

**Mémoire présenté devant la Filière Actuariat
pour l'obtention du diplôme de Master
Droit économie et gestion, mention actuariat (MR12600A-PAR01)
et l'admission à l'Institut des Actuaires**

le 06 mai 2021

Par : Hanifa BELHAMMOU

Titre : Lois d'expérience en Arrêt de Travail (AT)

Confidentialité : NON OUI (Durée : 1 an 2 ans)

Les signataires s'engagent à respecter la confidentialité indiquée ci-dessus

Membres présents du jury de l'Institut
des Actuaires

Signatures

Entreprise :

David DUBOIS,
Georges-Louis GONCALVES,
Jérôme VUARIER,

Retraite
Prévoyance
Santé
Epargne
Dépendance



Membres présents du jury de la filière
du CNAM

Sandrine LEMERY,
David FAURE,
Nathanaël ABECERA,
Olivier DESMETTRE,
François WEISS

Directeur de mémoire en entreprise :
David LEGOFF

Signature :

Invité :

Gilles DEPOMMIER

Signature :

**Autorisation de publication et de
mise en ligne sur un site de
diffusion de documents actuariels
(après expiration de l'éventuel délai de
confidentialité)**

Signature du responsable entreprise

Secrétariat

Bibliothèque :

Signature du candidat

Table des matières

RESUME :	5
ABSTRACT :	6
REMERCIEMENTS :	7
INTRODUCTION :	8
I. PARTIE I -LE CONTEXTE DE L'ETUDE :	10
A. Notre périmètre d'étude–Humanis Prévoyance- (HP) :	10
1. Statut :	10
2. Histoire : (Source le Site officiel d'HUMANIS)	10
1. CADRE JURIDIQUE GÉNÉRAL:	12
2. LA MISE EN PLACE DU REGIME DE PREVOYANCE DANS L'ENTREPRISE :	13
3. LA VIE DU CONTRAT DE PREVOYANCE :	15
a) L'Obligation des opérateurs :	15
b) Droit à l'information des assurés :	16
c) Information de l'organisme assureur -sur les risques à couvrir- :	16
4. Les garanties des contrats prévoyance :	17
5. Définitions du Risque Arrêt de travail :	18
a) L'incapacité temporaire de travail :(Incapacité - IT -)	18
b) L'incapacité permanente de travail : (Invalidité - IP -)	21
c) L'actualité : Le décret du 27 Décembre 2013 :	24
II. PARTIE II-LES DONNEES :	26
A. INTRODUCTION DES DONNEES :	26
1. Le périmètre de l'étude :	26
2. La période d'observation :	27
B. EXHAUSTIVITE DES DONNEES :	27
1. Périmètre 1 - NOVALIS TAITBOUT (NT) :	28
2. Périmètre 2 - APRI :	28
3. Périmètre 3 - IONIS :	28
4. Périmètre 4 - APRIONIS (AIP) :	29
5. Périmètre 5 - CARCEL :	29
6. Périmètre 6 - CRIA :	29
7. Périmètre 7 – VAUBAN HUMANIS (VH) :	30
8. Périmètre 8 – GROUPEMENT NATIONAL de PREVOYANCE (GNP) :	30
9. Périmètre 9 –HUMANIS PREVOYANCE (HP) :	30
10. Périmètre 10 – TOTAL HUMANIS PREVOYANCE (HP) :	30
C. TRAITEMENT, FIABILISATION ET NORMALISATION DES DONNEES :	32

1.	<i>Présentations des données par système</i>	32
a)	Données Pléiade (P@).....	32
b)	Données GERIMI	34
c)	Données Business Object (BO).....	38
d)	Les données des trois systèmes d'information consolidées :.....	40
2.	<i>Traitement et fiabilisation des données</i> :.....	41
a)	Traitement Données Incapacité (IT) :.....	41
b)	Traitement Données Invalidité (IP) :	45
c)	Traitement Données Passage en invalidité :.....	48
III.	PARTIE III – LES STATISTIQUES SUR LES DONNEES :	52
A.	LES STATISTIQUES DESCRIPTIVES ET LES TEST DE LOIS STATISTIQUES :	52
1.	<i>Les Données d'Incapacité (IT)</i> :.....	52
a)	La Présentation des variables finales de l'incapacité :.....	52
b)	La Répartition de la population (IT) par Genre et par Âge de survenance d'incapacité :.....	53
c)	La Distribution de l'âge à la survenance de l'IT :.....	54
d)	La Distribution de l'âge de Sortie de l'IT :.....	55
e)	La Distribution de l'Ancienneté en état d'Incapacité :.....	56
f)	La Répartition de la population sous risque d'Incapacité (IT) par Motif de clôture du sinistre :	58
g)	L'effet du Genre/Motif de clôture sur l'ancienneté dans l'état d'IT :.....	58
h)	La répartition des Prestations en IT par âge de survenance :.....	60
i)	Les Prestations en IT par année & par Âge de survenance de l'IT : (Les montants des prestations en K€).....	60
j)	L'effet du Genre/Motif de clôture sur les Prestations en IT :	62
k)	Résumé des interactions entre les variables illustrées :.....	62
l)	Les Tests de Lois Statistiques :	63
2.	<i>Les Données d'Invalidité (IP)</i> :.....	70
a)	La Présentation des variables finales de l'invalidité :	70
b)	La Répartition de la population (IP) par Genre et par Âge de survenance d'invalidité :	71
c)	La Distribution de l'âge à la survenance de l'IP :	71
d)	La Distribution de l'âge de Sortie de l'IP :.....	73
e)	La Distribution de l'Ancienneté en état d'Invalidité :	74
f)	La Répartition de la population sous risque d'Invalidité (IP) par Motif de clôture du sinistre :.....	76
g)	L'effet du Genre/Motif de clôture sur l'ancienneté dans l'état d'IP :.....	77
h)	Répartition des Prestations en IP par âge de survenance :	78
i)	Les Prestations en IP par année & par Âge de survenance de l'IP : (Les montants des prestations en K€) : 79	
j)	L'effet du Genre/Motif de clôture sur les Prestations en IP :	81
k)	Résumé des interactions entre les variables illustrées :.....	81

l)	Test de Lois Statistiques :	82
3.	<i>Les Données de Passage en Invalidité (PASSIP) :</i>	88
a)	La Présentation des variables finales :	88
b)	La Répartition de la population (PassIP) par Genre et par Âge à la survenance d'incapacité :	89
c)	La Distribution de l'âge à la survenance de l'IT de la population PassIP :	90
d)	La Distribution de l'âge de Passage en IP (sortie de l'IT) de la population PassIP :	91
e)	La Distribution de l'Ancienneté en Incapacité de la population PassIP :	92
f)	La répartition des Prestations en IT par âge de survenance de l'IT de la population PassIP :	94
g)	Les Prestations en IT par année & par Âge de survenance de l'IT de la population PassIP : (Les montants des prestations en K€).....	95
h)	Test de Lois Statistiques :	96
IV.	PARTIE IV – LA MODELISATION DES LOIS D'EXPERIENCE ET APPLICATION :	102
A.	NOTIONS THEORIQUES SUR LES DONNEES DE SURVIE :	102
1.	<i>Notions mathématiques :</i>	102
2.	<i>Généralités sur les Modèles Statistiques en données de survie :</i>	103
a)	Quelques définitions préliminaires.....	104
B.	NOTIONS GENERALES SUR LES MODELES DE SURVIE :	105
1.	<i>L'Estimation du Modèle Paramétrique en Données de Survie :</i>	105
a)	En cas de censure à droite :	105
b)	En cas de troncature à gauche :	106
2.	<i>L'Estimation Paramétrique des Moments de HOEM en Données de Survie :</i>	108
a)	Le Principe :	108
b)	Les Notations :	108
c)	Les spécificités de l'estimateur de HOEM :	108
d)	La construction de l'estimateur de HOEM :	109
e)	Propriété de l'estimateur de HOEM :	109
3.	<i>L'Estimation Non Paramétrique de KAPLAN MEIER en Données de Survie :</i>	110
a)	Le Principe :	110
b)	Les spécificités de l'estimateur de KM :	110
c)	La construction de l'estimateur KM hors Censure et Troncature :	110
d)	La construction de l'estimateur KM en cas de Censure et Troncature :	112
C.	ADAPTABILITE DES DONNEES DE L'ETUDE SUR LES MODELES DE SURVIE :	114
1.	<i>Les données d'Incapacité (IT) :</i>	114
2.	<i>Les données d'Invalidité (IP) :</i>	114
3.	<i>Les données de Passage en Invalidité (Invalidité en Attente) :</i>	114
D.	APPLICATION : L'ESTIMATION DES LOIS D'EXPERIENCE :	115
1.	<i>Loi d'Expérience du risque Incapacité :</i>	115

a)	Le Principe :.....	115
b)	La construction de la loi d'expérience d'incapacité :.....	116
c)	Les résultats obtenus de la loi d'expérience d'incapacité :	116
2.	<i>Loi d'Expérience du risque Invalidité</i> :	118
a)	Le Principe :.....	118
b)	La construction de la loi d'expérience d'Invalidité :.....	119
c)	Les résultats obtenus de la loi d'expérience d'Invalidité :.....	119
3.	<i>Loi d'Expérience du risque Passage en Invalidité</i> :	121
a)	Le Principe :.....	121
b)	La construction de la loi d'expérience de passage en Invalidité :.....	122
c)	Les résultats obtenus de la loi d'expérience de Passage en Invalidité :	122
E.	VALIDATION DES LOIS D'EXPERIENCE ET AJUSTEMENT DU MODELE :.....	125
1.	<i>Notions théoriques sur les méthodes utilisées dans le cadre de la validation et l'ajustement des lois d'expérience</i> :.....	125
2.	<i>Application : Les Résultats obtenus selon la modélisation des lois d'expérience</i> :.....	127
a)	La Loi d'expérience d'Incapacité (IT) :.....	127
b)	La Loi d'expérience d'Invalidité (IP) :.....	131
c)	La Loi d'expérience de Passage en Invalidité (PASSIP) :.....	135
F.	APPLICATION NUMERIQUE : IMPACT DES LOIS D'EXPERIENCE SUR LES PROVISIONS :	139
1.	<i>Notions théoriques sur le calcul des provisions mathématiques en arrêt de travail</i> :.....	139
a)	Notions générales communes Incapacité / Invalidité :.....	139
b)	Notations en cas d'Incapacité /invalidité :.....	139
c)	Calcul et Analyse :	142
	CONCLUSION :	143
	ANNEXES :.....	145
	BIBLIOGRAPHIE :	175

RESUME :

L'appréciation du risque de l'arrêt de travail et sa quantification avec une meilleure estimation devient une démarche incontournable avec l'entrée en vigueur de (SII) la directive de solvabilité II en janvier 2016.

Cependant, l'application de SII avec ces trois piliers conduit et impose aux entreprises d'assurance la transparence envers le marché de l'assurance et les assurés en publiant leurs données clés reflétant leurs propres risques et leur niveau de solvabilité.

Au vu de l'enjeu de la communication financière devenue obligatoire via SII, les assureurs ont intérêt à se doter de la connaissance parfaite de leurs risques et l'obligation de les maîtriser. En conséquence la sélection des risques devient un élément incontournable du fonctionnement de l'assurance.

L'objet de ce mémoire est d'établir des tables d'expérience relatives au risque arrêt de travail (incapacité, invalidité et passage en invalidité), propres au portefeuille d'Humanis Prévoyance.

La période d'observation s'étend du 01/01/2008 au 31/12/2015 avec un recul de 6 mois, ainsi l'historique est de 8 ans.

L'estimateur retenu est l'estimateur non paramétrique de Kaplan-Meier pour les trois tables suivantes :

- I. Maintien en incapacité.
- II. Maintien en invalidité,
- III. Passage en invalidité.

Dans une seconde étape, ces tables d'expérience construites ont donné lieu à une certification par un actuaire indépendant Gilles DEPOMMIER, Actuaire associé au Cabinet Prim'Act, habilité à certifier les tables d'expérience relatives aux risques assurantiel dont l'Arrêt de Travail.

Ces outils reflètent le comportement réel de la population assurée sous risque et permettent le pilotage technique et économique dans le cadre de l'évaluation des engagements relatifs au risque Arrêt de Travail.

Ces trois tables d'expériences, certifiées par l'actuaire indépendant Gilles DEPOMMIER, ont été utilisées pour le provisionnement du risque arrêt de travail lors de l'inventaire **31/12/2016** et aussi à l'inventaire **31/12/2017**.

ABSTRACT:

The assessment of the risk of Work Stoppage and its quantification it with a better estimate becomes an unavoidable step with the entry into force of (SII) the Solvency II Directive in January 2016.

However, the application of the S2 regulation with these three pillars leads and requires transparency of insurance companies toward the insurance market and their policyholders by publishing their key data reflecting their own risk and their solvency levels.

Given the importance of financial communication, that has become mandatory via the SII regulation. Insurers have an interest in acquiring the perfect knowledge of their risks and the obligation to master them. As a result the selection of risks becomes an essential aspect of the insurance management.

The purpose of this thesis is to establish the experience tables related to the risk of work stoppage (inability, disability and disability transition), specific to portfolio the Humanis Prévoyance (HP).

The observation period extends from 01/01/2008 to 31/12/2015 with a decline of 6 months, so the history is 8 years.

The estimator retained is the non-parametric Kaplan-Meier estimator for the three experience tables:

- I. Inability state risk (incapacity);
- II. Disability state risk (invalidity);
- III. Transition to disability risk

In a second step, these tables of experience built gave rise to a certification by an independent actuary Gilles DEPOMMIER, Associate Actuary at Cabinet Prim'Act authorized to certify the tables of experience relating to insurance risks including the Work Stoppage.

These tools reflect the real behavior of the insured population under risk and will allow the technical and economic steering in the framework of the evaluation of the commitments related to the Work Stoppage risk.

These three tables of experience, certified by the independent actuary Gilles DEPOMMIER, were used for the reserving of the risk of work stoppage during the inventory **31/12/2016** and also the inventory **31/12/2017**.

REMERCIEMENTS :

Je tiens absolument et tout particulièrement à remercier mon directeur de mémoire M. David LEGOFF.

Ce mémoire n'aurait jamais pu voir le jour et être finalisé sans son suivi, son accompagnement, son encouragement et son expertise, je ne le remercierais jamais assez, une sincère gratitude.

Un grand merci à M. Gilles DEPOMMIER ; Actuaire Certificateur de tables d'expériences ; associé au cabinet PRIM'ACT ; pour sa disponibilité, ses conseils précieux et son accompagnement constructif et pertinent pour l'élaboration de ces tables d'expérience.

Enfin, je tiens à remercier toute personne ayant contribué de près ou de loin à finaliser ce travail, essentiellement :

-Mon amie Virginie GOSSIN et ses encouragements ;

-Mes deux collègues : Véronique RENAULT et Sébastien DELMAS qui m'ont aidé à comprendre les données et les subtilités de leurs portées ;

-Mon mari et son soutien continu.

INTRODUCTION :

Dans le contexte réglementaire et concurrentiel, la maîtrise du risque de la prévoyance individuelle et collective, est une démarche inévitable des acteurs du marché de l'assurance.

Ajoutons également l'environnement économique où la protection des salariés est un sujet qui devient de plus en plus obligatoire pour les employeurs en même temps que le système de la sécurité sociale se désengage de plus en plus à cause des déficits budgétaires enregistrés depuis plusieurs années.

Les entreprises ont recours à des régimes complémentaires pour assurer leurs salariés contre les aléas de la vie au travail ou en dehors du travail via la souscription de contrats de prévoyance collectifs.

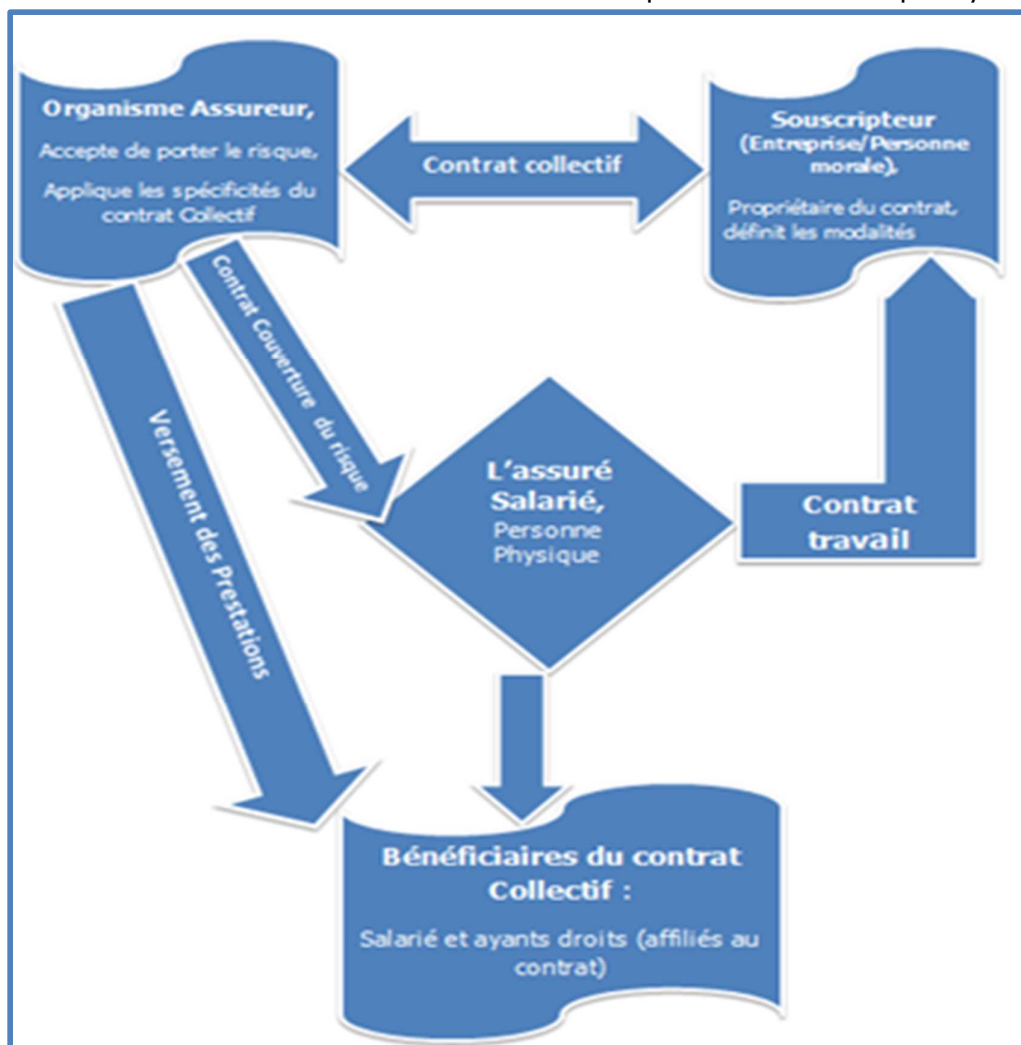


Figure 1 : Schéma général des contrats prévoyance collectifs

Les tables BCAC (Bureau commun des assurances collectives) commandent le calcul des provisions liées au risque arrêt de travail (AT). Ces tables ont été réalisées sur la base de données de portefeuilles des assurés en contrats collectifs provenant de plusieurs compagnies d'assurance françaises.

La mise en place des lois d'expérience pour le risque arrêt de travail (AT), est une possibilité pour l'assureur, qui lui permet une meilleure estimation de ses engagements, et qui reflètent la réalité des comportements de la population sous risque, ses propres assurés.

Cette démarche est décrite dans l'article A 331.22 du code des assurances (et aux articles A931-10-9 du Code de la Sécurité Sociale et A212-9 du Code de la Mutualité) en fixant le cadre d'utilisation des tables d'expérience :

Le calcul des provisions techniques de prestations d'incapacité de travail et invalidité est effectué à partir des éléments suivants :

1/ les lois de maintien en incapacité de travail et invalidité indiquée en annexe.

Toutefois, il est possible pour une entreprise d'Assurance d'utiliser ses propres lois d'expérience établies par ses soins et certifiées par un actuinaire indépendant, agréé à cet effet par l'une des associations d'actuaire reconnues par l'autorité de contrôle prudentiel et de résolution (ACPR) ;

2/un taux d'actualisation qui ne peut excéder 75 p.100 du taux moyen au cours des vingt-quatre derniers mois des emprunts d'Etat Français, sans pouvoir dépasser 4,5p.100.

Ces dispositions ne s'appliquent pas aux prestations issues de contrats d'assurance de groupe souscrits par un établissement de crédit, ayant pour objet la garantie du remboursement d'un emprunt ni à celles issues de contrats d'assurance couvrant des risques visés au 3 du premier alinéa de l'article L.310-1 du code des Assurances.

Les tables BCAC réglementaires en vigueur datent des années 90 mises à jour en décembre 2010 pour prendre en compte le recul de l'âge de départ en retraite (allongement des tables de 60 à 62 ans), dans la suite de l'étude ces tables sont nommées les tables BCAC 2010.

En 2013, Le BCAC a engagé des travaux de refonte des tables BCAC 2010 afin de reconstruire les trois tables sur les mêmes critères en fonction de l'âge d'entrée en état et l'ancienneté en état. Ces nouvelles tables ont vocation à remplacer les tables BCAC 2010 par publication d'un arrêté. A ce jour, elles ne sont pas réglementaires et nommées les tables BCAC 2013 dans la suite de l'étude.

Le mémoire abordera les quatre parties :

Partie 1 : la présentation du contexte de l'étude

Partie 2 : Les données : Le Traitement et la fiabilisation

Partie 3 : Les statistiques sur les données

Partie 4 : Modélisation et Construction des trois lois d'expériences :

Risque Incapacité Temporaire de travail ;

Risque passage en Invalidité ou Invalidité en Attente ;

Risque Invalidité (Incapacité Permanente de travail).

I. PARTIE I -LE CONTEXTE DE L'ETUDE :

A. Notre périmètre d'étude–Humanis Prévoyance- (HP) :

1. Statut :

Humanis Prévoyance (HP) est une institution de prévoyance régie par le code de la sécurité sociale, fait partie du groupe Humanis, groupe spécialisé dans la protection sociale.

2. Histoire : (Source le Site officiel d'HUMANIS)

Les groupes de protection sociale, à l'origine, dédiés à l'activité retraite, ont élargi successivement leur champ d'activités à la prévoyance collective, puis à la santé, à l'épargne ...

Soucieux d'économie de coûts, des rapprochements sont intervenus entre groupes de protection sociale sur la base de valeurs communes, telles que le paritarisme.

Un groupe de protection sociale se compose au minimum d'une caisse de retraite Agirc, d'une caisse de retraite Arrco et d'une institution de prévoyance. De nombreux groupes sont composés de plusieurs caisses de retraite et institutions de prévoyance qui se sont rapprochés au fil du temps et agrègent également des mutuelles Santé. Très souvent ils comptent également des filiales compagnies d'assurance sous forme de sociétés anonymes.

Le groupe Humanis est issu du rapprochement de trois groupes paritaires et mutualistes de protection sociale. Ce mouvement s'est fait en deux étapes :

- Aprionis et Vauban Humanis se rejoignent en 2011 pour former Humanis
- Novalis Taitbout et Humanis décident de fusionner le 26 janvier 2012.

Le nom « Humanis » a été conservé lors de cette fusion.

Près de 10 millions de personnes et de 700 000 entreprises sur l'ensemble de ses métiers, le groupe Humanis est ainsi sur son plan de marche s'agissant de son programme de fusions institutionnelles.

L'essentiel de celui-ci s'achève après la fusion des 3 institutions de prévoyance des groupes d'origine pour donner naissance à Humanis Prévoyance au 1er janvier 2013 et la structuration des GIE de moyens en 2012 : l'un, dédié à la retraite complémentaire et à l'action sociale, un deuxième, aux métiers de l'Assurance de Personnes et le dernier aux fonctions supports mutualisées et au pilotage du Groupe Humanis comme chaque groupe de protection sociale est organisé selon une structure spécifique.

Le groupe Humanis comprend :

- Deux institutions de retraite complémentaire Agirc (Association générale des institutions de retraite des cadres)
- Deux institutions de retraite complémentaire Arrco (Association pour le régime de retraite complémentaire des salariés - cadres et non cadres),
- Des institutions de prévoyance, des mutuelles, des sociétés d'assurances ou de gestion d'épargne salariale.

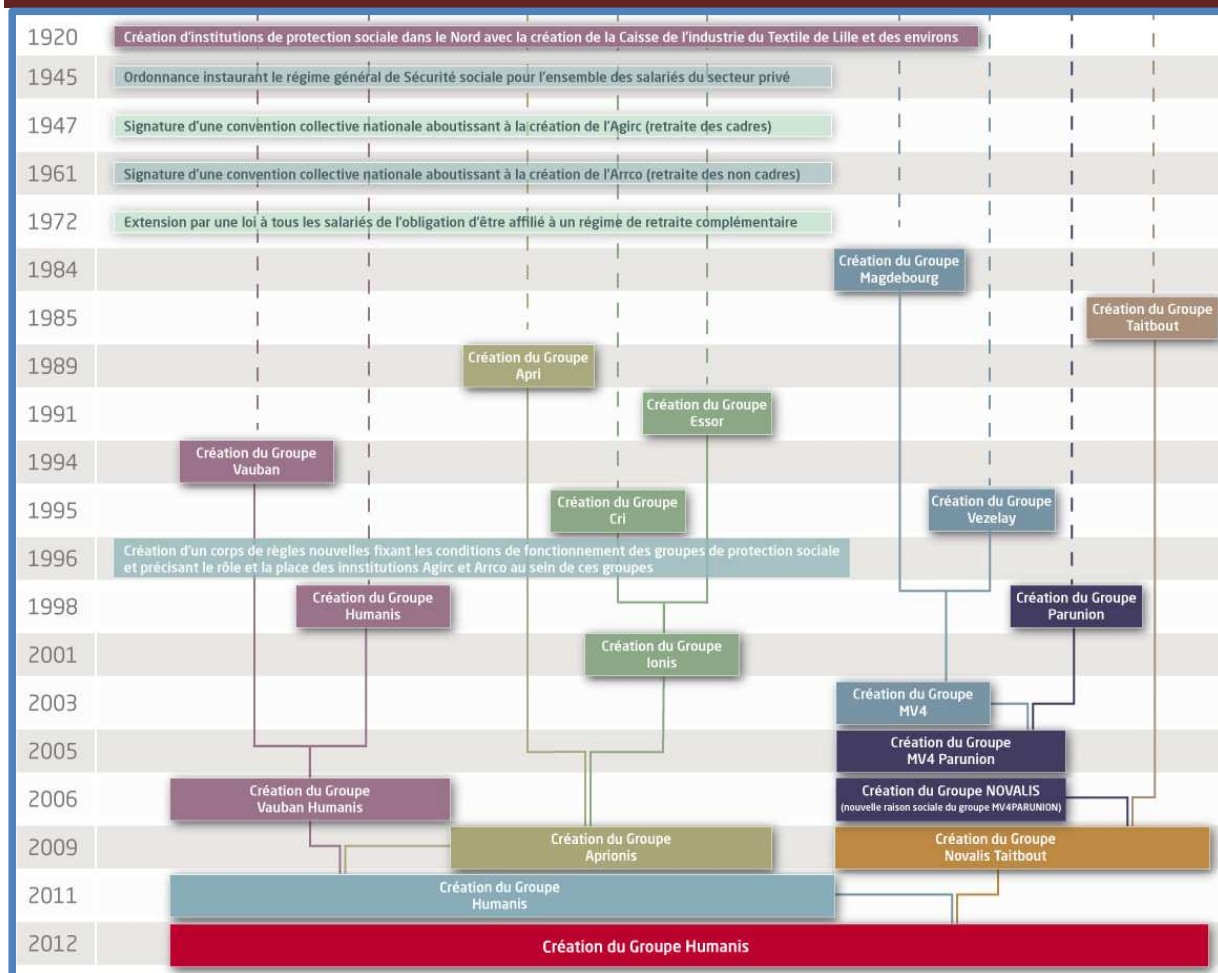


Figure 2 : Schéma de l'histoire du Groupe Humanis

La nouveauté en 2019 :

Dans un contexte de vaste réorganisation du secteur de l'assurance en France et après avoir écarté tout problème de concurrence, l'Autorité de Contrôle Prudential et de Résolution (ACPR) a donné le feu vert pour la fusion d'Humanis avec Malakoff Médéric en mi-novembre 2018 (les deux groupes qui partagent des valeurs communes paritaires et mutualistes)

Les conseils d'administration des deux groupes avaient approuvé mi-juin 2018 les principes d'un rapprochement de leurs activités de retraite complémentaire et d'assurance de personnes, qui doit être officiel **au 1er janvier 2019** dont la gouvernance sera assurée par une nouvelle association sommitale, afin de constituer un acteur majeur de la protection sociale complémentaire (retraite et assurance de personnes) - *Source le Site officiel de l'ARGUS* -

B. LA PREVOYANCE COLLECTIVE EN FRANCE :

1. CADRE JURIDIQUE GÉNÉRAL:

La loi de 1989 (Loi n° 89-1009 du 31 décembre 1989) n'a pas prévu de recours obligatoire à l'un des modes de mise en place des garanties collectives au bénéfice des salariés. Elle a laissé le choix aux entreprises.

En revanche la Loi de 1994 (Loi n° 94-678 du 8 août 1994) a imposé le mode de mise en place de la Protection Sociale Complémentaire article L 911 du Code de la Sécurité Sociale (voir l'annexe 2)

La mise en place de la Protection Sociale Complémentaire peut avoir lieu grâce à trois actes juridiques :

➤ **La convention ou l'accord collectif de branche :**

Comparable dans ses modalités et effets, à ce qu'il est pour d'autres aspects de la relation de travail :

- Il est négocié et signé avec les délégués syndicaux (le Comité d'entreprise n'a aucune légitimité en matière de négociation de ce type),
- Il s'impose à tous les salariés,
- Il ne peut être modifié que par un texte de même type.

L'initiative appartient aussi bien aux salariés qu'à l'employeur.

La signature de l'accord peut intervenir entre l'employeur et une seule organisation syndicale de salariés, ou les délégués élus du personnel ou un salarié mandaté par une organisation syndicale si l'accord de branche étendu le prévoit.

Un droit d'opposition est ouvert aux organisations syndicales majoritaires ou, à défaut, aux délégués du personnel, dans un délai de 8 jours à compter de la signature de l'accord.

L'accord doit ensuite être déposé auprès de la Direction Départementale du Travail, de l'Emploi et de la Formation Professionnelle (DDTEFP).

L'employeur est tenu de mettre à disposition des salariés une copie de l'accord, consultable sur demande.

Le Comité d'Entreprise est consulté et rend un avis motivé avant la mise en place ou la modification du régime de prévoyance. Il peut éventuellement faire appel à un expert.

➤ **Le référendum :**

Soumis au vote de tous les salariés :

- Il nécessite le respect d'un certain formalisme (type élections avec information préalable, bureau de vote, dépouillement organisé),
- Il s'impose à tous les salariés,
- Il ne peut être modifié que par un texte de même type ou un accord collectif.

Le référendum passe par la rédaction d'un projet définissant le dispositif de prévoyance, le plus souvent rédigé par l'employeur.

Pour être adopté, il doit être ratifié par la majorité des salariés concernés.

Sa préparation est conforme à celle des opérations électorales ordinaires en matière de délai et d'affichage. Une information complète du personnel est obligatoire concernant tous les objets de la consultation (nature et niveau des prestations, répartition de la cotisation entre employeur et salarié, incidences de la résiliation du contrat, etc...

➤ **La décision unilatérale de l'employeur :**

Souvent utilisée dans les petites entreprises, mais attention :

- Elle nécessite également un certain formalisme pour être « conforme » : elle doit être matérialisée par un écrit remis à chaque salarié,
- Elle ne peut en aucun cas imposer un précompte salarial de cotisation, chaque salarié étant libre de refuser celui-ci lors de la mise en place.
- Une liste d'émargement peut être constituée. La décision doit être rédigée de façon aussi complète qu'un accord collectif ou qu'un accord acté par référendum

2. LA MISE EN PLACE DU REGIME DE PREVOYANCE DANS L'ENTREPRISE :

La Loi de 8 août 1994, à la suite de la Loi EVIN de 1989 (voir l'annexe 1), fixe les règles de mise en place des garanties collectives au bénéfice des salariés.

Le chef d'entreprise peut s'engager de deux manières :

1 – soit par l'obligation de moyens. Il s'agit alors d'un engagement (au sens juridique du terme) de l'employeur qui se traduira par l'adhésion à un contrat de garanties collectives.

La seule obligation de l'employeur porte sur le paiement des cotisations (pas d'engagement au niveau des prestations). Souvent le pourcentage de participation aux cotisations se répartit ainsi : part employeur : 60 %, part salariée : 40 %.

2 – soit par l'obligation de résultat. Le chef d'entreprise s'engage sur le niveau des prestations, c'est le cas lorsqu'il verse un complément de salaire en cas de maladie ou accident au-delà de la Loi de mensualisation 1978 :

- Indemnités Journalières complémentaires contrat de prévoyance supplémentaire, épargne salariale
- Accord mensualisation (origine conventionnelle)
- Accord d'entreprise
- Base Sécurité Sociale (S/S)

L'employeur est responsable en cas de défaillance de l'organisme assureur. Le plus fréquemment il ne contracte qu'une obligation de paiement de cotisations.

La prévoyance collective issue de la négociation entre les représentants des employeurs et les représentants des salariés, la prévoyance collective est un des éléments majeurs de la protection sociale complémentaire.

Des garanties complémentaires particulièrement utiles

Les garanties de prévoyance complètent les prestations servies par les régimes obligatoires de Sécurité sociale.

Ces prestations sont particulièrement nécessaires pour les risques majeurs comme le décès ou l'invalidité, pour lesquels l'intervention de la Sécurité sociale ne suffit pas pour assurer un niveau de revenu suffisant au salarié et sa famille.

Le cadre collectif apporte aux salariés une couverture avec un tarif plus attractif que s'ils s'assuraient individuellement.

De plus, l'employeur, dans le cadre des contrats obligatoires, prend en charge tout ou partie des cotisations.

En contrepartie de ce caractère obligatoire, gage d'équité dans l'entreprise, cette participation de l'employeur est exonérée de cotisations sociales dans les limites de certains plafonds.

La part patronale est également déductible de l'impôt sur les sociétés (IS) du résultat net.

A la base, pour les salariés, les cotisations n'entraient pas dans le revenu imposable.

Depuis 2013, la loi de finance 2013 rend imposable les cotisations des mutuelles de santé collectives.

Le Code de la Sécurité Sociale (S/S) n'établit pas de hiérarchie entre ces modes de mise en place.

En revanche il existe une hiérarchie qui s'inspire du droit de la négociation collective (droit du travail) : en cas de substitution d'un mode de mise en place à l'autre (soit point A, soit point B, soit point C développés après).

La primauté est donnée à la négociation collective.

Les garanties ainsi définies sont collectives et ont un caractère obligatoire :

▪ Collectif :

Les garanties de prévoyance collective bénéficient à tous les salariés d'une même entreprise ou d'une même branche professionnelle, ou à une ou plusieurs catégories d'entre eux, définies de manière objective, générale et impersonnelle.

Une catégorie objective de personnel ne peut donc pas être définie à partir de critères relatifs à la durée du travail, à la nature du contrat de travail, à l'âge du salarié ou à son ancienneté.

▪ Obligatoire :

A partir du moment où l'employeur contribue aux cotisations, tous les salariés concernés doivent adhérer au contrat de prévoyance mis en place dans l'entreprise ou la branche professionnelle.

Seuls peuvent y déroger les salariés présents dans l'entreprise au moment de la mise en place des garanties par décision unilatérale de l'employeur.

Sans ce caractère obligatoire, il n'y aurait pas d'équité dans l'entreprise. Et à partir de 2013, la participation de l'employeur est assimilée à un avantage en nature et imposable pour les salariés.

Selon le Baromètre CTIP / CREDOC 2011, Pour les responsables d'entreprise, l'existence d'un accord professionnel de prévoyance est une bonne chose pour trois raisons principales :

1. Ce système est solidaire entre tous les salariés de la profession (76 %)
2. Il est plus simple à mettre en place (53 %)
3. Il renforce l'attractivité des entreprises de la profession (35 %).

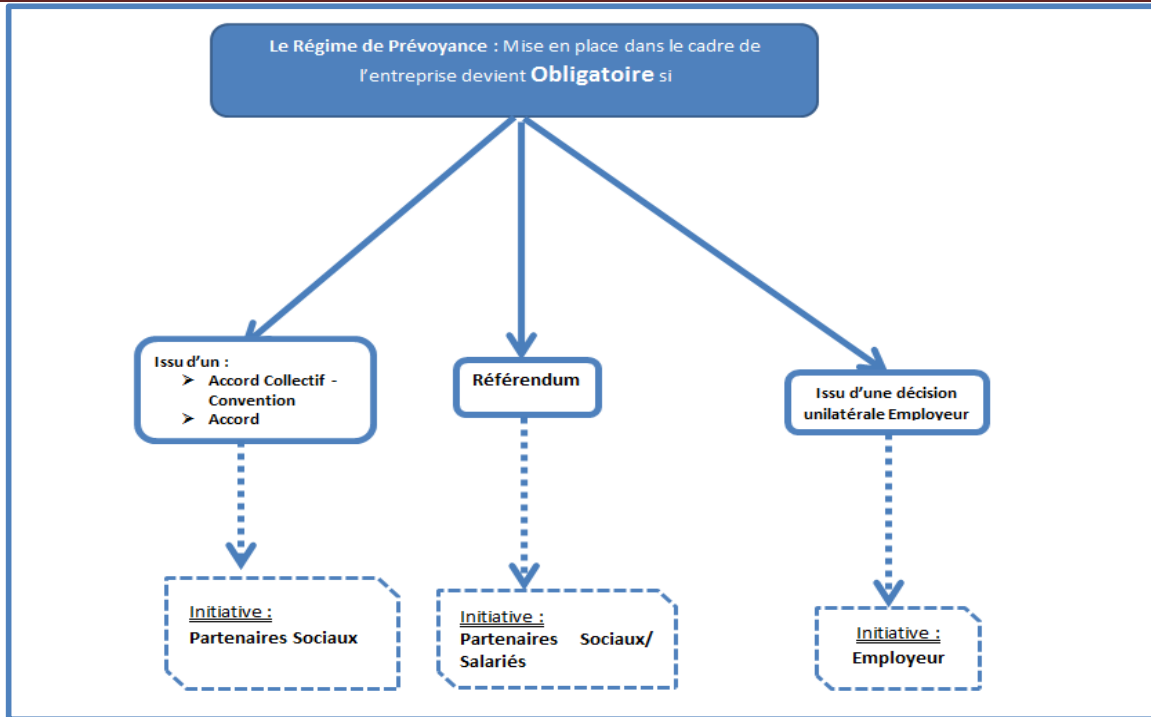


Figure 4 : Résumé de l'environnement juridique des contrats collectifs prévoyance.

3. LA VIE DU CONTRAT DE PREVOYANCE :

La Loi du 8 août 1994 a réglementé le dispositif d'information préalable à la conclusion du contrat de prévoyance. Cette information se traduit par des obligations pour les trois catégories d'intervenants. Elle constitue un véritable droit à l'information pour les salariés en tant qu'assuré notamment sur le contenu des garanties.

L'organisme assureur peut s'informer sur le souscripteur (employeur) et les salariés notamment pour avoir une bonne connaissance du risque à couvrir.

a) L'Obligation des opérateurs :

- Les sociétés d'assurances :

Elles doivent remettre à l'employeur divers documents (avant la conclusion) :

- Une fiche d'information sur les garanties et leur coût et
- Un exemplaire du projet de contrat ou une notice d'information sur le contrat.

Dans la pratique, la remise de la notice d'information est la plus fréquente. Elle est destinée prioritairement à l'employeur (qui est souscripteur).

- Les Institutions de Prévoyance : elle remet :
 - Le règlement de l'institution de prévoyance (les statuts)
 - La proposition de contrat ou le bulletin d'adhésion
- Les mutuelles :
 - Le règlement de l'institution de prévoyance (les statuts)
 - La proposition de contrat ou le bulletin d'adhésion

b) Droit à l'information des assurés :

En règle générale, la responsabilité de l'organisme assureur peut être engagée soit par défaut d'information, soit en cas d'imprécision flagrante.

L'objectif du droit à l'information est l'obligation d'informer correctement les assurés sur le contenu exact du contrat d'autant qu'ils ne sont pas souscripteurs.

Contenu de l'information : Source juridique : Loi EVIN

- Elle impose la remise d'une notice d'information aux salariés.
- Celle-ci doit être précise et détaillée
- Elle doit également définir les garanties du contrat sur chaque type de risques : décès, incapacité, invalidité, frais médicaux

La responsabilité de l'organisme assureur peut être engagée à différents niveaux :

1er niveau :

Rédaction et remise notice d'information.

- L'organisme assureur doit rédiger la notice.
- La remise de ce document incombe à l'employeur.

2ème niveau :

- L'organisme assureur : L'obligation de conseil par rapport aux garanties
- L'entreprise : Au moment de la remise de la notice l'entreprise, l'employeur a une obligation de conseil aux salarié (il lui sert de boîte aux lettres)

L'entreprise pourra être sanctionnée, sanction civile (dommages et intérêts), pour défaut d'information au salarié.

c) Information de l'organisme assureur -sur les risques à couvrir- :

L'assureur est en droit de disposer d'informations sur les risques à couvrir. Il ne peut pas utiliser les clauses d'extension (même lors de prise en charge des risques) dans le cadre d'information sur les risques (contourner ou sélectionner).

Toutefois pour éviter la sélection des risques, la Loi EVIN interdit à l'assureur d'exclure une pathologie ou infection prise en charge par la Sécurité Sociale (S/S) (régime de base obligatoire).

Cette limitation ne concerne que les prestations en nature, comme les frais médicaux en cas de maladie, maternité, accident.

La sélection médicale est prohibée (c'est l'individualité du risque qui est prohibée), mais l'organisme assureur peut procéder à l'examen médical réalisé par ses propres experts pour évaluer la globalité du risque.

L'organisme assureur doit également rédiger les clauses du contrat de manière précise et en caractère apparent.

L'assureur peut invoquer, selon le Code des Assurances, l'absence d'information donnée aux souscripteurs ou les salariés ou une information erronée.

Notamment la « fausse déclaration intentionnelle » qui peut aller jusqu'à la nullité du contrat et remboursement des prestations indûment servies de même en cas d'irrégularité (mauvaise foi/bonne foi, déclaration

4. Les garanties des contrats prévoyance :

Le champ d'activité assurantiel de Humanis Prévoyance (HP) couvre l'ensemble des risques de la prévoyance principalement des garanties dans le cadre des contrats prévoyance collectifs.

Les contrats collectifs de prévoyance permettent aux assurés (les salariés) de se prémunir des risques et les aléas de la vie courante.

Le contrat prévoyance collectif est caractérisé par un excellent rapport Qualité/Prix, grâce à la mutualisation des risques, les salariés bénéficient de tarifs avantageux et de garanties plus élargies que ceux des contrats de prévoyance ou de santé individuelle. De plus, la part patronale diminue le coût pour le salarié.

Les catégories visées (collèges) :

- Ouvriers,
- Employés,
- Agent de maîtrises,
- Cadres.

Les contrats de prévoyance interviennent en complément de la Sécurité Sociale en matière de :

- Les frais de santé qui se traduit par le remboursement des dépenses médicales (soins et médicaments).
- La maternité correspond à une compensation de salaire ou de revenu de la mère pendant son congé de maternité légal → il s'agit de prestations en espèces.
- Le risque Décès :
 - Le versement d'un capital pour cause de décès naturelle ou accidentelle,
 - Le versement des allocations Obsèques,
 - Le versement de rente aux ayants-droits, rente conjoint et/ou rente éducation pour les enfants.
- Le risque arrêt de travail dû à une maladie ou accident de travail peut se traduire par :
 - Le versement des indemnités journalières (IJ) en cas d'incapacité temporaire (IT),
 - Le versement de rente en cas d'incapacité permanente- invalidité - (IP) en compensation de perte de revenu liée à la perte définitive de capacité de travail.
- Le chômage (garantie peu pratiqué)

Sont assimilées à des prestations de prévoyance complémentaire :

- Les prestations de dépendance,
- Les garanties d'assistance, liés aux hospitalisations, incapacité, Décès.

