},$$

où  $L$  est le nombre total d'individus composant la population pour laquelle les quantités consommées sont disponibles, ici 3003.

## 5.7 Résultats

Les simulations sont réalisées par modélisation de Monte-Carlo à deux dimensions selon les mêmes principes que ceux énoncés dans l'introduction et le chapitre 4. Notons toutefois que dans cette partie la dimension de la variabilité,  $n_v$ , n'est plus donnée arbitrairement mais elle est déterminée soit par le nombre d'actes de consommation soit par le nombre d'individus présents dans l'enquête INCA, selon si le risque est calculé par acte de consommation ou par individu.

Les tableaux 5.5, 5.6 et 5.7 rassemblent les statistiques des distributions de l'exposition, du risque par acte de consommation et du risque individuel annuel pour l'ensemble de la population selon les différents scénarios utilisés pour :

- le modèle de croissance ( $M2$  ou  $M2_{\lambda_{obs}}$ ),
- le traitement de l'eau de lavage (chlorée ou non chlorée),
- le lieu de croissance (sachets ou quantités) et le mode de répartition des bactéries des sachets aux quantités consommées (coefficient de regroupement  $b$ ),
- la distribution de la concentration maximale atteignable  $y_{max}$  (distribution *a posteriori* calculée à partir des 206 courbes dans le chapitre 3, la valeur de  $y_{max}$  dépend de la concentration initiale  $y_0$  :  $y_{max} = y_0 + 4 \log \text{ufc/g}$  et  $y_{max} = y_0 + 2 \log \text{ufc/g}$ )
- la valeur du coefficient  $r$  de la dose réponse (médiane ou 2.5<sup>ème</sup> percentile).

L'intervalle d'incertitude à 95% autour de l'estimation de chaque statistique est également mentionné dans les tableaux de résultats. Pour ne pas alourdir la présentation des résultats, le risque pour les différentes sous-populations est présenté uniquement pour un scénario dans le tableau 5.8. Le nombre de cas de listériose est également décrit selon les différents scénarios dans le tableau 5.9. La description détaillée des résultats est effectuée dans les parties suivantes.

### 5.7.1 Exposition estimée à *L. monocytogenes* par consommation de quantités de salades de IV<sup>ème</sup> gamme contaminées

Le tableau 5.5 présente l'exposition à *L. monocytogenes* par consommation de quantités de salades de IV<sup>ème</sup> gamme contaminées. Le pourcentage de quantités contaminées est 2.44% avec un UI à 95% de [1.69 ; 3.51]% lorsque la contamination des quantités consommées est calculée à partir de la contamination des sachets dont les feuilles ont été lavées à l'eau chlorée et lorsque le coefficient de regroupement est de 3.5. On remarque que ce pourcentage est très proche du pourcentage de sachets contaminés ce qui confirme que ce scénario est quasiment équivalent au cas d'une répartition homogène des bactéries. Pour ce scénario, la concentration moyenne des quantités contaminées à l'instant de la consommation (exposition) est 2.81 log ufc/g avec un UI à 95% de [2.18 ; 3.41] log ufc/g. L'exposition peut atteindre des valeurs élevées, par exemple la valeur au 97.5<sup>ème</sup> percentile est de 6.48 log ufc/g avec un UI à 95% de [5.99 ; 6.85] log ufc/g. L'utilisation du modèle  $M2_{\lambda_{obs}}$  dont le taux de croissance est plus élevé que celui du modèle  $M2$ , produit des valeurs d'exposition plus élevées. Par exemple, la moyenne est de 3.28 log ufc/g avec un UI à 95% de [2.58 ; 4.01] log ufc/g. *A contrario*, pour les scénarios intégrant une dépendance entre la valeur de la concentration maximale atteignable et celle de la concentration initiale, l'exposition est plus faible. On observe par exemple une différence sur l'exposition moyenne de -0.6 log ufc/g et -1.64 log ufc/g respectivement pour les scénarios  $y_{max} = y_0 + 4 \log \text{ ufc/g}$  et  $y_{max} = y_0 + 2 \log \text{ ufc/g}$  par rapport à celle obtenue avec la distribution *a posteriori* de  $y_{max}$ . De plus les distributions sont moins étalées.

Lorsque le phénomène de regroupement en amas des bactéries est plus important ( $b = 0.085$ ), le pourcentage de quantités contaminées est alors plus faible : 1.74% avec un UI à 95% [1.13 ; 2.43]%. Par contre le niveau d'exposition est à peu près le même, bien que légèrement plus faible, que pour le scénario supposant la répartition des bactéries homogène. La moyenne avec ce scénario est de 2.32 log ufc/g avec un UI à 95% de [1.75 ; 2.88] log ufc/g et l'exposition au 97.5<sup>ème</sup> percentile est d'environ 6.5 log ufc/g.

Lorsque l'eau de lavage est non traitée avec du chlore, le pourcentage de quantités contaminées est plus élevé (5.78% avec un UI à 95% de [3.97 ; 8.54]%) que lorsque l'eau est traitée avec du chlore. L'exposition est à peu près équivalente entre ces deux scénarios.

Lorsque l'exposition est estimée par simulation de la croissance des bactéries directement dans les quantités consommées, il s'avère que le pourcentage de quantités contaminées est plus faible (0.91% avec un UI à 95% de [0.39 ; 1.56]%). Par contre les concentrations des quantités contaminées sont plus élevées, leur moyenne est estimée à environ 6 log ufc/g

et 95% des valeurs se situent entre [2.43; 8.89] log ufc/g. Le fait que les concentrations des quantités contaminées soient dans ce cas plus élevées que celles obtenues à partir des concentrations des sachets est dû au mode de calcul. Par exemple un sachet de 200g est contaminé lorsqu'il contient au moins 0.005 ufc/g (soit 1 ufc/200g) par contre une quantité de 40g est contaminée lorsqu'elle contient au moins 0.025 ufc/g (soit 1 ufc/40g). Ainsi pour qu'une quantité soit contaminée il faut que la concentration par gramme soit plus élevée, ce qui est plus rare. Le modèle produit alors un pourcentage de quantités contaminées moins élevé que celui de sachets contaminés mais contenant des concentrations supérieures. Ce lien, paradoxal, entre la taille de la quantité étudiée et le niveau de concentration a déjà été montré dans la section (Fig. 4.6) et sera discuté dans la dernier chapitre de cette thèse.