Dans le domaine général de la prévoyance, le remboursement des soins médicaux fait l'objet d'un domaine à part.

La distinction est bien marquée entre les frais de santé et la prévoyance lourde (Incapacité, Invalidité, Décès).

Dans le langage de la S/S, lorsque les prestations sont destinées à rembourser les soins et les frais médicaux, il s'agit de prestations en nature.

En revanche, lorsqu'elles sont destinées à remplacer une perte de revenus liée à l'interruption de l'activité professionnelle, elles sont considérées des prestations en espèces.

5. Définitions du Risque Arrêt de travail :

En principe, le salaire étant la contrepartie de la prestation de travail, l'employeur ne devrait pas avoir à verser de salaire au salarié absent en raison d'un arrêt de travail pour maladie ou accident. Le régime d'assurance maladie intervient précisément pour éviter que le salarié ne soit privé de toute ressource financière pendant un arrêt maladie, en lui garantissant le paiement d'indemnités journalières de Sécurité sociale.

Néanmoins ces indemnités, versées à partir du 4^{ème} jour, ne représentent que 50% du salaire dans la limite d'un plafond. En effet, la Sécurité sociale ne prévoit la couverture du risque arrêt de travail que de façon partielle. La loi de mensualisation a donc imposé à l'employeur de compléter ces indemnités en créant un dispositif de garantie que certaines conventions collectives ont amélioré.

La garantie incapacité de travail correspond au versement d'un complément de salaire qui permet le maintien de toute ou partie de la rémunération du salarié en arrêt de travail. Les indemnités journalières interviennent en complément des prestations de la Sécurité sociale et du complément de revenu versé par l'employeur.

a) L'incapacité temporaire de travail :(Incapacité - IT -)

Inaptitude temporaire à exercer son activité professionnelle suite à une maladie ou accident.

Indemnisée par la sécurité sociale et reconnue comme telle par l'organisme assureur. L'assuré sinistré ne doit faire objet d'une suspension de maintien de salaire par son employeur suite à une éventuelle contre-visite médicale sollicitée par ce dernier.

Les entreprises peuvent mettre en place, par le biais de contrats collectifs, une garantie d'incapacité de travail qui assure un certain niveau de salaire, voire la totalité, en cas d'arrêt de travail du salarié. Ces indemnités journalières complètent celles de la Sécurité sociale et le complément de revenu versé par l'employeur rentrent dans le cadre de la loi de mensualisation.

Est considéré en incapacité de travail le salarié qui se trouve momentanément dans l'impossibilité physique d'exercer son activité professionnelle pour cause de maladie ou d'accident. Cette impossibilité doit être constatée par le médecin traitant, lequel prescrira un arrêt de travail donnant lieu au versement des indemnités journalières de la Sécurité sociale.

La garantie incapacité de travail assure au salarié le versement d'indemnités journalières qui compensent sa perte de revenu en cas d'arrêt de travail. Ces indemnités interviennent en complément :

- Des indemnités journalières versées par la Sécurité sociale,
- Du maintien de salaire par l'employeur dans le cadre social,
- Pendant les périodes de carence (selon le contrat collectif de prévoyance).

En cas d'arrêt de travail pour maladie ou accident prescrit, le salarié bénéficie du versement d'indemnités journalières versées par la Sécurité sociale destinées à compenser la perte de revenu. Ces indemnités sont versées à partir du 4^{ème} jour d'arrêt pendant 360 jours maximum sauf en affection longue durée ou la durée de service des indemnités journalières de Sécurité sociale est de 3 ans. L'indemnité journalière versée par la Sécurité sociale est égale à 50 % du salaire journalier de base dans la limite de 45,01(42,77€) par jour au 1^{er} janvier 2019 (2014).

Le salaire journalier de base correspond à la moyenne des salaires bruts du salarié des trois derniers mois précédant l'arrêt de travail (ou des douze derniers mois si l'activité du salarié est discontinuée).

L'ensemble des revenus de remplacement (indemnités journalières de base + mensualisation + indemnités journalières complémentaires) ne peut être supérieur au salaire perçu au moment de l'arrêt de travail

En cas d'arrêt de travail lié à un accident du travail ou à une maladie professionnelle, le délai de carence pour percevoir les indemnités journalières est supprimé, le montant des indemnités est majoré et le salaire de référence plus avantageux

En pratique Pour bénéficier du maintien de son salaire, le salarié doit :

- Avoir informé l'employeur et justifié de son absence, et des prolongations éventuelles de l'arrêt de travail, par un certificat médical, dans le délai fixé par la Convention collective, le contrat de travail, le règlement intérieur ou encore les usages ou, par défaut, dans les quarante-huit heures suite à l'arrêt de travail. À défaut, l'absence du salarié sera considérée comme injustifiée ;
- Être pris en charge par la Sécurité sociale ;
- Être soigné sur le territoire français ou dans l'un des États membres de la Communauté européenne ou dans l'un des États appartenant à l'accord sur l'Espace économique européen
- Accepter, le cas échéant, de se soumettre à une contre-visite médicale, afin d'attester que l'état physique du salarié l'empêche effectivement de pouvoir reprendre son activité professionnelle. Cette contre-visite peut être réalisée à tout moment par un médecin désigné par l'employeur, sans qu'il soit dans l'obligation d'informer préalablement le salarié de cette visite. La contre-visite patronale représente la contrepartie de l'obligation de verser le complément de salaire.

Il ne faut pas confondre la couverture d'incapacité temporaire de travail avec la couverture de la mensualisation dans le cadre de loi de la mensualisation.

La loi du 19 janvier 1978 impose aux employeurs d'assurer aux salariés, sous certaines conditions, un certain niveau de salaire en cas d'arrêt de travail pour maladie ou accident. Cette loi est dite « loi de mensualisation ». Les organismes assureurs peuvent prendre en charge cette obligation des employeurs.

Les dispositions de la loi du 19 janvier 1978 revue par la loi de juin 2008 relative à la mensualisation et à la procédure conventionnelle ne s'appliquent pas aux salariés travaillant à domicile, aux salariés saisonniers, aux salariés intermittents, et aux salariés temporaires. La loi de mensualisation a donc imposé à l'employeur de compléter cette indemnisation, en créant un dispositif de garantie de ressources que certaines conventions collectives ont amélioré. En complément des versements de la Sécurité sociale, l'employeur est tenu de maintenir pendant une durée déterminée un certain niveau de la rémunération du salarié en arrêt de travail. Ce complément intervient après 7 jours d'arrêt de travail, soit à partir du 8^{ème} jour. Le salarié doit avoir une ancienneté d'un an dans l'entreprise pour en bénéficier.

Ci-après le tableau indiquant le montant et la durée de l'indemnité dans le cadre de la garantie de mensualisation (Source : Service Public.fr) :

Ancienneté dans l'entreprise	1 ^{ère} période d'indemnisation à 90% du Salaire déplafonné	2 ^{ème} période d'indemnisation à 66,67% du Salaire déplafonné
1 à 6 ans	30 jours	30 jours
6 à 11 ans	40 jours	40 jours
11 à 16 ans	50 jours	50 jours
16 à 21 ans	60 jours	60 jours
21 à 26 ans	70 jours	70 jours
26 à 31 ans	80 jours	80 jours
31 ans et plus	90 jours	90 jours

Tableau 1 : Les versements des indemnités journalières au titre de la garantie Mensualisation

L'opération de maintien de salaire est souvent transparente pour l'assuré puisque souvent il perçoit ses revenus directement de son employeur qui subroge l'assureur complémentaire dans son versement. L'assureur peut prendre en charge tout ou une partie du salaire afin de garantir le maintien de la rémunération du salarié, y compris les obligations de l'employeur au titre de la loi de mensualisation. Dès que le maintien du salaire par l'employeur cesse ou se réduit, les indemnités journalières au titre du contrat de prévoyance complémentaire commencent à être versées au salarié.

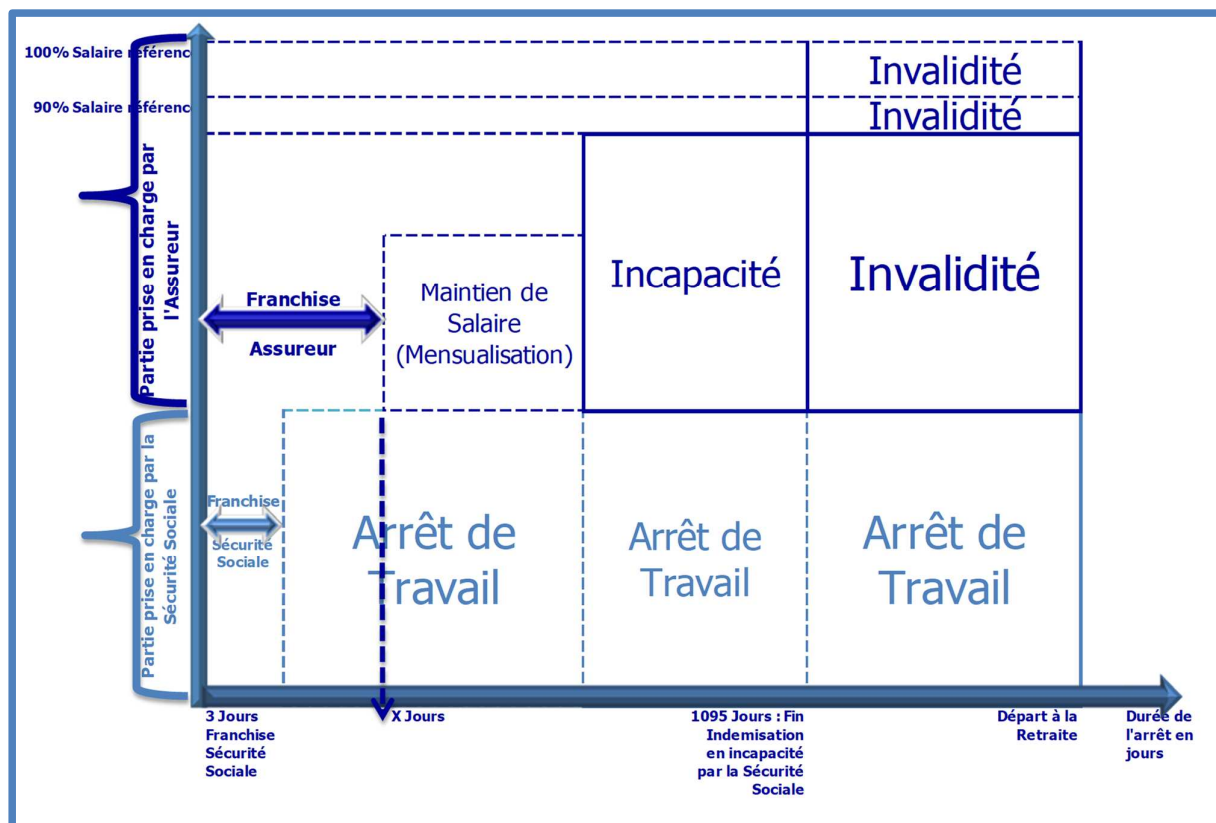


Figure 5 : Schéma récapitulatif de l'Arrêt de Travail.

Cas particulier des congés parentaux :

Congé maternité :

Le congé maternité admet 6 semaines avant la date présumée de son accouchement et 10 semaines après celui-ci, la salariée reçoit des indemnités journalières de repos, à condition de cesser tout travail salarié le temps de cette indemnisation et au moins pendant 8 semaines. Ces délais sont prolongés en cas de naissance multiple ou si l'assurée a déjà à sa charge deux enfants ou plus.

Depuis le 1 juillet 2013, le calcul des indemnités journalières de sécurité sociale au titre de la maternité a été modifié. Désormais, le salaire retenu dans la limite du plafond de sécurité sociale est abattu d'un taux unique de 21 % représentatif des cotisations salariales.

Cette réforme a supprimé l'ancienne règle consistant à déduire du salaire pris en compte au titre de chaque paye toutes les cotisations salariales légales ou conventionnelles ainsi que la CSG, mais à l'exclusion de la CRDS. Cette technique conduisait, en pratique à des retenues fluctuantes selon les salariés ou les entreprises (exemple : taux de cotisation de retraite complémentaire différents pour les cadres et les non cadres). Par ailleurs, l'indemnité journalière de la Sécurité Sociale (IJSS) maternité est soumise à la contribution sociale généralisée CSG (au taux de 6,2 %) et à la contribution pour le remboursement de la dette sociale CRDS (au taux de 0,50 %).

Congé Paternité

Un congé paternité de 11 jours est accordé au salarié à l'occasion de la naissance de son enfant (18 jours en cas de naissance multiple). Il s'ajoute aux 3 jours d'absence autorisée accordés par l'employeur pour une naissance.

Le congé paternité peut être pris immédiatement après ces 3 jours ou séparément, mais il doit débiter dans les 4 mois qui suivent la naissance de l'enfant. L'indemnité journalière versée par la Sécurité sociale pendant le congé paternité est calculée de la même façon que l'indemnité journalière versée pendant le congé maternité.

L'entreprise peut souscrire un contrat garantissant pour les congés parentaux le maintien du salaire si le montant maximum des prestations versées par la Sécurité sociale est inférieur au salaire de l'assuré (dans le cas où ce dernier dépasse le plafond annuel de la Sécurité sociale par exemple).

b) L'incapacité permanente de travail : (Invalidité - IP -)

Lorsqu'une personne est victime d'une maladie ou d'un accident d'origine non professionnelle, qui réduit d'au moins deux tiers sa capacité de travail par conséquence le gain, elle peut être reconnue invalide par la Sécurité sociale.

Suite à une maladie ou un accident constaté par un médecin, la capacité de travail ou le gain de l'assuré sinistré est réduite définitivement, une rente ou une pension étant versée par la Sécurité Sociale selon un classement de la catégorie de l'état d'invalidité reconnu (cf. Le tableau ci-après). L'organisme assureur peut mandater un médecin conseil dans le but de constater et valider l'état de l'assuré sinistré et procède à verser complément la rente de la S/S :

Il existe trois catégories d'invalidité :

Invalidité		1 ^{ère} catégorie	2 ^{ème} Catégorie	3 ^{ème} catégorie
Définition		La personne est capable d'exercer une activité rémunérée mais sa capacité de gain est réduite de plus des deux tiers.	La personne est absolument incapable d'exercer une profession quelconque.	La personne est absolument incapable d'exercer une profession quelconque, et elle a besoin de l'assistance d'une tierce personne pour effectuer les actes ordinaires de la vie.
Montant de la rente		30% du salaire moyen	50 % du salaire moyen	50 % du salaire moyen + majoration pour tierce personne de 40 %
La Décomposition de la Rente d'Invalidité				
Rente d'invalidité (garantie « invalidité »)	30%	Salaire (en cas de poursuite d'une activité)	Pension d'invalidité (Sécurité sociale)	Pension d'invalidité (Sécurité sociale)
	50%	Pension d'invalidité (Sécurité sociale)		
				Majoration fixée par un Décret de la pension d'invalidité de 40 % pour tierce (Sécurité sociale)
Le montant Mensuel de la Rente au 1er Janv 2016		Min = 281,66€ Max = 965,36€	Min = 281,66€ Max = 1 609€	Min = 281,66€ + 1 103,08 Max = 1 609€ + 1 103,08€

Source : Amelie

Figure 6 : Les rentes d'invalidité selon les catégories d'invalidité

L'invalidité intervient :

- ✓ Soit immédiatement après avis du contrôle médical de la Sécurité sociale ;
- ✓ Soit après trois ans d'incapacité de travail.

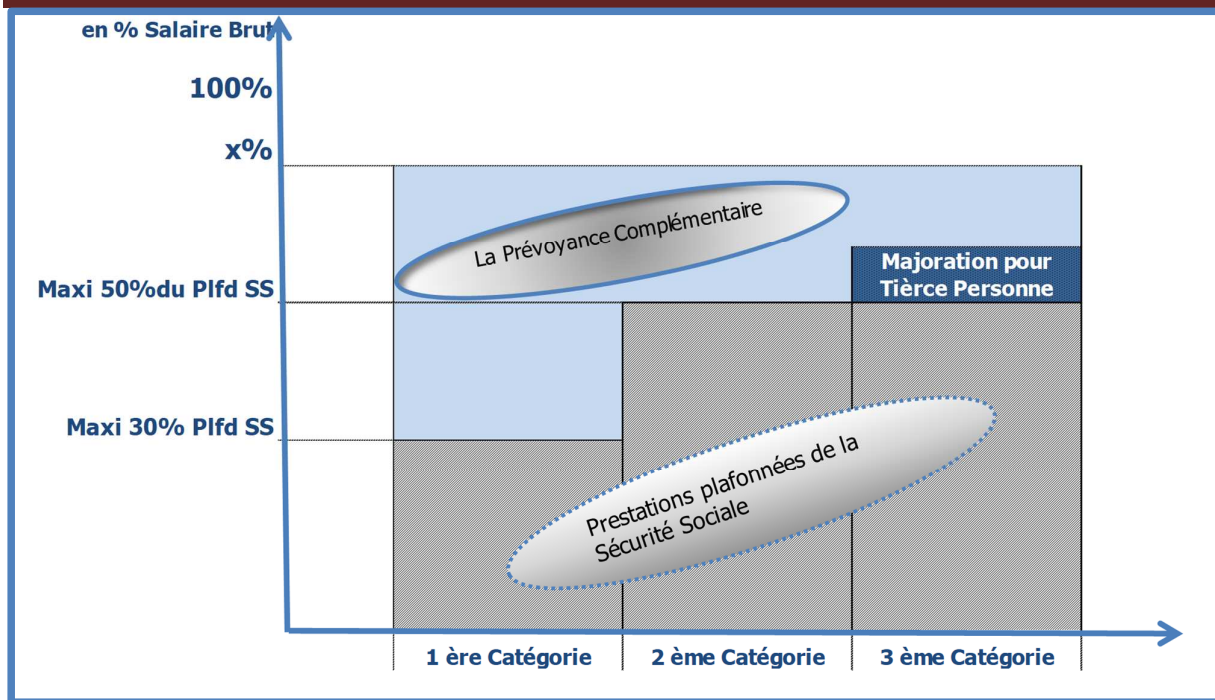
Sous certaines conditions d'âge et de cotisations, la Sécurité sociale verse à la personne reconnue invalide une pension mensuelle. Celle-ci est calculée sur la base du salaire annuel moyen (limité au plafond Sécurité sociale (noté Plfd SS) perçu pendant les dix meilleures années d'activité de l'assuré. Son montant varie en fonction de la catégorie d'invalidité (dans la limite d'un plafond revalorisé chaque année).

La pension d'invalidité est versée aussi longtemps que le salarié n'aura pas recouvré une capacité de travail ou de gain, et ce jusqu'à l'âge de liquidation des droits à la retraite. La pension de retraite prend ensuite le relais.

La revalorisation de la pension est annoncée au 1er janvier et le salaire de référence est revalorisé selon le taux fixé par arrêté ministériel, dans la limite du plafond annuel de la sécurité Sociale.

La pension peut faire l'objet :

- D'une suspension, si la capacité de gain est redevenue supérieure à 50% ou si le cumul des gains et de la pension dépasse le salaire normal de la catégorie professionnelle d'origine, en cas de l'invalide exerçant une activité salariée concomitante.
- D'une révision (changement de catégorie) en cas d'aggravation de l'état de santé.
- D'une interruption lorsque l'assuré atteint l'âge de la retraite. Il est alors pris en charge par l'assurance vieillesse et le montant de retraite de base ne peut être inférieur à sa pension d'invalidité.



Figure

7 : Schéma récapitulatif de l'Arrêt de Travail.

L'incapacité permanente est définie comme la perte définitive, partielle ou totale de la capacité à travailler, à la suite d'une maladie professionnelle ou d'un accident du travail.

Données au 01/04/2016	
Taux d'incapacité permanente (Invalidité)	Montant de l'indemnité
1%	411,12 €
2%	668,20 €
3%	976,44 €
4%	1 541,14 €
5%	1 952,33 €
6%	2 414,71 €
7%	2 928,25 €
8%	3 493,59 €
9%	4 110,06 €

Source : Amelie

Tableau 2 : Les montants de la rente d'invalidité versée par la S/S

Si le taux d'incapacité permanente est inférieur à 10 %, un capital est versé par la sécurité Sociale à l'assuré :

Si le taux d'incapacité permanente est égal ou supérieur à 10 %, une rente lui est versée. Cette rente est viagère.

Le calcul du montant de la rente d'invalidité :**1. Si le Taux Invalidité $\leq 50\%$ →**

$$\text{Rente} = \left(\frac{\text{Taux Invalidité}}{2} \right) \times \text{Salaire Annuel}$$

2. Si le Taux Invalidité $> 50\%$ →

$$\text{Rente} = \left(\frac{\text{Taux Invalidité}}{2} \right) + (\text{Taux Invalidité} - 50\%) \times \text{Salaire Annuel}$$

c) L'actualité : Le décret du 27 Décembre 2013 :

Pour améliorer les droits des personnes ayant de faibles durées de travail et tenir compte de la précarisation du marché du travail, un décret du 27 décembre 2013 modifie les conditions d'ouverture du droit aux prestations des assurances maladie, maternité et invalidité pour les travailleurs salariés ou assimilés.

Un assouplissement des Conditions d'ouverture du droit aux Prestations maladie et invalidité. Pour avoir droit aux prestations des assurances maladie, maternité, invalidité et décès, l'assuré doit justifier d'une contribution minimale, exprimée soit en montants de cotisations acquittées, soit en nombre d'heures travaillées.

Le décret allège les conditions annuelles d'ouverture du droit aux prestations en ramenant les conditions exprimées en heures travaillées ou en assiette cotisée de respectivement 1 200 heures ou 2030 Smic horaire à 400 heures ou 400 Smic horaire.

Le texte étend la durée des droits aux prestations en nature, dès lors que les conditions d'ouverture sont remplies, à trois ans au total (deux ans de droits et un an de maintien des droits) contre deux ans actuellement (un an de droits et un an de maintien des droits).

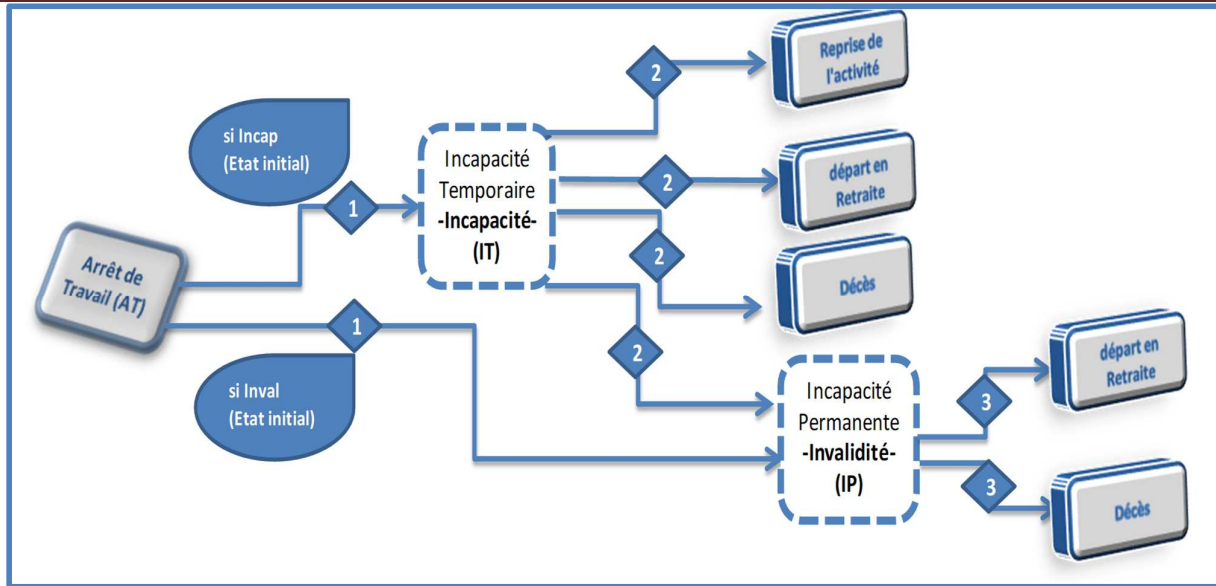
Les assurés qui bénéficient au 29 décembre 2013 d'un maintien de leurs droits aux prestations en nature des assurances maladie et maternité bénéficient d'une année supplémentaire de maintien de droits.

De plus, les conditions d'ouverture du droit aux prestations pour les salariés entrant dans un régime obligatoire d'assurance maladie et maternité ou reprenant une activité salariée sont dorénavant présumées remplies pendant 18 mois à compter de la date de l'entrée dans le régime ou de la reprise de l'activité.

Le décret procède également à une simplification des conditions d'accès aux indemnités journalières au-delà du sixième mois d'arrêt de travail, ainsi qu'à l'assurance invalidité.

Depuis le 30 décembre 2013, les conditions à remplir sont les suivantes :

- ✓ 12 mois d'immatriculation en tant qu'assuré social,
- ✓ 8 00 h d'activité dans les 12 mois civils ou 365 jours précédents
- ✓ ou avoir cotisé sur un salaire ≥ 2030 fois le SMIC dans les 12 mois précédents.



Figure

8 : L'évolution d'un état Arrêt de travail

II. PARTIE II-LES DONNEES :

A. INTRODUCTION DES DONNEES :

1. Le périmètre de l'étude :

Le périmètre Humanis Prévoyance (HP) n'a pas cessé de se développer depuis la création de la structure en 2012.

La récolte des données s'est avéré une mission très difficile car même si les fusions des structures ont été achevées en 2015, les migrations des systèmes d'information restent non finalisées à ce jour.

A savoir que le système d'information conservé est le système de la structure APRI nommé Pléiade (P@) :

1. APRI est à l'origine du système et les données y ont été intégrées à partir de 2008.
2. IONIS a été migré en janvier 2011 avec un historique de 2 années pour les sinistres clôturés et depuis l'origine du sinistre pour les sinistres en cours.
3. CARCEL est géré dans Pléiade depuis l'origine
4. CRIA est géré dans Pléiade depuis l'origine
5. Novalis Taitbout (NT) a été migré en janvier 2013 avec un historique de 2 années pour les sinistres clôturés et 5 années pour les sinistres en cours.
6. VAUBAN HUMANIS (VH) a été migré en janvier 2015 avec un historique de 5 ans.
7. Groupement Nationale de Prévoyance (GNP) n'est pas encore migré dans P@

Ainsi la partie de la fiabilisation des données nous a pris un temps considérable dans l'étude.

Pour établir le traitement des données, les sources de système d'information utilisées sont P@ (toutes les structures sauf VH et GNP), GERIMI pour VH jusqu'à 2014, étant donné que la migration a été effectuée en 2015) et Business Object pour GNP.

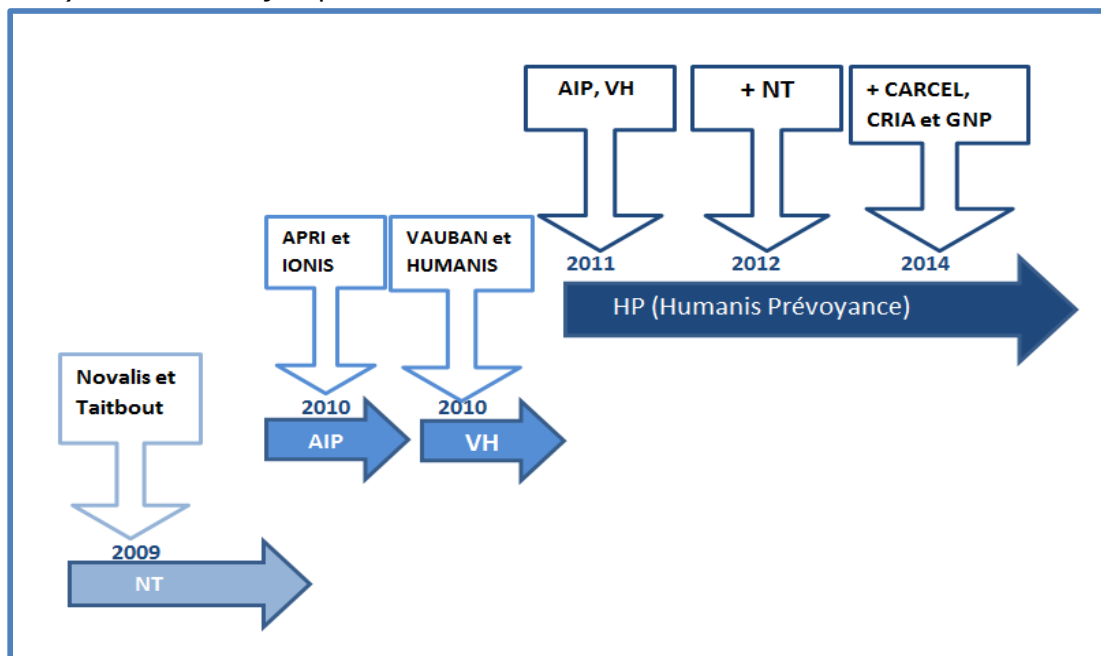


Figure 9 : L'historique des fusions d'Humanis Prévoyance (HP)

2. La période d'observation :

La première difficulté était la complétude des données pour tous les périmètres constituant aujourd'hui Humanis Prévoyance (HP), avec toutes les fusions suivies des migrations dans le système informatique Pléiade (P@).

La deuxième difficulté était de morceler les périmètres selon les fusions pour détecter les failles de la migration et pouvoir croiser avec les données comptables

Du fait que les données de la structure d'APRI (anciennement) ont été intégrées à partir de 2008, la période d'observation est du 01/01/2008 au 31/12/2015 avec une vision au 30/06/2016 pour conserver la continuité des données sur toute la période d'observation.

Tous les sinistres servis avec une prestation non nulle durant cette période sont pris en compte dans l'étude. Les données sont relatives à la gestion interne.

Le système d'information ne possède pas les détails de prestations en gestion déléguée et / ou courtée, ces données n'intègrent pas la gestion déléguée.

La période d'observation s'étend sur une durée de 8 ans, le recul nous semble suffisant pour l'étude et la construction des lois d'expériences.

Les sinistres survenus après le 31/12/2015 n'ont pas été pris en compte dans l'étude dans le but d'éviter les informations tronquées.

B. EXHAUSTIVITE DES DONNEES :

Cette étape est essentielle et obligatoire pour la continuité de l'étude.

Il s'agit de la validation des données avec les données comptables pour vérifier que l'étude porte bien sur tous les assurés sinistrés du portefeuille observé.

Le croisement des prestations prises en compte dans l'étude avec les données comptables relatives aux prestations réellement comptabilisées.

Les fichiers comptables ont été impactés par les changements des logiciels comptables issus des fusions.

Leurs récoltes s'est avéré aussi une mission très difficile du fait des recherches dans divers serveurs de stockage rattachés au périmètre original et aussi par le temps considérable passé sur le rassemblement et la compréhension des données comptables.

Pour les données techniques, les extractions concernaient tous les périmètres gérés sur Pléiade et pas forcément relatifs à l'activité d'Humanis Prévoyance en tant qu'assureur.

Nous avons cependant l'obligation de prendre uniquement les données relatives aux périmètres participants dans les champs de l'étude afin de border tous les périmètres d'Humanis Prévoyance.

Pour illustrer l'exhaustivité, la démarche employée est de croiser les données périmètres par périmètre en prenant en compte le basculement des données techniques et comptables résultantes de diverses fusions réalisées entre 2009 et 2014.

Les migrations relatives aux systèmes d'informations suites aux fusions ont obligé à intégrer un historique des prestations en moyenne de 3 ans pour tous périmètres confondus.

Cela nous a permis la compréhension des règles appliquées lors de ces opérations qui n'étaient pas toujours conforme à la nomenclature du système d'information final.

Néanmoins, nous étions réconfortés avec des recherches détaillées dans le système d'information et les fichiers d'inventaire avant migration et après migration, qui nous a permis de tracer la vie des sinistres jusqu'à la fin de la période d'observation.

1. Périmètre 1 - NOVALIS TAITBOUT (NT) :

Cette structure est issue de la fusion de deux structures Novalis et Taitbout

La source des données techniques de 2008 à 2012 est le système d'information P@ qui ont été croisés avec données comptables fournies par la comptabilité.

Le cadrage est effectué sur les exercices comptables de 2008 à 2012 car les données ont été migrées en janvier 2013 en conséquence de la fusion et les données sont rattachées à Humanis Prévoyance (HP).

Le cadrage est bien vérifié sur les données d'incapacité et invalidité avec un écart de **0%**.

2. Périmètre 2 - APRI :

A partir de 2010, la comptabilité a été consolidée d'APRI avec IONIS à la suite de la fusion entre les deux structures. Les données comptables relatives uniquement au périmètre APRI sont indisponibles (cf. périmètre 4).

Le cadrage est réalisé sur les deux exercices comptables 2008 et 2009.

La source des données techniques de 2008 à 2009 est le système d'information P@ qui ont été croisés avec données comptables fournies par la comptabilité.

Avec des recherches dans les fichiers techniques d'inventaire, nous avons réussi à récupérer uniquement celui de 2008.

La comparaison entre ce dernier et les fichiers de l'étude nous donne un écart de **2,2 M€** qui s'explique par la partie de délégation de gestion et la coassurance. Cet écart est proche de l'écart de 2009 qui s'élève à **2,7 M€** entre les données de l'étude et les données comptables.

L'indisponibilité du même type de fichier pour l'inventaire 2009, nous amène à considérer les mêmes hypothèses que 2008.

Le cadrage est bien vérifié sur les données d'incapacité et invalidité avec un écart de **14%** (23% pour l'incapacité et 9% pour l'invalidité).

3. Périmètre 3 - IONIS :

En conséquence de la fusion entre les deux structures APRI et IONIS en 2010, le cadrage est réalisé sur les deux exercices comptables 2008 et 2009 sous les mêmes difficultés du cadrage du périmètre APRI.

A partir de 2010, les données comptables relatives uniquement à ce périmètre sont indisponibles.

La source des données techniques de 2008 à 2009 est le système d'information P@, sachant que la migration a été réalisée en 2011, qui ont été croisés avec données comptables fournies par la comptabilité.

Le cadrage est bien vérifié sur les données d'incapacité et invalidité avec un écart de **5%** (6% pour l'incapacité et 4% pour l'invalidité).

4. Périmètre 4 - APRIONIS (AIP) :

Pour rappel, ce périmètre est constitué de la fusion des deux structures APRI et IONIS en 2010 avec une consolidation de la comptabilité des deux structures et leurs éléments comptables de l'exercice 2010 sont inclus dans le périmètre APRIONIS

Cependant, le cadrage est réalisé sur les trois exercices de 2010 à 2012 entre les données techniques dont la source est P@ et les données comptables dont la source la balance comptables par exercice comptable.

La balance comptable par exercice comptable est la source des données comptables.

La consolidation de la comptabilité entre APRI et IONIS à partir de 2010, les éléments comptables relatifs à l'exercice 2010 pour ce périmètre sont inclus dans le périmètre APRIONIS.

Avec des recherches dans les fichiers techniques d'inventaire, nous avons réussi à récupérer celui de 2010.

La comparaison entre ce dernier et les fichiers de l'étude nous donne un écart de **12,2 M€** qui s'explique par la partie de délégation de gestion et la coassurance. Cet écart est du même ordre de grandeur de l'écart de 2011 qui s'élève à **12,5 M€** entre les données de l'étude et les données comptables.

L'indisponibilité du même type de fichier technique de l'inventaire 2010, nous amène à appliquer les mêmes hypothèses que 2011 comme explication de l'écart constaté entre les données comptables et techniques.

Le cadrage est bien vérifié sur les données d'incapacité et invalidité avec un écart global de **8%** (16% pour l'incapacité et 1% pour l'invalidité).

5. Périmètre 5 - CARCEL :

CARCEL est une institution de Prévoyance offre une couverture prévoyance aux personnels enseignants et non enseignants des établissements d'enseignement privé catholique, rémunérés par l'Etat.

Au 01/01/2014, cette institution a fusionné avec Humanis Prévoyance.

Ce périmètre est écarté de l'étude car le risque porté par cette structure est le risque arrêt de travail statutaire différent du risque arrêt de travail classique.

Cependant, le cadrage est réalisé sur les trois exercices de 2008 à 2014 entre les données techniques dont la source est P@ et les données comptables dont la source est les fichiers comptables exercice par exercice comptable.

Le cadrage est bien vérifié sur les données d'incapacité et invalidité avec un écart global de **0%**.

6. Périmètre 6 - CRIA :

La Cria prévoyance est une institution de prévoyance créée en 1963, dédiée aux entreprises du monde agricole.

Au 01/01/2014, cette institution a fusionné avec Humanis Prévoyance (HP).

Le cadrage est réalisé sur les trois exercices de 2008 à 2014 entre les données techniques dont la source est P@ et les données comptables dont la source est les fichiers comptables exercice par exercice comptable.

Le cadrage est bien vérifié sur les données d'incapacité et invalidité avec un écart global de **1%** (0% pour l'incapacité et 3% pour l'invalidité).

7. Périmètre 7 – VAUBAN HUMANIS (VH) :

Le cadrage est réalisé sur les trois exercices de 2008 à 2014 entre les données techniques dont la source est GERIMI (système informatique de VH) et les données comptables dont la source est les fichiers comptables VH exercice par exercice comptable.

Même si la fusion était effective depuis 01/01/2013, les données techniques et comptables ont été traitées indépendamment des systèmes de HP.

La migration vers P@ des données VH a été finalisée en 2015.

Le cadrage est bien vérifié sur les données d'incapacité et invalidité avec un écart global de **0%** (1% pour l'incapacité et 1% pour l'invalidité).

8. Périmètre 8 – GROUPEMENT NATIONAL de PREVOYANCE (GNP) :

Le cadrage est réalisé sur les trois exercices de 2008 à 2015 entre les données techniques dont la source est Business Object (BO) (système informatique de GNP) et les données comptables dont la source est les fichiers comptables GNP exercice par exercice comptable.

Le cadrage est bien vérifié sur les données d'incapacité et invalidité avec un écart global de **0%**.

9. Périmètre 9 – HUMANIS PREVOYANCE (HP) :

La structure Humanis Prévoyance est constituée en 2012 et les données techniques et comptables ont été consolidées en 2013. Ce périmètre englobe tous les périmètres cités précédemment hors CARCEL, CRIA et GNP qui fusionnent avec HP au 1^{er} janvier 2015.

Toutefois, le cadrage est réalisé pour les trois exercices 2013, 2014 et 2015 entre les données techniques dont la source est P@ et les données comptables dont la source est les fichiers comptables consolidés.

Pour GNP, même si la fusion était effective depuis 01/01/2015, les données techniques et comptables restent traitées indépendamment des systèmes de HP et la migration est programmée au cours de 2018.

Le cadrage est réalisé de 2013 à 2015, avec l'intégration des données 2015 de CARCEL et CRIA dans le périmètre HP.

Le cadrage est bien vérifié sur les données d'incapacité et invalidité avec un écart global de **0%**.

10. Périmètre 10 – TOTAL HUMANIS PREVOYANCE (HP) :

Le cadrage est réalisé sur toute la période d'observation qui s'étend de 2008 à 2015.

Ce cadrage a été effectué sur tous les portefeuilles constituant le périmètre (HP) et sur tous les exercices comptables consolidés avec un écart global de **1%**

Total Périmètre	HUMANIS PREVOYANCE (HP)			
	Date Inventaire	INCAPACITE	INVALIDITE	Total
Données Techniques	31/12/2008	103 556 164	106 039 536	209 595 700
	31/12/2009	112 738 509	109 760 318	222 498 828
	31/12/2010	125 327 366	111 120 640	236 448 005
	31/12/2011	136 018 134	128 343 232	264 361 366
	31/12/2012	153 075 263	143 805 015	296 880 279
	01/01/2013	125 200 895	129 305 316	254 506 212
	31/12/2014	124 405 405	136 374 994	260 780 399
	31/12/2015	108 188 695	137 339 246	245 527 942
	Total	988 510 432	1 002 088 298	1 990 598 730
Données Comptables	31/12/2008	106 686 625	106 143 733	212 830 358
	31/12/2009	120 530 506	111 219 575	231 750 081
	31/12/2010	126 371 618	111 302 140	237 673 758
	31/12/2011	136 141 046	128 437 124	264 578 170
	31/12/2012	153 981 371	144 246 046	298 227 417
	31/12/2013	125 138 697	130 437 527	255 576 224
	31/12/2014	124 406 726	136 364 955	260 771 681
	31/12/2015	108 189 974	137 409 641	245 599 615
	Total	1 001 446 564	1 005 560 740	2 007 007 304
Ecart Comptable- Technique	31/12/2008	3%	0%	2%
	31/12/2009	6%	1%	4%
	31/12/2010	1%	0%	1%
	31/12/2011	0%	0%	0%
	31/12/2012	1%	0%	0%
	31/12/2013	0%	1%	0%
	31/12/2014	0%	0%	0%
	31/12/2015	0%	0%	0%
	Total	1%	0%	1%

L'exhaustivité des données utilisées dans la construction des tables d'expérience de Humanis Prévoyance (HP) est vérifiée sur toute la période d'observation.

C. TRAITEMENT, FIABILISATION ET NORMALISATION DES DONNEES :

Le traitement et la fiabilisation des données est un passage obligatoire pour la construction des lois d'expérience relatives à l'arrêt de travail dans tous ses étapes d'incapacité, le passage en invalidité et invalidité afin d'évaluer au plus juste le comportement de la population tout au long de la durée du risque avec tous les avancements possibles pour rester fidèles au comportement de la population sous risque. Et par conséquence, une estimation plus prudente des engagements du risque porté par l'assureur.

Pour rappel, dans notre étude, les données concernent des contrats collectifs issus de la gestion interne.

Le système d'information acté pour tout le groupe Humanis est le système d'information P@, anciennement le système de l'institution de prévoyance APRI. Tous les autres systèmes soit ont migré ou soit vont être migrés pour que toutes les données soit stockées dans un seul système d'information.

On s'intéresse au risque de l'arrêt de travail incapacité et invalidité, les risques de mensualisation, maternité et hospitalisation sont exclus de l'étude.

Pour le traitement des données, harmoniser les données en provenance des différents systèmes de P@ (comme GERIMI et Business Object-BO-) est une solution incontournable en respectant la portée des variables pendant l'opération de l'uniformisation.

1. *Présentations des données par système*

a) Données Pléiade (P@)

Les fichiers sources sont des fichiers Excel par année d'inventaire couvrant toute la période d'observation 2008 à 2015, englobant tous le périmètre Humanis Prévoyance (HP).

Pour cadrer les périmètres pris en charge dans l'étude relatifs uniquement à HP, nous avons effectué le découpage de tout le périmètre HP en périmètre d'origine en prenant en compte l'intervention des fusions durant la période d'observation.

Des sous-fichiers ont été établis par ancien périmètre et par exercice d'inventaire. C'est une démarche fastidieuse mais nécessaire pour comprendre l'évolution des données.

Cependant, ces sous-fichiers ont permis en même temps de fiabiliser les données et de valider leurs exhaustivités.

Tous les champs des fichiers d'origine ont été conservés lors des différentes étapes du traitement.

Les fichiers d'extraction sont fournis par date d'inventaire annuel à partir 31/12/2008 jusqu'au 31/12/2015.

Le périmètre de P@ est complété par une extraction du portefeuille étudié sur les 6 premiers mois de 2016 arrêtée au 30/06/2016.

Cependant la migration VH est finalisée en octobre 2015 vers le SI de HP, les données VH sont intégrées dans l'inventaire du 31/12/2015 et les données de 30/06/2016

Le périmètre de GNP est complété par une extraction du portefeuille étudié sur les 5 premiers mois de 2016 arrêtée au 31/05/2016.

Ci-dessous le tableau des champs des extractions Pléiade (P@) :

Pléiade (P@)			
Variables	Signification	Fiabilité	Commentaire
Ancien périmètre	Désigne le périmètre avant fusion avec Humanis Prévo	OK	Variable ajoutée
Origine	L'origine du contrat, sinistre	OK	
Datefininventaire	Date d'inventaire	OK	
Nossassure	N° Sécurité Sociale	OK	
Nodossier	N° Sinistre du SI	OK	
Contratjuridique	Codification qui référence les pièces contractuelles	OK	
Libelleassureur	Nom de l'assureur	OK	
Categoriedossier	Incapacité (INCAP) ou Invalidité (INVAL)	OK	
Datenaissassure	Date de naissance du sinistré	OK	
Sexe	Genre de l'assuré	OK	Déduit par N°SS s'il n'est pas renseigné
Noadherent	N° Contrat Collectif	OK	
Raisonsociale	Entreprise rattachée au contrat collectif	OK	
Libellepopulation	Le regroupement de la population assurée	OK	
Datecreationdossier	Date création du dossier de sinistre par le gestionnaire	OK	
Date1ereinfo	Date réception du dossier de sinistre	OK	
Datepriseencharge	Date de prise en charge par l'assureur	KO	Cause des migrations
Datesinistre	Date de survenance du sinistre	OK	
Dateinvalidite	Date d'invalidité	KO	Cause des migrations
Dateentree1ereinvalidite	Date de passage en invalidité	KO	Cause des migrations
Datedernierjourindemnise	Date de dernier jour indemnisé de la prestation versée	OK	
Datedernierpaiement	Date de paiement de la prestation versée	OK	
Montantbase	Montant de la base de la prestation versée	OK	
Montantreval	Montant de la revalorisation de la prestation versée	OK	
Motiffermeture	Motif de clôture de sinistre	OK	
Datefermeture	Date de clôture de sinistre	OK	
Typefranchise	Type de la franchise du contrat de prévoyance	OK	
Dlfr1	Durée 1 de la franchise	KO	à titre indicatif
Dlfr2	Durée 1 de la franchise	KO	à titre indicatif
Libellegep	Type de la garantie élémentaire relative au sinistre	OK	
DEDUCTION SS	Pourcentage de déduction de la Sécurité Sociale	OK	
Baseannuellecj	Montant de la base annuelle garanti	OK	
Revaloannuellecj	Montant de la revalorisation annuelle garantie	OK	
Datepremierreglement	Date de début d'indemnisation	OK	
Typedossier	Normal ou Passif pour les portefeuilles transférés	OK	
PRESt	La somme de Montantbase et Montantreval	OK	Variable ajoutée

Quelques remarques / définitions :

Les champs avec **fiabilité KO** sont des champs qui n'ont pas été respectés lors des migrations, essentiellement la migration IONIS en 2011 et la migration NT en 2013.

- **No Dossier** : Ce champ correspond à la référence du sinistre dans le système Pléiade dont la nomenclature est définie. Nous avons remarqué que pour les périmètres migrés comme NT et IONIS, quelques dossiers réglés et rattachés aux inventaires antérieures à la date de migration, sont référencés selon le type de sinistre tel que pour l'incapacité (IT), référencé sous **I&N°Sécurité Sociale** ou bien **R&N°Sécurité Sociale** lorsqu'il s'agit d'un sinistre en invalidité (IP). Cette référence prend la nomenclature Pléiade une fois que la migration est achevée.
- **La date de prise en charge** : Par définition est la date de prise en charge du sinistre par l'assureur. Nous avons remarqué que pour les sinistres fermés migrés, ce champ représente des dates d'imputation comptable pour les prestations versées.

- **Date entrée en 1^{ère} invalidité :**

Cette variable correspond à la date de passage en invalidité.

Nous avons remarqué qu'elle était parfois égale à la date de prise en charge lorsqu'il s'agissait d'une anomalie d'imputation comptable. Sinon, elle représente la date d'entrée dans le système.

- **Date invalidité :**

Par définition est la date de changement de catégorie d'invalidité, est inférieure à la date entrée en 1^{ère} invalidité. Nous avons remarqué que parfois elle était inférieure à la date entrée en 1^{ère} invalidité et qui représente la vraie date de 1^{ère} entrée en invalidité quand il s'agissait d'une anomalie de date entrée dans le système.

- **DLFR1 et DLFR2 :**

Par conception, les contrats de prévoyance peuvent inclure tous type de franchise.

La franchise est la période d'attente pendant laquelle les indemnités journalières ne sont pas versées, ce qui signifie la non-prise en charge du sinistre par l'organisme assureur.

Généralement, il y a deux types de franchise :

- Franchise continue : nombre de jours d'arrêt de travail sans reprise de travail.
- Franchise discontinue : Cumul de tous les jours d'arrêt de travail intervenus après la date d'entrée du participant dans le contrat et dans les 365 jours avant le 1er jour de l'arrêt de travail en cours.

Les deux champs correspondent au nombre de jours maximum de franchise prévus par le contrat de prévoyance. Au regard de la complexité des contrats collectifs, dans la plupart des observations, ces deux champs sont à titre informatif : dans le cas des sinistres rattachés aux contrats avec des franchises complexes soumises à des conditions comme la franchise discontinue ou des contrats à relais conventionnel où l'employeur prend en charge la mensualisation qui dépend de l'ancienneté du salarié assuré et sinistré.

Ainsi ces variables dans la plupart des cas ne sont pas fiables car ils ne reflètent pas la conception du contrat sinistré.

Pour détourner cet obstacle, l'étude s'est basée sur les champs « Prise en Charge de l'assureur » variable fiable substituable à la date de début de l'observation de l'étude.

Après consolidation des sous-fichiers :

Le fichier total représentant les données P@ contient [872 914 observations](#)

Les fichiers ont été découpés par risque en séparant le risque incapacité (IT) du risque invalidité (IP) :

Les observations relatives à IT du système P@ est nommée IT1 → [660 054 observations](#)

Les observations relatives à IP du système P@ est nommée IP1 → [212 860 observations](#)

b) Données GERIMI

Les fichiers sources sont des fichiers Excel par année d'inventaire couvrent toute la période d'observation 2008 à 2014, sur le périmètre Vauban Humanis (VH).

Les données relatives à 2015 sont incluses dans les données P@, étant donné que la migration a été finalisée en 2015.

Dans un premier temps, le traitement a été réalisé sous Access pour établir les données de l'étude :

- Exclusion des assureurs AXA, UAP et GNP
- Exclusion des franchises courtes : contrats commençant par 53 ou code régime égal à FE, FU, FY, FC, FD, FF, FG, FH, Fi, FJ et CM

- Exclusion des prestations liées à la mensualisation et décès
- Exclusion des contrats pour lesquels il y a eu une reprise de passif
- Exclusion des contrats Crédit Du Nord (CDN) pour lesquels nous indemnisons l'invalidité qu'à partir de la 5^{ème} année.
- Correction de la date de passage en INVAL pour les assurés ayant changé de catégorie (la date de passage en invalidité correspond à la dernière situation dans SIAP2DT) à partir d'un fichier fourni par l'informatique.
- Correction des dates de naissance renseignées à vide ou aberrantes à partie du N°SS.
- Suppression des doublons (identifiant, code contrat, date de survenance).
- Suppression des contrats pour lesquels il y a eu un transfert de PM vers un autre assureur ou outil de gestion

Le fichier total sous GERIMI contient **366 429 observations**

Les fichiers ont été découpés par risque en séparant le risque incapacité (IT) du risque invalidité (IP) :

Les observations relatives à IT du système GERIMI est nommée IT2

→ **285 003 observations**

Les observations relatives à IP du système GERIMI est nommée IP2

→ **81 426 observations**

Ci-dessous le tableau récapitulatif des champs des extractions GERIMI :

Données GERIMI (VH)			
Variables	Signification	Fiabilité	Commentaire
N° Sécurité sociale Assuré	N° Sécurité Sociale	OK	
Nom Patronymique Assuré	Nom de l'assuré	OK	
Nom Marital Assuré	Nom marital de l'assuré	OK	
Prénom Assuré	Prénom de l'assuré	OK	
PCode Population	Code du contrat Collectif	OK	
Libellé Nom Assureur	L'assureur	OK	
Date de Naissance Assuré	Date de naissance du sinistré	KO	Erreur dans le système
Date de naissance assuré_2	Date de naissance du sinistré corrigé	OK	
Regroupement Garantie niveau C	IT/IP	OK	
Regroupement Garantie niveau B	Incapacité ou Invalidité	OK	
Code Type Prestation	La cause génératrice de la prestation	OK	
Raison Sociale Entreprise	Nom de l'entreprise	OK	
Libellé Population	Désigne la population assurée	OK	
Date Survenance Calculée Règle DT_2	La date de survenance du sinistre calculée par la DT	OK	
3 Recap ANCP 2003-2015_Date Suspension Arrêt	La date théorique de fin de prestation	KO	Date pas toujours logique
Date Mise en Invalidité Sinistre	La date de passage en invalidité	OK	
Code Catégorie Invalidité Sinistre	La catégorie d'invalidité	OK	
Code Régime	La codification du régime	OK	
Champ18	Même chose que la variable "Code Type Prestation"	OK	
Date de Début de Période Indemnisée	Date de debut de la prestation versée	OK	
Date Fin de Période Indemnisée	Date de dernier jour indemnisé de la prestation versée	OK	
Date de Paiement Prestation	Date de paiement de la prestation versée	OK	
Code Motif Cloture Sinistre	Codification du motif de clôture de sinistre	OK	
Libellé Motif Cloture Sinistre	Motif de clôture de sinistre	OK	
Montant Prestation	Montant de la base de la prestation versée	OK	
Montant Revalorisation Prestation	Montant de la revalorisation de la prestation versée	OK	
Code Situation Prestation	Codification de la situation de prestation	OK	
Montant Base + Revalorisation Prestation	La somme de la base et la revalorisation versées	OK	
ASSUREUR	Même chose que la variable "Libellé Nom Assureur"	OK	
MENSU	Identification de la mensualisation	OK	
Date d'inventaire	Date fin d'inventaire	OK	
TYPE FRANCHISE	"= Autre"	OK	
TYPE RISQUE	niveau C"	OK	
3 Recap ANCP 2003-2015_CRITERE PASSIF	Vide ou Passif pour les portefeuilles transférés	OK	
CRITERE	Critère de conserver le sinistre selon le traitement des données dans ACCESS	OK	
Date déclaration Incapacité	Date de survenance de sinistre incapacité	OK	
Date déclaration Invalidité	Date de passage en invalidité	OK	
Date de survenance de l'incapacité	Date de survenance de sinistre incapacité	OK	
Date de mise en invalidité	Date de passage en invalidité	OK	
Date passage CAT 1	Date de passage en invalidité en catégorie 1	OK	
Date passage CAT 2	Date de passage en invalidité en catégorie 2	OK	
Date passage CAT 3	Date de passage en invalidité en catégorie 3	OK	
Date début indemnisation INCAP	Date de debut de la prestation versée pour le sinistre en incapacité	OK	
Date début indemnisation INVAL	Date de debut de la prestation versée pour le sinistre en invalidité	OK	
Date début indemnisation	Date de debut de la prestation versée	OK	
Date fin indemnisation	Date de dernier jour indemnisé de la prestation versée	OK	
Dernière date de paiement	Date de paiement de la prestation versée	OK	
7 - Recap des donnéesv20150929_Date Suspension	Même chose que la variable "3 Recap ANCP 2003-2015_Date Suspension Arrêt"	OK	
Motif sortie	Même chose que la variable "Libellé Motif Cloture Sinistre"	OK	
Présent en INCAP	PRESENT EN INCAP / PASSAGE DIRECT EN INVAL	OK	
7 - Recap des donnéesv20150929_CRITERE PASSIF	Vide ou Passif pour les portefeuilles transférés	OK	
DATE DEBI	Même chose que la variable "Date début indemnisation INCAP"	OK	
remarque	Détecter les contrats à risques spécifiques pour retirer de l'étude	OK	

Pour la consolidation des trois sources, l'harmonisation des variables est nécessaire et l'uniformisation est réalisée selon les règles suivantes :

Harmonisation avec P@	
Variables P@	Variables GERIMI
Ancien périmètre	VH
Origine	GERIMI
Date fin inventaire	Date de fin d'inventaire 31/12/2008 à 31/12/2014
Nossassure	N° Sécurité sociale Assuré
Nodossier	(Vide)
Contrat juridique	PCode Population
Libelle assureur	Libellé Nom Assureur
Catégorie dossier	Regroupement Garantie niveau B
Date naissance	Date de naissance assuré_2
Sexe	Calculé à partir de N° Sécurité Sociale
Noadherent	(Vide)
Raison sociale	(Vide)
Libelle population	(Vide)
Date création dossier	(Vide)
Date 1ère info	(Vide)
Date prise en charge	Date début indemnisation INCAP / Date début indemnisation INVAL
Date sinistre	Date Survenance Calculée Règle DT_2
Date invalidité	Max (Date passage CAT 1; Date passage CAT 2; Date passage CAT 3)
Date entrée 1ère invalidité	Date de mise en invalidité
Date dernier jour indemnise	Date fin indemnisation
Date dernier paiement	Dernière date de paiement
Montant base	Montant Prestation
Montant revalo	Montant Revalorisation Prestation
Motif fermeture	Motif sortie
Date fermeture	(Vide)
Type franchise	(Vide)
Difr1	(Vide)
Difr2	(Vide)
Libelle gep	Code Catégorie Invalidité Sinistre
DEDUCTION SS	(Vide)
Base annuelle cj	(Vide)
Revalo annuelle cj	(Vide)
Date premier règlement	(Vide)
Type dossier	7 - Recap des données v20150929_CRITERE PASSIF
PRESt	Montant Base + Revalorisation Prestation

c) Données Business Object (BO)

Les fichiers sources sont des fichiers Excel par année d'inventaire qui couvrent toute la période d'observation, sur le périmètre GNP et portent uniquement sur les deux risques étudiés incapacité et invalidité :

BO (Données GNP)			
Variables	Signification	Fiabilité	Commentaire
Code secteur	Le secteur de l'entreprise	OK	
Num siret	N° de Siret de l'entreprise	OK	
Raison Sociale	Nom de l'entreprise	OK	
Identifiant assuré	N° Sécurité Sociale	OK	
Date naissance sinistré	Date de naissance du sinistré	OK	
Code sexe sinistré	Genre de l'assuré	OK	
Code Risque	Incapacité ou Invalidité	OK	
Date survenance	Date de survenance du sinistre	OK	
Date Invalidité	Date de passage en invalidité	OK	
Date début prestation	Date de début de la prestation versée	OK	
Date fin prestation	Date de dernier jour indemnisé de la prestation versée	OK	
Montant réglé	Montant de la prestation versée pendant la période indemnisée	OK	
Annee_Ref_Enreg	Année comptable de la prestation versée	OK	

Le fichier total sous BO contient **124 620 observations**

Les fichiers ont été découpés par risque en séparant le risque incapacité (IT) du risque invalidité (IP).

Les observations relatives à IT du système BO est nommée IT3 → **95 316 observations**

Les observations relatives à IP du système BO est nommée IP3 → **29 304 observations**

Pour la consolidation des trois sources, l'harmonisation ou la normalisation des variables est nécessaire et l'uniformisation des champs est réalisée selon les règles suivantes :

Harminisation avec P@

Variables P@	Variables BO
Ancien périmètre	GNP
Origine	BO
Datefininventaire	Date de fin d'inventaire 31/12/2008 à 31/05/2016
Nossassure	Identifiant assuré
Nodossier	GNP&"Nossassure"
Contratjuridique	(Vide)
Libelleassureur	GNP
Categoriedossier	Code Risque
Datenaissassure	Date naissance sinistré
Sexe	Code sexe sinistré
Noadherent	Code secteur
Raisonsociale	Raison Sociale
Libellepopulation	(Vide)
Datecreationdossier	(Vide)
Date1ereinfo	(Vide)
Datepriseencharge	Date début prestation
Datesinistre	Date survenance
Dateinvalidite	Date Invalidité
Dateentree1ereinvalidite	Date Invalidité
Datedernierjourindemnise	Date fin prestation
Datedernierpaiement	(Vide)
Montantbase	(Vide)
Montantreval	(Vide)
Motiffermeture	(Vide)
Datefermeture	(Vide)
Typefranchise	(Vide)
Dlfr1	(Vide)
Dlfr2	(Vide)
Libellegep	(Vide)
DEDUCTION SS	(Vide)
Baseannuellecj	(Vide)
Revaloannuellecj	(Vide)
Datepremierreglement	(Vide)
Typedossier	(Vide)
PRESt	Montant réglé

*d) Les données des trois systèmes d'information consolidées :***En Incapacité (IT) :**

Date fin inventaire	Prestations IT	Nombre_observations
31DEC2008	88 823 328	145 965
31DEC2009	87 020 666	118 888
31DEC2010	95 378 988	150 831
31DEC2011	108 191 402	113 385
31DEC2012	124 774 447	125 811
31DEC2013	102 579 853	108 119
31DEC2014	106 218 217	114 594
31DEC2015	108 188 768	94 216
Total 2008 à 2015	821 175 669	971 809
31MAY2016	6 942 239	5 065
30JUIN2016	57 328 649	63 499
Total	885 446 557	1 040 373

En invalidité (IP) :

Date fin inventaire	Prestations IP	Nombre_observations IP
31DEC2008	105 942 931	37 136
31DEC2009	101 775 433	34 110
31DEC2010	102 759 263	38 915
31DEC2011	119 352 413	35 842
31DEC2012	134 280 231	38 717
31DEC2013	119 475 524	35 872
31DEC2014	128 851 974	39 569
31DEC2015	137 339 268	32 490
Total 2008 à 2015	949 777 037	292 651
31MAY2016	7 335 688	3 376
30JUIN2016	64 164 786	27 563
Total	1 021 277 512	323 590

2. Traitement et fiabilisation des données :

Le Numéro de dossier de sinistre, champs « NoDossier », n'est pas fiable car la référence change lors de la migration du périmètre dans pléiade. Ainsi un sinistre peut avoir plusieurs références de dossier rendant impossible son suivi complet sous cet identifiant sur la durée de la période d'observation.

Le logiciel utilisé pour le traitement est SAS.

Le traitement des données est réalisé via une clé concaténant les deux variables suivantes :

- N° Sécurité Sociale « Nossassure » variable désigne le numéro de la sécurité sociale de l'assuré sinistré sur 13 caractères au lieu de 15 caractères
- La date de survenance de sinistre « Datesinistre »

Pour le traitement, des champs supplémentaires ont été ajouté :

a) Traitement Données Incapacité (IT) :

- max_dfinivent égale à max (datefininventaire) ;
- max_dnais égale à max(Datenaissassure) ;
- min_dsin égale à min (datesinistre) ;
- min_dprise égale à min (datepriseencharge) ;
- max_ddji égale à max (datedernierjourindemnise) ;
- max_ddp égale à max (datedernierpaiement) ;
- max_dferm égale à max (datefermeture) ;
- min_dinval égale à min (dateinvalidite) ;
- min_d1inval égale à min(Dateentree1ereinvalidite) ;

La fiabilisation des données est effectuée par la suppression des données non exploitables dans l'étude ou traitement des informations apportées par les observations pour pouvoir les intégrer dans l'étude par leur harmonisation et / ou modification selon les étapes suivantes du traitement :

1. La suppression des observations dont la date de naissance est manquante :

Ces observations sont inexploitables dans l'étude et représentent 0,02% des données (IT)

2. La suppression des données relatives au périmètre CARCEL :

Le risque arrêt de travail porté par cette institution de prévoyance est le risque statutaire, ce risque ne rentre pas dans cette étude : **1%** des données consolidées et des prestations totales.

3. La suppression des observations dont le numéro de la sécurité sociale est manquant :

Ces données représentent 0,10% des données totales consolidées et **0,12%** des prestations totales.

4. La suppression des observations dont le type de dossier « Passif » :

Il s'agit des dossiers transférés entre HP et autre assureur.

Il nous manque des informations relatives à ces transferts (date sortie du passif, date entrée du passif). Pour stabilisation des données, il a été décidé de les supprimer de l'étude.

Les données sorties du périmètre d'étude par des transferts de portefeuille représentent **0,24%** en termes de prestations et **0,12%** en termes de nombre d'observations.

5. La suppression des observations dont les prestations et/ ou la somme des prestations nulles ou négatives :

Il s'agit des données relatives à des annulations ou remboursements des prestations versées, ils représentent **24,46%** en termes de prestations et **3,08%** en termes de nombre d'observations.

6. La suppression des observations dont la date de sinistre est non renseignée :

A ce stade de traitement, toutes les observations ont une date de survenance de sinistre renseignée. Ce résultat conforte le choix de la clé et assure une conservation totale des observations dans l'étude.

7. La suppression des garanties : Maternité, Mensualisation, Indemnité Journalière Hospitalisation et risque Statutaire :

Après vérification dans le système d'information, la suppression des sinistres déclenchés par la garantie mensualisation ou la garantie maternité n'a aucun impact sur la continuité du suivi du sinistre en cas de transformation du sinistre sous la garantie incapacité.

Les prestations liées à des garanties rattachées à des collectivités locales hors CARCEL sont supprimées pour rester dans le cadre de l'étude.

Les données relatives à des garanties ne rentrant pas dans les risques portés par cette étude représentent **9,59%** en termes de prestations et **13,19%** en termes de nombre d'observations.

8. La suppression des Motifs de Clôture :

Il s'agit des dossiers de sinistre à motif de clôture comme sans suite, sans justificatif, erreur de dossier, changement d'assureur, prise en charge par d'autre assureur... etc :

Les données sorties du périmètre d'étude par des transferts de portefeuille représentent **1,11%** en termes de prestations et **1,39%** en termes de nombre d'observations.

9. Le regroupement des Motifs de Clôture du sinistre :

L'étape de regroupement des motifs est nécessaire pour normaliser les motifs de clôture des dossiers de sinistre et la continuité des traitements :

Quelques définitions :

DC : signifie le décès de l'assuré invalide.

Dossier Clos : il s'agit des dossiers sinistres en invalidité clôturés pour :

Cessation de paiement/ Fin de relance courrier/ Fin de saisie arrêt/ Garanties Spéciales/ Démission/ Fin garantie optionnelle/ Suspension de paiement/Clôture automatique institution...etc

PASSINV : ce motif signifie un passage en invalidité que le gestionnaire a pris la peine de le renseigner dans le système de gestion.

REPRACT : ce motif signifie une reprise d'activité que le gestionnaire a pris la peine de le renseigner dans le système de gestion.

Retraite : signifie que l'assuré invalide a pris sa retraite.

Valeurs manquantes : des dossiers sans motifs renseignés dans le système de gestion, il s'agit soit des dossiers de sinistres ouverts à la date de fin d'observation de l'étude ou des dossiers clôturés mais l'information n'est pas renseignée dans le système de gestion.

Le Système SAS**Procédure FREQ**

Motiffermeture				
Motiffermeture	Fréquence	Pourcentage	Fréquence cumulée	Pctage. cumulé
DC	7749	1.94	7749	1.94
Dossier Clos	125909	31.51	133658	33.45
PASSINV	19340	4.84	152998	38.29
REPRACT	240246	60.12	393244	98.41
Retraite	6334	1.59	399578	100.00

Valeur(s) manquante(s) = 343157

Quelques remarques :

Le motif « REPRACT » cause de sortie de l'état d'incapacité est le plus fréquent qui marque cette population avec **60%**.

Le motif « PASSINV » signifie la sortie de l'état incapacité vers l'état d'invalidité ne dépasse le **5%** de la population sous risque.

À contrario du motif « DC » et « Retraite » sont les deux causes les moins fréquentes et ne dépassent pas le **2%**.

Ce constat reste cohérent avec la nature du risque de l'incapacité et la réalité du portefeuille étudié.

10. Le traitement de la rechute :

La rechute par définition est une nouvelle incapacité temporaire ayant pour origine une cause identique à la précédente incapacité indemnisée par l'organisme assureur (HP) et datant de moins de deux mois (60 jours) et que le délai de carence ne s'applique pas en cas de rechute.

A savoir que globalement le délai de rechute est de 60 jours dans les contrats collectifs commercialisés par l'organise HP.

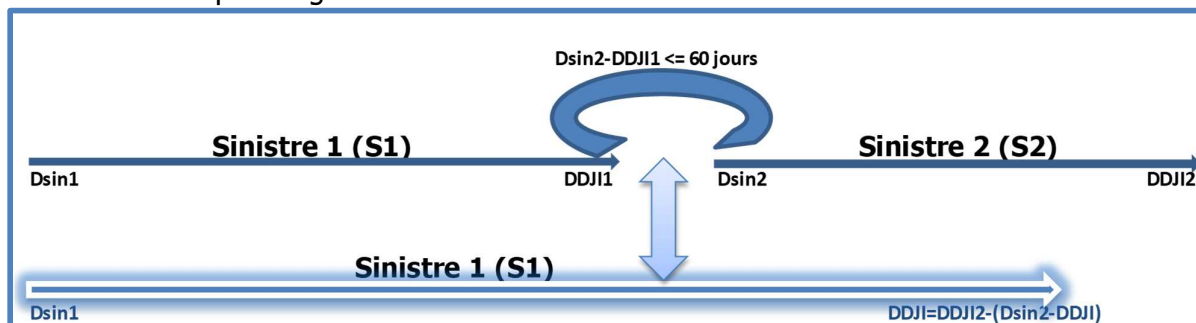


Figure 10 : Schéma de Traitement de la rechute en Incapacité (IT)

Pour détecter les sinistres à rechute, nous avons calculé pour le même numéro de sécurité sociale la différence entre la date d'un nouveau sinistre (Dsin) et la date de dernier jour indemnisé relative au sinistre d'origine (DDJI) :

- Si la différence est supérieure à 60 jours on considère qu'il s'agit de deux sinistres différents pour le même assuré avec deux périodes disjointes.

- Dans le cas contraire, le nouveau sinistre est rattaché à l'ancien sinistre en décalant la date de dernier jour indemnisé ainsi la date de prise en charge par l'assureur. Cette logique est appliquée à tous les assurés à plusieurs sinistres avec des dates de survenance différentes.

Les données supprimées suite à ce traitement sont exposées dans le tableau ci-dessous :

Les données supprimées à la suite de ce traitement représentent **1,17%** en termes de prestations et **0,46%** en termes de nombre d'observations.

11. Données Finales pour la modélisation Incapacité (IT) :

Dans le but de la continuité de l'étude, les champs conservés pour les besoins statistiques et la modélisation du risque incapacité sont les suivants :

1. **Datefininventaire** : la dernière date d'inventaire où le sinistre est rattaché ;
2. **Source** : égale à IT1 ou IT2 ou IT3 ;
3. **Nossassure** : le N° de Sécurité Sociale sur 13 caractères ;
4. **Dnais** : la date de naissance de l'assuré sinistré ;
5. **Sexe** : le genre de l'assuré sinistré
6. **Date de sinistre** : la date de survenance de sinistre ;
7. **DPCE** : la première date de prise en charge du sinistre par l'Assureur ;
8. **DDJI** : la date dernier jour indemnisé connue ;
9. **D1inval** : la première date d'invalidité pour un assuré sinistré en post d'un état en incapacité ;
10. **Dinval** : la date de changement de catégorie en invalidité ;
11. **Dinvalidité_fic** : Data invalidité fictive égale au minimum de la première date d'invalidité et la date d'invalidité ;
12. **Motif fermeture** : le motif de clôture du dossier de sinistre (Vide si le sinistre est ouvert à la fin de la période d'observation)
13. **Prest_it**: somme des prestations versées rattachées au sinistre sur la période d'observation.

Date fin inventaire	Prestations IT Finale	Nombre_observations IT Finale
31DEC2008	25 487 112	25 660
31DEC2009	34 131 380	24 628
31DEC2010	37 615 760	25 960
31DEC2011	64 066 065	35 678
31DEC2012	78 609 007	35 885
31DEC2013	90 616 970	32 263
31DEC2014	94 491 240	35 293
31DEC2015	84 532 768	32 883
Total 2008 à 2015	509 550 301	248 250
31MAY2016	16 450 485	3 492
30JUIN2016	97 349 579	19 578
Total	623 350 364	271 320

Les données finales relatives à la base d'incapacité après retraitement représentent **70,40%** en termes de prestations et **26,08%** en termes de nombre d'observations, une fois les différentes lignes associées à un même sinistre regroupées.

Ces données vont servir à la modélisation pour établir la loi d'expérience du risque incapacité (IT).

b) Traitement Données Invalidité (IP) :

Des champs ont été ajoutés pour les besoin de traitement :

- max_dfinvent égale à max (datefininventaire) ;
- max_dnais égale à max(Datenaissassurance) ;
- min_dsin égale à min (datesinistre) ;
- min_dprise égale à min (datepriseencharge) ;
- max_ddji égale à max (datedernierjourindemnise) ;
- max_ddp égale à max (datedernierpaiement) ;
- max_dferm égale à max (datefermeture) ;
- min_dinval égale à min (dateinvalidite) ;
- min_d1inval égale à min(Dateentree1ereinvalidite)

1. La suppression des observations dont la date invalidité est manquante :

Après harmonisation des données selon le modèle de Pléiade (P@), nous avons deux champs indiquent la date de passage en invalidité : Date entrée 1ere invalidité et date invalidité qui indiquent respectivement la date de passage en invalidité et la date de changement de catégorie d'invalidité.

Or, des données manquantes au niveau de la date de 1^{ère} invalidité, en même temps le champ de date invalidité est renseignée.

Cependant après vérification dans le système de gestion, les données manquantes ont été remplacées par les dates renseignées dans les données de la date invalidité.

Le nombre de lignes relatives à la date 1^{ère} invalidité manquante, représente **18,41%** des données totales consolidées et les prestations représentent **16,86%** des prestations totales.

Pour les besoins de modélisation, une variable est ajoutée pour les traitements qui représentent la première date connue de passage en invalidité, calculée par le minimum entre la date de première invalidité et la date d'invalidité et nommée la date d'invalidité fictive.

Le nombre de lignes relatives à la date d'invalidité manquante, représente **0,12%** des données totales consolidées et les prestations représentent **0,03%** des prestations totales.

2. La suppression des observations dont le numéro de la sécurité sociale est manquant :

Le nombre de lignes supprimés relatives au numéro de sécurité Sociale manquant, représente **0,05%** des données totales consolidées et les prestations représentent **0,03%** des prestations totales.

3. La suppression des données relatives au périmètre : CARCEL

Le nombre de lignes supprimés relatives au périmètre CARCEL, représente **1,38%** des données totales consolidées et les prestations représentent **1,27%** des prestations totales.

4. La suppression observations dont le type de dossier « Passif » :

Pour rester sur les mêmes types de données que le risque d'incapacité, les données des dossiers passifs ont été supprimées de l'étude du risque invalidité.

Les données sorties du périmètre d'étude par des transferts de portefeuille représentent **5,54%** en termes de prestations et **3,19%** en termes de nombre d'observations.

5. La suppression des observations dont les prestations et / ou la somme des prestations nulles ou négatives :

Les prestations négatives représentent **11,33%** par rapport aux observations consolidées pour l'étude et **0,92%** du montant total des prestations.

6. La suppression observations avec la garantie Invalidité Viagère :

Dans le portefeuille d'étude, des assurés sont sous la garantie invalidité viagère, cette garantie ne rentre pas dans le champ d'étude.

Les observations relatives à la garantie d'invalidité viagère représentent **0,36%** des observations totales et **0,09%** des prestations totales.

7. La suppression Certains Motif de Clôture :

Des observations portent des motifs de clôture de dossier insignifiants sur le champ de l'étude, ci-dessous la liste desdits motifs :

Ces observations représentent **0,58%** des observations totales et **0,61%** des prestations totales.

8. Le regroupement des Motifs de Clôture du sinistre :

L'étape de regroupement des motifs est nécessaire pour harmoniser les motifs de clôture des dossiers de sinistre et la continuité des traitements :

Quelques définitions :

DC : signifie le décès de l'assuré invalide.

Dossier Clos : il s'agit des dossiers sinistres en invalidité clôturés pour :

Cessation de paiement/ Fin de relance courrier/ Fin de saisie arrêt/ Garanties Spéciales/ Démission/ Fin garantie optionnelle/ Suspension de paiement/Clôture automatique institution...etc

PASSINV : ce motif signifie un passage en invalidité que le gestionnaire a pris la peine de le renseigner dans le système de gestion. Ce motif signifie que l'assuré était avéré en état d'incapacité dans le portefeuille.

REPRACT : ce motif signifie une reprise d'activité que le gestionnaire a pris la peine de le renseigner dans le système de gestion.

Retraite : signifie que l'assuré invalide a pris sa retraite.

Valeurs manquantes : des dossiers sans motifs renseignés dans le système de gestion, il s'agit soit des dossiers de sinistres ouverts à la date de fin d'observation de l'étude ou des dossiers clôturés mais l'information n'est pas renseignée dans le système de gestion.

Le Système SAS

Procédure FREQ

Motiffermeture				
Motiffermeture	Fréquence	Pourcentage	Fréquence cumulée	Pctage. cumulé
DC	1647	15.91	1647	15.91
Dossier Clos	250	2.41	1897	18.32
PASSINV	419	4.05	2316	22.37
REPRACT	93	0.90	2409	23.27
Retraite	7943	76.73	10352	100.00

Valeur(s) manquante(s) = 257846

Quelques remarques :

Le motif « Retraite » cause de sortie de l'état d'invalidité est le plus fréquent. Il marque la population à hauteur **77%** des sorties. Cette cause est inévitable et marque la fin de garantie de l'invalidité dans un contrat de prévoyance collectif classique.

Le motif « DC » signifie la sortie de l'état d'invalidité pour cause de décès de l'assuré sinistré et classé en deuxième cause de sortie, avec seulement **16%**.

À contrario du motif « REPRACT » est la cause la moins fréquente et ne dépasse pas le **1%**.

Ce constat reste cohérent avec la nature du risque d'invalidité.

9. Suppression des Doublons :

Dans le but de l'unicité des dossiers de sinistre suivis tout au long de la période d'observation, le traitement des doublons est une étape obligatoire.

Ces observations représentent **0,01%** des observations totales.

10. Données Finales pour la modélisation Invalidité (IP) :

Dans le but de la continuité de l'étude, les champs conservés pour les besoins des statistiques et la modélisation du risque invalidité :

1. **Datefininventaire** : la dernière date d'inventaire où le sinistre est rattaché ;
2. **Source** : égale à IP1 ou IP2 ou IP3 ;
3. **Nossassure** : le N° de Sécurité Sociale sur 13 caractères ;
4. **Dnais** : la date de naissance de l'assuré sinistré ;
5. **Sexe** : le genre de l'assuré sinistré
6. **Date de sinistre** : la date de survenance de sinistre ;
7. **DPCE** : la première date de prise en charge du sinistre par l'Assureur ;
8. **DDJI** : la date dernier jour indemnise connue
9. **DDP** : la date de dernier paiement ;
10. **Dferm** : la date de clôture de dossier de sinistre en invalidité ;
11. **Dinval** : la date de changement de catégorie en invalidité ;
12. **Dinvalidite_fic** : Data invalidité fictive égale au minimum de la première date d'invalidité et la date d'invalidité ;
13. **Motif fermeture** : le motif de clôture du dossier de sinistre (Vide si le sinistre est ouvert à la fin de la période d'observation)

14. **Prest_ip** : somme des prestations versées rattachées au sinistre sur la période d'observation.

Date fin inventaire	Prestations IP Final (€)	Nombre_observa tions IP Final
31DEC2008	8 783 773	1 869
31DEC2009	24 609 380	2 172
31DEC2010	33 825 686	2 155
31DEC2011	38 932 265	2 070
31DEC2012	63 752 097	2 749
31DEC2013	54 386 253	1 825
31DEC2014	83 905 118	3 124
31DEC2015	58 521 706	2 068
Total 2008 à 2015	366 716 277	18 032
31MAY2016	91 709 586	3 159
30JUIN2016	496 999 925	13 638
Total	955 425 787	34 829

Ces données finales représentent **93,55%** en termes de prestations et **10,76%** en termes de nombre d'observations, une fois les différentes lignes associées à un même sinistre regroupées.

La volumétrie des données utilisées pour établir la table d'expérience d'invalidité représente 8 fois (**13%**) moins que celle disponibles pour construire la table d'incapacité, cela reste correctement exploitable au regard de l'accessibilité des données relatives au risque invalidité.

Ces données vont servir à la modélisation pour établir la loi d'expérience du risque invalidité (IP).

c) Traitement Données Passage en invalidité :

1. La suppression des contrats collectifs sans la garantie invalidité :

La fiabilisation des données à exploiter pour la construction de la loi d'expérience relative au risque de passage en invalidité (l'invalidité en attente) des assurés déjà reconnus en état d'incapacité.

Les contrats collectifs spécifiques de la base initiale d'incapacité, qui portent uniquement sur le risque incapacité sans le risque invalidité, autrement si l'assuré sinistré en incapacité passe en invalidité, il sera pris en charge par un autre assureur.

Ces assurés en incapacité sont naturellement intégrés dans la construction de la loi d'incapacité.

En revanche, logiquement, ils ne peuvent pas être intégrés la population qui va permettre de construire la table de passage en invalidité.

La première étape est d'éliminer cette population qui ne répond pas au critère du risque de passage en invalidité.

Ces observations représentent **1,30%** des observations totales de l'IT et **0,76%** des prestations totales de l'IT.

2. Le croisement avec les données de la base invalidité :

La deuxième étape est de croiser les données de la base incapacité avec les données invalidité pour valider le passage en invalidité, en excluant les contrats garantissant uniquement l'incapacité.

Les données de la base passage en invalidité croisées représentent 266 671 **(25,63%)** en nombre d'observations en (IT) et 619 521 542 euros **(69,97%)** en termes de prestations d'IT.

Une difficulté de correspondance entre les deux bases de croisement au niveau de la date de survenance de sinistre et la date de passage en invalidité (différence de dates entre les deux bases de 1 à 3 jours près).

Cependant, le croisement va être réalisé en plusieurs étapes :

- ✓ 1^{er} Croisement avec le numéro de sécurité sociale et la date de sinistre a amené à détecter 8 400 sinistres par « symétrie » parfaite.
- ✓ Un Croisement complémentaire avec le numéro de sécurité sociale uniquement a permis d'identifier 4 500 passages en invalidité supplémentaires potentiels correspondants aux assurés en état d'incapacité, passés en invalidité.
- ✓ La date de passage en invalidité en croisant l'année de survenance de sinistre et l'année de passage en invalidité entre les deux bases.
- ✓ La dernière étape est de supprimer les doublons manuellement après des vérifications des données dans le système de gestion (2 500 faux passages en invalidité).

Les données de la base passage en invalidité croisées représentent en nombre 10 764 **(4%)** des observations totales et 109 007 761 euros **(18%)** des prestations totales relatives à la base d'incapacité qui va servir à estimer la loi d'expérience de passage en invalidité.

3. La fiabilisation des données de croisement :

Un phénomène a été détecté sur des sinistres en invalidité sans aucune trace dans la base en incapacité. Après des recherches intensives, ce phénomène concerne particulièrement le périmètre Vauban Humanis (VH), en conséquence de la suppression des contrats à franchise courte dans les premiers traitements. Cependant, afin de fiabiliser les données, le périmètre (VH) a été écarté de la population qui vont servir à la modélisation de la loi d'expérience relative au passage en invalidité.

Ci-dessous le comptage des données relatif à la base de VH supprimées de la base d'incapacité utilisée dans la construction de la loi de passage en invalidité :

Pour rappel, le périmètre VH correspond à 69 842 **(26%)** des observations totales et 83 579 795 euros **(13%)** des prestations totales de la base d'incapacité, contribué dans la construction de la loi d'expérience de passage en invalidité.

Ci-dessous le comptage des données relatif à la base de VH supprimées de la base de croisement pour la base du passage en invalidité après fiabilisation :

A noter que le périmètre VH supprimées de la base de croisement pour la base du passage en invalidité après fiabilisation, correspond uniquement à 1 097 **(4%)** des observations et 4 762 395 euros **(18%)** des prestations de la base de croisement.

4. Données Finales Passage en Invalidité (PASS-IP) :

Dans le but d'assurer une homogénéité des données utilisées pour la construction de la table de passage en invalidité, le maintien de la caractéristique relative à la source des observations entre les données pour l'estimation des expositions et les données servies dans l'estimation des sorties, l'abandon des données de la source (VH) est indispensable.

Cependant ci-dessous le comptage des données sans la source (VH) :

Date fin inventaire	Prestations IT Finale (€)	Nombre_observations IT Finale
31DEC2008	15 082 697	16 610
31DEC2009	23 935 567	15 910
31DEC2010	28 529 128	17 518
31DEC2011	52 976 407	25 526
31DEC2012	64 714 267	24 769
31DEC2013	76 100 141	21 085
31DEC2014	77 300 783	22 566
31DEC2015	83 982 676	30 660
Total 2008 à 2015	422 621 666	174 644
31MAY2016	16 449 879	3 492
30JUIN2016	96 870 202	18 693
Total	535 941 747	196 829

Ces données vont servir à la modélisation pour établir la loi d'expérience du passage en invalidité pour l'évaluation de l'exposition de la population sous risque.

En revanche, les données servies à l'estimation des sorties correspondants aux assurés en incapacité passés à l'invalidité englobe le même périmètre (sans le périmètre VH) que les données servies à l'estimation des expositions de la population sous risque.

Ci-dessous le comptage des données de croisement pour la base du passage en invalidité après fiabilisation :

Année Passage en invalidité	Prestations IT aux assurés passés en IP	Nombre_aux assurés passés en IP
2003-2007	510 504	343
2008	2 880 666	865
2009	5 301 502	772
2010	7 694 883	895
2011	12 204 639	1 270
2012	13 779 653	1 194
2013	20 248 948	1 465
2014	18 512 630	1 324
2015	17 704 160	1 267
Total 2008 à 2015	98 327 080	9 052
2016	5 407 782	272
Total dans l'étude	104 245 366	9 667

Toutefois, la finalité de la fiabilisation est réconfortante car elle conduit à supprimer uniquement 1097 sinistres de la base destinée à estimer le nombre de passages des assurés sinistrés d'incapacité vers l'invalidité.

Néanmoins, la volumétrie des données utilisées pour établir la table de passage en invalidité ne représente que **4%** des données d'incapacité, cela reste cohérent avec le taux de passage en invalidité du portefeuille.

III. PARTIE III – LES STATISTIQUES SUR LES DONNEES :

A. LES STATISTIQUES DESCRIPTIVES ET LES TEST DE LOIS STATISTIQUES :

La partie suivante est une exposition des données avec des statistiques descriptives sur les trois bases incapacité et invalidité et passage en invalidité. Ces statistiques permettront de connaître les détails de la population étudiée.

Les rappels des définitions des notions statistiques et des hypothèses des tests statistiques appuyés dans l'étude sont détaillés en *annexe 4*.

1. Les Données d'Incapacité (IT) :

a) La Présentation des variables finales de l'incapacité :

Les variables retenues pour établir les statistiques descriptives et la modélisation dans les données finales après fiabilisation et retraitement sont :

1. **Date fin d'inventaire** : Le dernier inventaire connu dont le sinistre est rattaché ;
2. **Date de naissance** : La date de naissance de l'assuré sinistré ;
3. **Sexe (Genre)** : Homme : H, Femme : F ;
4. **Date survenance de sinistre** : La date quand l'assuré est rentré en état d'incapacité ;
5. **Date de prise en charge** : La date de début de paiement des indemnités par l'assureur, peut être différente de la date de survenance en cas de franchise ;
6. **Date de clôture** : La date de fin de sinistre :
 - ✓ Quand le sinistre est fermé, il s'agit de la date renseignée dans le système,
 - ✓ Sinon la date de fin d'observation est affectée si le sinistre est toujours ouvert.
7. **Motif** : la cause de clôture de sinistre (En cours, Terminé et Invalidité) ;
8. **Prestations versées (Prest_it)** : la somme des prestations versées entre la date de prise en charge et la date de clôture de sinistre.