De manière générale, la taille des intervalles d'incertitude, montre que la variabilité de l'exposition prédomine sur l'incertitude des estimations.

### 5.7.2 Risque estimé de listériose par acte de consommation de salade de IV<sup>ème</sup> gamme

Le tableau 5.6 présente le risque de listériose par acte de consommation de salade de IV<sup>ème</sup> gamme. Etant donné que le pourcentage estimé de quantités contaminées varie entre 1.74% et 5.78% selon le scénario utilisé, seules les valeurs des percentiles les plus élevés de la distribution du risque par acte de consommation sont différents de zéro. Ainsi, la valeur du risque moyen par acte de consommation est principalement due aux valeurs extrêmes des percentiles élevés. L'estimation du risque moyen par acte de consommation varie entre 3.E-10 et 2.E-07 selon le scénario envisagé. Les risques les plus importants sont obtenus avec le scénario pour lequel l'eau de lavage est non chlorée et à celui utilisant le modèle de croissance  $M2_{\lambda_{obs}}$ . Les risques les moins importants sont obtenus avec les scénarios  $y_{max} = y_0 + 4 \log \text{ ufc/g}$  et  $y_{max} = y_0 + 2 \log \text{ ufc/g}$ , pour lesquels l'exposition est plus faible. Dans le cas où la croissance est simulée directement à partir des quantités consommées, la valeur estimée au 99<sup>ème</sup> percentile est à la différence des autres scénarios, nulle (avec un UI à 95% de [0; 6.E-08]), puisque le pourcentage estimé de quantités contaminées est inférieur à 1%. Cependant, comme les concentrations des quantités contaminées sont très élevées en moyenne, le risque moyen est à peu près équivalent à ceux obtenus avec les scénarios précédents. L'utilisant d'une valeur de  $r$  (probabilité qu'une bactérie cause la maladie) plus faible (valeur au 2.5<sup>ème</sup> percentile) pour la dose réponse a relativement peu d'influence sur l'estimation du risque.

### 5.7.3 Risque estimé de listériose annuel

Le tableau 5.7 présente le risque individuel annuel de listériose pour l'ensemble de la population du à la consommation de salade de IV<sup>ème</sup> gamme. L'estimation du risque annuel moyen varie entre 0 et 1.E-05 selon le scénario utilisé. Pour l'ensemble des scénarios, la valeur estimée de la médiane ainsi que l'intervalle d'incertitude autour de cette valeur sont de 0, excepté pour le scénario pour lequel la croissance est simulée directement dans les quantités consommées. Pour ce scénario, l'estimation du risque annuel est égale à 0, avec cependant une valeur de 1.E-4 pour la borne supérieure de l'intervalle d'incertitude. Le premier graphique de la figure 5.1 représente la fonction de répartition du risque individuel annuel pour le premier scénario (modèle de croissance  $M2$ , lavage à l'eau chlorée, coefficient de groupement de 3.5 et  $r$  médian) avec son intervalle d'incertitude à 95%. Sur le deuxième graphique les fonctions de répartition du risque pour différents scénarios sont représentées.

Le tableau 5.8 permet de comparer le risque annuel de listériose pour les différentes sous-populations étudiées. Le scénario utilisé est le modèle de croissance  $M2$ , lavage à l'eau chlorée, croissance simulée dans les sachets, coefficient de regroupement égal à 3.5,  $y_{\max}$  a pour distribution celle la loi *a posteriori* établie dans le chapitre 3 et la valeur  $r$  de la dose réponse est la valeur médiane. Les sous-populations ayant le risque annuel le plus élevé sont les personnes âgées et les femmes enceintes avec un risque annuel moyen respectivement de 2.E-05 et 1.E-05. Cela n'est pas étonnant puisque ces populations sont plus sensibles à l'exposition à *L. monocytogenes*. Les enfants ont un risque annuel légèrement moins important que les adultes qui est dû à une consommation moins importante de salade en sachet. Notons que pour les femmes enceintes, à la différence des autres sous-populations, la borne supérieure de l'intervalle d'incertitude autour de la médiane n'est pas de 0 mais est égale à 6.E-10.

TAB. 5.5: Estimation de l'exposition à *L. monocytogenes* par consommation de quantités contaminées de salades de IV<sup>ème</sup> gamme selon différents scénarios

Modèle de croissance	Eau de lavage	Lieu de croissance	Scénarios y <sub>max</sub>		Proportions de quantités contaminées (%)	Exposition par consommation de quantités contaminées				
						Moyenne	Ecart-type	P0.025	P0.5	P0.975
M2	Chlorée	Sachet, b=3.5	Dist. a post. <sup>a</sup>	Estimation	2.44	2.81	2.15	-1.16	2.78	6.48
				UI <sub>inf</sub>	1.69	2.18	1.95	-1.60	1.93	5.99
				UI <sub>sup</sub>	3.51	3.41	2.33	-0.56	3.68	6.85
M2	Chlorée	Sachet, b=0.085	Dist. a post. <sup>a</sup>	Estimation	1.74	2.32	2.31	-1.46	2.11	6.58
				UI <sub>inf</sub>	1.13	1.75	2.09	-1.60	1.41	5.97
				UI <sub>sup</sub>	2.43	2.88	2.50	-1.12	2.96	7.13
M2	Chlorée	Sachet, b=3.5	y <sub>max</sub> =y <sub>0</sub> +4	Estimation	2.44	2.20	1.71	-1.03	2.15	5.47
				UI <sub>inf</sub>	1.69	1.76	1.50	-1.37	1.68	4.78
				UI <sub>sup</sub>	3.51	2.71	1.98	-0.58	2.73	6.52
M2	Chlorée	Sachet, b=3.5	y <sub>max</sub> =y <sub>0</sub> +2	Estimation	2.44	1.17	1.39	-1.30	1.08	3.98
				UI <sub>inf</sub>	1.69	0.79	1.19	-1.50	0.65	3.28
				UI <sub>sup</sub>	3.51	1.77	1.91	-0.85	1.62	5.91
M2	Non chlorée	Sachet, b=3.5	Dist. a post. <sup>a</sup>	Estimation	5.78	2.60	2.26	-1.30	2.52	6.56
				UI <sub>inf</sub>	3.97	2.08	2.13	-1.60	1.79	6.26
				UI <sub>sup</sub>	8.54	3.11	2.40	-1.00	3.26	6.82
M2 <sub>λ<sub>obs</sub></sub>	Chlorée	Sachet, b=3.5	Dist. a post. <sup>a</sup>	Estimation	2.44	3.28	2.18	-1.00	3.44	6.65
				UI <sub>inf</sub>	1.69	2.58	2.00	-1.30	2.45	6.29
				UI <sub>sup</sub>	3.51	4.01	2.37	-0.37	4.56	6.91
M2	Chlorée	Quantité	Dist. a post. <sup>a</sup>	Estimation	0.91	5.98	1.85	2.43	6.23	8.89
				UI <sub>inf</sub>	0.39	5.12	1.47	1.16	5.10	7.94
				UI <sub>sup</sub>	1.56	7.04	2.20	3.80	7.34	9.69