Pour établir les statistiques, des variables complémentaires ont été calculées :

9. **Âge à la survenance d'incapacité (AgeSurvenance_it)** : Est l'âge civil de l'assuré entré en état d'incapacité, égal à la partie entière du calcul suivant :

$$\text{Arrondi} \left(\frac{(\text{Date survenance de sinistre} - \text{Date de naissance})}{365.25} ; 0 \right) ;$$

10. **Age de sortie d'incapacité (AgeSortie_it)** : est l'âge civil de l'assuré à la fin de l'état d'incapacité, égal à la partie entière du calcul suivant :

$$\text{Arrondi} \left(\frac{(\text{Date de clôture} - \text{Date de naissance})}{365.25} ; 0 \right) ;$$

11. **Ancienneté d'entrée en incapacité** : il s'agit de l'ancienneté dans l'état d'incapacité à la prise en charge par l'assureur liée au début de versement des prestations en indemnité journalière, calculée en mois :

$$(\text{Date de prise en charge} - \text{Date survenance de sinistre}) / 365,25 * 12 ;$$

12. Ancienneté de sortie d'incapacité (AncSortie_it) : il s'agit de l'ancienneté dans l'état d'incapacité depuis la survenance du sinistre *en jour ou en mois* :

Pour les besoins de statistiques descriptives cette variable sera mesurée *en jour* :

(Date de clôture – Date survenance de sinistre);

En revanche, les besoins de modélisation pour la construction de la table d'expérience, elle sera calculée *en mois*.

(Date de clôture – Date survenance de sinistre) / 365,25 * 12

13. Censure : variable indicatrice pour les besoins de statistiques de données de survie et ce mécanisme est détaillé dans la partie modélisation. :

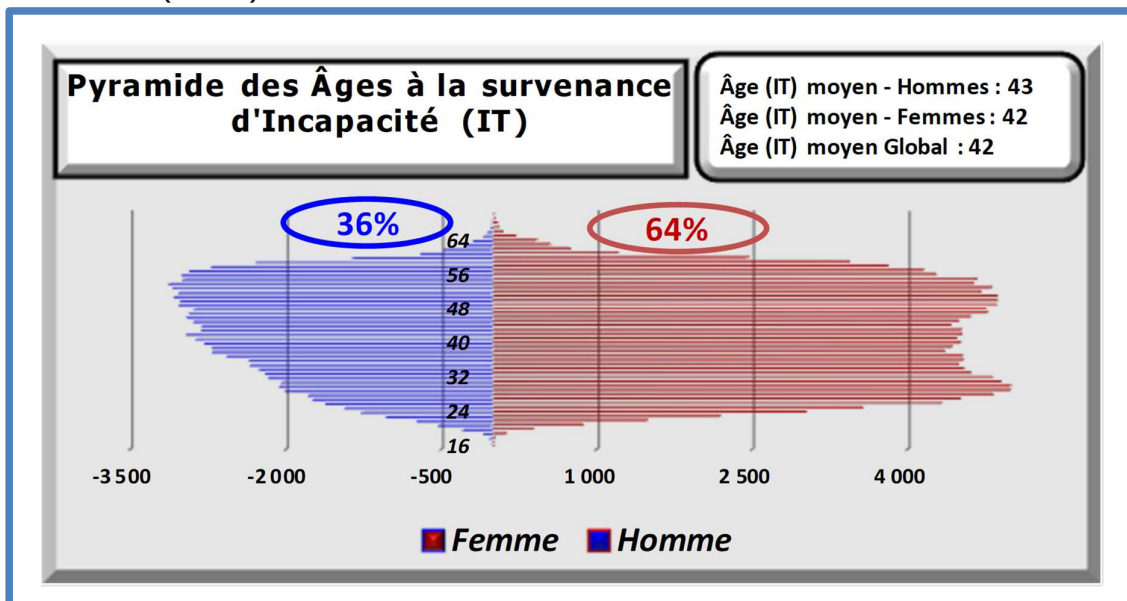
- ✓ 0 si pour le motif Terminé et Invalidité,
- ✓ 1 si le sinistre est toujours en cours à la date de fin d'observation.

Les statistiques descriptives concernent quelques variables clés pour l'étude du risque (IT) sur l'angle de données de survie : Age de survenance de l'II, Age de sortie de l'IT, ancienneté en IT et les prestations versées au titre de l'IT.

Les statistiques sont extraites généralement avec une répartition par sexe « Genre ».

b) La Répartition de la population (IT) par Genre et par Âge de survenance d'incapacité :

La population sous risque étudiée des assurés entrés en état d'incapacité est composée essentiellement des femmes (+60%) :



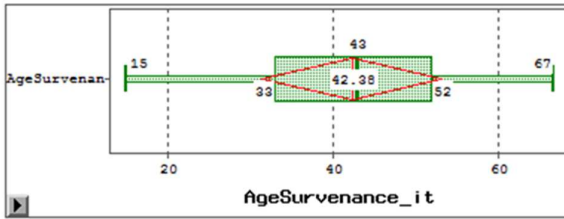
Le graphique de la pyramide des âges de survenance de l'état d'incapacité expose les éléments suivants :

- Le pic pour le genre Femme est à l'âge de 29 ans avec plus de 5 000 assurées entrées en état d'incapacité, représentant +70% de la population sous risque de cet âge.
- Le pic pour le genre Homme est à l'âge de 54 ans avec plus de 3 000 assurés entrés en état d'incapacité, représentant +40% de la population sous risque de cet âge.
- Le pic pour toute la population à l'âge de 51 ans avec plus de 7 900 assurés entrés en état d'incapacité.

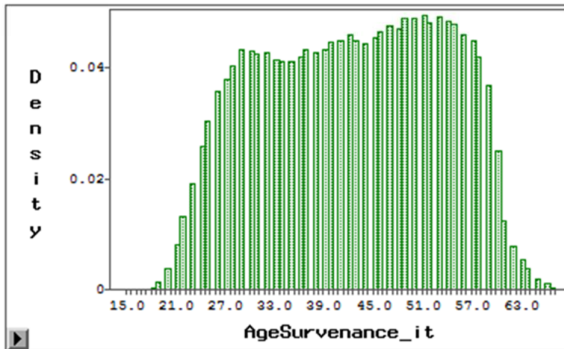
c) La Distribution de l'âge à la survenance de l'IT :

Autrement, ci-dessous quelques statistiques, l'histogramme, la boite à moustache et quelques calculs des moments sur la variable clé l'âge à la survenance d'incapacité « AgeSurvenance_it » détaillées par « Genre » :

► AgeSurvenance_it



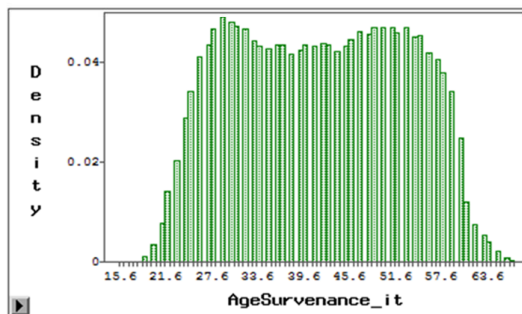
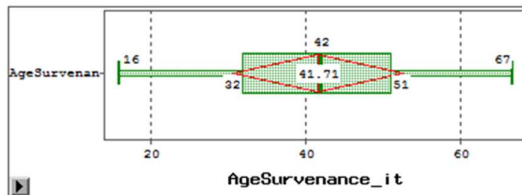
Moments			
N	239373.000	Sum Wgts	239373.000
Mean	42.3807	Sum	10144798.0
Std Dev	10.9230	Variance	119.3111
Skewness	-0.0844	Kurtosis	-1.0753
USS	458503498	CSS	28559743.0
CV	25.7734	Std Mean	0.0223



Quantiles			
100% Max	67.0000	99.0%	62.0000
75% Q3	52.0000	97.5%	60.0000
50% Med	43.0000	95.0%	59.0000
25% Q1	33.0000	90.0%	57.0000
0% Min	15.0000	10.0%	27.0000
Range	52.0000	5.0%	25.0000
Q3-Q1	19.0000	2.5%	23.0000
Mode	51.0000	1.0%	22.0000

► Genre = F

► AgeSurvenance_it

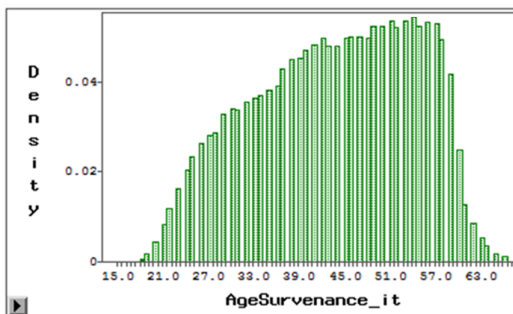
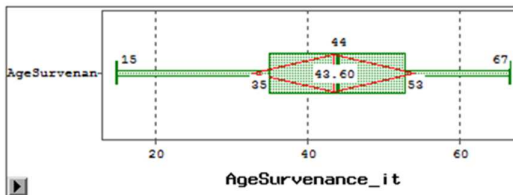


Moments			
N	154370.000	Sum Wgts	154370.000
Mean	41.7111	Sum	6438948.00
Std Dev	11.0155	Variance	121.3405
Skewness	0.0037	Kurtosis	-1.1183
USS	287307044	CSS	18731211.0
CV	26.4089	Std Mean	0.0280

Quantiles			
100% Max	67.0000	99.0%	62.0000
75% Q3	51.0000	97.5%	60.0000
50% Med	42.0000	95.0%	59.0000
25% Q1	32.0000	90.0%	57.0000
0% Min	16.0000	10.0%	27.0000
Range	51.0000	5.0%	25.0000
Q3-Q1	19.0000	2.5%	23.0000
Mode	29.0000	1.0%	22.0000

► Genre = H

► AgeSurvenance_it



Moments			
N	85003.0000	Sum Wgts	85003.0000
Mean	43.5967	Sum	3705850.00
Std Dev	10.6459	Variance	113.3342
Skewness	-0.2411	Kurtosis	-0.9227
USS	171196454	CSS	9633635.95
CV	24.4189	Std Mean	0.0365

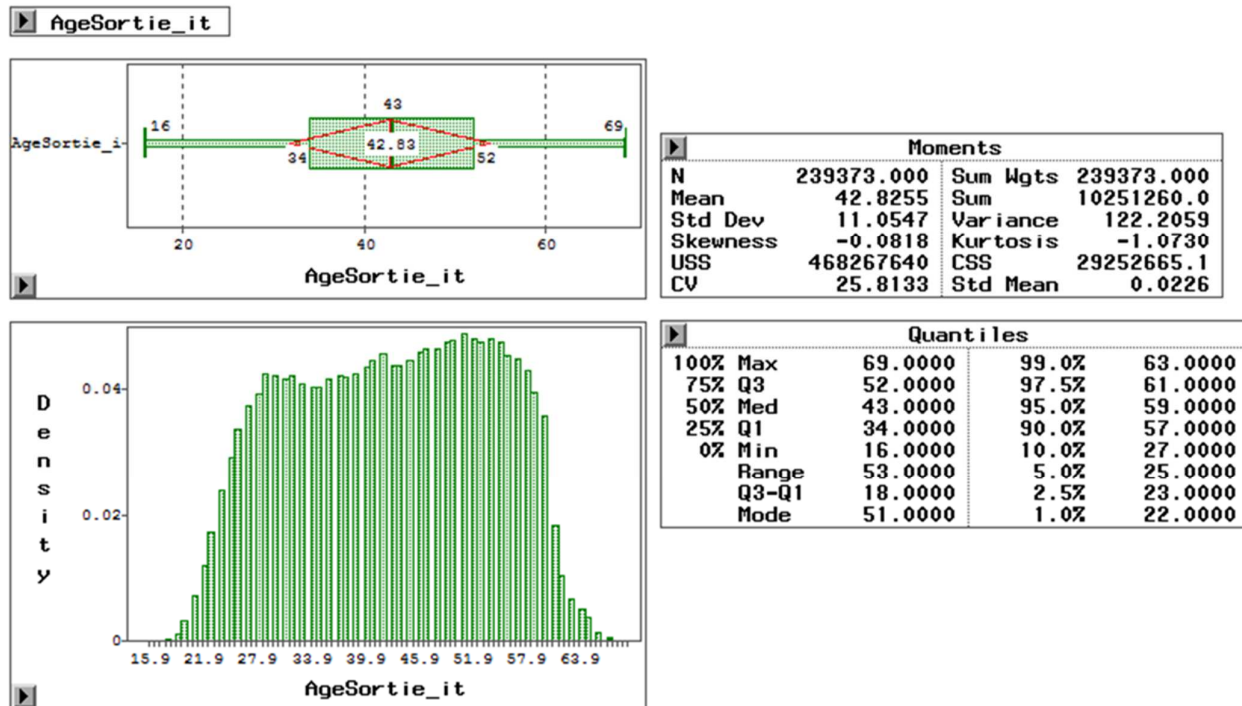
Quantiles			
100% Max	67.0000	99.0%	62.0000
75% Q3	53.0000	97.5%	60.0000
50% Med	44.0000	95.0%	59.0000
25% Q1	35.0000	90.0%	57.0000
0% Min	15.0000	10.0%	28.0000
Range	52.0000	5.0%	25.0000
Q3-Q1	18.0000	2.5%	23.0000
Mode	54.0000	1.0%	22.0000

L'âge moyen d'entrée en incapacité est autour de 42 ans, 41 ans pour les femmes et 44 ans pour les hommes, avec une variance et un écart interquartile stable en les deux populations.

Une légère différence entre les courbes de distribution de la variable « AgeSurvenance_it » entre les deux populations.

d) La Distribution de l'âge de Sortie de l'IT :

Ci-dessous quelques statistiques : l'histogramme, boîte à moustache et quelques calculs des moments sur la variable clé l'âge de sortie de l'état d'incapacité « AgeSortie_it » :



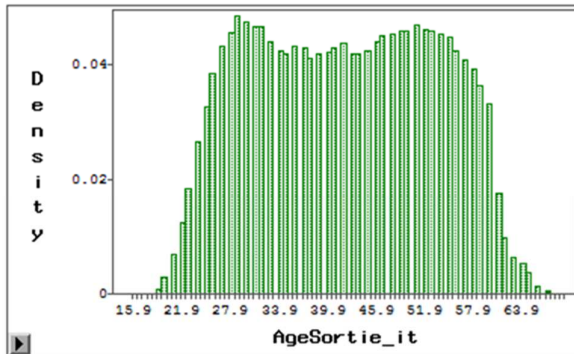
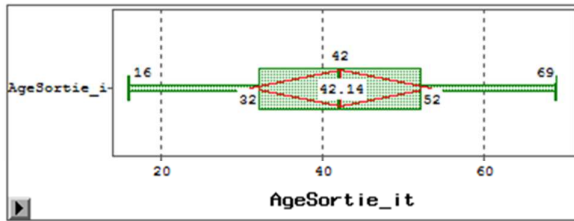
La distribution de la variable « AgeSortie_it » est similaire avec des caractéristiques analogues à celle de la variable « AgeSurvenance_it ».

L'âge moyen de sortie d'incapacité est au tour de 43 ans expliquant une durée d'incapacité en moyenne de plus d'un an sur toute la population.

De légères différences entre les distributions selon la variable « Genre » des deux variables « AgeSurvenance_it » et « AgeSortie_it ». Ces différences peuvent être considérées comme insignifiantes.

Genre = F

AgeSortie_it

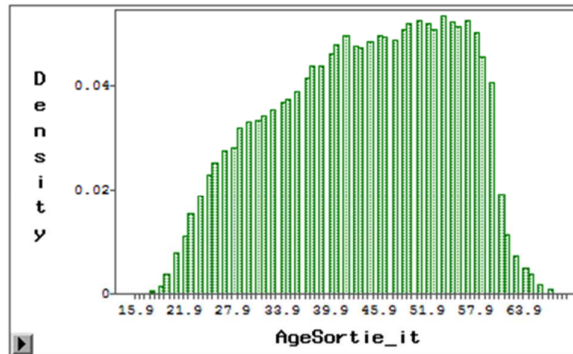
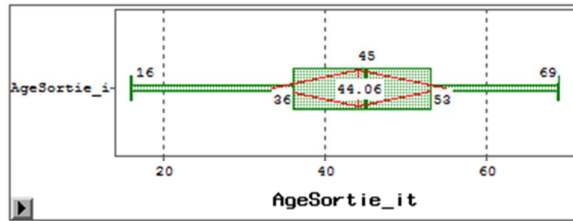


Moments			
N	154370.000	Sum Wgts	154370.000
Mean	42.1434	Sum	6505674.00
Std Dev	11.1349	Variance	123.9866
Skewness	0.0035	Kurtosis	-1.1174
USS	293310802	CSS	19139692.4
CV	26.4215	Std Mean	0.0283

Quantiles			
100% Max	69.0000	99.0%	63.0000
75% Q3	52.0000	97.5%	61.0000
50% Med	42.0000	95.0%	59.0000
25% Q1	32.0000	90.0%	57.0000
0% Min	16.0000	10.0%	27.0000
Range	53.0000	5.0%	25.0000
Q3-Q1	20.0000	2.5%	23.0000
Mode	29.0000	1.0%	22.0000

Genre = H

AgeSortie_it



Moments			
N	85003.0000	Sum Wgts	85003.0000
Mean	44.0642	Sum	3745586.00
Std Dev	10.7979	Variance	116.5941
Skewness	-0.2334	Kurtosis	-0.9213
USS	174956838	CSS	9910728.06
CV	24.5049	Std Mean	0.0370

Quantiles			
100% Max	69.0000	99.0%	63.0000
75% Q3	53.0000	97.5%	61.0000
50% Med	45.0000	95.0%	60.0000
25% Q1	36.0000	90.0%	58.0000
0% Min	16.0000	10.0%	29.0000
Range	53.0000	5.0%	26.0000
Q3-Q1	17.0000	2.5%	24.0000
Mode	54.0000	1.0%	22.0000

Commentaires sur les résultats obtenus :

L'âge d'entrée en état d'incapacité et l'âge de sortie de l'état des hommes en moyenne est plus élevé que celle des femmes (à peu près +2 ans).

L'effet de la variable Genre est insignifiant sur les distributions des âges en entrée et en sortie de l'état d'incapacité car les courbes de distributions sont sur les mêmes tendances.

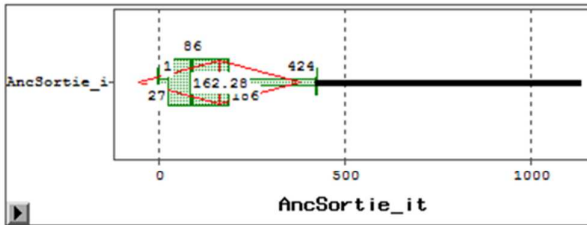
La stabilité des distributions des deux variables « AgeSurvenance_it » et « AgeSortie_it » selon la variable « Genre » est appuyée par la stabilité des coefficients d'aplatissement et les coefficients d'asymétrie de ces deux variables selon la variable « Genre ».

e) La Distribution de l'Ancienneté en état d'Incapacité :

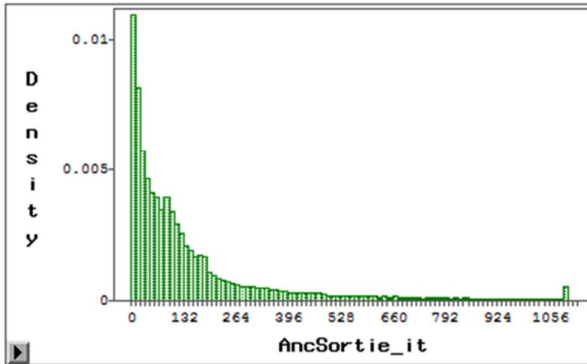
L'ancienneté en état d'incapacité est la durée dont l'assuré sinistré est resté en état d'incapacité, elle est nommée pour établir les statistiques « AncSortie_it ». Elle est mesurée [en jour](#) :

Elle se décline Ci-dessous la distribution de la durée de l'ancienneté en état d'incapacité « AncSortie_it » détaillées par la suite selon la variable « Genre » :

AncSortie_it



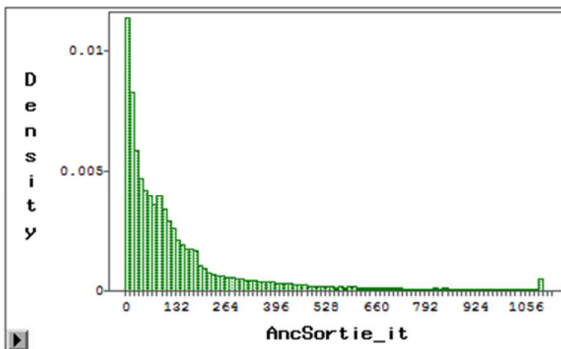
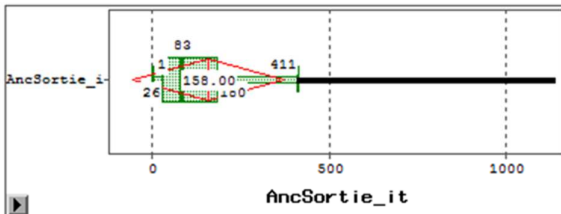
Moments			
N	239346.000	Sum Wgts	239346.000
Mean	162.2835	Sum	38841904.0
Std Dev	215.7395	Variance	46543.5365
Skewness	2.3153	Kurtosis	5.4456
USS	1.744E+10	CSS	1.114E+10
CV	132.9399	Std Mean	0.4410



Quantiles			
100% Max	1126.0000	99.0%	1058.0000
75% Q3	186.0000	97.5%	858.0000
50% Med	86.0000	95.0%	665.0000
25% Q1	27.0000	90.0%	438.0000
0% Min	1.0000	10.0%	9.0000
Range	1125.0000	5.0%	5.0000
Q3-Q1	159.0000	2.5%	4.0000
Mode	4.0000	1.0%	4.0000

Genre = F

AncSortie_it

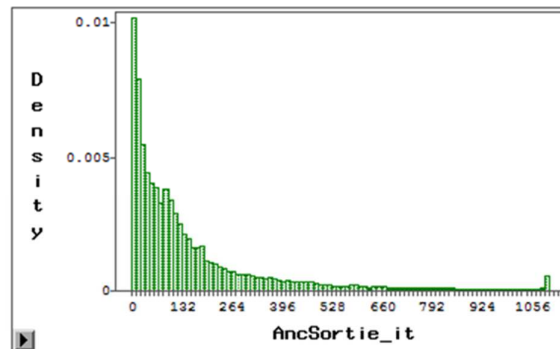
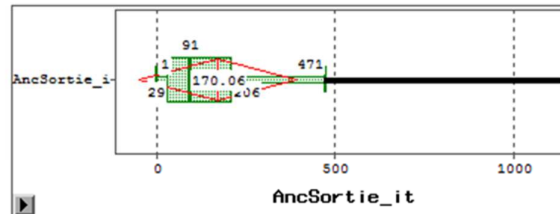


Moments			
N	154370.000	Sum Wgts	154370.000
Mean	158.0018	Sum	24390740.0
Std Dev	213.6986	Variance	45667.0915
Skewness	2.3776	Kurtosis	5.7637
USS	1.090E+10	CSS	7.050E+09
CV	135.2507	Std Mean	0.5439

Quantiles			
100% Max	1126.0000	99.0%	1053.0000
75% Q3	180.0000	97.5%	853.0000
50% Med	83.0000	95.0%	659.0000
25% Q1	26.0000	90.0%	428.0000
0% Min	1.0000	10.0%	8.0000
Range	1125.0000	5.0%	5.0000
Q3-Q1	154.0000	2.5%	4.0000
Mode	4.0000	1.0%	4.0000

Genre = H

AncSortie_it



Moments			
N	85003.0000	Sum Wgts	85003.0000
Mean	170.0624	Sum	14455812.0
Std Dev	219.1689	Variance	48035.0284
Skewness	2.2104	Kurtosis	4.9300
USS	6.541E+09	CSS	4.083E+09
CV	128.8756	Std Mean	0.7517

Quantiles			
100% Max	1126.0000	99.0%	1062.0000
75% Q3	206.0000	97.5%	869.0000
50% Med	91.0000	95.0%	678.0000
25% Q1	29.0000	90.0%	455.0000
0% Min	1.0000	10.0%	10.0000
Range	1125.0000	5.0%	6.0000
Q3-Q1	177.0000	2.5%	4.0000
Mode	4.0000	1.0%	4.0000

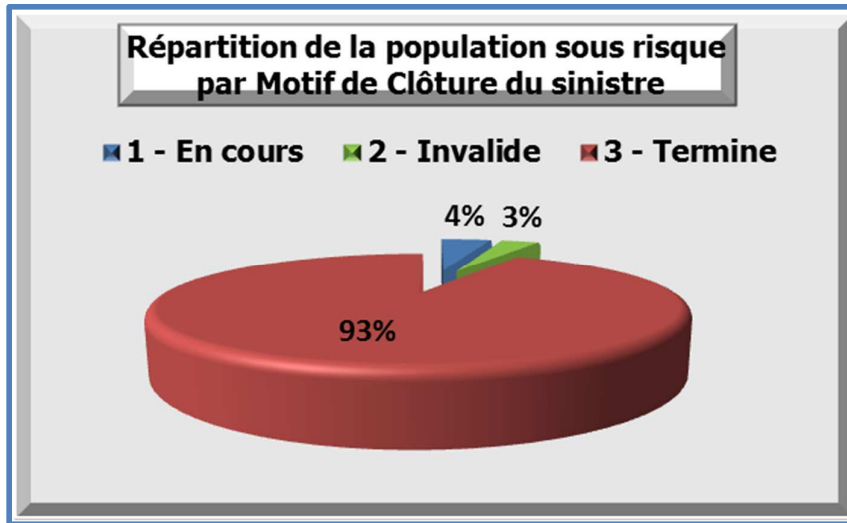
Généralement, les assurés restent en état d'incapacité 162 jours en moyenne, soit l'équivalent d'un peu plus que 5 mois.

Les deux distributions sont similaires au regard des graphiques et les caractéristiques statistiques, cependant l'effet de la variable « Genre » est insignifiant sur la variable « AgeSortie_it »

La durée moyenne en état d'incapacité des femmes est plus courte que celle des hommes.

f) La Répartition de la population sous risque d'Incapacité (IT) par Motif de clôture du sinistre :

93% des sinistres en incapacité sont clôturés avec la sortie de l'assuré de l'état d'incapacité, ce qui peut nous expliquer le caractère du risque court du maintien en incapacité.

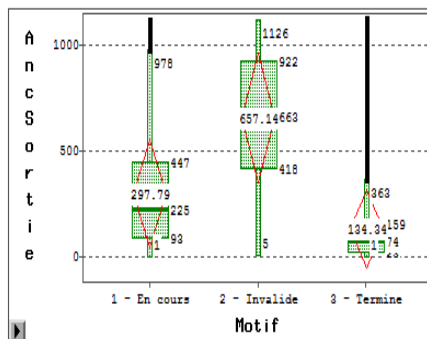


g) L'effet du Genre/Motif de clôture sur l'ancienneté dans l'état d'IT :

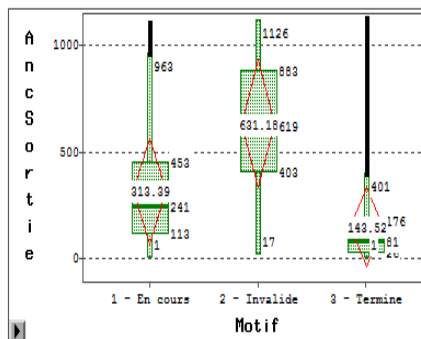
Cet axe d'analyse permet de regarder l'effet de la segmentation selon la variable qualitative « Genre » du sinistré et la durée de maintien en état d'incapacité en prenant en compte le motif de clôture du sinistre.

Ci-dessous quelques éléments statistiques avec la Box Plot de l'ancienneté en état d'incapacité selon le motif de clôture :

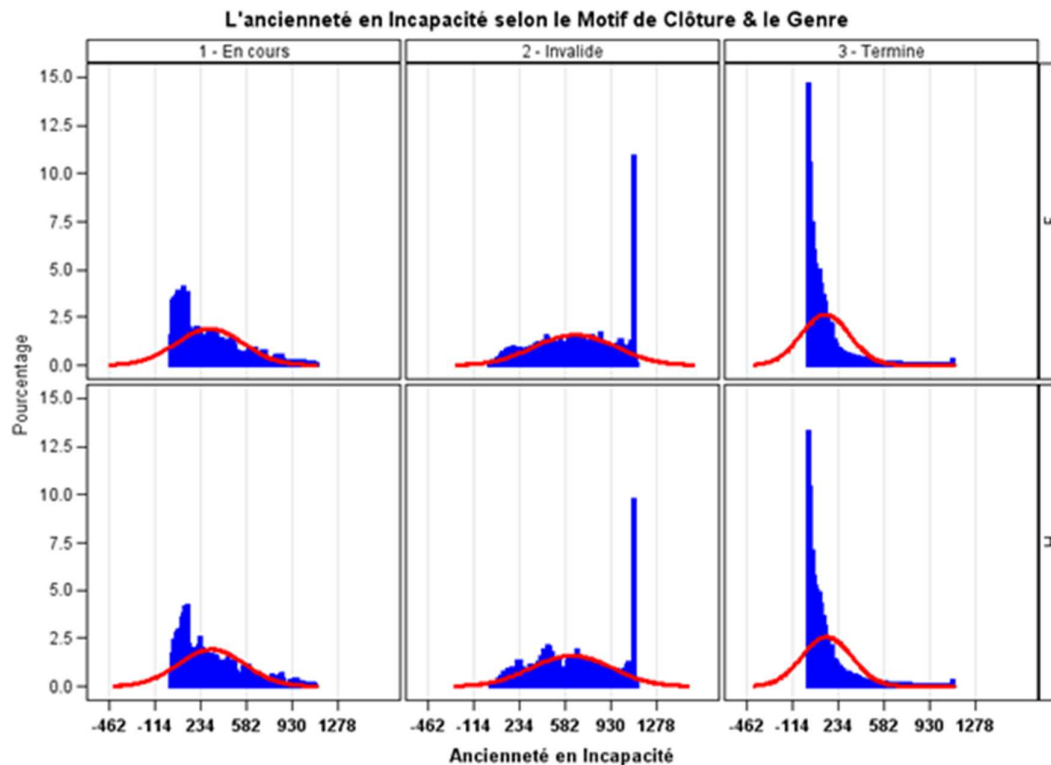
genre = F



genre = H



Ci-dessous les graphiques résumant l'effet étudié :



**L'effet de la segmentation par Genre n'est pas significatif sur l'ancienneté en état d'incapacité.
Les courbes de distribution par Motif sont similaires ==> Les sous-populations sont homogènes**

Le comportement des femmes est similaire à celui des hommes au niveau de la durée en maintien en état d'incapacité au regard des différences négligeables des histogrammes illustrés.

La durée maximale de l'état en incapacité est de 1096 jours (3 ans). Elle est bien illustrée dans le pic à 1096 de la catégorie invalidité.

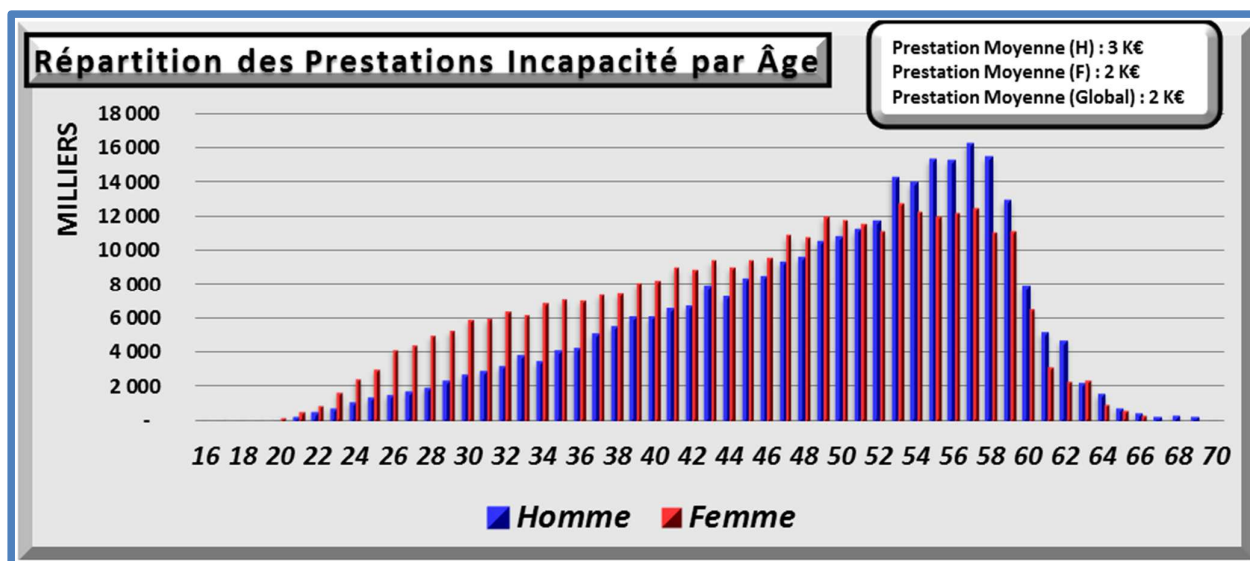
La durée moyenne des assurés femmes, en état d'incapacité, avec un passage en invalidité est de 657 jours, équivalent à ≈ 22 mois contre 20 mois pour les hommes.

A contrario, la durée moyenne de maintien en état d'incapacité (les dossiers en cours) des hommes est supérieure de 5% par rapport à celle des femmes.

Ce constat est en concordance avec la durée moyenne relative des dossiers terminés avec une sortie de l'état d'incapacité (+6%) pour les hommes par rapport à celle des femmes.

h) La répartition des Prestations en IT par âge de survenance :

Ci-dessous le graphique illustrant les prestations versées par âge de survenance en état d'incapacité :



Le graphique nous montre clairement que les prestations en état d'incapacité versées aux femmes sont plus élevées par rapport à celles des hommes jusqu'à l'âge de 50 ans. A partir de 51 ans l'effet s'inverse. Les hommes coûtent plus cher que les femmes.

Le pic est marqué entre 53 ans pour les femmes et 57 ans pour les hommes.

i) Les Prestations en IT par année & par Âge de survenance de l'IT :
(Les montants des prestations en K€)

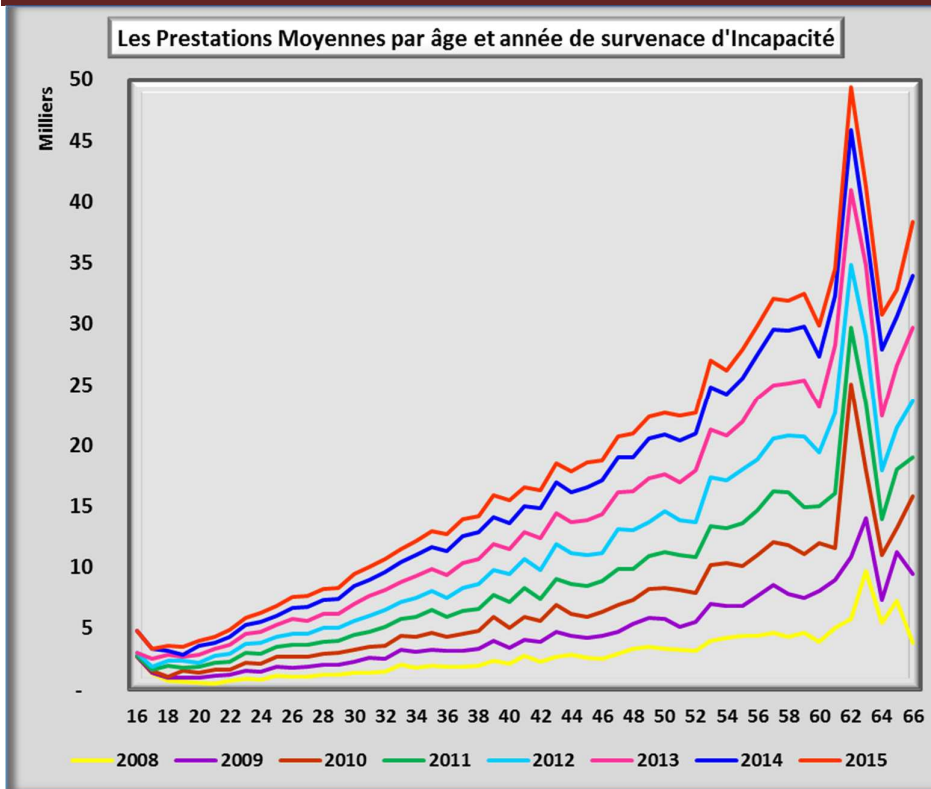
Cet axe d'analyse est intéressant à observer car le portefeuille étudié a subi des mouvements de population liés aux fusions diverses et variés sur la période d'observation (2008-2015).

Ces statistiques sont réalisées sur toute la base du portefeuille sans aucune segmentation des variables qualitatives (Motif de Clôture et Genre) où les années de survenance d'incapacité observées restent dans l'intervalle de la période d'observation, sachant que les années de survenance dans la base étudiée s'étendent de 1992 à 2015 :

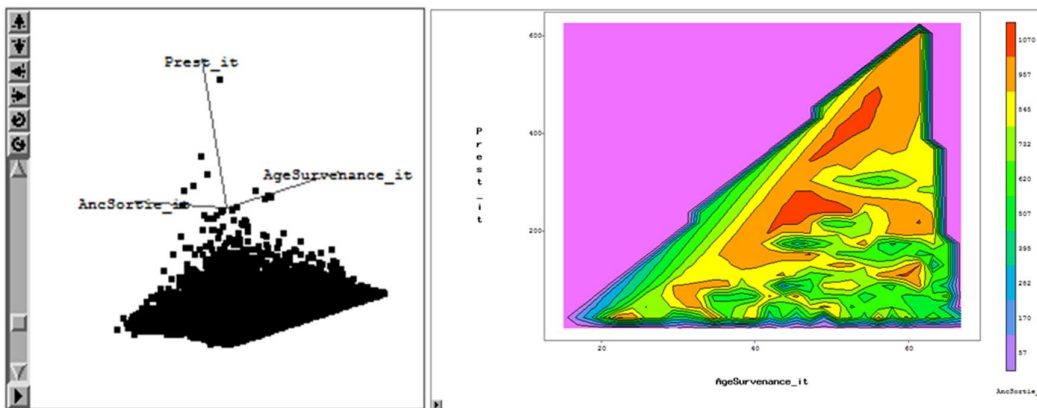
Le graphique montre que la prestation moyenne augmente avec l'augmentation de l'âge de survenance de l'état d'incapacité.

Ce qui peut expliquer pourquoi, plus l'âge de l'assuré avance, plus son risque de tomber dans l'état d'incapacité augmente, plus il coûte à l'organisme assureur.

Le pic des prestations à l'âge de 62 ans est commun à toutes les années de survenance de l'état d'incapacité. Un constat cohérent avec l'âge de départ en retraite généralement à 62 ans qui marque la fin de la garantie, d'où la chute des prestations moyenne après cet âge.



En complément de ces analyses, des graphiques en 3D exposants les interactions entre les trois variables clés étudiées avec un graphique thermique exposant les profondeurs des distributions des variables :

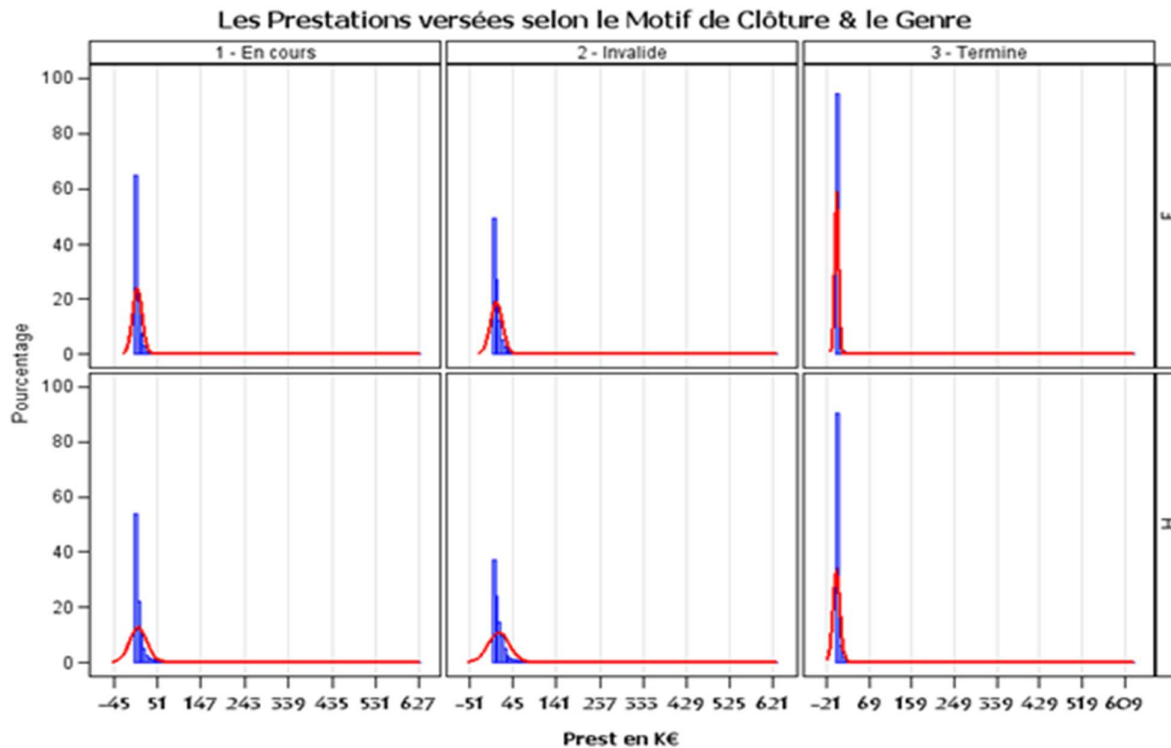


Prest_it : AgeSurvenance_it AncSortie_it

Univariate Statistics					
Variable	N	Mean	Std Dev	Minimum	Maximum
Prest_it	2.E+05	2.4840	7.1406	0.0010	627.9210
AgeSurvenance_it	2.E+05	42.3807	10.9229	15.0000	67.0000
AncSortie_it	2.E+05	162.2835	215.7395	1.0000	1126.0000

Correlation Matrix		
	AgeSurvenance_it	AncSortie_it
Prest_it	0.1500	0.5239

En conclusion finale, les corrélations sont positives entre les trois variables « Prest_it », « AgeSurvenance_it » et « AncSortie_it ». Les graphiques montrent généralement que les assurés avec un âge à partir de 40 ans comme âge d'entrée en incapacité et une durée en état d'incapacité dépassant les 900 jours sont les plus risqués.

j) L'effet du Genre/Motif de clôture sur les Prestations en IT :

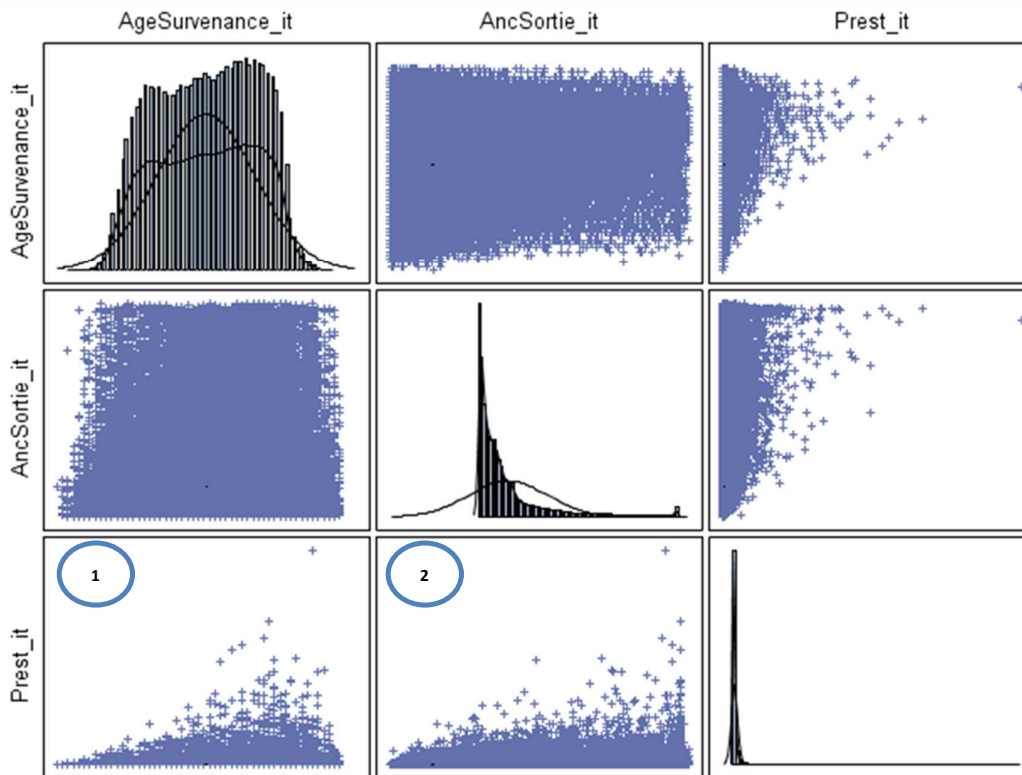
La distribution des sinistres à motif "Invalidité" est similaire à celle à motif "En cours" selon le Genre.
En revanche la distribution des sinistres à motif "Terminé" est stable par rapport au Genre.

Les graphiques montrent que la distribution des prestations versées aux femmes relatives au risque d'incapacité pour tout motif de clôture confondu est moins dispersée par rapport à celle des prestations versées aux hommes.

k) Résumé des interactions entre les variables illustrées :

La variable âge d'entrée en état d'incapacité est lié directement à la variable ancienneté en état d'incapacité avec les mêmes caractéristiques.

Ci-dessous les courbes de distributions et les graphiques de nuage de point des trois variables clés prestations « Prest_it », l'âge d'entrée en état d'incapacité « AgeSurvenance_it » et la durée de maintien en état d'incapacité « AncSortie_it » ainsi l'effet croisé entre elles :



Le graphique de nuage de points désigné par **(1)** représente Prest_it /AgeSurvenance_it et celui désigné par **(2)** représente Prest_it/ AncSortie_it.

En considérant la corrélation entre les deux variables « AgeSurvenance_it » et « AncSortie_it », les deux graphiques montrent une distinction au niveau de l'étendu et la dispersion des points de nuage.

1) Les Tests de Lois Statistiques :

Cette partie d'analyse statistique porte sur les tests de lois statistiques les plus connues et utilisées dans les concepts statistiques et par ailleurs dans la modélisation des données de survie :

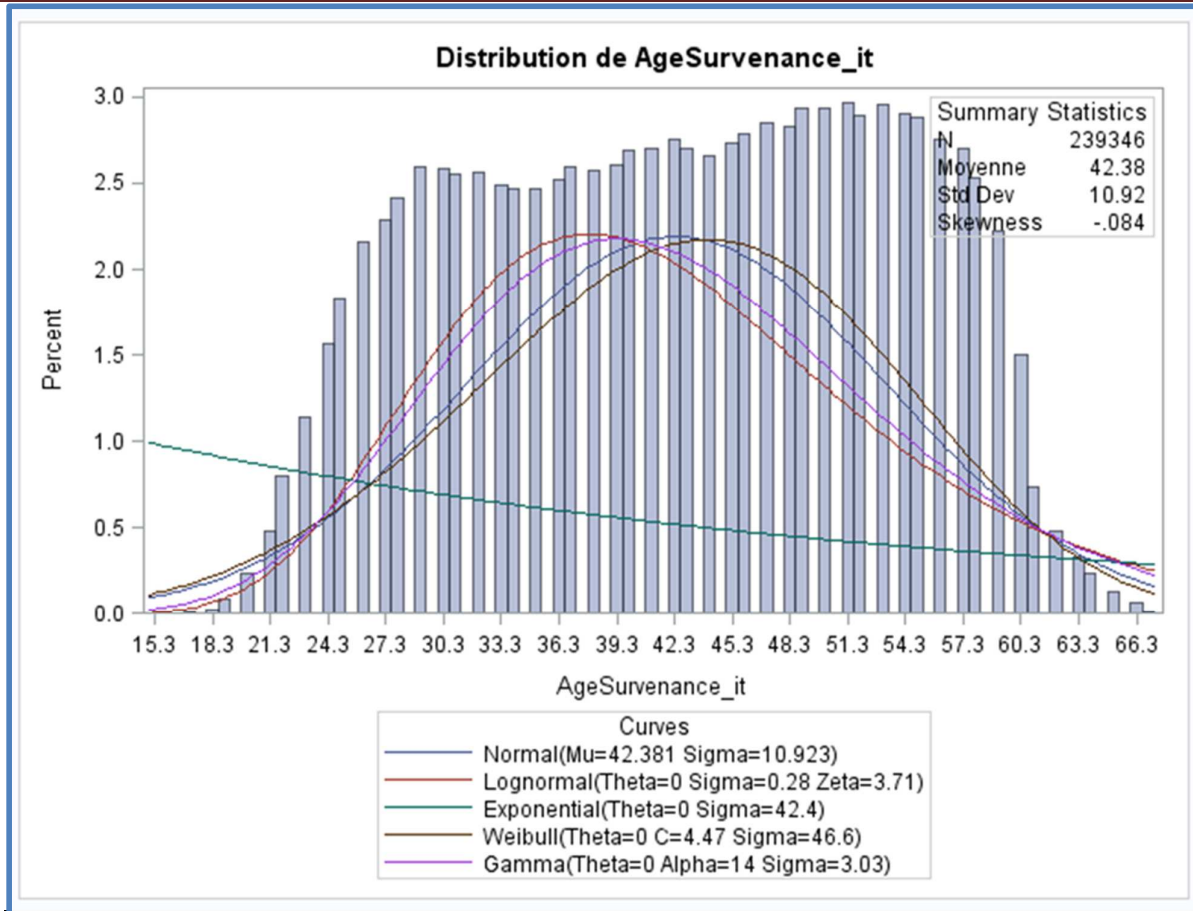
1. La loi Normale
2. La loi Log Normale
3. La loi exponentielle
4. La loi Weibull
5. La loi Gamma

Les tests de lois vont être menés sur les trois variables clés : l'Age de survivance, les Prestations et la durée d'ancienneté en état.

(1) L'Age de survivance de l'état d'Incapacité (IT)

Pour rappel, la variable « AgeSurvenance_it » désigne l'âge de survivance de l'état d'incapacité.

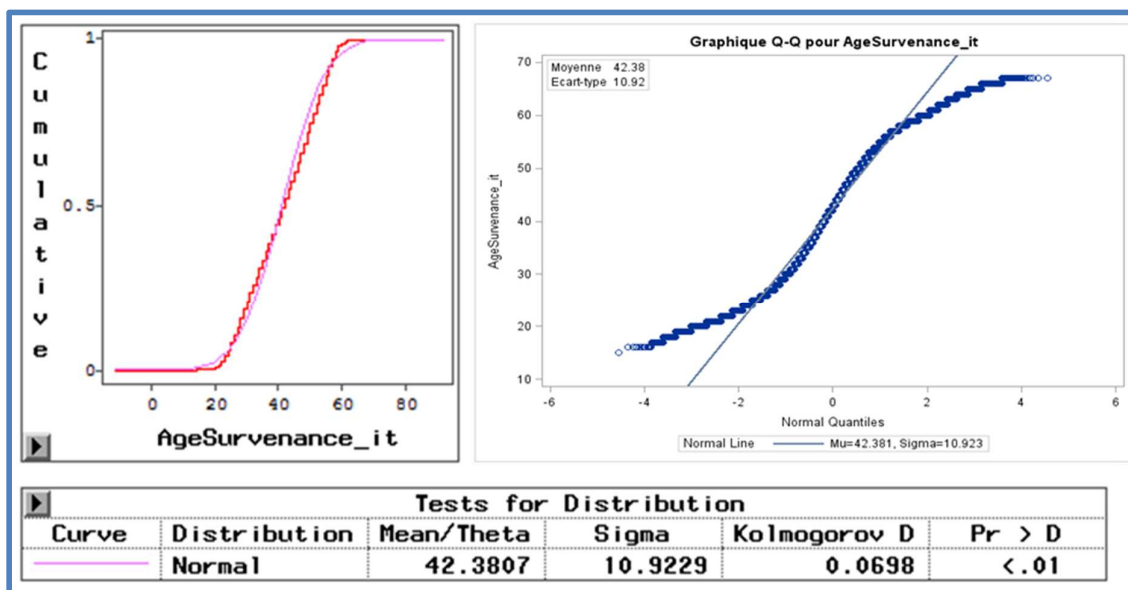
Ci-dessous le graphique résumant tous les tests des lois statistiques :



Toutes les hypothèses d’ajustement de la distribution de la variable « Age Survenance_it » avec les cinq lois statistiques à tester ; citées au début de cette partie ; sont rejetés car les tests d’ajustement sont non significatifs.

Les détails des résultats seront exposés en [annexe 5](#) :

Zoom sur l’ajustement avec la loi Normale :

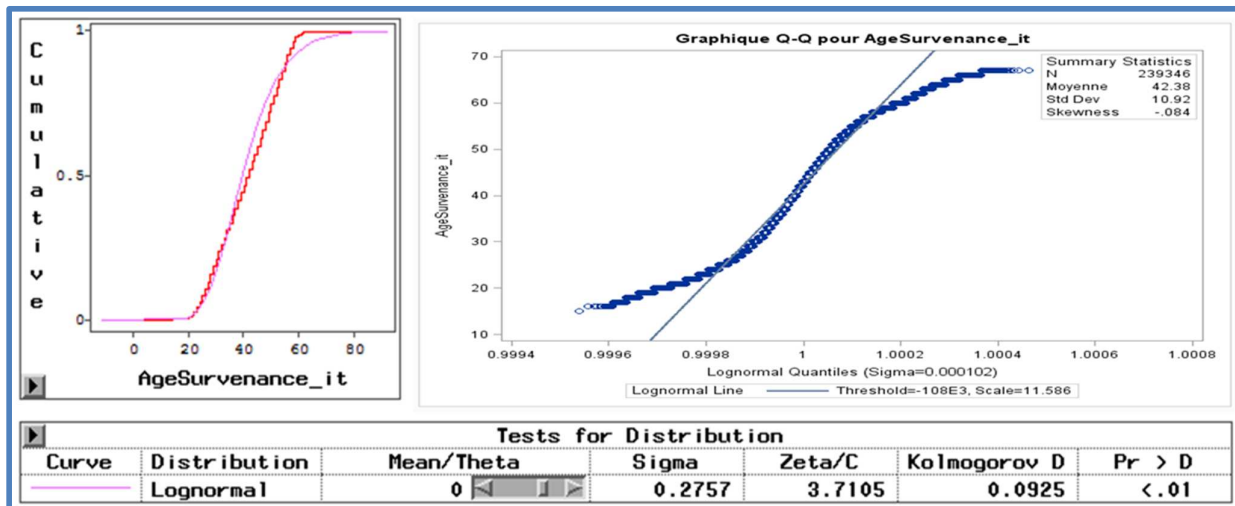


Les graphiques Q-Q Plot et P-P Plot, confirmé avec le test de Kolmogorov-Smirnov, montrent clairement le non ajustement de la variable « AgeSurvenance_it » avec la loi Normale.

Conclusion : La variable « AgeSurvenance_it » **ne suit pas une loi Normale.**

Zoom sur l'ajustement avec la loi Log Normale :

Les graphiques appuyés par le résultat du test de Kolmogorov-Smirnov, ci-dessous, montrent l'inadéquation des données de la variable « AgeSurvenance_it » avec la loi Log Normale.



Conclusion : La variable « AgeSurvenance_it » **ne suit pas une loi Log Normale**

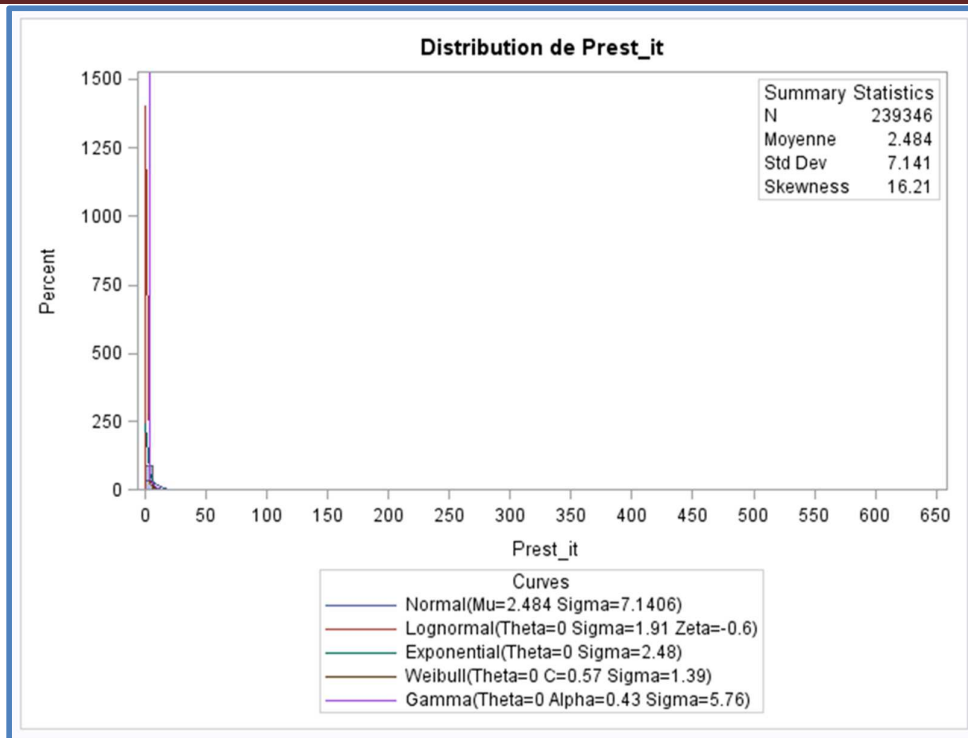
(2) Les Prestations d'Incapacité (IT) :

Les montants des prestations versées au titre de la garantie d'incapacité aux assurés sinistrés sont représentés par la variable nommée « Prest_it » dont les montants sont en K€.

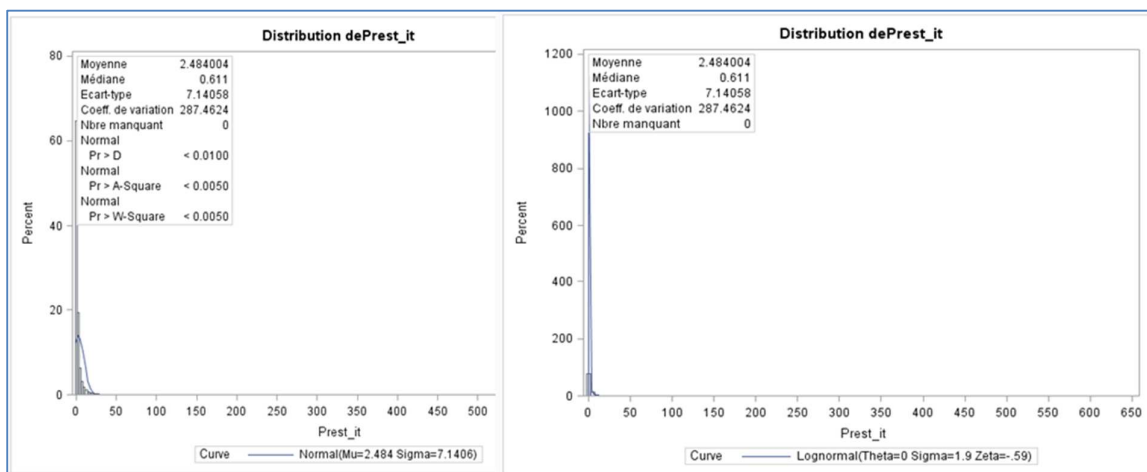
Le graphique résumant tous les tests des cinq lois statistiques sur la variable « Prest_it » est exposé dans la suite :

Tous les tests de la distribution de la variable « Prest_it » avec les lois à tester sont rejetés au regard des résultats non significatifs.

Les détails des résultats seront exposés en annexe 6 :

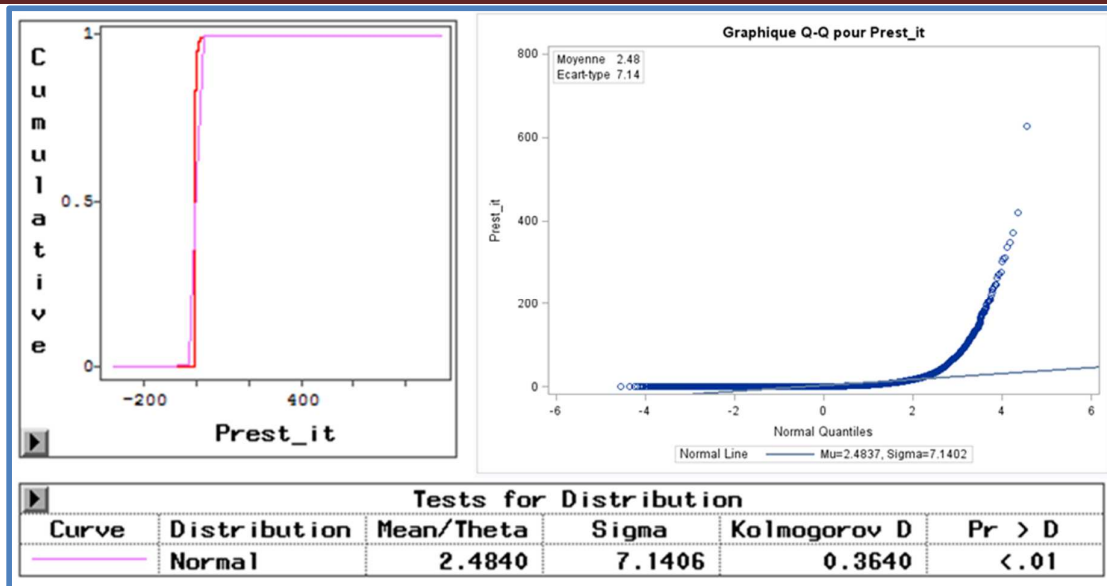


Ci-dessous zoom sur la distribution de la variable « Prest_it » avec les deux lois Normale et Log Normale :



Zoom sur l'ajustement avec la loi Normale :

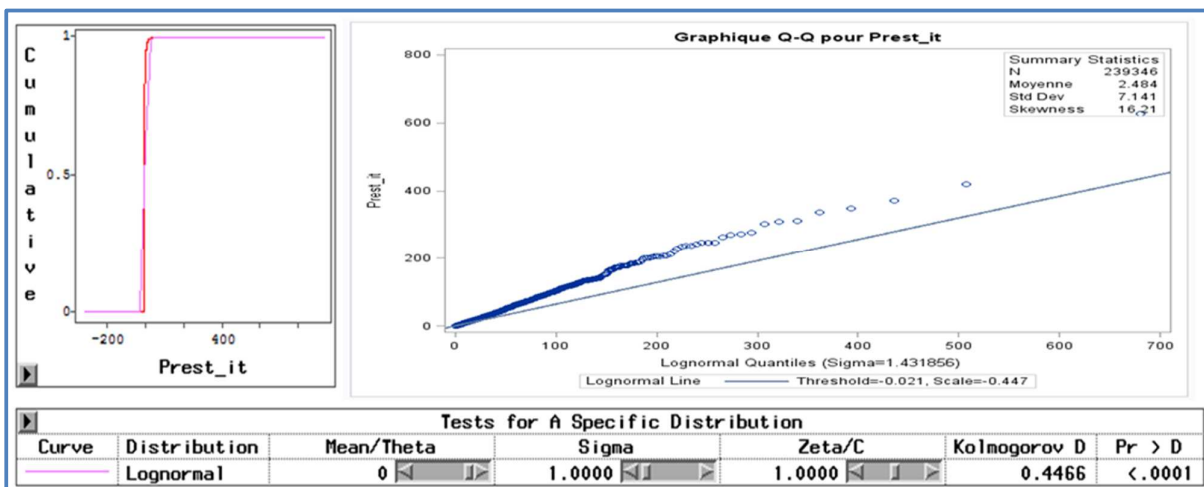
Les deux graphiques, le Q-Q plot et le P-P Plot montrent formellement que l'hypothèse de normalité de la variable « Prest_it » est rejetée.



Conclusion : la variable « Prest_it » **ne suit pas une loi Normale.**

Zoom sur l’ajustement avec la loi Log Normale :

Le Q-Q Plot montre graphiquement les résultats du Fitting de la variable « Prest_it » avec la distribution de la loi Log Normale :



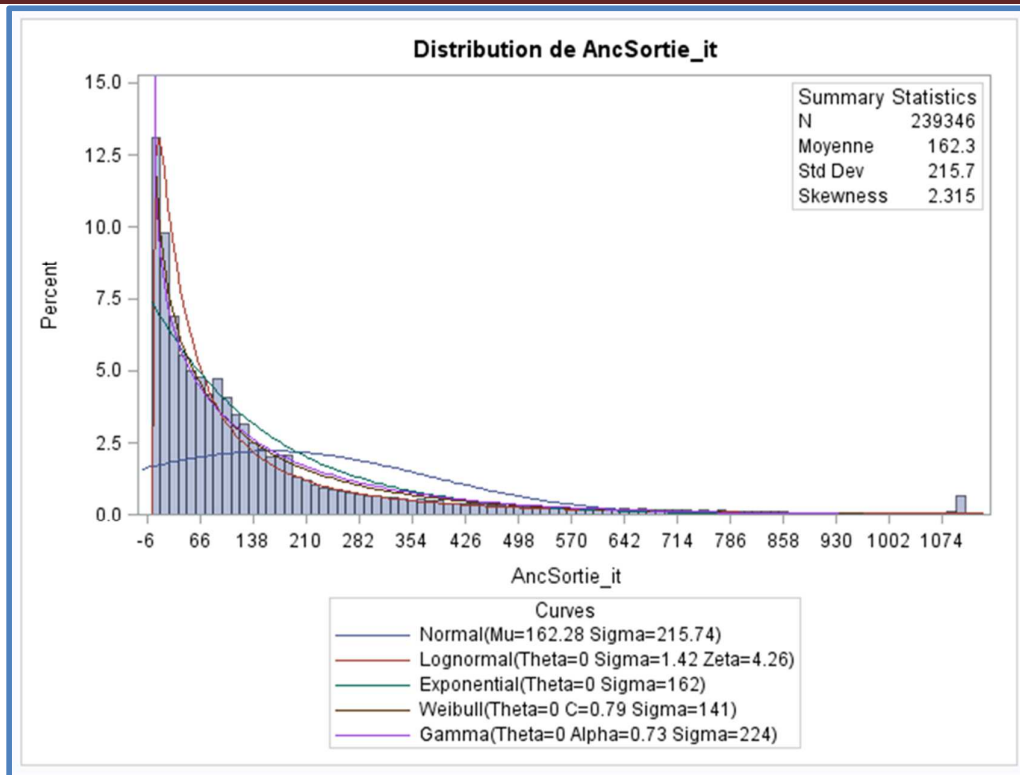
Les graphiques montrent clairement l’inadaptation des données de la variable « Prest_it » avec la loi Log Normale. Ce résultat est confirmé avec le test de Kolmogorov-Smirnov.

Conclusion : la variable « Prest_it » **ne suit pas une loi Log Normale.**

(3) La Durée de maintien en état d’Incapacité (IT) :

La durée de maintien en état d’incapacité représente l’ancienneté en état d’incapacité de l’assuré sinistré, nommée « AncSortie_it », calculée [en jour](#) :

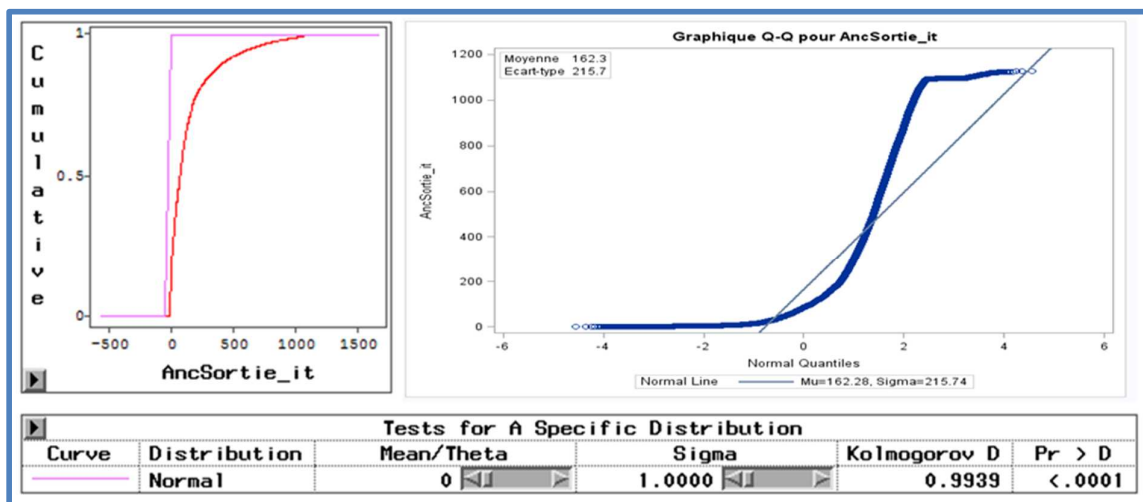
Ci-dessous le graphique résumant tous les tests des lois statistiques :



Toutes les hypothèses d’ajustement de la distribution de la variable « Anc Sortie » avec les cinq lois à tester ; citées au début de cette partie ; sont rejetés car les tests d’ajustement sont non significatifs. Les détails des résultats seront exposés en annexe 7 :

Zoom sur l’ajustement avec la loi Normale :

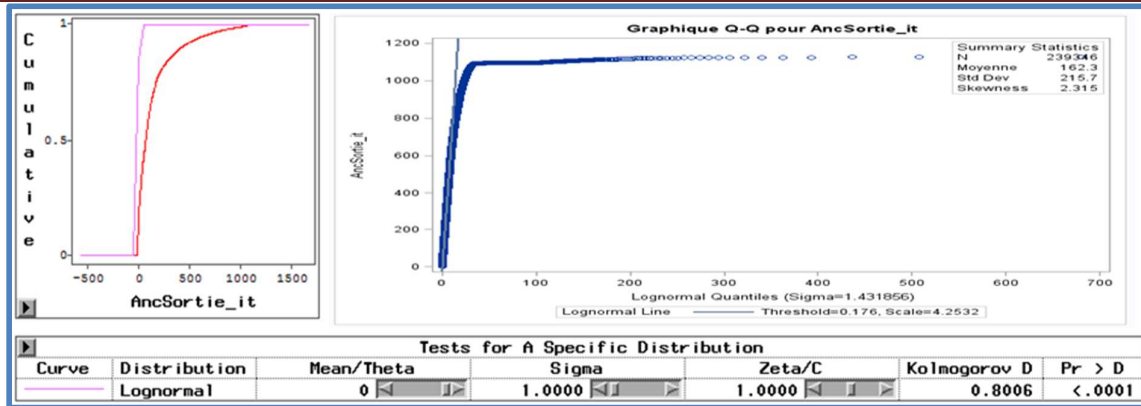
Le Q-Q Plot montre graphiquement les résultats du Fitting de la variable « AncSortie_it » avec la distribution de la loi Normale :



Le Q-Q plot montre significativement que l’hypothèse de normalité la variable « AncSortie_it » est non vérifiée, appuyé avec le résultat du test de Kolmogorov-Smirnov

Conclusion : la variable « AncSortie_it » **ne suit pas une loi Normale.**

Zoom sur l’ajustement avec la loi Log Normale :



Le Q-Q plot et le P-P Plot confirment formellement que l'hypothèse de la Log-normalité de la variable « AncSortie_it » est non vérifiée, rapprochée avec le résultat du test de Kolmogorov-Smirnov

Conclusion : la variable « AncSortie_it » **ne suit pas une loi Log-Normale.**

2. Les Données d'Invalidité (IP) :

a) La Présentation des variables finales de l'invalidité :

Pour établir les statistiques descriptives relatives aux données d'invalidité, les variables retenues sont les données finales après fiabilisation et retraitement qui vont aussi servir par la suite dans la modélisation sont :

1. **Date fin d'inventaire** : Le dernier inventaire connu dont le sinistre est rattaché ;
2. **Date de naissance** : La date de naissance de l'assuré sinistré ;
3. **Sexe (Genre)** : Le genre de l'assuré sinistré (Homme : H, Femme : F) ;
4. **Date survenance de sinistre** : La date quand l'assuré est rentré en état d'incapacité ;
5. **Date entrée** : La date d'entrée en état d'invalidité, égale à la date d'invalidité fictive définitive après le traitement des données, peut être différente de la date de survenance en cas passage de l'état d'incapacité à l'état d'invalidité, comme elle peut être égale à la date de survenance en cas d'état d'invalidité directe ;
6. **Date de prise en charge** : par définition est la date de début de paiement des indemnités par l'assureur, ainsi, elle est égale à la date d'entrée en état d'invalidité.
Cette date est tronquée si la date est inférieure au 01/01/2008 (début de la période de l'observation des données);
7. **Date de clôture** : La date de fin de sinistre :
 - ✓ Quand le sinistre est clos, il s'agit de la date renseignée dans le système,
 - ✓ Sinon la date de fin d'observation est affectée si le sinistre est toujours ouvert dans le but de prendre en compte la date de fin d'observation des données.
8. **Motif** : la cause de clôture du sinistre (En cours, Terminé) ;
9. **Prestations versées (Prest_ip)** : la somme des prestations versées entre la date de prise en charge et la date de clôture du sinistre.

Pour établir les statistiques, des variables complémentaires ont été calculées :

10. **Age de survenance d'invalidité (Age Survenance_ip)** : est l'âge civil égal à la partie entière du calcul suivant :

$$\text{Arrondi} \left(\frac{(\text{Date entrée} - \text{Date de naissance})}{365.25} ; 0 \right) ;$$

11. **Age de sortie d'invalidité (AgeSortie_ip)** : est l'âge civil égal à la partie entière du calcul suivant :

$$\text{Arrondi} \left(\frac{(\text{Date de clôture} - \text{Date de naissance})}{365.25} ; 0 \right) ;$$

12. **Ancienneté de sortie d'invalidité (AncSortie_ip)** : il s'agit de l'ancienneté dans l'état d'invalidité depuis la survenance du sinistre en invalidité ou le passage en invalidité *en année* :

$$\frac{(\text{Date de clôture} - \text{Date entrée})}{365.25} ;$$

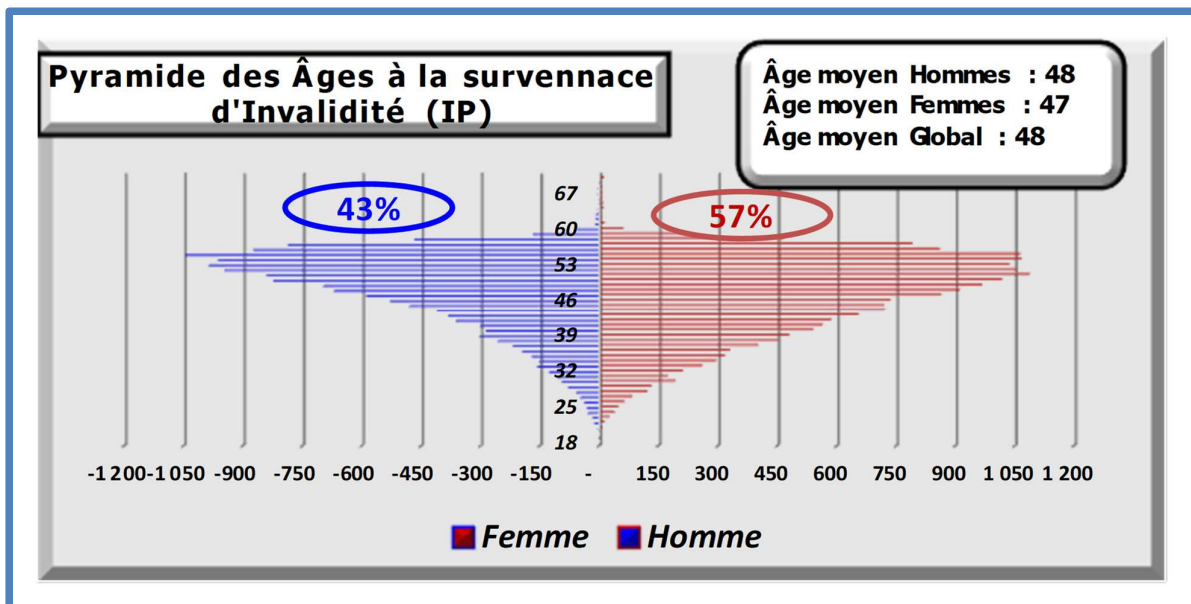
13. **Censure** : variable indicatrice pour les besoins de statistiques de données de survie :
 - 0 si pour le motif Terminé,
 - 1 si le sinistre est toujours en cours à la date de fin d'observation.

Les statistiques descriptives concernent quelques variables clés pour l'étude du risque (IP) au regard des besoins des données de survie : Age de survenance de l'IP, Age de sortie de l'IP, ancienneté en IP et les prestations versées au titre de l'IP.

Les statistiques sont extraites généralement avec une répartition par « Genre ».

b) La Répartition de la population (IP) par Genre et par Âge de survenance d'invalidité :

La population sous risque étudiée des assurés entrés en état d'invalidité est composée à plus de 50% de femmes :



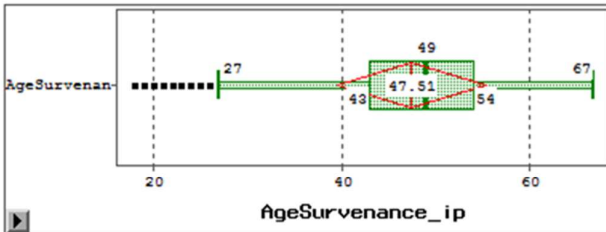
La répartition de l'âge à la survenance d'invalidité de la population sous risque est illustrée via la pyramide des âges par genre :

- Le pic pour le genre Femme est à l'âge de 51 ans avec plus de 1 000 assurées entrées en état d'invalidité, représentant +56% de la population sous risque de cet âge.
- Le pic pour le genre Homme est à l'âge de 55 ans avec plus de 1 000 assurés entrés en état d'invalidité, représentant 50% de la population sous risque de cet âge.
- Le pic pour toute la population est à l'âge de 55 ans avec plus de 2 000 assurés entrés en état d'invalidité.

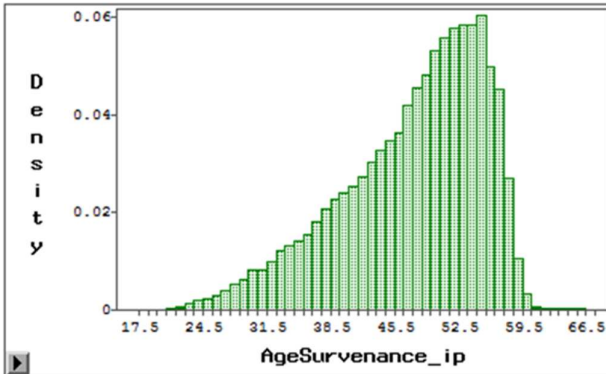
c) La Distribution de l'âge à la survenance de l'IP :

Ci-dessous quelques statistiques : l'histogramme, boîte à moustache et quelques calculs des moments sur la variable clé l'âge à la survenance d'invalidité « AgeSurvenance_ip » détaillées par la variable « Genre » :

AgeSurvenance_ip



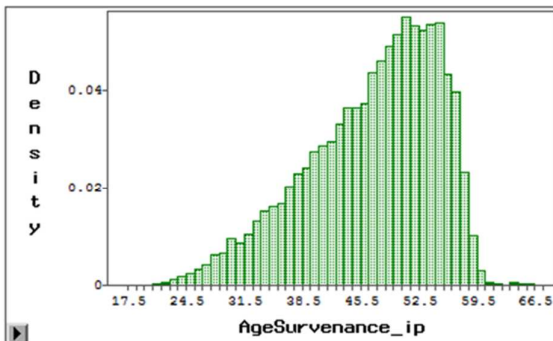
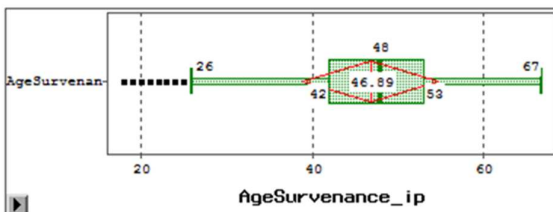
Moments			
N	34216.0000	Sum Wgts	34216.0000
Mean	47.5062	Sum	1625471.00
Std Dev	7.8451	Variance	61.5452
Skewness	-0.7716	Kurtosis	0.0422
USS	79325667.0	CSS	2105770.70
CV	16.5138	Std Mean	0.0424



Quantiles			
100% Max	67.0000	99.0%	59.0000
75% Q3	54.0000	97.5%	58.0000
50% Med	49.0000	95.0%	57.0000
25% Q1	43.0000	90.0%	56.0000
0% Min	18.0000	10.0%	36.0000
Range	49.0000	5.0%	32.0000
Q3-Q1	11.0000	2.5%	29.0000
Mode	55.0000	1.0%	26.0000

Genre = F

AgeSurvenance_ip

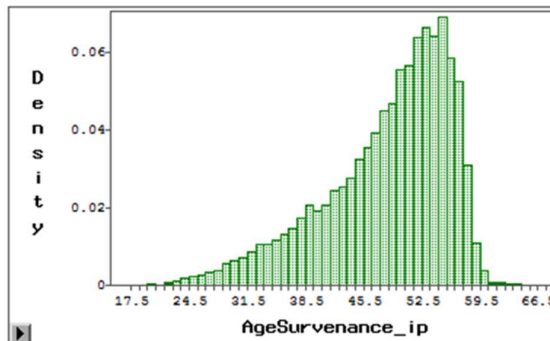
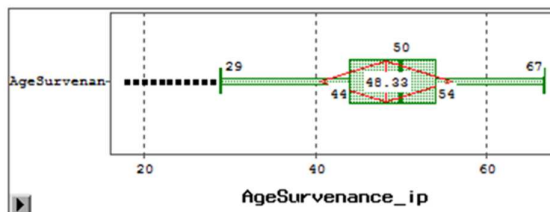


Moments			
N	19552.0000	Sum Wgts	19552.0000
Mean	46.8883	Sum	916761.000
Std Dev	7.9181	Variance	62.6958
Skewness	-0.6559	Kurtosis	-0.1635
USS	44211175.0	CSS	1225765.27
CV	16.8871	Std Mean	0.0566

Quantiles			
100% Max	67.0000	99.0%	59.0000
75% Q3	53.0000	97.5%	58.0000
50% Med	48.0000	95.0%	57.0000
25% Q1	42.0000	90.0%	56.0000
0% Min	18.0000	10.0%	35.0000
Range	49.0000	5.0%	32.0000
Q3-Q1	11.0000	2.5%	29.0000
Mode	51.0000	1.0%	26.0000

Genre = H

AgeSurvenance_ip



Moments			
N	14664.0000	Sum Wgts	14664.0000
Mean	48.3299	Sum	708710.000
Std Dev	7.6699	Variance	58.8278
Skewness	-0.9439	Kurtosis	0.4454
USS	35114492.0	CSS	862591.830
CV	15.8699	Std Mean	0.0633

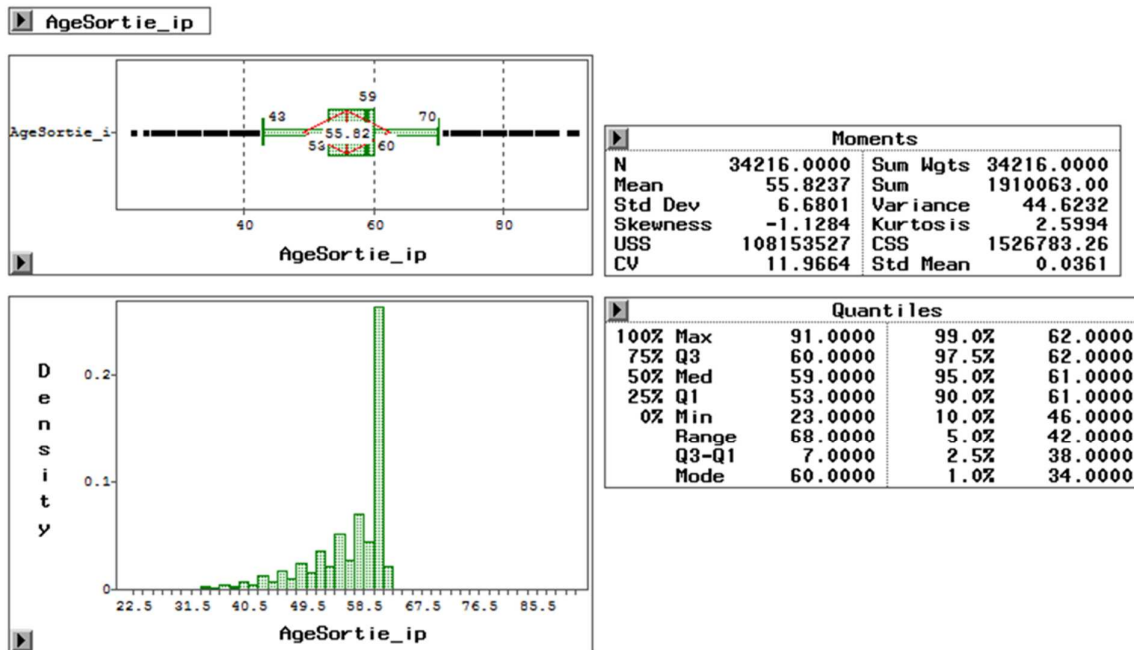
Quantiles			
100% Max	67.0000	99.0%	59.0000
75% Q3	54.0000	97.5%	58.0000
50% Med	50.0000	95.0%	57.0000
25% Q1	44.0000	90.0%	57.0000
0% Min	18.0000	10.0%	37.0000
Range	49.0000	5.0%	33.0000
Q3-Q1	10.0000	2.5%	30.0000
Mode	55.0000	1.0%	26.0000

L'âge moyen d'entrée en invalidité est au tour de 47 ans, 47 ans pour les femmes et 48 ans pour les hommes, avec une variance stable pour les deux populations.