<sup>a</sup>Distribution *a posteriori* établie à partir du traitement des 206 courbes de croissance dans le chapitre 3

UI<sub>inf</sub> et UI<sub>sup</sub> borne inférieure et borne supérieure de l'intervalle d'incertitude à 95%

TAB. 5.6: Estimation du risque de listériose par acte de consommation de salades de IV<sup>ème</sup> gamme selon différents scénarios

Modèle de croissance	Eau de lavage	Lieu de croissance	Scénarios $y_{max}$	Valeur de r		Risque par acte de consommation					
						Moyenne	Ecart-type	P0.025	P0.5	P0.975	P0.99
M2	Chlorée	Sachet, b=3.5	Dist. a post. <sup>a</sup>	Médiane	Estimation	8.E-08	4.E-06	0	0	0	7.E-09
					UI <sub>inf</sub>	9.E-09	3.E-07	0	0	0	2.E-10
					UI <sub>sup</sub>	4.E-07	2.E-05	0	0	8.E-11	1.E-07
M2	Chlorée	Sachet, b=0.085	Dist. a post. <sup>a</sup>	Médiane	Estimation	6.E-08	3.E-06	0	0	0	1.E-10
					UI <sub>inf</sub>	2.E-09	8.E-08	0	0	0	2.E-13
					UI <sub>sup</sub>	6.E-07	3.E-05	0	0	0	6.E-09
M2	Chlorée	Sachet, b=3.5	$y_{max}=y_0+4$	Médiane	Estimation	8.E-09	4.E-07	0	0	0	1.E-09
					UI <sub>inf</sub>	7.E-10	2.E-08	0	0	0	5.E-11
					UI <sub>sup</sub>	2.E-07	1.E-05	0	0	3.E-11	1.E-08
M2	Chlorée	Sachet, b=3.5	$y_{max}=y_0+2$	Médiane	Estimation	3.E-10	1.E-08	0	0	0	6.E-11
					UI <sub>inf</sub>	2.E-11	7.E-10	0	0	0	4.E-12
					UI <sub>sup</sub>	6.E-08	3.E-06	0	0	2.E-12	9.E-10
M2	Non chlorée	Sachet, b=3.5	Dist. a post. <sup>a</sup>	Médiane	Estimation	2.E-07	8.E-06	0	0	2.E-09	3.E-07
					UI <sub>inf</sub>	5.E-08	1.E-06	0	0	7.E-11	3.E-08
					UI <sub>sup</sub>	7.E-07	3.E-05	0	0	7.E-08	2.E-06
M2	Chlorée	Sachet, b=3.5	Dist. a post. <sup>a</sup>	P0.025	Estimation	2.E-08	9.E-07	0	0	0	1.E-09
					UI <sub>inf</sub>	1.E-09	4.E-08	0	0	0	2.E-11
					UI <sub>sup</sub>	1.E-07	4.E-06	0	0	7.E-12	3.E-08
M2 $\lambda_{obs}$	Chlorée	Sachet, b=3.5	Dist. a post. <sup>a</sup>	Médiane	Estimation	1.E-07	5.E-06	0	0	0	3.E-08
					UI <sub>inf</sub>	2.E-08	7.E-07	0	0	0	3.E-10
					UI <sub>sup</sub>	5.E-07	2.E-05	0	0	2.E-10	4.E-07
M2	Chlorée	Quantité	Dist. a post. <sup>a</sup>	Médiane	Estimation	7.E-08	3.E-06	0	0	0	0
					UI <sub>inf</sub>	5.E-09	2.E-07	0	0	0	0
					UI <sub>sup</sub>	2.E-06	1.E-04	0	0	0	6.E-08

<sup>a</sup>Distribution *a posteriori* établie à partir du traitement des 206 courbes de croissance dans le chapitre 3

UI<sub>inf</sub> et UI<sub>sup</sub> borne inférieure et borne supérieure de l'intervalle d'incertitude à 95%

TAB. 5.7: Estimation du risque pour l'ensemble de la population de listériose lié à la consommation annuelle de salades de IV<sup>ème</sup> gamme selon différents scénarios