De légères différences entre la distribution de la variable âge d'entrée en invalidité « AgeSurvenance_ip » selon la variable « Genre » peuvent être considérées comme insignifiantes, de ce fait les deux courbes sont considérées comparables.

d) La Distribution de l'âge de Sortie de l'IP :

Ci-dessous quelques statistiques : l'histogramme, boîte à moustache et quelques calculs des moments sur la variable clé l'âge de sortie de l'état d'invalidité « AgeSortie_ip », détaillées par la variable « Genre » :

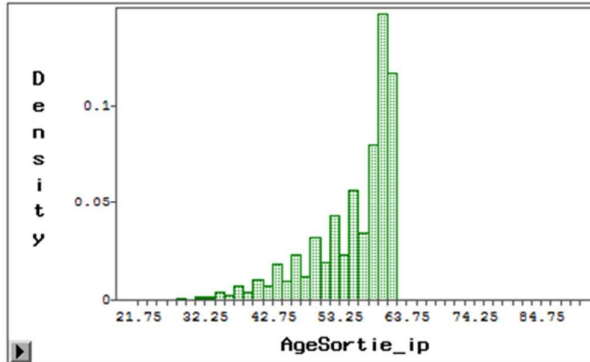
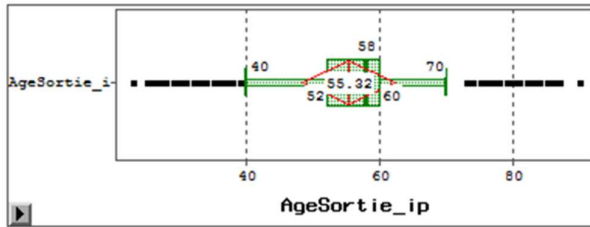


L'âge moyen de sortie d'invalidité est au tour de 55 ans.

L'âge moyen de sortie de l'état d'invalidité des hommes est plus élevé que celle des femmes avec un écart de plus d'un an entre les femmes et les hommes.

Genre = F

AgeSortie_ip

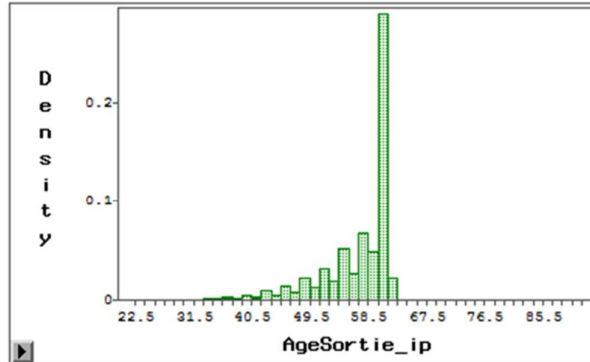
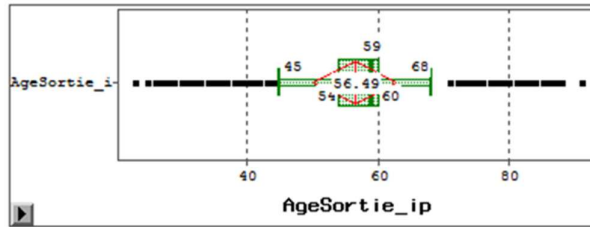


Moments			
N	19552.0000	Sum Wgts	19552.0000
Mean	55.3237	Sum	1081689.00
Std Dev	6.9229	Variance	47.9267
Skewness	-1.0253	Kurtosis	1.9535
USS	60780053.0	CSS	937014.297
CV	12.5135	Std Mean	0.0495

Quantiles			
100% Max	90.0000	99.0%	62.0000
75% Q3	60.0000	97.5%	62.0000
50% Med	58.0000	95.0%	61.0000
25% Q1	52.0000	90.0%	61.0000
0% Min	23.0000	10.0%	45.0000
Range	67.0000	5.0%	41.0000
Q3-Q1	8.0000	2.5%	38.0000
Mode	60.0000	1.0%	34.0000

Genre = H

AgeSortie_ip



Moments			
N	14664.0000	Sum Wgts	14664.0000
Mean	56.4903	Sum	828374.000
Std Dev	6.2804	Variance	39.4438
Skewness	-1.2695	Kurtosis	3.7999
USS	47373474.0	CSS	578364.625
CV	11.1177	Std Mean	0.0519

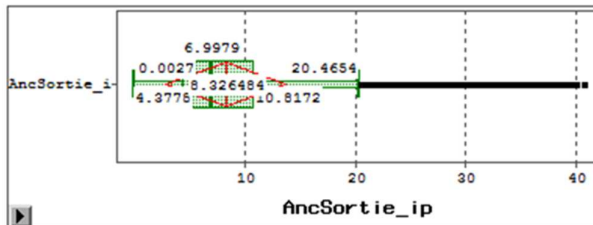
Quantiles			
100% Max	91.0000	99.0%	62.0000
75% Q3	60.0000	97.5%	62.0000
50% Med	59.0000	95.0%	61.0000
25% Q1	54.0000	90.0%	61.0000
0% Min	23.0000	10.0%	48.0000
Range	68.0000	5.0%	43.0000
Q3-Q1	6.0000	2.5%	39.0000
Mode	60.0000	1.0%	35.0000

En revanche l'effet de variable « Genre » est significatif sur la variable « AgeSortie_ip », remarqué sensiblement dans les graphiques des courbes de distribution de la variable « AgeSortie_ip » selon le « Genre ».

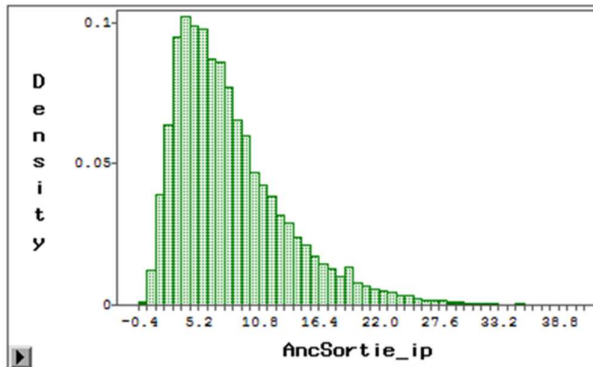
e) La Distribution de l'Ancienneté en état d'Invalidité :

Ci-dessous la distribution de la durée en état d'invalidité mesurée en année « AncSortie_ip » et détaillée par la variable « Genre » :

AncSortie_ip



Moments			
N	34165.0000	Sum Wgts	34165.0000
Mean	8.3265	Sum	284474.311
Std Dev	5.4650	Variance	29.8661
Skewness	1.4805	Kurtosis	2.9400
USS	3389015.41	CSS	1020344.74
CV	65.6338	Std Mean	0.0296



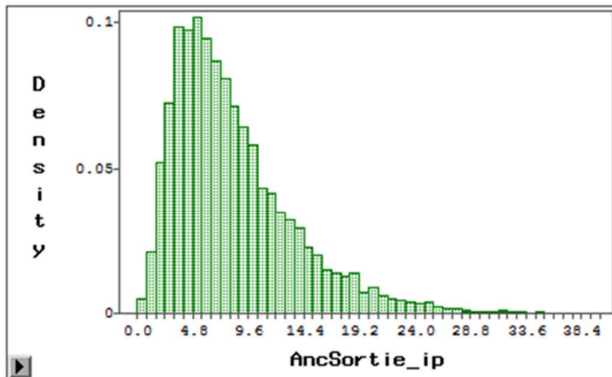
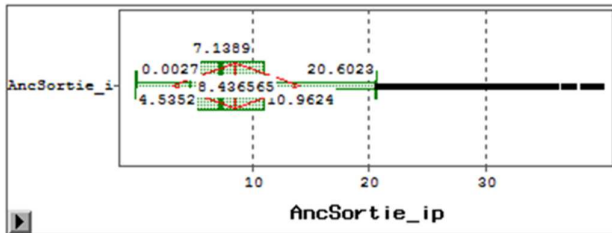
Quantiles			
100% Max	40.8159	99.0%	26.9596
75% Q3	10.8172	97.5%	22.6010
50% Med	6.9979	95.0%	19.0007
25% Q1	4.3778	90.0%	15.5921
0% Min	0.0027	10.0%	2.8830
Range	40.8131	5.0%	2.1355
Q3-Q1	6.4394	2.5%	1.6591
Mode	19.0007	1.0%	1.1554

La durée moyenne en état d'invalidité des femmes est légèrement plus longue que celle des hommes, mais en moyenne, la durée est de 8 ans.

L'analyse statistique de la variable « AncSortie_ip » croisée avec la variable « Genre » montre que les courbes de distributions sont similaires et les caractéristiques statistiques restent stables entre la population femmes et hommes, en conséquence l'effet de la variable « Genre » est non significatif.

Genre = F

AncSortie_ip

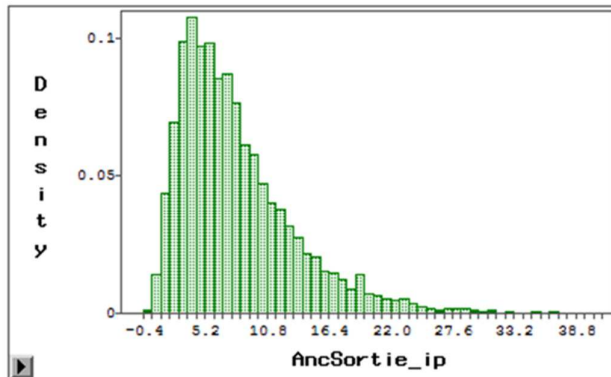
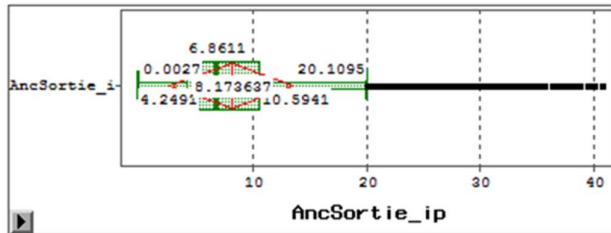


Moments			
N	19552.0000	Sum Wgts	19552.0000
Mean	8.4366	Sum	164951.726
Std Dev	5.4520	Variance	29.7241
Skewness	1.4429	Kurtosis	2.7663
USS	1972761.58	CSS	581135.557
CV	64.6232	Std Mean	0.0390

Quantiles			
100% Max	39.7481	99.0%	26.8309
75% Q3	10.9624	97.5%	22.6338
50% Med	7.1389	95.0%	19.0171
25% Q1	4.5352	90.0%	15.7235
0% Min	0.0027	10.0%	2.9541
Range	39.7454	5.0%	2.1958
Q3-Q1	6.4271	2.5%	1.7467
Mode	19.0007	1.0%	1.1937

Genre = H

AncSortie_ip



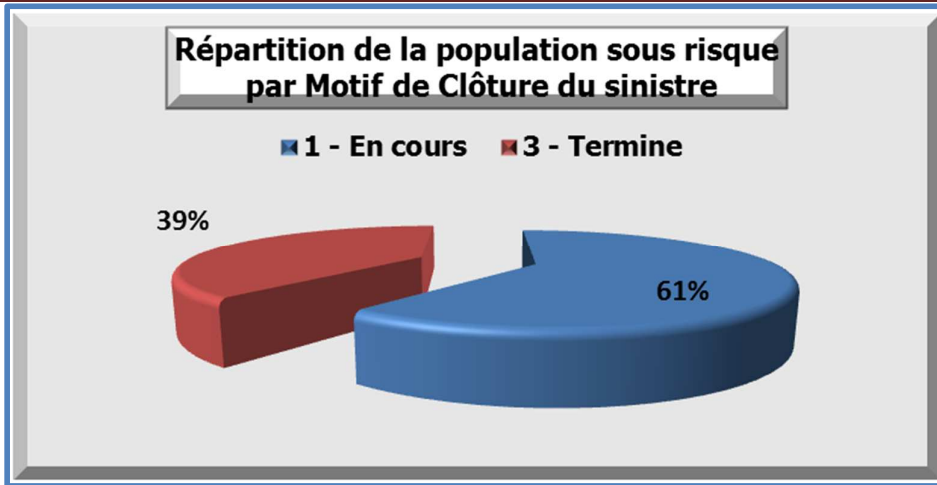
Moments			
N	14664.0000	Sum Wgts	14664.0000
Mean	8.1736	Sum	119858.218
Std Dev	5.4758	Variance	29.9847
Skewness	1.5350	Kurtosis	3.1930
USS	1419342.67	CSS	439665.070
CV	66.9937	Std Mean	0.0452

Quantiles			
100% Max	40.8159	99.0%	27.1869
75% Q3	10.5941	97.5%	22.5188
50% Med	6.8611	95.0%	19.0007
25% Q1	4.2491	90.0%	15.3922
0% Min	0.0027	10.0%	2.7515
Range	40.8131	5.0%	2.0534
Q3-Q1	6.3450	2.5%	1.5797
Mode	19.0007	1.0%	1.0979

f) La Répartition de la population sous risque d'Invalidité (IP) par Motif de clôture du sinistre :

Par opposition au risque d'incapacité, 61% des sinistres en invalidité sont non clôturés (en cours) et 39% des sinistres sont terminés avec une sortie de l'état d'invalidité (retraite, décès).

Cette répartition est vraisemblablement expliquée par le caractère long du risque de l'invalidité, ainsi le risque d'invalidité reste onéreux et pesant dans les engagements de l'organisme assureur.

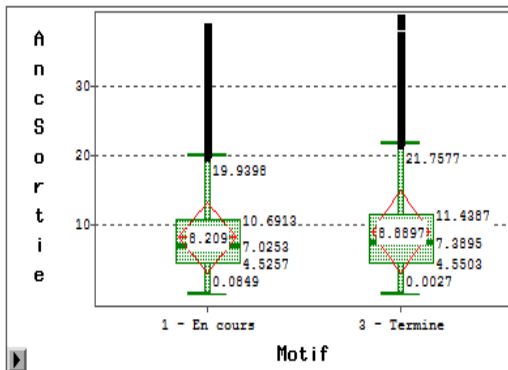


g) L'effet du Genre/Motif de clôture sur l'ancienneté dans l'état d'IP :

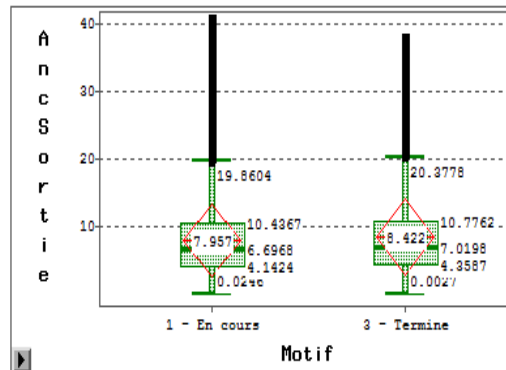
Le but de cet axe d'analyse est de regarder l'effet de la segmentation par la variable qualitative « Genre » du sinistré et l'ancienneté en état d'invalidité en prenant en compte le motif de clôture du sinistre.

Ci-dessous quelques éléments statistiques avec la Box Plot de l'ancienneté en état d'invalidité selon le motif de clôture :

Genre = F



Genre = H

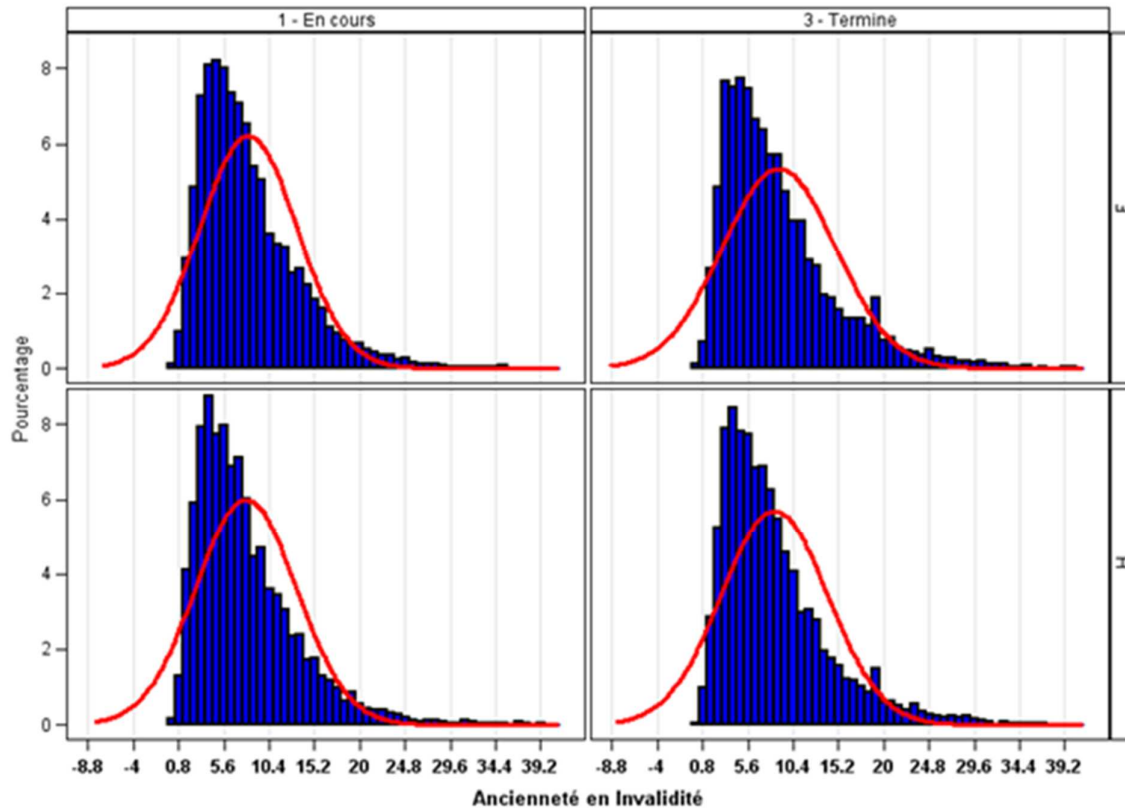


La durée

moyenne du maintien en état d'invalidité pour les hommes et les femmes reste proche. Globalement, elle ne dépasse pas les 9 ans d'ancienneté pour tout motif de clôture de sinistre.

Ci-dessous les graphiques résumant l'effet étudié :

L'ancienneté en état d'invalidité selon le Motif de Clôture & le Genre



L'effet

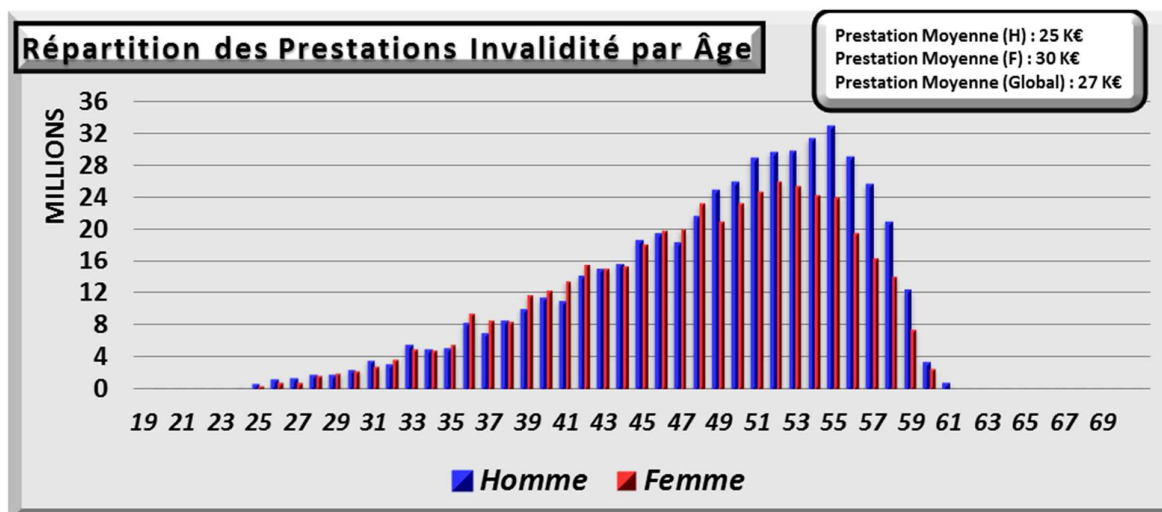
de la segmentation par « Genre » n'est pas significatif sur l'ancienneté en état d'invalidité. Les courbes de distribution par « Motif » sont similaires => Les sous-populations par motif de clôture restent globalement homogènes.

Le comportement des femmes est similaire au comportement des hommes au niveau de la durée en maintien en état d'invalidité pour les sinistres à motif « 1-En cours », au regard des différences négligeables entre les courbes de distribution illustrées.

La courbe de distribution des hommes est plus dispersée par rapport à la courbe de distribution des femmes pour les dossiers clôturés à motif « 3-Terminé ».

h) Répartition des Prestations en IP par âge de survenance :

Ci-dessous le graphique illustrant les prestations versées par âge de survenance en état d'invalidité :



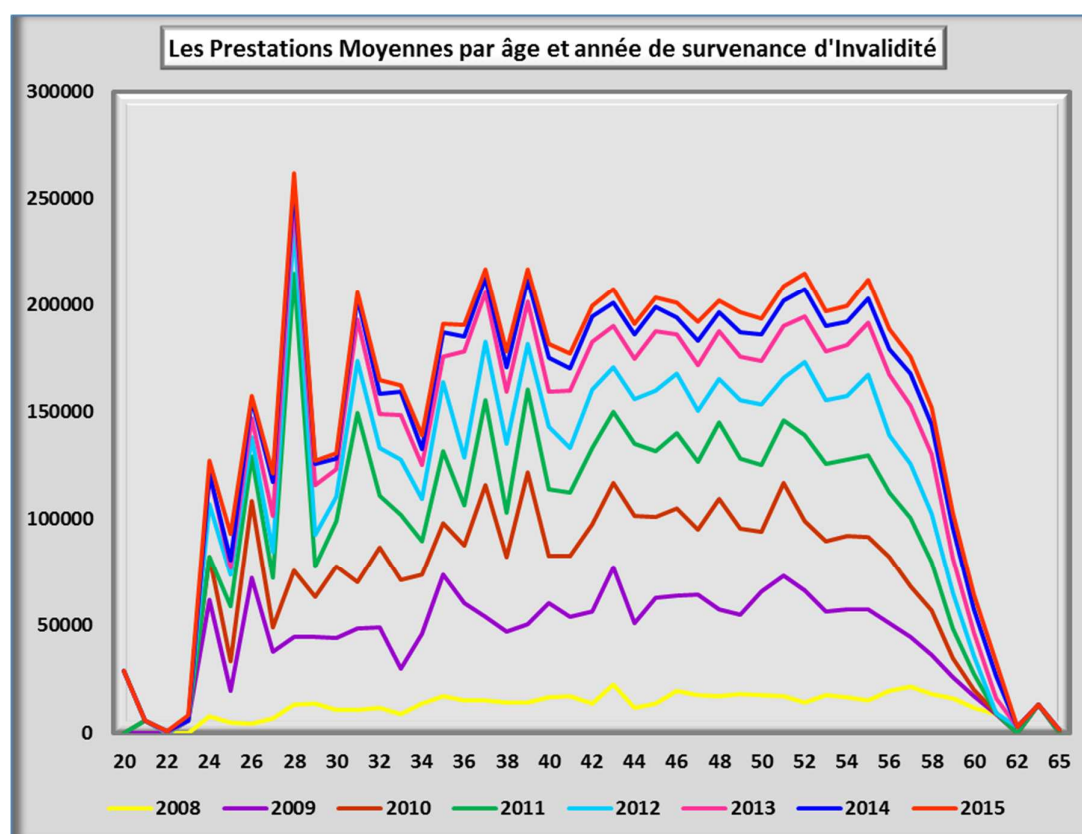
Le graphique nous montre clairement que les prestations versées aux femmes en état d'invalidité sont d'un niveau équivalent à celles des hommes. A partir de 48 ans, les hommes coûtent plus chers que les femmes.

Le pic est marqué entre 48 ans pour les femmes et 55 ans pour les hommes, en adéquation avec les analyses réalisées antérieurement.

***i) Les Prestations en IP par année & par Âge de survenance de l'IP :
(Les montants des prestations en K€) :***

Cet axe d'analyse du risque invalidité reste dans le même intérêt d'observation que le risque incapacité à la suite des mouvements de population liés aux fusions diverses et variés sur la période d'observation (2008-2015) que le portefeuille étudié a subi.

Ces statistiques sont réalisées sur toute la base du portefeuille sans aucune segmentation des variables qualitatives (Motif de Clôture et Genre) :



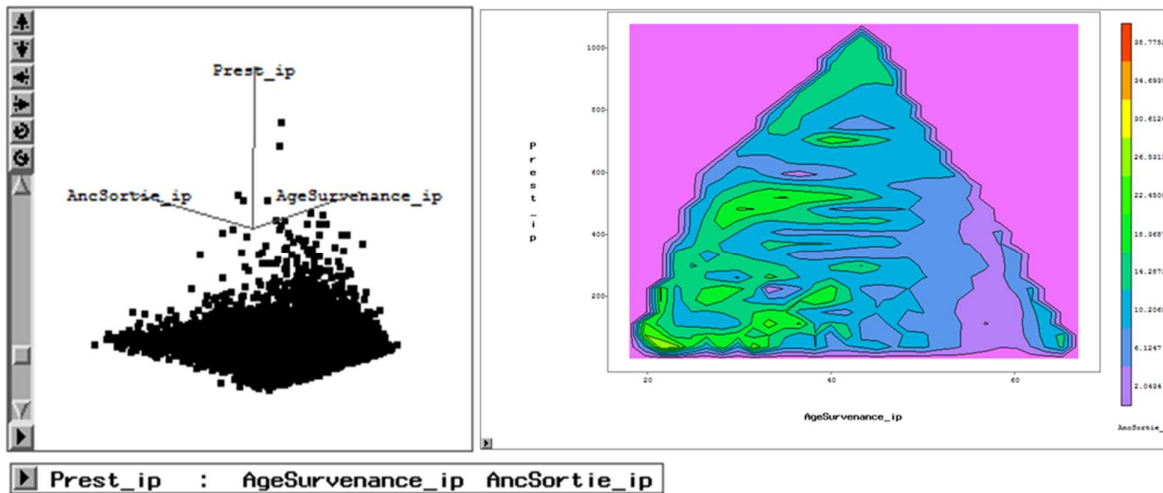
Le graphique expose les sinistres d'invalidité survenus dans la période d'observation de 2008 à 2015.

Généralement l'effet constaté sur la population en invalidité est équivalent à celui constaté sur la population en incapacité :

Année de survenance 2008 est plate, les prestations sont au même niveau quel que soit l'âge de survenance de l'état d'invalidité.

Plus l'âge de survenance de l'état d'incapacité augmente, plus la prestation moyenne augmente avec un pic des prestations bien marqué à l'âge de survenance de 28 ans. En revanche, à partir de l'âge de survenance de 58 ans les prestations baissent et commencent à tendre vers le zéro car la garantie d'invalidité généralement touche à sa fin suite aux départs en retraite de l'assuré en invalidité.

En complément de ces analyses, des graphiques en 3D exposants les interactions entre les trois variables clés analysées avec un graphique thermique qui expose les profondeurs des distributions des variables :



► Prest_ip : AgeSurvenance_ip AncSortie_ip

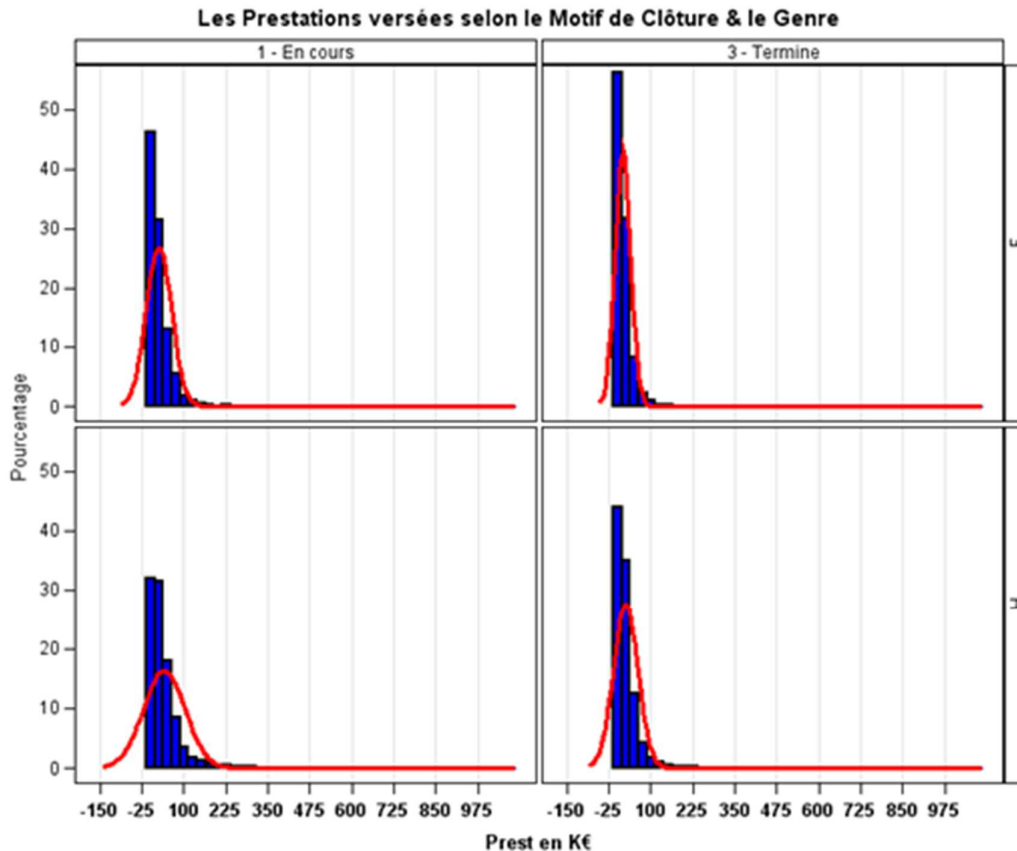
Univariate Statistics					
Variable	N	Mean	Std Dev	Minimum	Maximum
Prest_ip	34165	27.9156	42.7142	0.0010	1081.8195
AgeSurvenance_ip	34165	47.5069	7.8443	18.0000	67.0000
AncSortie_ip	34165	8.3265	5.4650	0.0027	40.8159

Correlation Matrix		
	AgeSurvenance_ip	AncSortie_ip
Prest_ip	-0.1201	0.2063

La population sous le risque invalidité est marquée fréquemment par une durée entre 8 ans et 10 ans.

La corrélation est positive entre les deux variables « Prest_ip », et « AncSortie_ip » qui s'explique plus l'état d'invalidité dure plus coute en prestations versées.

En revanche, la corrélation entre les deux variables « Prest_ip » et « AgeSurvenance_ip » est négative, ainsi, les prestations versées pour un assuré jeune en invalidité sont onéreuses en lien avec la durée de la garantie d'invalidité qui est certainement plus longue comparé à un assuré âgé en invalidé.

j) L'effet du Genre/Motif de clôture sur les Prestations en IP :

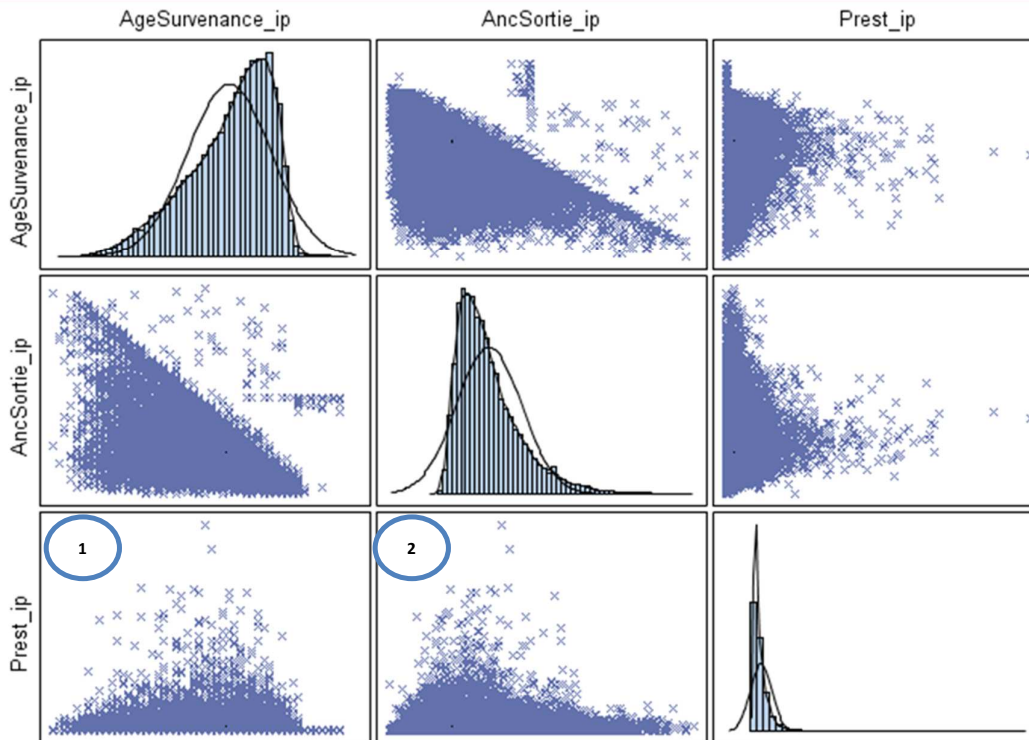
La courbe de distribution Femme / En cours est équivalente à la courbe de distribution Homme / Terminé.
La courbe de distribution Homme/ En cours est la plus dispersée.

Globalement, les graphiques montrent que les prestations versées aux hommes au titre d'invalidité marquent plus de dispersion, bien qu'ils représentent que 43% de la population sous risque et que la durée moyenne de maintien en état d'invalidité est équivalente à celle des femmes.

k) Résumé des interactions entre les variables illustrées :

La variable âge d'entrée en état d'invalidité « Age Survenance_ip » est liée directement à la variable ancienneté en état d'invalidité « AncSortie_ip », en même temps elles ont les mêmes caractéristiques comme le montre les graphiques croisés entre les variables.

Ci-dessous les courbes de distributions et les graphiques de nuage de point des trois variables clés prestations « Prest_ip », l'âge d'entrée en état d'incapacité « AgeSurvenance_ip » et la durée de maintien en état d'incapacité « AncSortie_ip » ainsi l'effet croisé entre elles :



Le graphique de nuage de points désigné par **(1)** représente Prest_ip/ AncSortie_ip et le celui désigné par **(2)** représente Prest_ip /AgeSurvenance_ip ne sont pas similaires mais la dispersion est quasi- équivalente.

1) Test de Lois Statistiques :

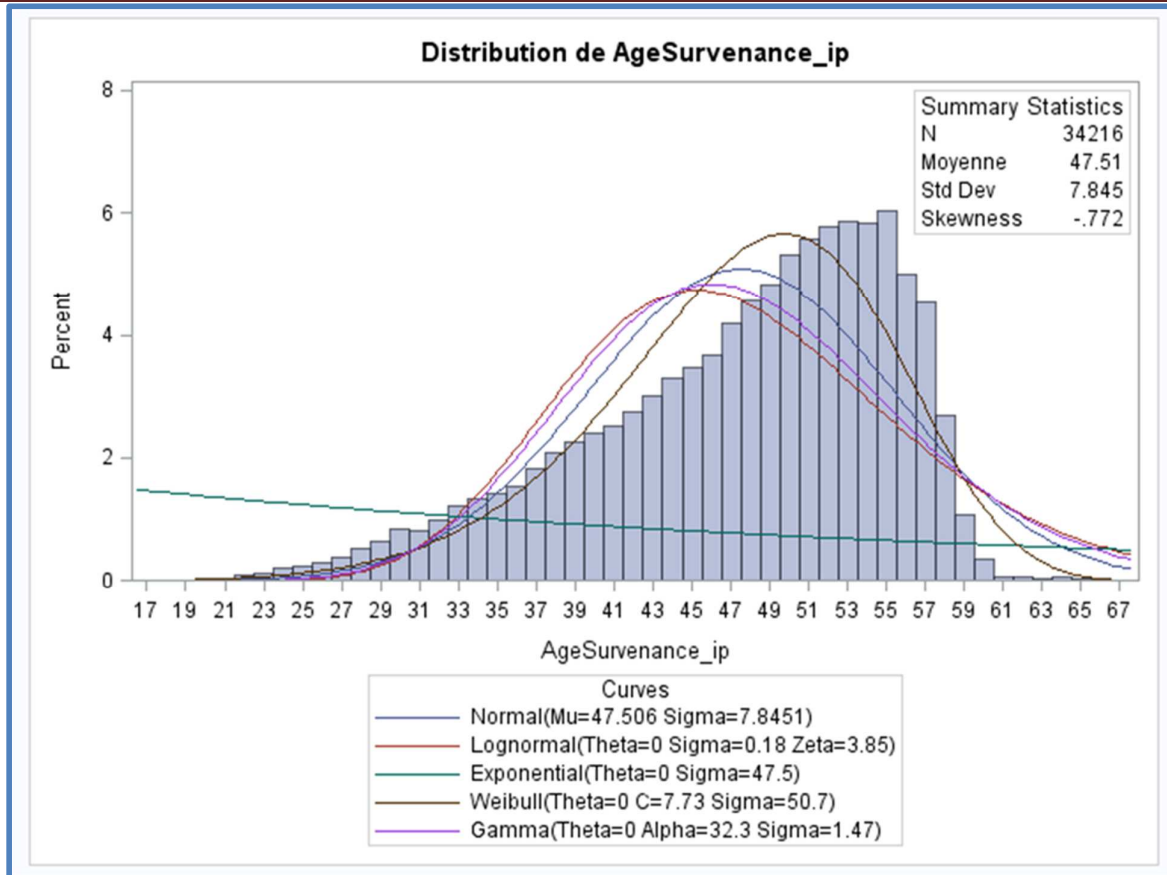
Dans cette partie d'analyse statistique se déroulera sur les mêmes étapes appliquées sur les données d'incapacité. Les tests des lois statistiques les plus connues et utilisées dans les concepts statistiques et par ailleurs dans la modélisation des données de survie seront appliqués sur les données d'invalidité :

1. La loi Normale
2. La loi Log Normale
3. La loi Exponentielle
4. La loi Weibull
5. La loi Gamma

(1) L'Age de survenance de l'état d'Invalidité (IP)

Pour rappel, la variable qui désigne l'âge de survenance de l'état d'invalidité dans notre étude est la variable « Age Survenance_ip »

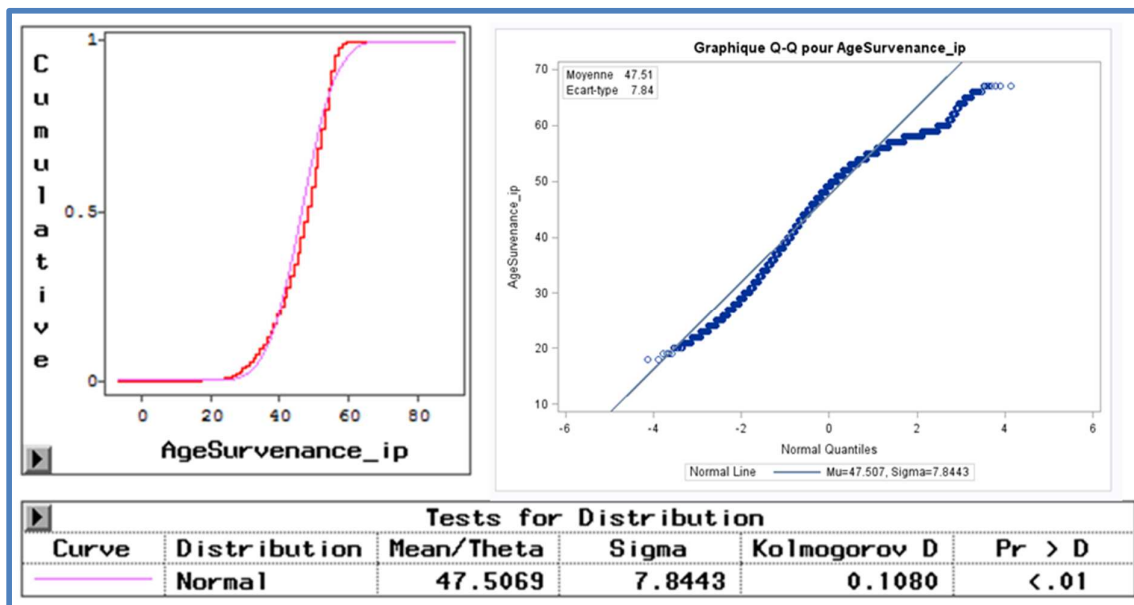
Ci-dessous le graphique résumant tous les tests des lois statistiques citées au-dessus :



Toutes les hypothèses d’ajustement de la variable « AgeSurvenance_ip » avec les lois statistiques testées sont rejetées et les détails des résultats des tests sont reportés en annexe 8.

Zoom sur l’ajustement avec la loi Normale :

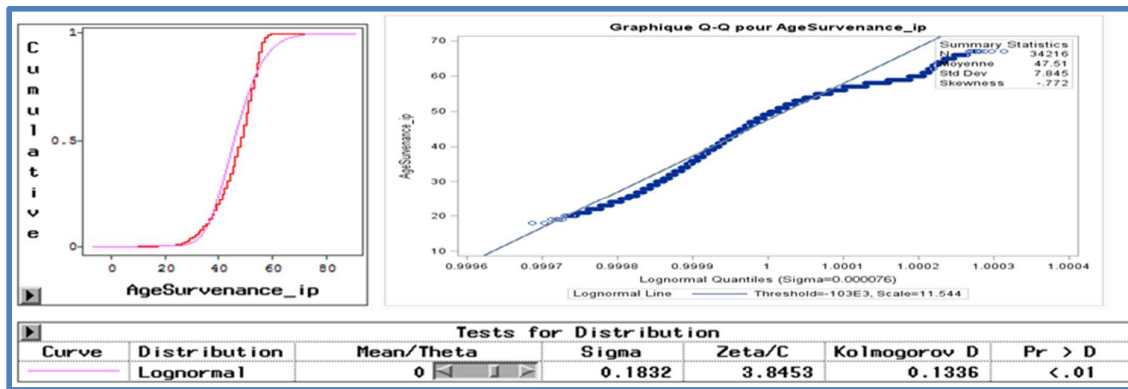
Le Q-Q Plot montre graphiquement les résultats du Fiting de la variable « AgeSurvenance_ip » avec la distribution de la loi Normale :



Les résultats des graphiques Q-Q Plot et P-P Plot et le test statistique de de Kolmogorov-Smirnov montrent formellement l'hypothèse de normalité de la variable « AgeSurvenance_ip » est rejetée.

Conclusion : La variable « AgeSurvenance_ip » **ne suit pas une loi Normale.**

Zoom sur l'ajustement avec la loi Log Normale :



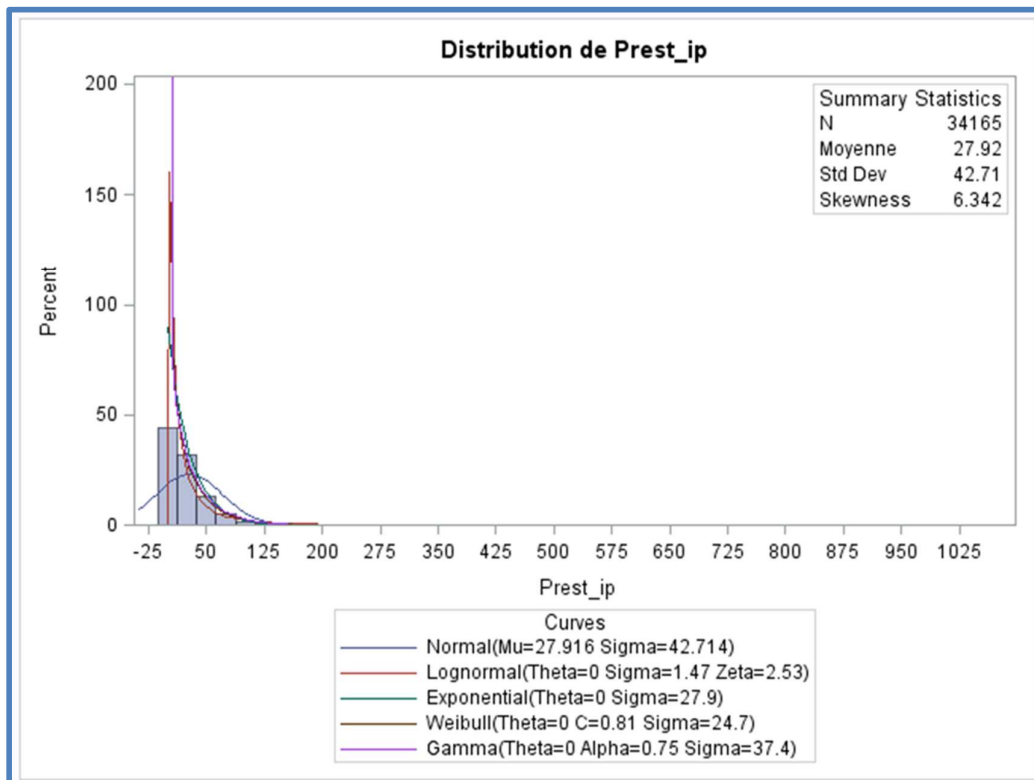
L'hypothèse de la Log Normalité de la variable « AgeSurvenance_ip » n'est pas acceptée au regard du résultat test statistique de de Kolmogorov-Smirnov et les graphiques de Q-Q Plot et P-P plot.

Conclusion : La variable « AgeSurvenance_ip » **ne suit pas une loi Log Normale**

(2) Les Prestations d'Invalidité (IP) :

Les montants des prestations versées aux assurés sinistrés au titre de la garantie d'invalidité sont représentés par la variable prestation, nommée dans cette partie « Prest_ip » dont les montants sont en K€ :

Ci-dessous le graphique résumant tous les tests des lois statistiques sur la variable « Prest_ip »

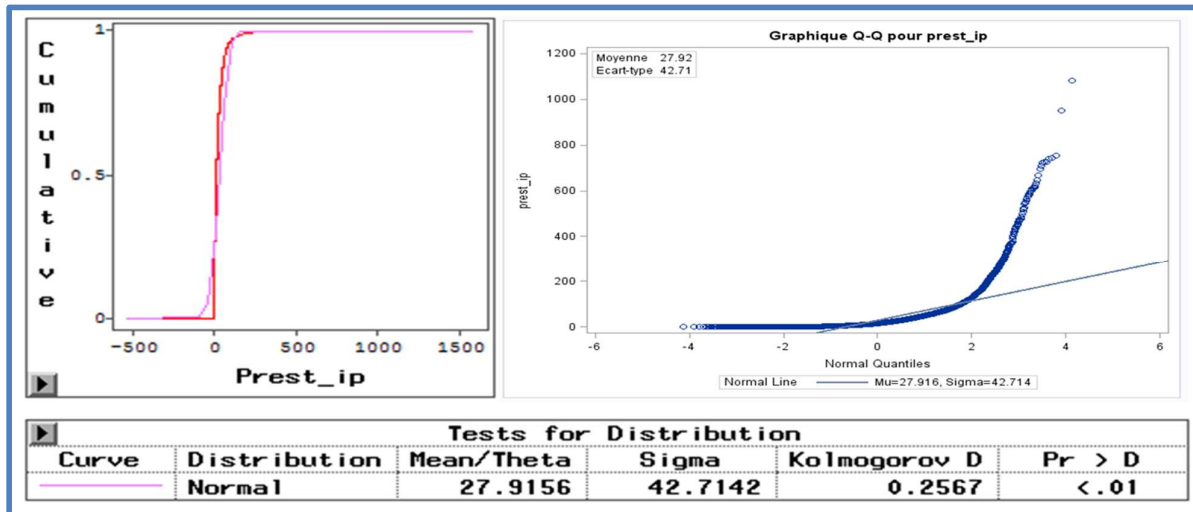


Tous les tests d'ajustement de la distribution de la variable « Prest_ip » avec les cinq lois à tester ; citées au début de cette partie ; sont rejetés car les tests d'hypothèse sont non significatifs. Les détails des résultats seront exposés en annexe 9.

Zoom sur l'ajustement avec la loi Normale :

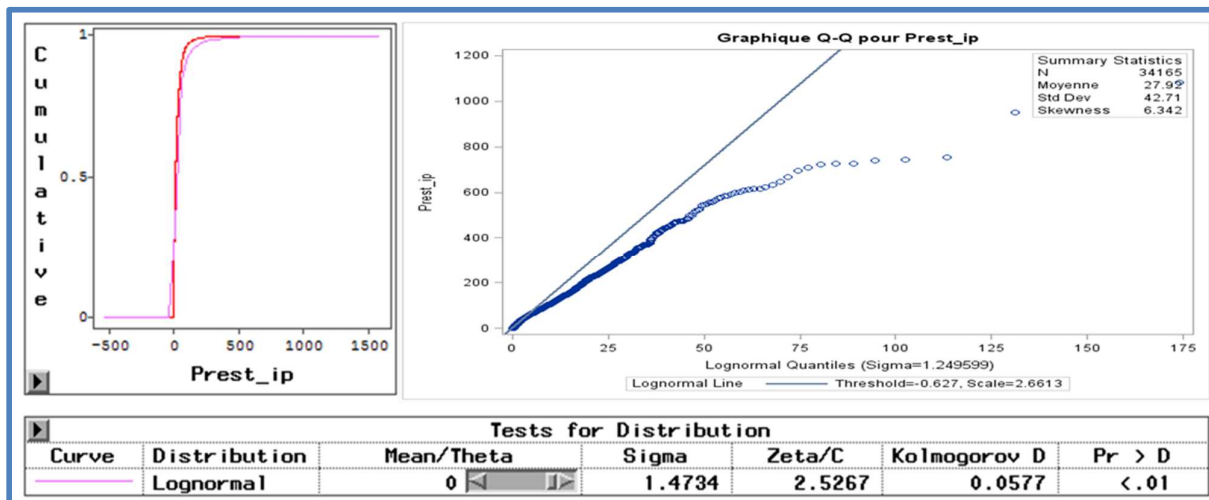
Les résultats des graphiques du Q-Q Plot, P-P plot et le test de Kolmogorov-Smirnov rejettent nettement l'hypothèse de normalité de la variable « Prest_ip ».

Conclusion : La variable « Prest_ip » **ne suit pas une loi Normale.**



Zoom sur l'ajustement avec la loi Log Normale:

Les QQ-plot et le PP-plot exposent explicitement le non ajustement de la variable « Prest_ip » avec la loi Log Normale, affirmé par le résultat du test statistique de Kolmogorov-Smirnov

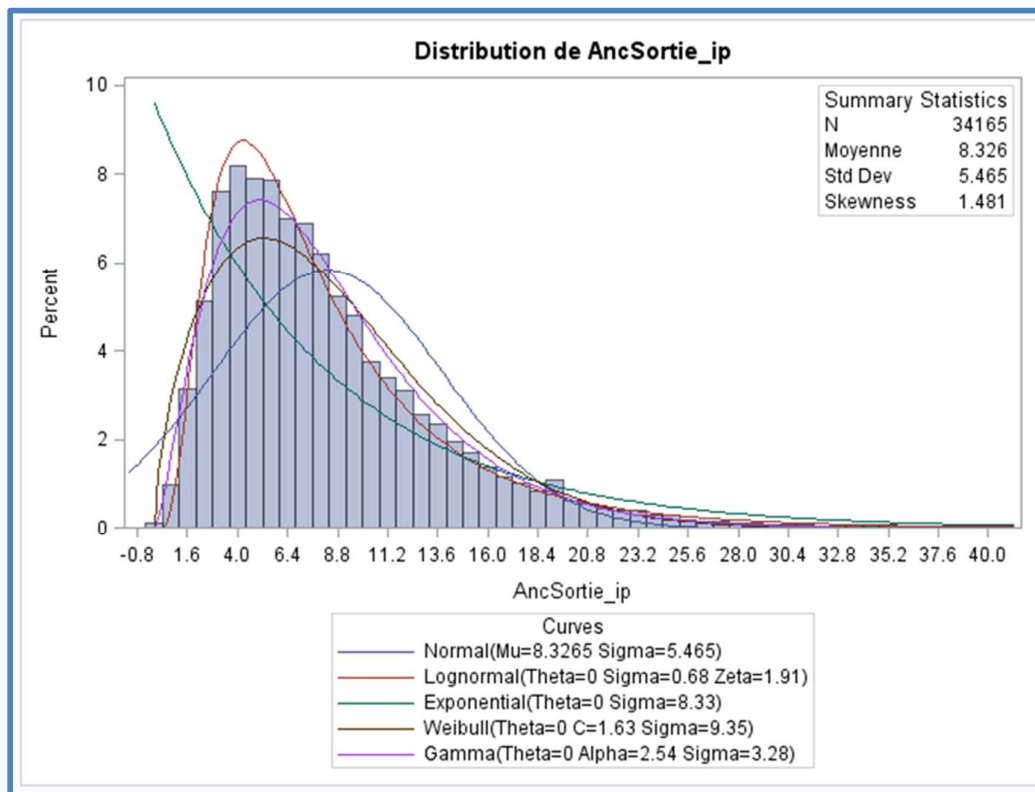


Conclusion : La variable « Prest_ip » **ne suit pas la loi Log Normale.**

(3) La Durée de maintien en état d'Invalidité (IP) :

Pour rappel, la variable qui désigne la durée de maintien en invalidité sera notée dans cette partie « AncSortie_ip », cette variable est calculée en année.

Ci-dessous le graphique résumant tous les tests des lois statistiques :

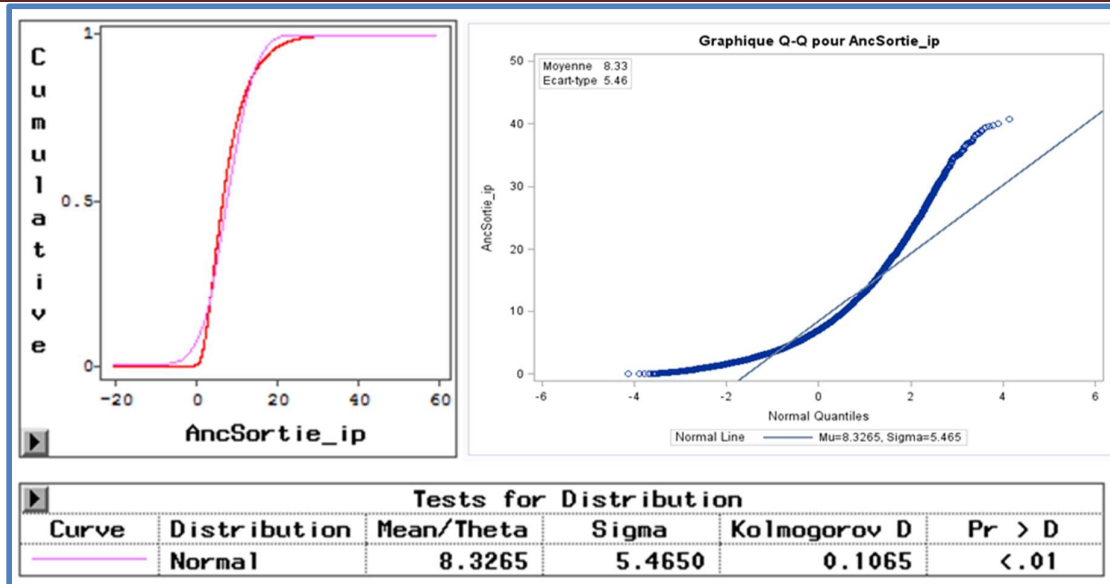


Toutes les hypothèses d'ajustement de la distribution de la variable « Anc Sortie_ip » avec les cinq lois à tester ; citées au début de cette partie ; sont rejetés car les résultats des tests ne sont pas significatifs. Les détails des résultats seront exposés en annexe 10.

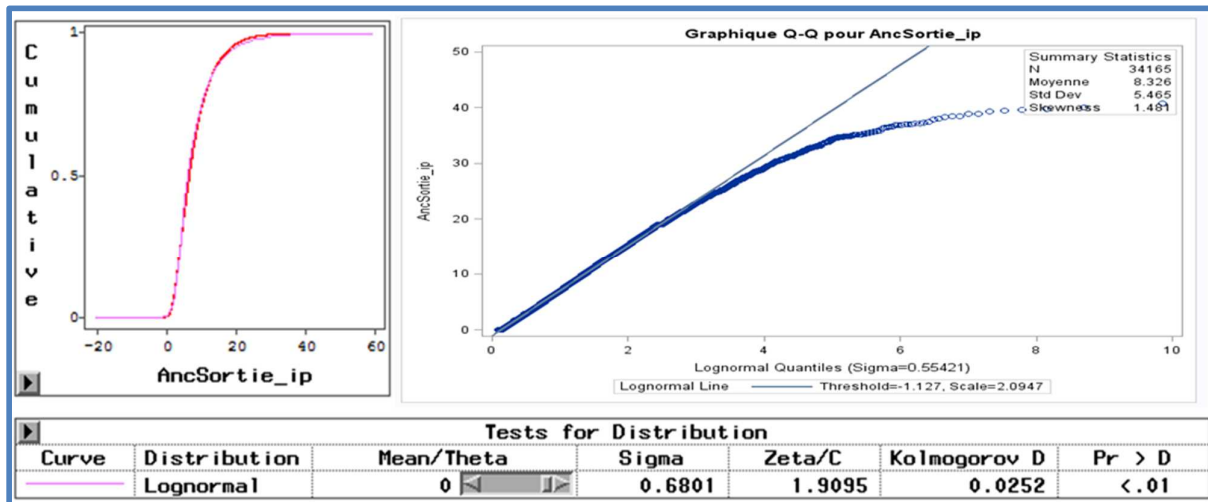
Zoom sur l'ajustement avec la loi Normale :

Le Q-Q Plot et le P-P plot exposent manifestement que l'hypothèse de normalité de la variable « AncSortie_ip » est rejetée.

Conclusion : La variable « AncSortie_ip » **ne suit pas une loi Normale**



Zoom sur l'ajustement avec la loi Log Normale :



Le Q-Q plot et le P-P plot attesté avec le résultat du test de Kolmogorov-Smirnov dévoilent clairement le non ajustement des données observées de la variable « AncSortie_ip » avec la loi Log Normale.

Conclusion : La variable « AncSortie_ip » **ne suit pas une loi Log Normale**.

3. Les Données de Passage en Invalidité (PASSIP) :

a) La Présentation des variables finales :

Les variables retenues pour établir les statistiques descriptives relatives aux données du passage en invalidité, sont les données finales après fiabilisation et retraitement qui vont aussi servir par la suite dans la modélisation sont :

1. **Date de naissance** : La date de naissance de l'assuré sinistré ;
2. **Sexe** : Le genre de l'assuré sinistré (Homme : H, Femme : F) ;
3. **Date survenance de sinistre** : La date quand l'assuré est rentré en état d'incapacité ;
4. **Date de prise en charge** : par définition est la date de début de paiement des indemnités par l'assureur, ainsi, elle est égale à la date d'entrée en état d'incapacité. Cette date est tronquée si la date est inférieure à 01/01/2008 (début de la période de l'observation des données) ;
5. **Date de clôture** : La date de fin de sinistre d'incapacité pour passage à l'état d'invalidité ;
6. **Motif** : la cause de clôture de sinistre, dans cette base, il est égal uniquement à « Invalidité » ;
7. **Prestations versées** : la somme des prestations versées entre la date de prise en charge et la date de clôture de sinistre.
La variable prestations est nommée « **Préstit_Passip** ».

Pour établir les statistiques, des variables complémentaires ont été calculées :

8. **Age de survenance (AgeSurvenanceit_Passip)** : est l'âge civil égal à la partie entière du calcul suivant, cette variable est nommée et calculée :

$$\text{AgeSurvenanceit_Passip} = \text{arrondi}\left(\frac{\text{Date entrée} - \text{Date de naissance}}{365.25} ; 0\right) ;$$

9. **Age de sortie (AgeSortieit_Passip)** : est l'âge civil égal à la partie entière du calcul suivant, cette variable est nommée et calculée :

$$\text{AgeSortieit_Passip} = \text{arrondi}\left(\frac{\text{Date de clôture} - \text{Date de naissance}}{365.25} ; 0\right) ;$$

10. **Ancienneté de sortie (AncSortieit_Passip)** : il s'agit de l'ancienneté dans l'état d'incapacité depuis la survenance du sinistre *en jour ou en mois*, cette variable est nommée et calculée :
Pour les besoins de statistiques descriptives cette variable sera mesurée *en jour* :

$$\text{AncSortieit_Passip} = (\text{Date de clôture} - \text{Date survenance de sinistre}) ;$$

En revanche, les besoins de modélisation pour la construction de la table d'expérience, elle sera calculée *en mois*.

$$\text{AncSortieit_Passip} = \frac{(\text{Date de clôture} - \text{Date survenance de sinistre})}{365.25} * 12$$

Les données explorées dans cette partie sont les données relatives aux assurés qui sont passés véritablement de l'état d'incapacité à l'état d'invalidité faisant partie de la population étudiée sous la période d'observation dans le cadre de cette étude.

Il s'agit d'un zoom sur cette population intéressante par nature du lien entre les deux populations d'incapacité et invalidité. Dans la suite, cette population sera désignée par la population PassIP.

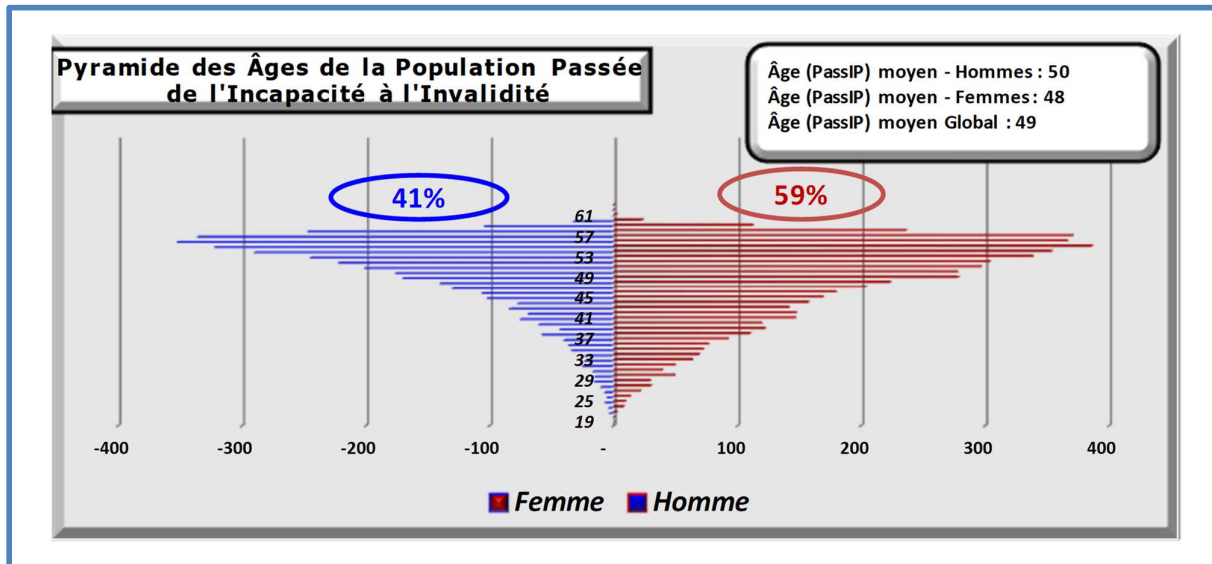
Ainsi, ces statistiques sont en complément aux travaux déjà élaborés dans la partie des données d'incapacité avec plus de détails sur la sous-population concernée.

Pour rappel, cette population fait partie intégrante de la population des assurés en état d'incapacité et au même temps fait partie de population des assurés en état d'invalidité.

Comme exposé précédemment pour l'incapacité et l'invalidité, les statistiques descriptives porteront sur les variables clés pour l'étude du risque (PassIP) sur l'ongle de données de survie.

b) La Répartition de la population (PassIP) par Genre et par Âge à la survenance d'incapacité :

La population sous risque étudiée des assurés entrés en état d'incapacité et passés réellement en état d'invalidité est composée essentiellement des femmes :



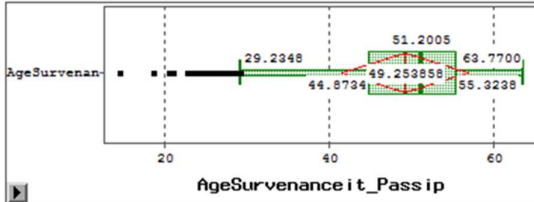
Le graphique de la pyramide des âges de survenance de l'état d'incapacité pour la population PassIP est parfaitement symétrique, il expose les éléments suivants :

- Le pic pour le genre Femme est à l'âge de 55 ans, représentant +55% de la population sous risque de cet âge.
- Le pic pour le genre Homme est à l'âge de 56 ans, représentant +49% de la population sous risque de cet âge.
- Le pic pour toute la population PassIP est à l'âge de 56 ans avec plus de 7% de la population totale.

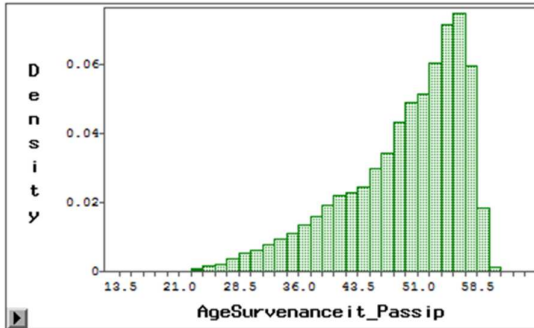
c) La Distribution de l'âge à la survenance de l'IT de la population PassIP :

Ci-dessous quelques statistiques : l'histogramme, boîte à moustache et quelques calculs des moments sur la variable clé l'âge de survenance de l'état d'incapacité pour la population PassIP, désignée par la variable « AgeSurvenanceit_Passip », détaillées par la variable « Genre » :

AgeSurvenanceit_Passip



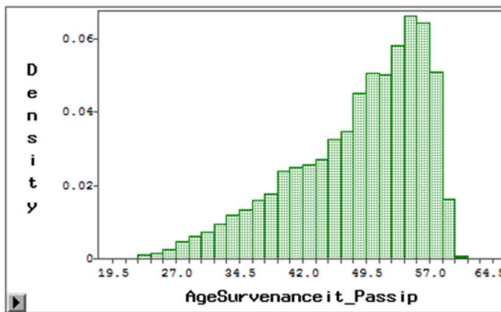
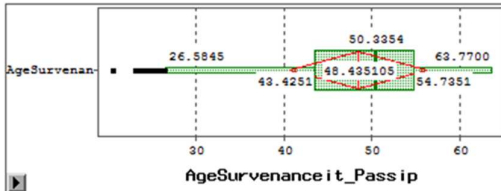
Moments			
N	8861.0000	Sum Wgts	8861.0000
Mean	49.2539	Sum	436438.439
Std Dev	7.6537	Variance	58.5787
Skewness	-0.9790	Kurtosis	0.3567
USS	22015284.7	CSS	519007.644
CV	15.5392	Std Mean	0.0813



Quantiles			
100% Max	63.7700	99.0%	59.3073
75% Q3	55.3238	97.5%	58.6721
50% Med	51.2005	95.0%	58.0589
25% Q1	44.8734	90.0%	57.2539
0% Min	14.5845	10.0%	37.8125
Range	49.1855	5.0%	33.6838
Q3-Q1	10.4504	2.5%	30.4120
Mode	55.6851	1.0%	27.6167

Genre = F

AgeSurvenanceit_Passip

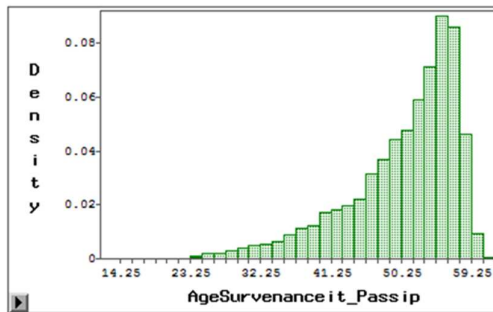
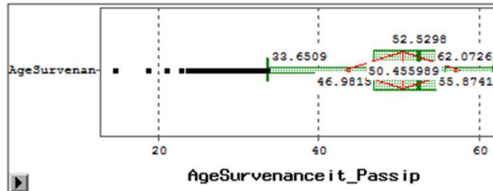


Moments			
N	5271.0000	Sum Wgts	5271.0000
Mean	48.4351	Sum	255301.440
Std Dev	7.8459	Variance	61.5576
Skewness	-0.8237	Kurtosis	-0.0564
USS	12689960.6	CSS	324408.485
CV	16.1987	Std Mean	0.1081

Quantiles			
100% Max	63.7700	99.0%	59.2526
75% Q3	54.7351	97.5%	58.5489
50% Med	50.3354	95.0%	57.9220
25% Q1	43.4251	90.0%	57.0267
0% Min	20.5229	10.0%	36.7721
Range	43.2471	5.0%	32.9637
Q3-Q1	11.3101	2.5%	29.9849
Mode	50.8255	1.0%	27.5209

Genre = H

AgeSurvenanceit_Passip



Moments			
N	3590.0000	Sum Wgts	3590.0000
Mean	50.4560	Sum	181136.999
Std Dev	7.1966	Variance	51.7910
Skewness	-1.2486	Kurtosis	1.3157
USS	9325324.12	CSS	185877.738
CV	14.2631	Std Mean	0.1201

Quantiles			
100% Max	62.0726	99.0%	59.4880
75% Q3	55.8741	97.5%	58.8255
50% Med	52.5298	95.0%	58.2423
25% Q1	46.9815	90.0%	57.5510
0% Min	14.5845	10.0%	39.9754
Range	47.4880	5.0%	35.5127
Q3-Q1	8.8925	2.5%	31.6468
Mode	56.8761	1.0%	27.9726

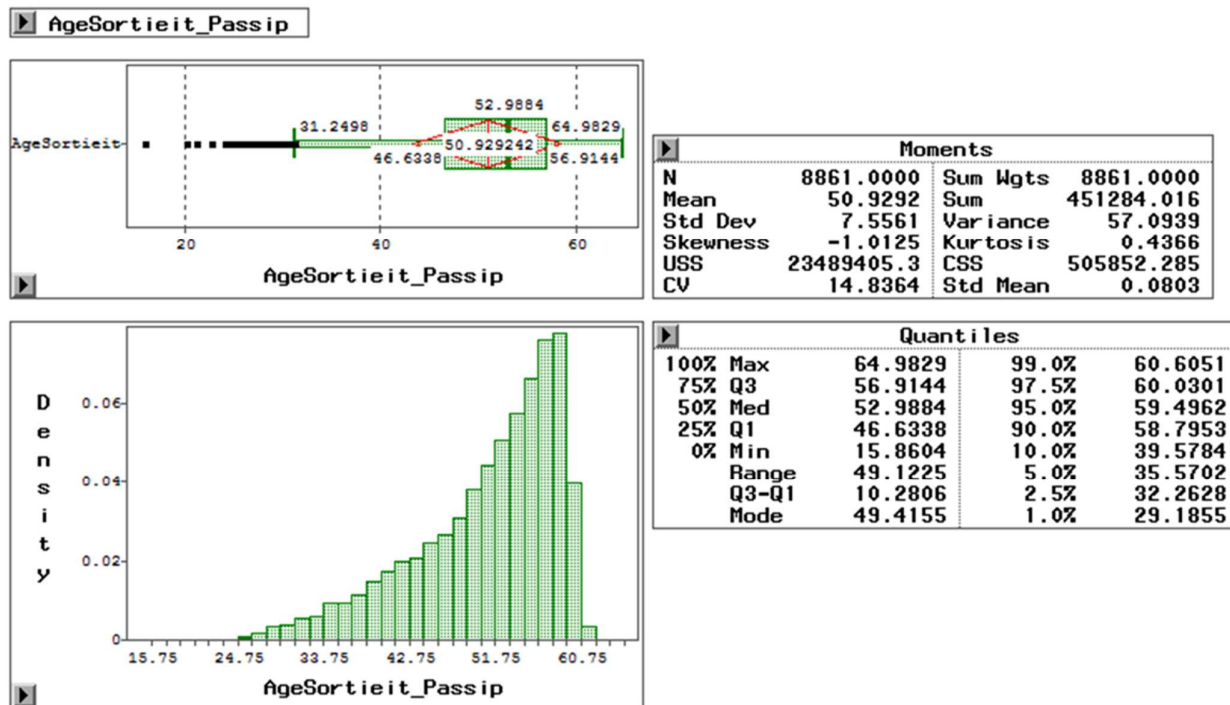
L'âge moyen de la population PassIP est de 49 ans, 48 ans pour les femmes et 50 ans pour les hommes, avec une variance stable pour les deux populations

Les courbes de distribution selon la variable « Genre » sont clairement différentes et celle des hommes se rapproche le plus de celle de population totale.

d) La Distribution de l'âge de Passage en IP (sortie de l'IT) de la population PassIP :

Ci-dessous quelques statistiques : l'histogramme, boîte à moustache et quelques calculs des moments sur la variable clé l'âge de sortie de l'état d'incapacité pour la population PassIP.

La variable « AgeSortieit_Passip » représentant l'âge de passage réelle à l'état d'invalidité, désignée par la variable « AgeSortieit_Passip » :



L'âge moyen de sortie de l'état d'incapacité pour la population PassIP est de 51 ans, 50 ans pour les femmes et 51 ans pour les hommes, avec une variance stable pour les deux populations.

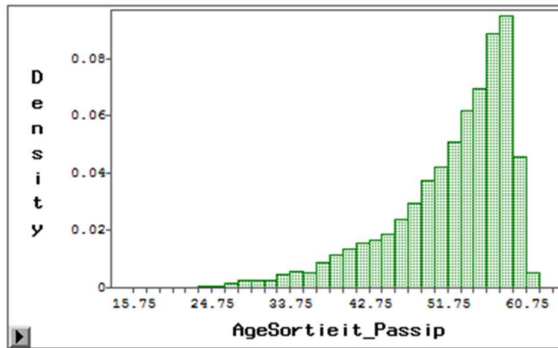
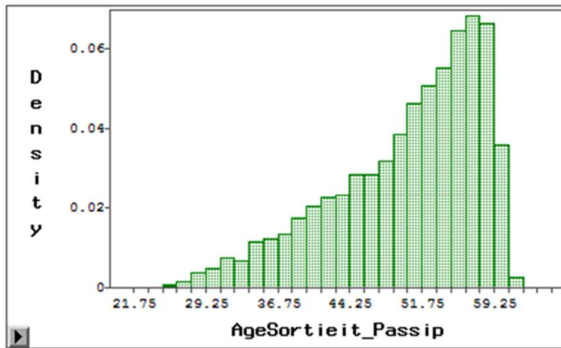
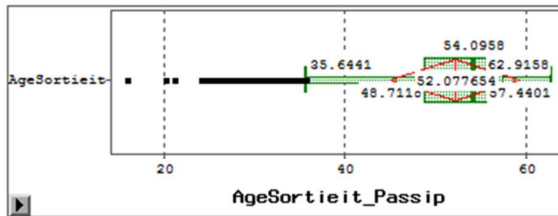
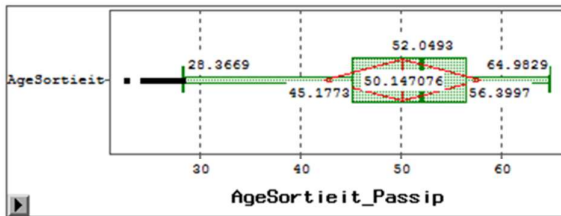
Les courbes de distribution de la variable « AgeSortieit_Passip » restent globalement sur la même tendance des courbes de la variable « AgeSurvenanceit_Passip ».

Genre = F

Genre = H

AgeSortieit_Passip

AgeSortieit_Passip



Moments			
N	5271.0000	Sum Wgts	5271.0000
Mean	50.1471	Sum	264325.238
Std Dev	7.7730	Variance	60.4191
Skewness	-0.8529	Kurtosis	-0.0145
USS	13573546.5	CSS	318408.716
CV	15.5004	Std Mean	0.1071

Moments			
N	3590.0000	Sum Wgts	3590.0000
Mean	52.0777	Sum	186958.779
Std Dev	7.0717	Variance	50.0095
Skewness	-1.2876	Kurtosis	1.4743
USS	9915858.84	CSS	179484.182
CV	13.5792	Std Mean	0.1180

Quantiles			
100% Max	64.9829	99.0%	60.4709
75% Q3	56.3997	97.5%	59.9398
50% Med	52.0493	95.0%	59.3867
25% Q1	45.1773	90.0%	58.6229
0% Min	22.6612	10.0%	38.5407
Range	42.3217	5.0%	34.7461
Q3-Q1	11.2225	2.5%	31.7700
Mode	58.1629	1.0%	29.1280

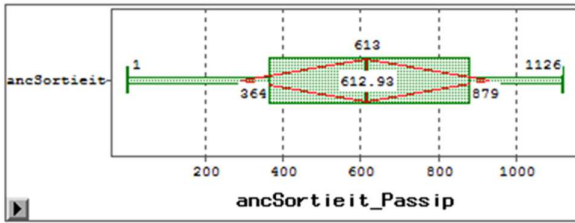
Quantiles			
100% Max	62.9158	99.0%	60.6982
75% Q3	57.4401	97.5%	60.2163
50% Med	54.0958	95.0%	59.5948
25% Q1	48.7118	90.0%	58.9925
0% Min	15.8604	10.0%	41.5866
Range	47.0554	5.0%	37.7276
Q3-Q1	8.7283	2.5%	33.6208
Mode	55.5921	1.0%	29.2266

e) La Distribution de l’Ancienneté en Incapacité de la population PassIP :

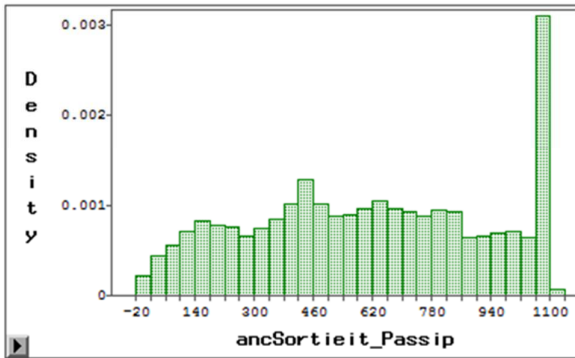
Pour rappel, l’ancienneté en état d’incapacité avec un passage en état d’invalidité est quantifiée [en jour](#).

Ci-dessous la distribution de la durée en état d’incapacité « AncSortieit_Passip » avec un zoom selon la variable « Genre » :

ancSortieit_Passip



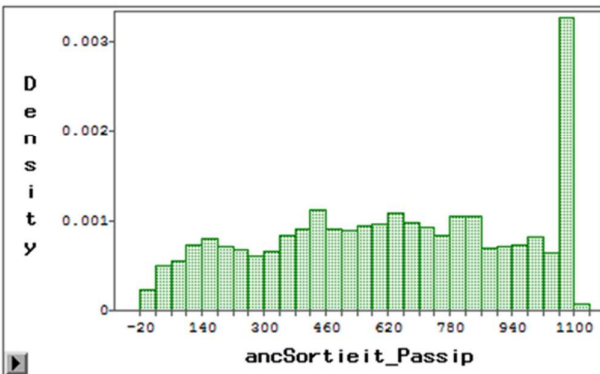
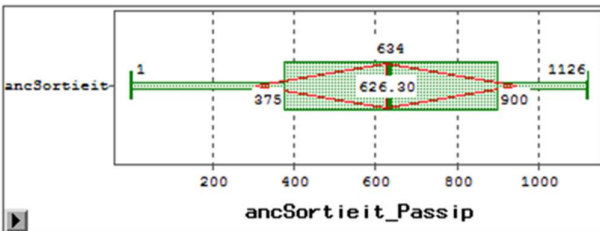
Moments			
N	8861.0000	Sum Wgts	8861.0000
Mean	612.9340	Sum	5431208.00
Std Dev	319.4810	Variance	102068.086
Skewness	-0.0404	Kurtosis	-1.1174
USS	4.233E+09	CSS	904323238
CV	52.1232	Std Mean	3.3939



Quantiles			
100% Max	1126.0000	99.0%	1096.0000
75% Q3	879.0000	97.5%	1096.0000
50% Med	613.0000	95.0%	1096.0000
25% Q1	364.0000	90.0%	1091.0000
0% Min	1.0000	10.0%	165.0000
Range	1125.0000	5.0%	100.0000
Q3-Q1	515.0000	2.5%	55.0000
Mode	1096.0000	1.0%	22.0000

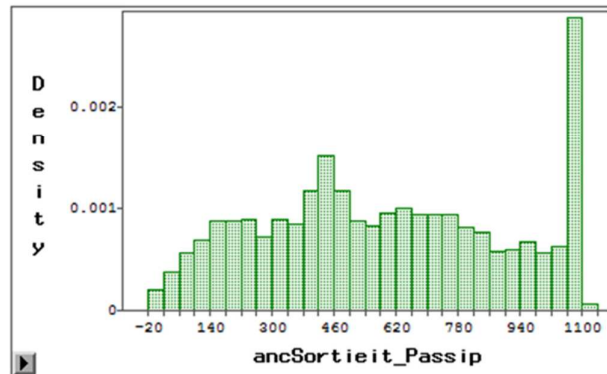
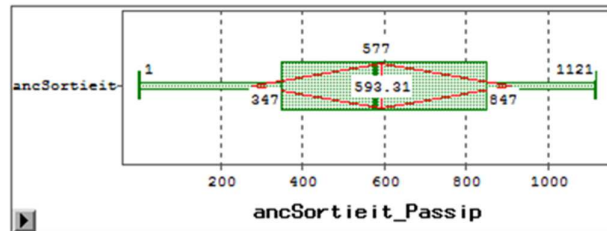
Genre = F

ancSortieit_Passip



Genre = H

ancSortieit_Passip

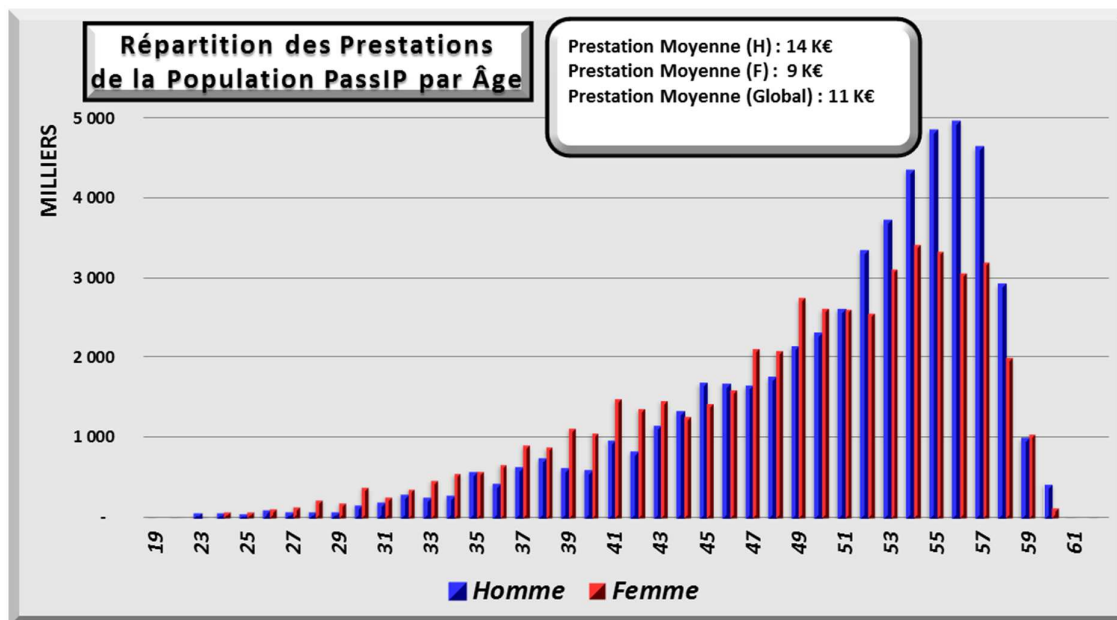


Les deux distributions sont différentes au regard des graphiques et les caractéristiques statistiques qui montrent que l'ancienneté en état d'incapacité des femmes passées en état d'invalidité est plus longue (+1 mois) que celle des hommes.

La durée moyenne des assurés en état d'incapacité, passés en invalidité est de 613 jours (équivalent à \approx 20 mois). Ce résultat reste en cohérence avec les résultats obtenus dans les statistiques d'incapacité

f) La répartition des Prestations en IT par âge de survenance de l'IT de la population PassIP :

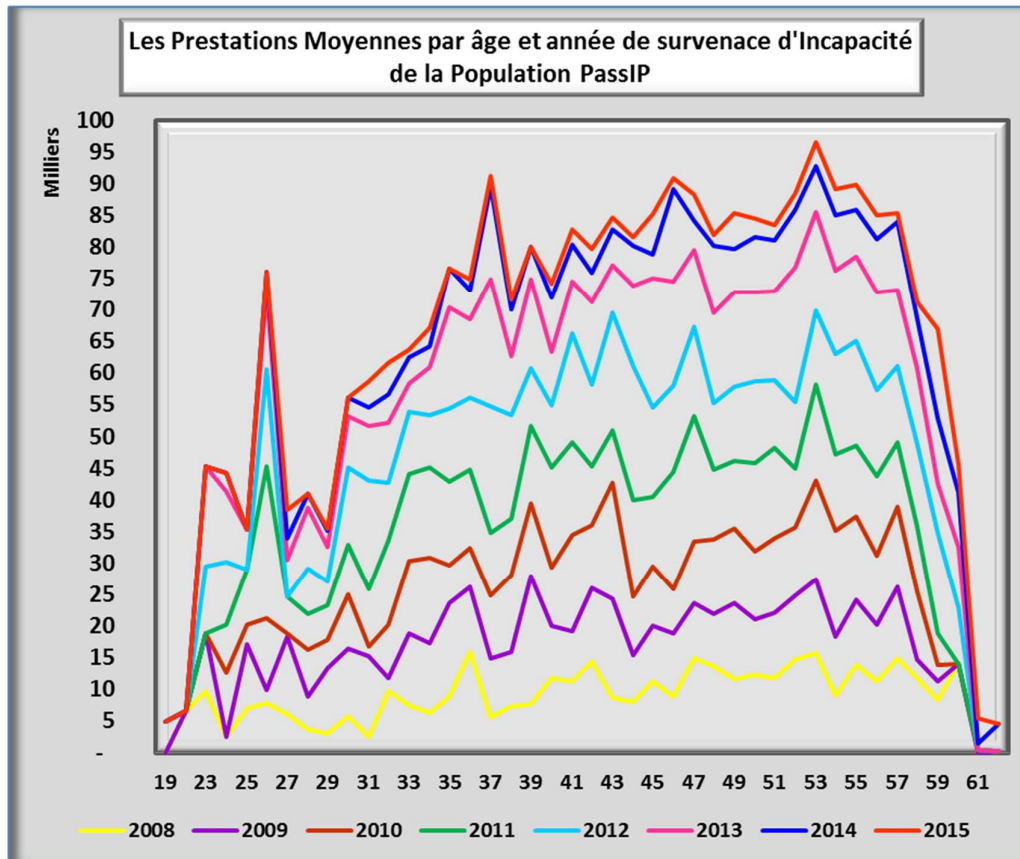
Ci-dessous le graphique illustrant les prestations versées par âge de survenance en état d'incapacité pour la population PassIP :



Le pic est marqué entre 49 ans pour les femmes et 56 ans pour les hommes.