Modèle de croissance	Eau de lavage	Lieu de croissance	Scénarios $y_{\max}$	Valeur de r		Risque annuel					
						Moyenne	Ecart-type	P <sub>0.025</sub>	P <sub>0.5</sub>	P <sub>0.975</sub>	P <sub>0.99</sub>
M2	Chlorée	Sachet, b=3.5	Dist. a post. <sup>a</sup>	Médiane	Estimation	6.E-06	5.E-05	0	0	3.E-05	2.E-04
					UI <sub>inf</sub>	2.E-06	2.E-05	0	0	6.E-06	4.E-05
					UI <sub>sup</sub>	1.E-05	1.E-04	0	0	1.E-04	4.E-04
M2	Chlorée	Sachet, b=0.085	Dist. a post. <sup>a</sup>	Médiane	Estimation	6.E-06	7.E-05	0	0	2.E-05	1.E-04
					UI <sub>inf</sub>	2.E-06	2.E-05	0	0	3.E-06	2.E-05
					UI <sub>sup</sub>	1.E-05	1.E-04	0	0	6.E-05	4.E-04
M2	Chlorée	Sachet, b=3.5	$y_{\max}=y_0+4$	Médiane	Estimation	8.E-07	1.E-05	0	0	3.E-06	1.E-05
					UI <sub>inf</sub>	1.E-07	1.E-06	0	0	5.E-07	3.E-06
					UI <sub>sup</sub>	6.E-06	6.E-05	0	0	2.E-05	1.E-04
M2	Chlorée	Sachet, b=3.5	$y_{\max}=y_0+2$	Médiane	Estimation	2.E-08	3.E-07	0	0	9.E-08	4.E-07
					UI <sub>inf</sub>	3.E-09	3.E-08	0	0	2.E-08	6.E-08
					UI <sub>sup</sub>	3.E-06	4.E-05	0	0	7.E-06	6.E-05
M2	Non chlorée	Sachet, b=3.5	Dist. a post. <sup>a</sup>	Médiane	Estimation	1.E-05	9.E-05	0	0	1.E-04	4.E-04
					UI <sub>inf</sub>	6.E-06	4.E-05	0	0	4.E-05	2.E-04
					UI <sub>sup</sub>	2.E-05	2.E-04	0	0	3.E-04	7.E-04
M2	Chlorée	Sachet, b=3.5	Dist. a post. <sup>a</sup>	P <sub>0.025</sub>	Estimation	1.E-06	1.E-05	0	0	7.E-06	4.E-05
					UI <sub>inf</sub>	4.E-07	4.E-06	0	0	1.E-06	8.E-06
					UI <sub>sup</sub>	3.E-06	3.E-05	0	0	3.E-05	1.E-04
M2 <sub><math>\lambda_{obs}</math></sub>	Chlorée	Sachet, b=3.5	Dist. a post. <sup>a</sup>	Médiane	Estimation	8.E-06	7.E-05	0	0	7.E-05	3.E-04
					UI <sub>inf</sub>	3.E-06	3.E-05	0	0	2.E-05	9.E-05
					UI <sub>sup</sub>	2.E-05	1.E-04	0	0	2.E-04	5.E-04
M2	Chlorée	Quantité	Dist. a post. <sup>a</sup>	Médiane	Estimation	0	0	0	0	0	0
					UI <sub>inf</sub>	0	0	0	0	0	0
					UI <sub>sup</sub>	9.E-03	3.E-02	0	1.E-04	9.E-02	1.E-01

<sup>a</sup>Distribution *a posteriori* établie à partir du traitement des 206 courbes de croissance dans le chapitre 3

UI<sub>inf</sub> et UI<sub>sup</sub> borne inférieure et borne supérieure de l'intervalle d'incertitude à 95%

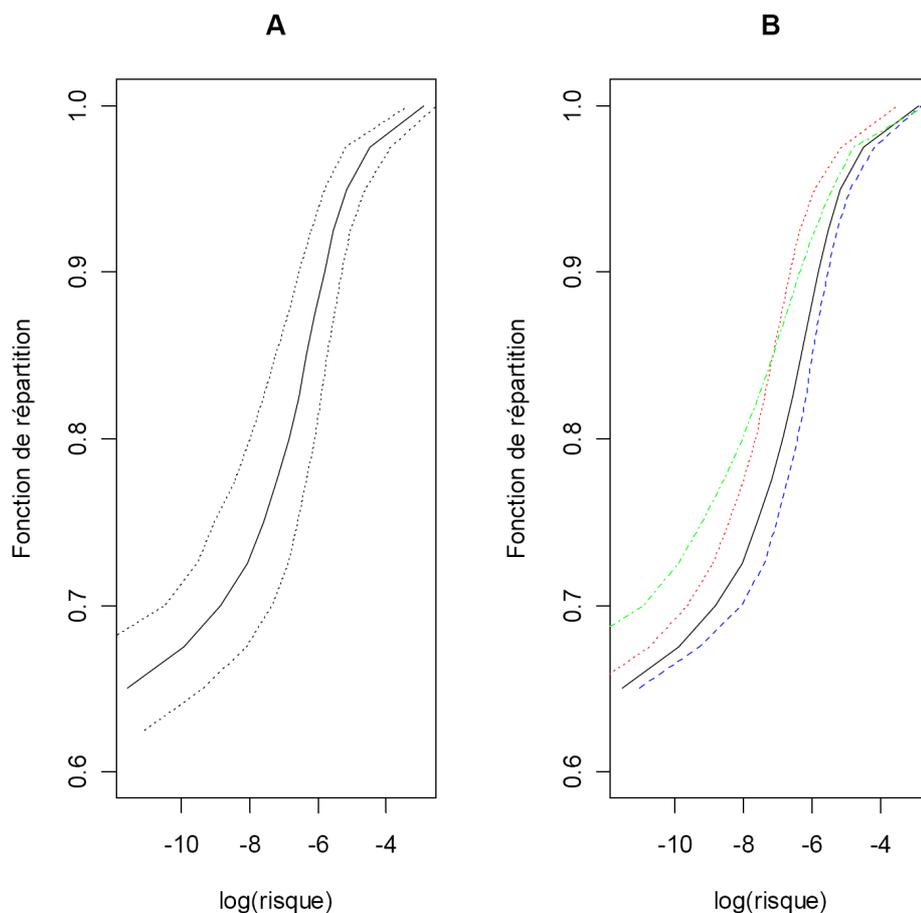


FIG. 5.1: A. Fonction de répartition du risque annuel pour le scénario (M2, chlore,  $b = 3.5$  et  $r$  médian). Les pointillés représente l'intervalle d'incertitude à 95%. B. Fonction de répartition du risque annuel pour différents scénarios : -.- : M2, chlore,  $b = 0.085$ ,  $r$  médian; .... : M2, chlore,  $b = 3.5$ ,  $P_{0.025}$  pour  $r$ ; — : M2, chlore,  $b = 3.5$ ,  $r$  médian; - - - :  $M2_{\lambda_{obs}}$ , chlore,  $b = 3.5$ ,  $r$  médian.

TAB. 5.8: Estimation du risque de listériose pour les différentes sous-populations lié à la consommation annuelle de salades de IV<sup>ème</sup> gamme pour le scénario utilisant le modèle de croissance M2, le lavage à l'eau chlorée, le paramètre de groupement  $b=3.5$  et la valeur médiane pour  $r$

Sous-population		Moyenne	Ecart-type	P <sub>0.025</sub>	P <sub>0.5</sub>	P <sub>0.975</sub>	P <sub>0.99</sub>
Adultes 15-59 ans (exceptées femmes enceintes)	Estimation	5.E-07	2.E-06	0	0	6.E-06	1.E-05
	UI <sub>inf</sub>	1.E-07	8.E-07	0	0	2.E-06	4.E-06
	UI <sub>sup</sub>	1.E-06	4.E-06	0	0	1.E-05	2.E-05
Enfants 3-14 ans	Estimation	3.E-07	9.E-07	0	0	1.E-06	3.E-06
	UI <sub>inf</sub>	8.E-08	3.E-07	0	0	4.E-07	1.E-06
	UI <sub>sup</sub>	6.E-07	2.E-06	0	0	3.E-06	7.E-06
Personnes âgées 60 ans et plus	Estimation	2.E-05	1.E-04	0	0	3.E-04	6.E-04
	UI <sub>inf</sub>	6.E-06	3.E-05	0	0	9.E-05	2.E-04
	UI <sub>sup</sub>	5.E-05	2.E-04	0	0	8.E-04	1.E-03
Femmes enceintes	Estimation	1.E-05	4.E-05	0	0	1.E-04	2.E-04
	UI <sub>inf</sub>	1.E-06	4.E-06	0	0	7.E-06	2.E-05
	UI <sub>sup</sub>	6.E-05	2.E-04	0	6.E-10	5.E-04	1.E-03

UI<sub>inf</sub> et UI<sub>sup</sub> borne inférieure et borne supérieure de l'intervalle d'incertitude à 95%

#### 5.7.4 Nombre estimé de cas de listériose en France par consommation de salade de IV<sup>ème</sup> gamme

Le nombre estimé de cas de listériose dans la population française prévu par les différents scénarios sont présentés dans le tableau 5.9. Le nombre estimé de cas est très variable selon le scénario utilisé, entre 0 et 531 cas. Le scénario considérant que le phénomène de regroupement en amas des bactéries est plus important ( $b = 0.085$ ) a peu d'influence sur le nombre de cas : 239 cas avec un UI à 95% de [67 ; 551] cas vs 233 cas avec un UI à 95% de [71 ; 556]. Cette faible différence s'explique par le fait que l'utilisation de la valeur 0.085 pour le coefficient de groupement entraîne une baisse de moins de 1% de quantités contaminées par rapport à la valeur 3.5. Par contre, les scénarios introduisant dans la modélisation de la croissance une dépendance entre  $y_{\max}$  et  $y_0$  ont une grande influence sur le nombre de cas estimé : 32 cas avec un UI à 95% de [6 ; 237] cas pour le scénario  $y_{\max} = y_0 + 4 \log \text{ufc/g}$  et 1 cas avec un UI à 95% de [0 ; 123] pour le scénario  $y_{\max} = y_0 + 2 \log \text{ufc/g}$ . Notons qu'avec ce dernier scénario le nombre de cas peut être nul. L'utilisation du 2.5<sup>ème</sup> percentile pour la valeur de  $r$  a également un effet important sur le nombre de cas : 54 cas avec un UI à 95% de [15 ; 129] cas par an. L'utilisation du modèle de croissance  $M2_{\lambda_{obs}}$  entraîne un nombre de cas de listériose important : 351 cas avec un UI à 95% de [130 ; 684] cas. De même le scénario n'intégrant pas le chlore dans le procédé de fabrication prévoit un nombre de cas deux fois plus élevé que le scénario avec chlore : 531 avec un UI à 95% de [233 ; 1031] cas. Le nombre de cas en simulant la croissance directement dans les quantités consommées est estimé à 0 avec un UI à 95% de [0 ; 357270]. L'incertitude est alors très grande autour de ce nombre de cas. Ce chiffre élevé est dû au fait que la borne supérieure de l'intervalle d'incertitude du pourcentage de quantités contaminées est égale à 1.56% et que les concentrations des quantités contaminées peuvent être très élevées pour ce scénario.

## 5.8 Discussion

Ce chapitre présente les données et la méthodologie utilisée afin d'évaluer l'exposition à *Listeria monocytogenes* par consommation de salade de IV<sup>ème</sup> gamme et les risques encourus par la population française. Deux points sont discutés dans cette partie : l'intérêt d'utiliser les données individuelles de consommation ainsi que les caractéristiques socio-démographiques des individus d'une part et les résultats obtenus d'autre part.

TAB. 5.9: Nombre de cas de listériose estimé dans la population française par consommation de salade de  $IV^{ème}$  gamme selon différents scénarios

Modèle de croissance	Lieu de croissance	Eau de lavage	Scénarios $y_{max}$	Valeur de r	Nbre cas de listériose		
					Estimation	UI <sub>inf</sub>	UI <sub>sup</sub>
M2	Sachet, b=3.5	Chlorée	Dist. a post. <sup>a</sup>	Médiane	233	71	556
M2	Sachet, b=0.085	Chlorée	Dist. a post. <sup>a</sup>	Médiane	239	67	551
M2	Sachet, b=3.5	Chlorée	$y_{max}=y_0+4$	Médiane	32	6	237
M2	Sachet, b=3.5	Chlorée	$y_{max}=y_0+2$	Médiane	1	0	123
M2	Sachet, b=3.5	Non chlorée	Dist. a post. <sup>a</sup>	Médiane	531	233	1031
M2	Sachet, b=3.5	Chlorée	Dist. a post. <sup>a</sup>	P <sub>0,025</sub>	54	15	129
M2 <sub><math>\lambda_{obs}</math></sub>	Sachet, b=3.5	Chlorée	Dist. a post. <sup>a</sup>	Médiane	351	130	684
M2	Quantité	Chlorée	Dist. a post. <sup>a</sup>	Médiane	0	0	357270

<sup>a</sup>Distribution *a posteriori* établie à partir du traitement des 206 courbes de croissance dans le chapitre 3

UI<sub>inf</sub> et UI<sub>sup</sub> borne inférieure et borne supérieure de l'intervalle d'incertitude à 95%

### 5.8.1 Intérêt d'utiliser les données individuelles de consommation et les caractéristiques socio-démographiques des individus

L'étude de la consommation montre que certaines populations ont des comportements alimentaires particuliers voir extrêmes. Il est donc important dans l'évaluation du risque de prendre en compte la variabilité de la consommation selon les individus et de ne pas uniquement étudier le comportement d'un individu moyen. La plupart des évaluations des risques microbiologiques (Sanaa et al., 2004; Bemrah et al., 1998; Farber et al., 1996), considère que tous les individus consomme une quantité moyenne (ou parfois maximale) du produit étudié un nombre moyen de fois dans l'année, ainsi les comportements à risque ne sont pas pris en compte. Pouillot (2006) prend en compte la variabilité de la consommation de saumon par l'utilisation des données de consommation individuelle INCA mais ne tient pas compte de la dépendance entre la consommation d'une personne et sa sensibilité à *L. monocytogenes*. Or étant donné que la sensibilité à *L. monocytogenes* n'est pas la même pour certaines sous-populations il est nécessaire de pouvoir caractériser le comportement alimentaire de ces personnes afin de prendre en compte la dépendance entre la sensibilité de l'individu et son régime alimentaire. Ce travail permet ainsi de caractériser les populations les plus à risque non plus uniquement par leur sensibilité à la bactérie mais aussi par rapport à leur mode de consommation du produit. Dans notre étude, il s'avère que les populations les plus à risque sont également les populations les plus sensibles à *L. monocytogenes*. Cela n'est pas étonnant puisque la salade de  $IV^{ème}$  gamme est consommée à peu près de la même manière par

les différentes sous-populations. Par contre, pour un produit moins couramment consommé que la salade par l'ensemble des sous-populations, la corrélation entre population à risque et population sensible pourrait ne pas être aussi forte. Nous avons aussi mis en évidence que les enfants ont un risque plus faible que les autres sous-populations étant donné qu'ils ont une consommation moins élevée que le reste de la population.

Pour ne pas compliquer l'algorithme de simulation déjà très complexe, nous avons considéré ici que les contaminations des quantités consommées étaient indépendantes. Or, il serait peut-être intéressant dans un travail futur de prendre en compte la dépendance entre la contamination des quantités consommées par différentes personnes appartenant à un même ménage. En effet, le sachet de salade étant consommé en général par plusieurs personnes d'un même foyer, la somme des concentrations bactériennes  $(C_{Q,j})_{j=1,\dots,N}$  des  $N$  quantités d'un même sachet doit être égale à la concentration  $C_W$  du sachet :  $\sum_{j=1}^N C_{Q,j} = C_W$ . Il faut alors utiliser une loi multinomiale et non plus une loi binomiale lors de la répartition des bactéries dans les  $N$  quantités d'un même sachet.

Dans ce travail, afin que les résultats soient extrapolables à la population française, nous avons utilisé des poids de redressement calculés par rapport aux différentes classes d'âge. Cette méthode pourrait être généralisée en prenant en compte dans le calcul des poids l'ensemble des caractéristiques socio-démographiques des individus.

### 5.8.2 Une estimation du risque de listériose par consommation de salade de IV<sup>ème</sup> gamme relativement élevé

Le risque de listériose moyen par acte de consommation est d'environ 8.E-8 avec le scénario de base (modèle de croissance  $M2$ , lavage à l'eau chlorée, coefficient de groupement de 3.5 et  $r$  médian). La valeur moyenne du risque est très influencée par les valeurs extrêmes se situant dans la queue de la distribution, il est alors préférable de s'intéresser à la médiane ou directement aux percentiles élevés. Ici la médiane du risque par acte de consommation est égale à 0 et les valeurs au 97.5<sup>ème</sup> percentile et au 99<sup>ème</sup> percentile sont respectivement pour le scénario de base : 0 et 7.E-09. La médiane du risque de listériose annuel est égale à 0 pour le scénario de base, les valeurs au 97.5<sup>ème</sup> percentile et au 99<sup>ème</sup> percentile sont respectivement de 3.E-05 et de 2.E-04. La fréquence de consommation du produit a une grande influence dans le calcul du risque annuel. La salade de IV<sup>ème</sup> gamme étant un produit fréquemment consommé, le risque annuel est d'autant plus élevé.

Dans cette modélisation, deux facteurs pouvant avoir une forte influence sur le niveau

de risque n'ont pas été, ou seulement partiellement, pris en considération par manque de données permettant de les modéliser : les interactions entre *Listeria monocytogenes* et la flore totale, et la variabilité de virulence des souches.

Dans l'aliment, la concentration maximale peut être affectée par la présence d'autres micro-organismes (sans que le taux de croissance ne soit modifié) (Carlin et al., 1996c; Buchanan & Bagi, 1997; Campo et al., 2001). Les données extraites de la littérature scientifique que nous avons utilisées pour déterminer les paramètres de notre modèle de croissance ne rendent pas compte de ce phénomène. En effet, les inoculations artificielles sont réalisées avec des inoculum concentrés et donc la concentration maximale est rapidement atteinte. En conditions naturelles, en revanche, les niveaux de contamination sont peu élevés, et proportionnellement à des niveaux incommensurablement moins élevés que ceux de la flore aérobie mésophile. Bien que cela reste à démontrer formellement, on peut alors penser que *Listeria monocytogenes* aura du mal à atteindre la population maximale théoriquement atteignable, en raison de fortes interactions avec une abondante flore mésophile, ou de l'épuisement du milieu qui stoppe les populations bactériennes dès lors que la population majoritaire a atteint son maximum (effet Jameson, Gnanou Besse et al. (2006)). Ainsi les scénarios pour lesquels la valeur de la concentration maximale pouvant être atteinte dépend de la concentration initiale, reproduisent dans une certaine mesure l'influence de la compétition de la flore totale sur la croissance de *L. monocytogenes*. Nous avons montré que le risque est divisé par 10 ou 100 (selon le scénario envisagé) dès lors que l'on fait l'hypothèse d'un plafonnement de la concentration en *L. monocytogenes* lié à sa concentration initiale.

Par ailleurs, le risque est calculé en considérant que toutes les souches de *L. monocytogenes* présentes dans les quantités consommées ont la même probabilité de provoquer la maladie. Or il existe des souches de *L. monocytogenes* dont la virulence est plus ou moins élevée. Le risque obtenu dans ces travaux est donc calculé pour le scénario le pire pouvant être envisagé. En effet, pour l'ensemble des souches de *L. monocytogenes* présentes dans les quantités consommées, il est considéré que celles-ci ont la même probabilité que la souche ayant servi à établir la courbe dose-réponse, c'est à dire une souche particulièrement virulente puisqu'elle est à l'origine d'une toxi-infection.

Comment se situe le risque obtenu pour *L. monocytogenes* dans les salades de IV<sup>ème</sup> gamme par rapport à d'autres travaux déjà réalisés pour *L. monocytogenes*? En préambule toutefois, il est important de souligner que dans ces travaux, les produits ou le pays étudiés ne sont pas les mêmes que dans nos travaux, que les méthodes de calculs diffèrent considérablement les unes des autres ainsi que la forme sous laquelle sont donnés les résultats. L'étude

réalisée par l’FDA-USDA (2003) sur le risque de listériose par consommation de légumes prévoit une valeur médiane de 3.E-12 par acte de consommation, les valeurs aux 2.5<sup>ème</sup> et 95<sup>ème</sup> percentiles sont de 3.E-16 et 2.E-10. En comparaison, nous obtenons pour ces percentiles un risque égal à 0. Le risque moyen de listériose lié à la consommation d’une ration de saumon fumé est de 5.E-6 pour la population sensible et de 1.E-7 pour la population normale, les deux types de populations étant étudiées séparément (Pouillot, 2006). La médiane du risque est égal à 0 pour les deux populations. Les moyennes du risque par acte de consommation sont plus élevées que les notre. Bemrah et al. (1998) étudiant le risque par consommation d’une portion de fromage au lait cru, obtiennent une médiane égale à 1.86E-8 pour la population sensible et à 9.74E-13 pour la population normale. Une fois encore les résultats sont plus élevés que ceux obtenus dans notre étude. Précisons que le saumon fumé et les fromages au lait cru sont des produits pour lesquels *L. monocytogenes* est plus fréquemment détectée et avec des concentrations plus élevées que dans la salade.

### 5.8.3 Un nombre de cas de listériose plausible ?

#### **Incidence de la Listériose invasive en France**

L’InVS, chargé de surveiller l’incidence des maladies en France mentionne que l’incidence des bactériémies et des méningites à *Listeria monocytogenes*, relativement stable de 1987 à 1989, chute brutalement de 1989 à 1990. Malgré le pic épidémique de 1992, la tendance à la baisse se poursuit avec une réduction d’un facteur 3,5 du nombre annuel de bactériémies et de méningites pour la période 1987-1997. Sur la même période, à partir de plusieurs enquêtes nationales sur la listériose on observe une réduction du nombre de nouveaux cas annuels sporadiques par 3 (1987 : 661 cas, 1992 : 458 cas, 1997 : 225 cas). De 1987 à 1997, le nombre de cas de moins de 65 ans sans terrain prédisposant a été divisé par 8, le nombre de cas associés à la grossesse par 7, le nombre de sujets âgés de plus de 65 ans par 3 et le nombre de sujets immunodéprimés par 1.4. L’incidence de la listériose invasive en 2002 est de 3.66 pour un million d’habitants. Ainsi le nombre de cas déclarés de listériose en France en 2002 est 220.9, soit  $3.66 \times 60.35$ . Une étude plus récente de Vaillant et al. (2005) estime le nombre de cas de listériose par an à environ 300, tout aliment confondu. Précisons que bien que l’incidence de la listériose en France soit hautement surveillée, le nombre de cas fourni par l’InVS représente uniquement le nombre de cas déclaré, ce qui laisse supposer que le nombre de cas réel serait plus important.

L’estimation du nombre de cas de listériose obtenu avec notre modèle varie entre 0 et

531 selon le scénario envisagé. Etant donné que la consommation de salade de IV<sup>ème</sup> gamme n'est pas la seule cause de listériose en France, il est clair que le nombre de cas est surestimé pour la plupart des scénarios envisagés. On peut attribuer la surestimation du nombre de cas aux hypothèses conservatrices utilisées dans la modélisation (absence de temps de latence, absence d'interactions entre *L. monocytogenes* et la flore totale) ou encore à la prise en compte des comportements extrêmes au niveau de la consommation, des durées et des températures de conservation des produits. Ces hypothèses sont fondées pour la plupart sur de réelles observations (comme par exemple l'observation de températures de conservation très élevées) ou pour certaines sur l'absence d'information les contredisant (par exemple pour l'interaction entre les différentes bactéries). Or, par exemple, prendre en compte une possible compétition entre la flore totale et *L. monocytogenes* (scénarios pour lesquels  $y_{\max}$  dépend de  $y_0$ ) qui aurait pour effet de limiter la croissance de cette dernière a pour conséquence une importante diminution du nombre estimé de cas de listériose. Ces résultats confirment ceux déjà obtenus dans le chapitre 4 sur l'importance de considérer une possible limitation de la croissance de *L. monocytogenes*. Cependant, les recherches doivent être encore approfondies afin de mieux définir ce mécanisme qui dépend en particulier de la matrice alimentaire.

Enfin, le nombre de cas obtenu avec le scénario intégrant le retrait du chlore de l'eau de lavage, est estimé deux fois supérieur à celui obtenu en considérant le lavage à l'eau chlorée. Cette élévation du risque dû à la suppression du chlore était attendue, mais sa quantification est une information intéressante et totalement nouvelle. La suppression du chlore de l'industrie de la IV<sup>ème</sup> gamme est un enjeu industriel important et particulièrement d'actualité. C'est typiquement ce genre d'estimation de risque qui peuvent amener les industriels à choisir certaines options de gestion comme la réduction du niveau de contamination de la matière première en cas afin d'éliminer le chlore des usines.

#### **Caractéristiques des produits incriminés dans les cas simulés de listériose**

Nous avons effectué une première analyse afin de déterminer quelles sont les caractéristiques des produits (concentrations, conditions de conservation, quantité consommée, caractéristiques du consommateur) incriminés dans les cas de listériose. Cette analyse est effectuée pour le scénario de base : modèle de croissance *M2*, lavage à l'eau chlorée, coefficient de groupement de 3.5 et  $r$  médian. Il s'avère que les cas de listériose sont principalement dus à la consommation de quantités très fortement contaminées par des individus appartenant à la population sensible. Les concentrations moyennes des quantités consommées par ces personnes sont supérieures à 6 log ufc/g. Le temps total ainsi que la température moyenne de conservation des sachets produisant des quantités contaminées à des concentrations su-

périeures à 6 log ufc/g sont présentés dans la figure 5.2. Les températures moyennes de conservation de ces sachets tout au long du circuit logistique varient entre 2°C et 9°C, avec une moyenne à 5°C. Ces températures bien qu'en moyenne supérieure à la température de 4°C recommandée par les industriels ne sont pas très élevées par rapport à certaines valeurs pouvant être observées (cf. chapitre 4). Les durées de conservation des sachets correspondant à de fortes concentrations dans les quantités consommées sont par contre très élevées (entre 84h et 288h avec une moyenne de 220h). La distribution des taux de croissance produisant ces concentrations élevées n'est pas significativement différente de la distribution du taux de croissance utilisé pour l'ensemble des quantités consommées (résultats non montrés). Les concentrations supérieures à 6 log ufc/g seraient donc essentiellement dues à des durées de conservation du produit proche et même supérieure à la date limite de conservation (DLC). Nous avons considéré dans les simulations que la DLC pouvait être dépassée dans 20% des cas et que dans 56.7% des cas les sachets étaient consommés en deux temps séparés. Ces durées ont été calculées en considérant l'hypothèse la plus conservatrice pour le risque mais elles semblent toutefois surestimées. En effet, la salade en sachet est un produit dont l'altération par la flore microbienne est visible (nécroses, brunissements tendant à s'accroître avec la durée de conservation). On peut alors penser que dans la majorité des cas le sachet est jeté lorsque la DLC est dépassée. Notre étude est une des premières réalisées sur la question et les estimations qu'elles proposent doivent être corroborées par d'autres analyses des risques menées de manière indépendante. Cependant, dans la mesure où la plupart des cas de listériose sont liés à des durée de vie prolongées, l'effet d'un meilleur respect de la DLC sur l'estimation du risque de listériose mériterait d'être évalué. D'autres scénarios pourraient également être envisagés comme par exemple l'utilisation d'une date limite de conservation moins longue, ou également d'une simulation de la conservation avec 3 jours à 4°C et 6 jours à 8°C, classiquement appliquée dans les protocoles de détermination de durée de vie et l'estimation du nombre de produits dépassant la norme de 100 *L. monocytogenes*/g fixée par le règlement européen 2073 de l'année 2005.

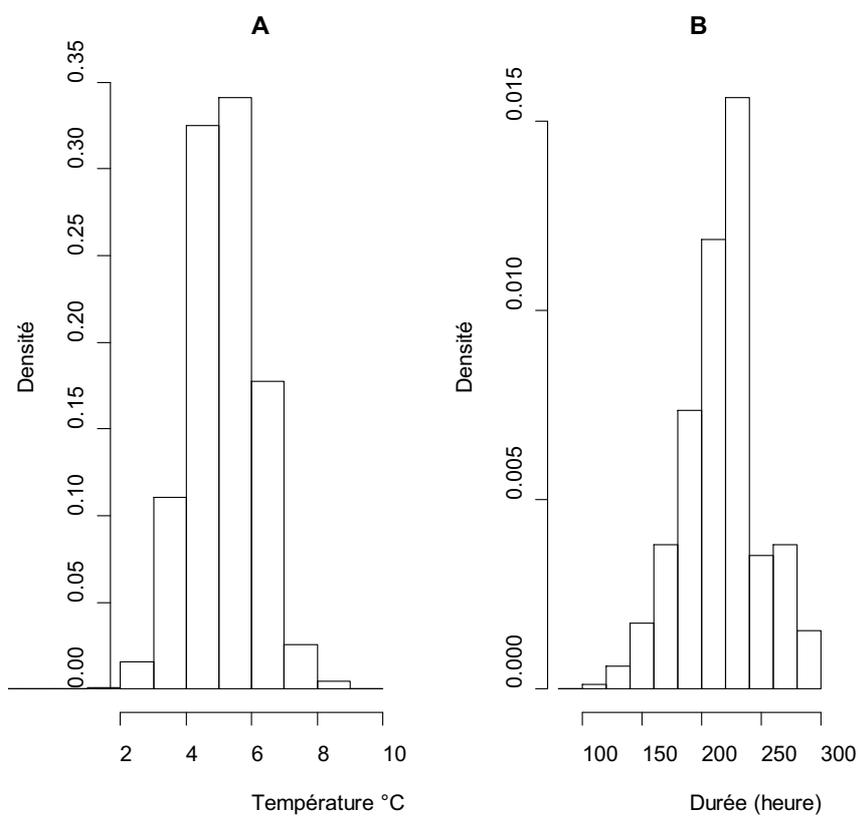


FIG. 5.2: Histogrammes des températures moyennes (A) et des durées (B) du circuit logistique des quantités consommées dont la concentration est supérieure à 6 log ufc/g.