Le graphique montre simplement que les prestations en état d'incapacité relatives à la population PassIP, versées aux femmes sont plus élevées par rapport à celles versées aux hommes jusqu'à l'âge de 50 ans. L'effet inverse est constaté à partir de 52 ans, les hommes coûtent plus chères que les femmes.

g) Les Prestations en IT par année & par Âge de survenance de l'IT de la population PassIP : (Les montants des prestations en K€)



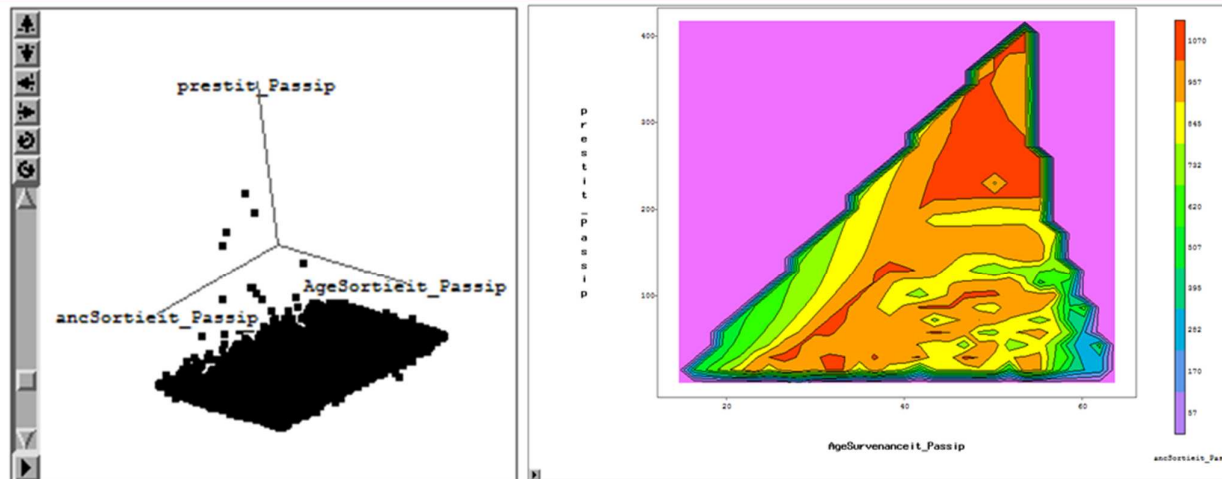
Dans la population PassIP, plus l'âge de survenance de l'état d'incapacité augmente, plus la prestation moyenne augmente. Ce constat reste cohérent avec les analyses effectuées sur les données d'incapacité.

La chute des prestations après 59 ans est commune à toutes les années de survenance de l'état d'incapacité pour cette population.

Pour compléter les analyses abordées précédemment, un résumé en graphique 3D en prenant en compte les trois variables clés étudiées avec un graphique thermique exposant les profondeurs des distributions des variables :

Le graphique thermique montre clairement que l'âge de survenance de l'invalidité couteux est à partir de 40 ans où la garantie atteint le signal rouge relié à l'ancienneté dépassant les 900 jours.

Les assurés avec un âge d'incapacité à partir de 40 ans avec une durée en état d'incapacité dépassant les 900 jours avec un passage en invalidité sont le plus risqués.



▶ **prestit_Passip : AgeSortieit_Passip ancSortieit_Passip**

Univariate Statistics					
Variable	N	Mean	Std Dev	Minimum	Maximum
prestit_Passip	8861	11.0013	17.5162	0.0020	418.9360
AgeSortieit_Passip	8861	50.9292	7.5561	15.8604	64.9829
ancSortieit_Passip	8861	612.9340	319.4810	1.0000	1126.0000

Correlation Matrix		
	AgeSortieit_Passip	ancSortieit_Passip
prestit_Passip	0.0746	0.3680

Globalement, les graphiques montrent que les résultats restent sur la même tendance que les résultats obtenus sur la population d'incapacité.

Les corrélations sont positives entre les trois variables : « prestit_Passip », « AgeSurvenanceit_Passip » et « ancSortieit_Passip ».

Les assurés en incapacité moyennement à partir de 40 ans avec un passage en invalidité et une durée en état d'incapacité dépassant les 600 jours (vs 900 des données en incapacité) sont les plus risqués.

h) Test de Lois Statistiques :

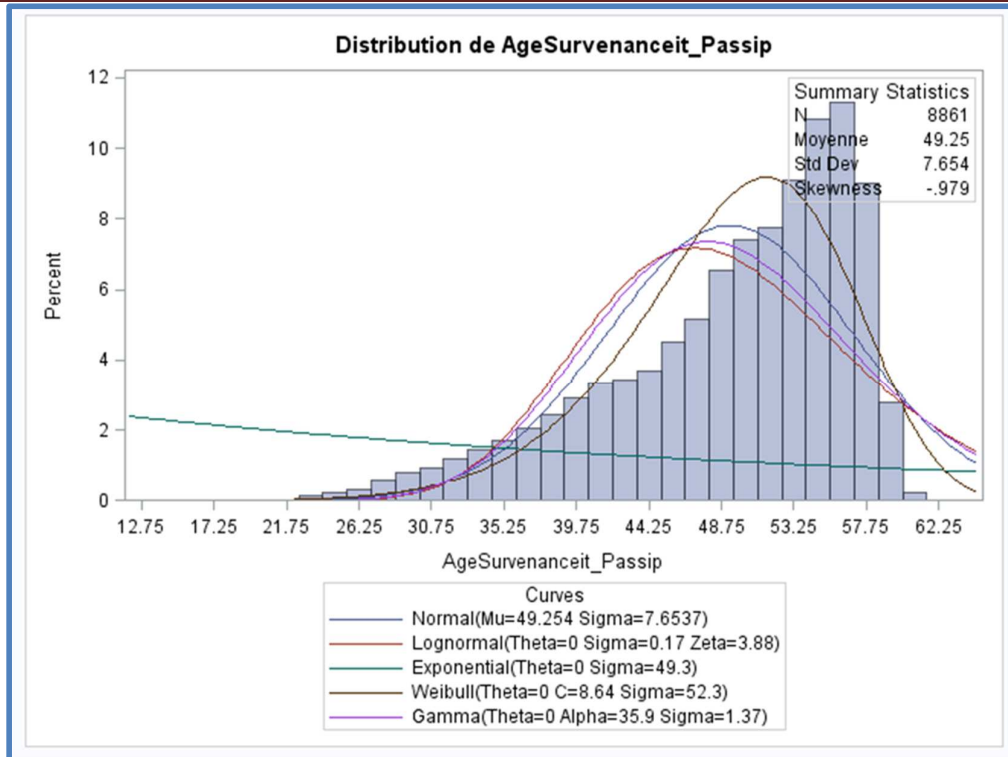
Dans cette partie d'analyse statistique se déroulera sur les mêmes étapes appliquées sur les données d'incapacité et invalidité. Les tests des lois statistiques les plus connues et utilisées dans les concepts statistiques et par ailleurs dans la modélisation des données de survie seront appliqués sur les données de la population PassIP :

1. La loi Normale
2. La loi Log Normale
3. La loi Exponentielle
4. La loi Weibull
5. La loi Gamma

(1) L'Age de survénance de l'état d'Incapacité de la population PassIP :

Pour rappel, la variable qui désigne l'âge de survénance de l'état d'incapacité pour la population PassIP est la variable « Age Survenanceit_Passip »

Ci-dessous le graphique résumant tous les tests des lois statistiques citées au-dessus :

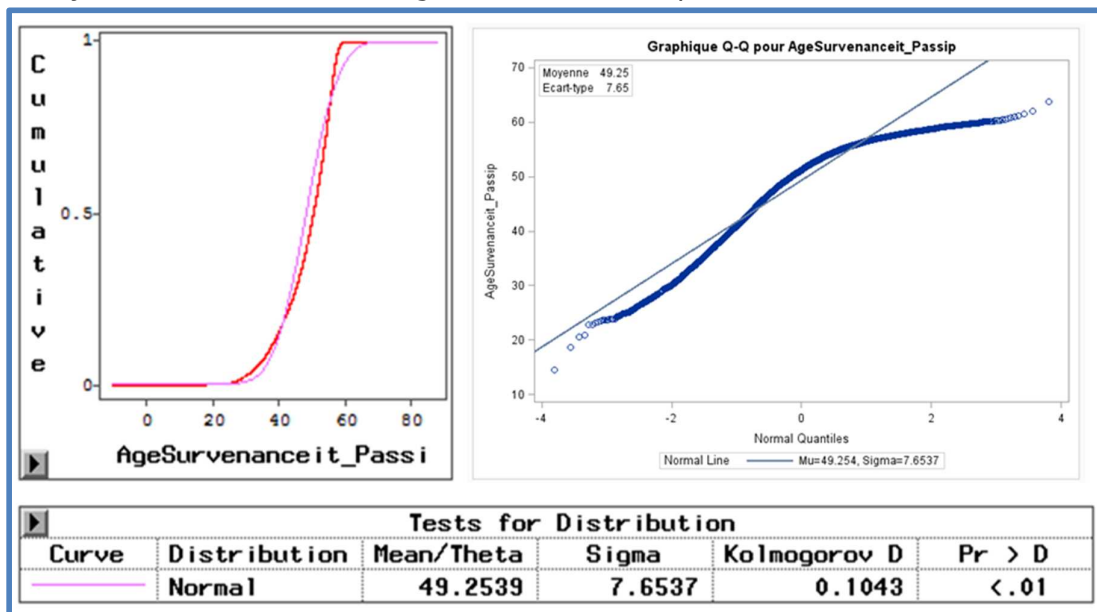


Tous les tests d'ajustement de la distribution de la variable « Age Survenanceit_Passip » avec les cinq lois statistiques à tester sont non significatifs.

Les détails des résultats seront exposés en [annexe 11](#).

Zoom sur l'ajustement avec la loi Normale :

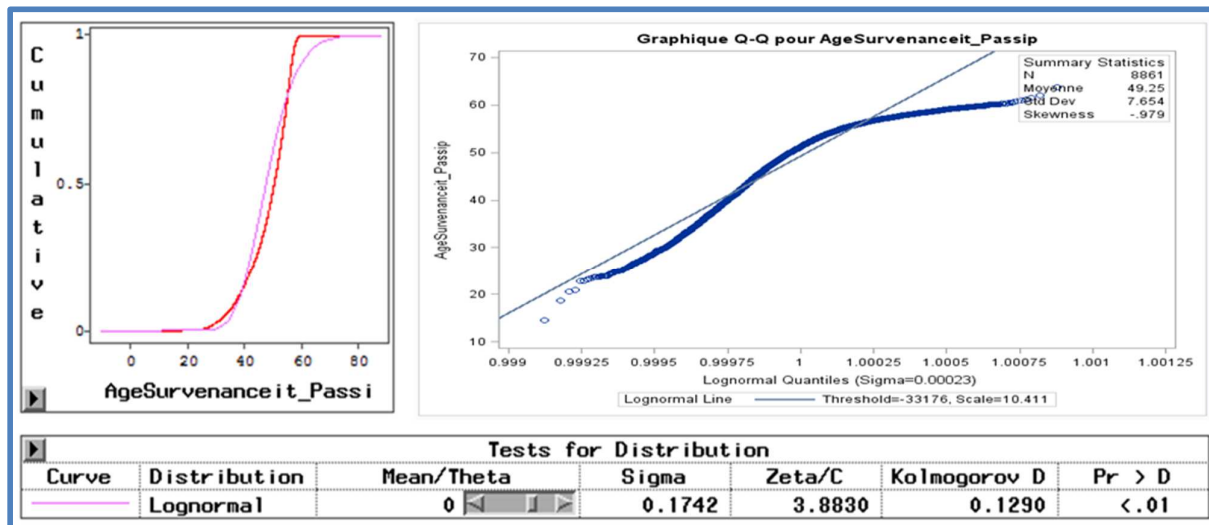
Les graphiques Q-Q Plot et P-P Plot complété par le test de Kolmogorov-Smirnov montrent clairement le non ajustement de la variable « AgeSurvenanceit_Passip » avec la loi Normale.



Conclusion : La variable « AgeSurvenanceit_Passip » **ne suit pas la loi Normale.**

Zoom sur l'ajustement avec la loi Log Normale :

Les graphiques appuyés par le résultat du test de Kolmogorov-Smirnov, ci-dessous, montrent l'inadaptation du Fiting des données de la variable « AgeSurvenanceit_Passip » sur la loi Log Normale.



Conclusion : La variable « « AgeSurvenanceit_Passip » **ne suit pas une loi Log Normale**

(2) Les Prestations d'Incapacité versées à la population PassIP :

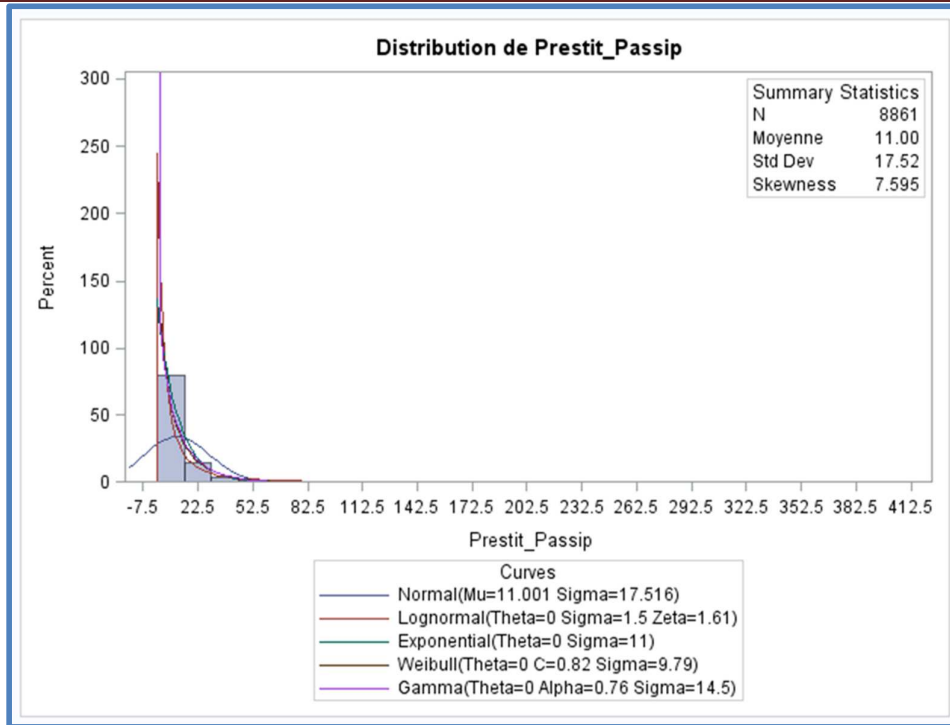
Les montants des prestations versées au titre de la garantie d'incapacité aux assurés sinistrés de la population PassIP.

La variable étudiée est « Prestit_Passip » dont les montants sont en K€.

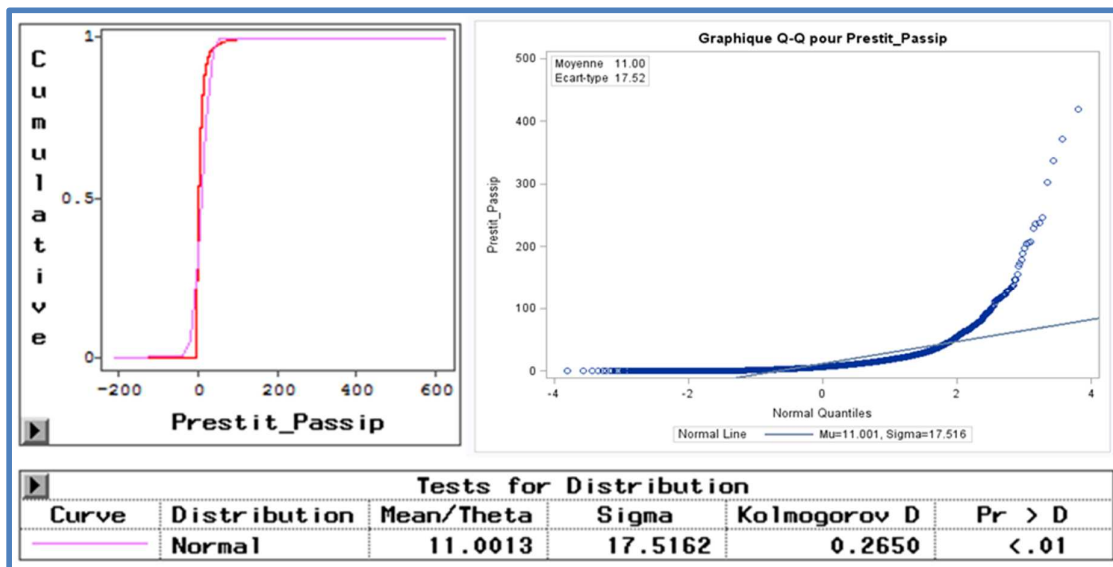
Ci-dessous le graphique résumant tous les tests des cinq lois statistiques sur la variable « Prest_Passip »

Tous les tests d'ajustement de la distribution de la variable « Prest_Passip » avec les cinq lois statistiques sont rejetés avec des résultats non significatifs.

Les détails des résultats seront exposés en annexe 12.



Zoom sur l'ajustement avec la loi Normale :

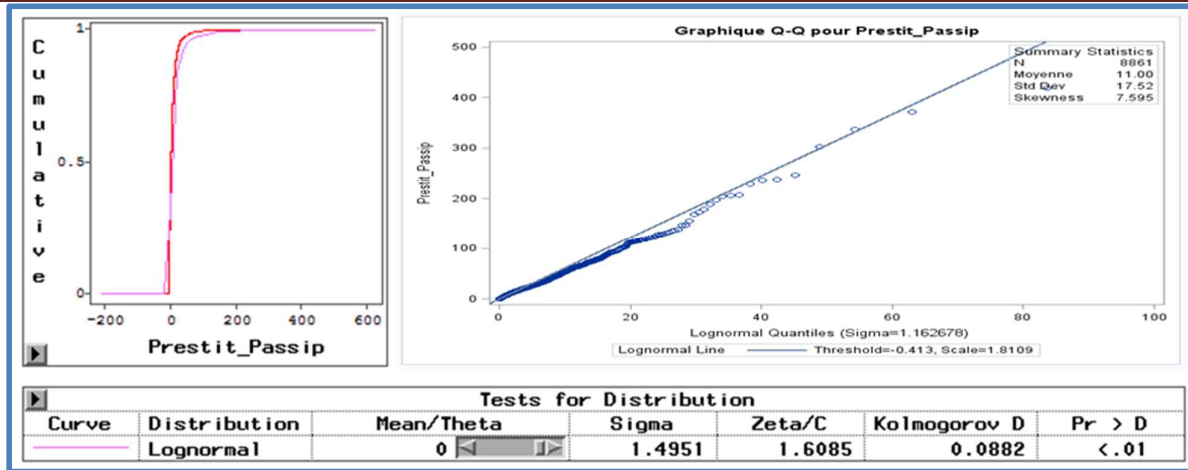


Les deux graphiques, le Q-Q plot et le P-P Plot avec le test de Kolmogorov-Smirnov rejettent formellement l'hypothèse de la normalité de la variable « Prest_ Passip ».

Conclusion : la variable « Prest_ Passip » **ne suit pas une loi Normale.**

Zoom sur l'ajustement avec la loi Log Normale :

Ci-dessous les deux graphiques, le Q-Q plot et le P-P Plot avec le test de Kolmogorov-Smirnov montrent explicitement que l'hypothèse de la normalité de la variable « Prest_ Passip » est rejetée.



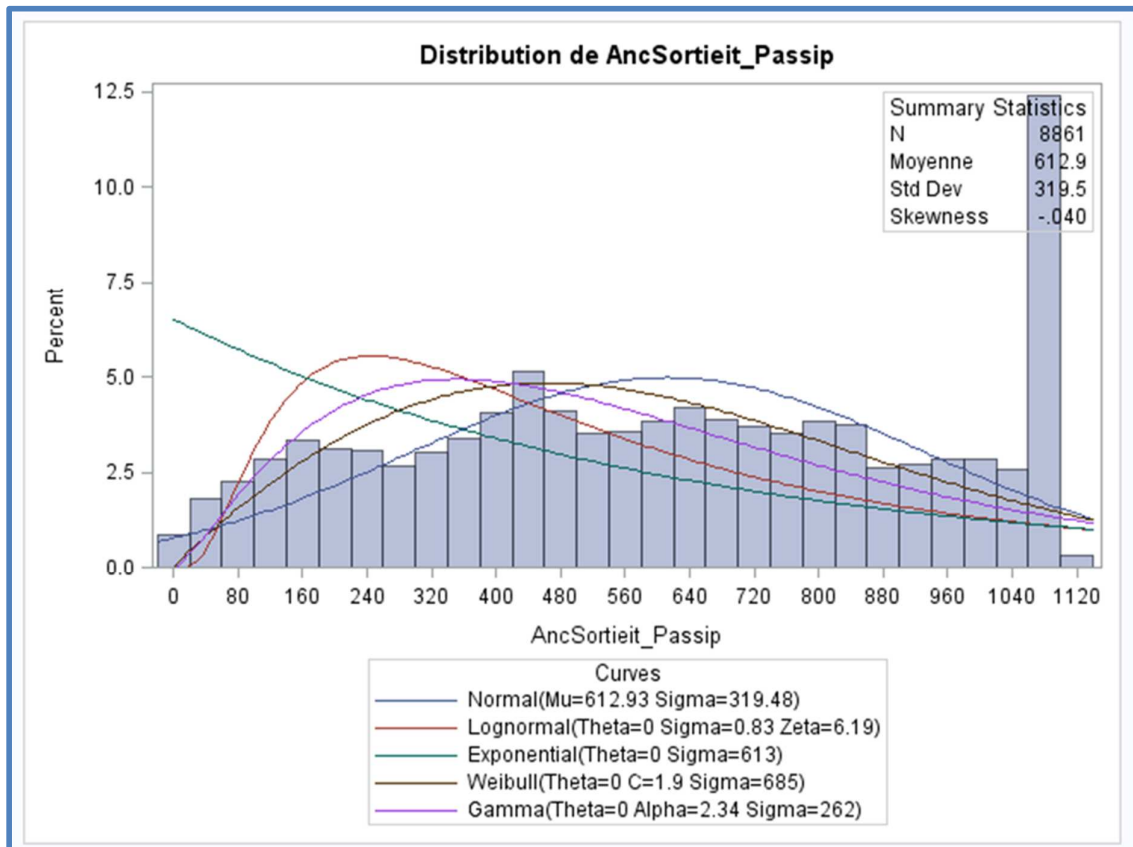
Conclusion : la variable « Prest_Passip » **ne suit pas une loi Log Normale.**

(3) La Durée de maintien en état d’Incapacité pour la population PassIP :

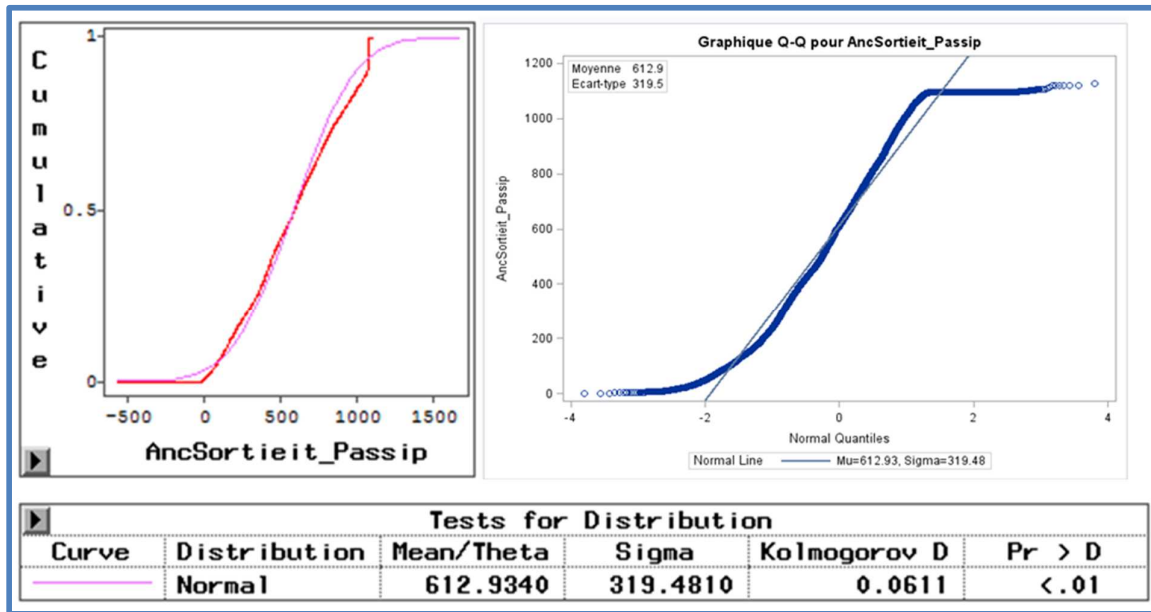
La durée de maintien en état d’incapacité pour la population PassIP, représente l’ancienneté de l’assuré sinistré en état d’incapacité, passé en état d’invalidité, mesurée en jour et nommée « AncSortieit_Passip » :

Tous les tests d’ajustement de la variable « Anc Sortieit_Passip » avec les cinq lois statistiques, citées au-dessous, sont rejetés au regard du graphique ci-dessous.

Les résultats sont détaillés en annexe 13.



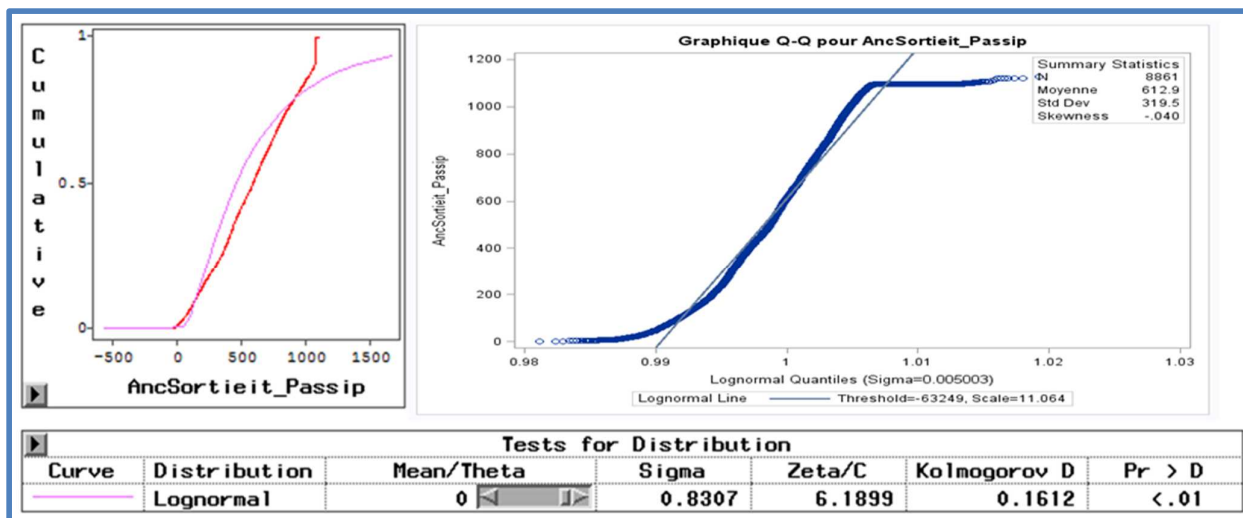
Zoom sur l'ajustement avec la loi Normale :



L'hypothèse de la normalité de la variable « Anc Sortieit_Passip » est rejetée selon Les deux graphiques Q-Q plot et P-P Plot.

Conclusion : la variable « Anc Sortieit_Passip » **ne suit pas une loi Normale.**

Zoom sur l'ajustement avec la loi Log Normale :



Les deux graphiques Q-Q Plot et P-P Plot montrent formellement l'hypothèse d'ajustement de la variable « Anc Sortieit_Passip » avec la loi Log Normale est rejetée.

Conclusion : La variable « Anc Sortieit_Passip » **ne suit pas une loi Log Normale**

IV. PARTIE IV – LA MODELISATION DES LOIS D'EXPERIENCE ET APPLICATION :

Dans cette partie, l'outil utilisé pour la modélisation est le logiciel statistique R.

Cette partie est consacrée à la modélisation des trois sous risques incapacité temporaire-IT- (incapacité), l'invalidité en attente (passage de l'IT à l'IP) et l'incapacité permanente -IP- (invalidité) constituant le risque assurantiel de l'arrêt de travail.

Les méthodes d'analyse et modélisation des trois risques concernés sont homogènes

L'utilisation de la théorie des données de survie est inévitable pour deux raisons essentiellement :

- ❖ Les données étudiées sont non négatives, ce qui conduit à écarter l'hypothèse de normalité à cause de leur asymétrie.
- ❖ La structure des données liée à la non-réalisation de l'évènement étudié pour certains individus pendant la période d'observation et par conséquent ils sont intégrés dans l'étude et en même temps considérés comme des données incomplètes. Ces données sont appelées les données censurées. En conséquence, on ne peut pas calculer d'espérance.

A. NOTIONS THEORIQUES SUR LES DONNEES DE SURVIE :

1. Notions mathématiques :

Soit T une variable aléatoire positive, désignant la durée de vie, observé dans un état initial dans le cadre de l'évènement étudié, définie sur $[0, +\infty[$.

- ❖ Sa fonction de répartition F tel que : $F(t) = P(T < t)$;
- ❖ La fonction de survie S tel que : $S(T) = P(T \geq t) = 1 - F(T)$

Elle est continue monotone décroissante tel que $S(0) = 1$ et $\lim_{t \rightarrow +\infty} S(t) = 0$

- ❖ La densité par définition : $f(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{F(t+\Delta t) - F(t)}{\Delta t}$

$$\text{Ainsi sa densité : } f(t) = \frac{dF(t)}{dt} = -\frac{dS(t)}{dt}$$

- ❖ La probabilité de survenue de l'évènement durant l'intervalle de temps $[t, t + \Delta t]$ sachant qu'il ne s'était pas réalisé avant t pour un Δt positif est quantifiée par :

$$(P(t \leq T \leq t + \Delta t \mid T \geq t)) = 1 - \frac{s(t + \Delta t)}{s(t)}$$

- ❖ Avec la normalisation avec la durée de l'intervalle lui-même :

$$\lambda_t = \frac{P(t \leq T \leq t + \Delta t \mid T \geq t)}{\Delta t}$$

λ_t est une évaluation du risque de connaître l'évènement durant l'intervalle de temps considéré. Cette quantité mesure le nombre moyen d'évènement réalisé pour un individu durant l'unité de temps choisie pour toute chose égale par ailleurs sur l'intervalle de temps et l'unité de temps considérés.

λ_t est appelée le risque instantané (Taux de Hasard) Hazard Rate)

Où Δt est un petit intervalle dt : $\lambda(t) = \lim_{dt \rightarrow 0} \lambda_t$

$$\lambda(t) = \lim_{dt \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T \leq t + dt \mid T \geq t)}{dt}$$

$$\lambda(t) = \frac{f(t)}{S(t)}$$

- ❖ Ainsi le risque cumulé (Taux de Hasard cumulé) est calculé :

$$\Lambda(t) = \int_0^t \lambda(s) ds$$

$$\Lambda(t) = -\log(S(t))$$

- ❖ Par déduction : $S(t) = \exp(-\Lambda(t))$

Dans l'étude de ce mémoire, trois durées de vie à considérer :

- 1) La durée de maintien en état d'incapacité relative au risque incapacité, mesurée en mois ;
- 2) La durée de maintien en état d'invalidité relative à l'invalidité, mesurée en année ;
- 3) La durée de maintien en incapacité pour passer en état d'invalidité pour les données à modéliser pour le risque passage en invalidité (invalidité en attente), mesurée en mois.

2. Généralités sur les Modèles Statistiques en données de survie :

La modélisation est réalisée par la variable aléatoire positive T et porte sur le délai.

Le délai d'évènement n'est pas forcément observé à la fin du suivi ou de l'expérience dans le cadre de la période d'observation.

Deux possibilités pour estimer la loi de survie dans le cas de données de survie :

a) Quelques définitions préliminaires

(1) Les Censures :

Le délai d'évènement n'est pas forcément observé à la fin du suivi ou de l'expérience dans le cadre de la période d'observation, C

- Si $T < C$, l'évènement est observé, donc non censuré
- Si $T \geq C$, l'évènement est non observé, donc censuré

Il existe trois catégories de censure :

1. Censure à droite : $T > C$
2. Censure à gauche : $T < C$
3. Censure aléatoire : $C_1 < T < C_2$

Il existe trois types de censure :

1. Type I : fixe, la censure à droite.
2. Type II : Séquentiel, on arrête l'expérience après la survenance de $k \leq n$ évènements. Cela revient à fixer un taux de censure (Etude de Fiabilité)
3. Type III : aléatoire, le délai de censure C_i de l'individu i est une variable aléatoire supposée indépendante de la durée de survie T_i . (Dans un essai thérapeutique, les individus admis entrent de façon aléatoire et uniforme au cours du temps)

(2) Les Troncatures :

La troncature est différente de la censure au sens où elles concernent l'échantillonnage lui-même

Une observation est tronquée si elle est conditionnelle à un autre évènement.

L'information est perdue complètement sur les individus en dehors de la période d'observation

S'il y a troncature, une partie des individus ne sont pas observables et on n'étudie qu'un sous-échantillon (problème d'échantillonnage). Le biais de sélection est un cas particulier de troncature

Il existe trois catégories de troncatures :

1. Troncature à gauche : L'individu est observé à partir de la date de début d'observation de l'étude et non à partir de la date de survenance de l'évènement.
Comme exemple : La durée de survie d'une cohorte tirée au sort dans la population n'est étudiée que pour les sujets vivants à la date d'inclusion dans l'enquête. Il y a troncature à gauche car seuls les sujets qui ont survécu jusqu'à la date d'inclusion dans l'étude sont observables.
 T est $T > T_r$, sous l'hypothèse que T_r est une variable aléatoire indépendante de T .
2. Troncature à droite : De même, il y a troncature à droite lorsque X n'est observable que si $T < T_r$.
3. Troncature par intervalle : Quand une durée est tronquée à droite et à gauche, on dit qu'elle est tronquée par intervalle

Conclusion :

Une observation censurée est une observation incomplète d'une population entière.

Une observation tronquée est une observation complète d'une population incomplète (conditionnelle).

Dans le cadre de notre étude :

Les observations de l'étude sont censurées à droite et tronquées à gauche.

Ci-dessous un schéma expliquant les 4 figures de l'état des données de survie :

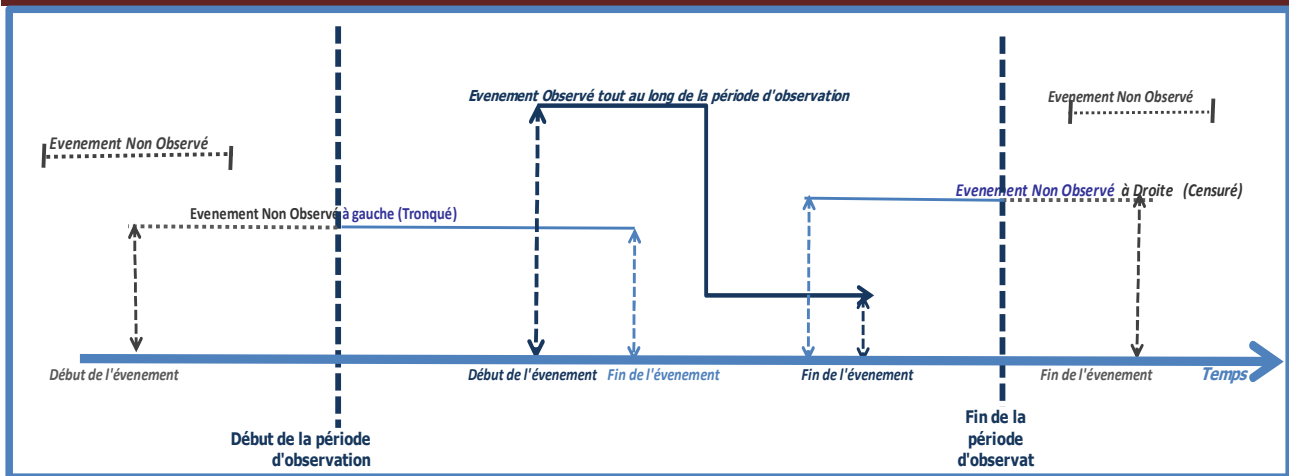


Schéma de données de survie

B. NOTIONS GENERALES SUR LES MODELES DE SURVIE :

Dans notre étude, il s'agit d'observer trois états différents :

- La durée de maintien en l'état d'incapacité
- Le passage de l'état d'incapacité à l'état d'invalidité
- La survenance de l'état d'invalidité

La finalité de l'observation est d'évaluer les fonctions de survie pour les trois états, ainsi l'estimation de la probabilité de sortie de l'état.

1. L'Estimation du Modèle Paramétrique en Données de Survie :

L'estimation de la fonction de survie repose sur le maximum de vraisemblance en évaluant les paramètres (les θ) dans le cadre d'une hypothèse de loi statistique.

Les lois les plus utilisées dans la modélisation des données de survie sont :

- La loi LogNormale
- La loi exponentielle
- La loi de Weibull
- La loi de Gamma

a) En cas de censure à droite :

En présence de censure de type I : C_1, C_2, \dots, C_n , on observe (t_i, δ_i) $i=1, n$ où :

t_i est le délai observé, soit un délai d'évènement de densité f , soit un délai de censure

δ_i est l'indicateur d'évènement, $\delta_i = 0$ si l'évènement est censuré, $\delta_i = 1$ si l'évènement est observé.

- Si $\delta_i = 1$, la contribution de l'individu i vaut : $f(t_i) = \lambda(t_i) s(t_i)$
- Si $\delta_i = 0, T > C$, la contribution de l'individu i vaut : $S(t_i) = \exp(-\int_0^{t_i} \lambda(u) du)$

Ainsi la contribution de l'individu i dans la vraisemblance :

$$L_i = f(t_i)^{\delta_i} S(t_i)^{(1-\delta_i)}$$

- la vraisemblance vaut $f(t_i)$ quand $\delta_i = 1$,
- la vraisemblance vaut $S(t_i)$ quand $\delta_i = 0$,

La vraisemblance :

$$L = \prod_1^n L_i \rightarrow L = \prod_1^n f(t_i)^{\delta_i} S(t_i)^{(1-\delta_i)}$$

On observe :

- $X_i = \min(T_i, C_i)$
- $\delta_i = \mathbf{1}(T_i < C_i)$

Soit :

- f la densité de T et g la densité de C
- S et G les fonctions de survie associées

S'agissant d'estimation paramétrique, on suppose que :

- La loi de T est paramétrique de paramètre θ
- La censure est indépendante et ne dépend pas de θ

On reformule avec le paramètre θ à estimer, la contribution de l'individu i dans la vraisemblance :

$$L_i = f(t_i/\theta)^{\delta_i} S(t_i/\theta)^{(1-\delta_i)}$$

$$\rightarrow L = \prod_1^n f(t_i/\theta)^{\delta_i} S(t_i/\theta)^{(1-\delta_i)}$$

b) En cas de troncature à gauche :

Soit T une variable tronquée à gauche par la variable aléatoire Tr si t est observé seulement quand $T > Tr$,

Si on observe N couples $(T_i > Tr_i)$,

La vraisemblance conditionnelle à N et $T_i > Tr_i$ vaut :

$$L = \prod_1^N P(T_i \in [T_i, T_i + dt] \setminus T_i > Tr_i)$$

$$L = \prod_1^N \frac{P(T_i \in [T_i, T_i + dt], T_i > Tr_i)}{P(T_i > Tr_i)} \rightarrow L = \prod_1^N \frac{f(t_i)}{S(Tr_i)}$$

S'agissant d'estimation paramétrique, on suppose que :

- La loi de T est paramétrique de paramètre θ
- La troncature est indépendante et ne dépend pas de θ

On reformule avec le paramètre θ à estimer, la contribution dans la vraisemblance de l'individu i dont

l'information est tronquée à gauche en a_i est:

$$L_i = \begin{cases} \frac{f(ti/\theta)}{S(ai/\theta)} & \text{si } \delta_i = 1 \\ \frac{S(ti/\theta)}{S(ai/\theta)} & \text{si } \delta_i = 0 \end{cases}$$

$$L(\theta) = \prod_1^n L_i \rightarrow L(\theta) = \prod_1^N \left(\frac{f(ti/\theta)}{S(ai/\theta)} \right)^{\delta_i} \left(\frac{S(ti/\theta)}{S(ai/\theta)} \right)^{(1-\delta_i)}$$

$\hat{\theta}$ est l'estimation du paramètre θ obtenu par l'estimateur du maximum de vraisemblance (EMV)

Tel que: $\hat{\theta} = \text{Arg Max}_{\theta} \ln L(\theta)$

L'estimateur a les propriétés asymptotiques suivantes :

$$\hat{\theta} \xrightarrow{ps} \theta$$

$$\sqrt{n} (\hat{\theta} - \theta) \longrightarrow \mathcal{N}(0, I^{-1}(\theta))$$

Tel que $I(\theta)$ est l'information de Fisher : $I(\theta) = \mathbf{V} \left(\frac{\partial L(\theta)}{\partial \theta} \right)$

En pratique :

$$\hat{\theta} \approx \mathcal{N} \left(\theta, \frac{1}{n} I^{-1}(\theta) \right)$$

Une fois, la loi de la distribution est déterminée, il est possible de faire un modèle à vie accélérée (Accelerated Failure Time AFT) dans lequel le temps de survenance de l'évènement d'intérêt, par un ensemble de k variables explicatives caractéristiques

$$T_i = f(x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{ik})$$

2. L'Estimation Paramétrique des Moments de HOEM en Données de Survie :

L'estimateur de HOEM est un estimateur paramétrique, repose sur l'hypothèse de stabilité du taux de hasard instantané sur des fractions de temps dans la période d'observation.

Il généralise l'estimateur binomial en introduisant les censures et les troncatures.

a) Le Principe :

Le principe de l'estimateur de HOEM est de considérer que chaque individu i d'âge x dans la classe d'âge $[x, x+1]$ n'est exposé au risque uniquement entre les dates α_i (date du début d'observation de l'assuré d'âge x) et β_i (date de fin d'observation de l'assuré d'âge x , par réalisation de l'évènement, par censure ou par changement d'âge).

Par conséquent, seules les périodes où individu i (l'assuré) est effectivement exposé au risque sont prises en compte.

b) Les Notations :

- n_x : nombre de sujets à risque (effectif à risque) dans l'intervalle $[x, x+1]$;
- D_x : la variable aléatoire représentant le nombre de sujets subissant l'évènement dans l'intervalle $[x, x+1]$;
- d_x : réalisation de D_x
- $[x + \alpha_i, x + \beta_i]$ est l'intervalle d'âge inclus dans $[x, x+1]$, sous la période d'observation, pour lequel l'assuré est exposé au risque
- ${}_{\beta-\alpha_i}q_{x+\alpha_i}$ est la probabilité de l'individu i d'âge x de subir l'évènement dans l'intervalle $[x + \alpha_i, x + \beta_i]$
- X_i variable aléatoire représentant l'état de l'individu i , suit une loi de Bernoulli tel que :

$$X_i \text{ suit } \mathcal{B}(n_x ; {}_{\beta-\alpha_i}q_{x+\alpha_i}), \quad i = \overline{1; n}$$

c) Les spécificités de l'estimateur de HOEM :

Chaque entrée d'un individu i en état et faire partie de la population sous risque est indépendante des entrées des autres individus.

La probabilité de subir un évènement d'un individu i d'âge x , réalisable dans l'intervalle d'observation $[x, x+t]$, et est une fonction linéaire du temps,

$$\text{C'est-à-dire que : } {}_tq_x = t * q_x \quad t \in [0, 1]$$

La probabilité de subir l'évènement dans l'année pour chaque individu i d'âge $x + \alpha_i$ est

${}_{\beta-\alpha_i}q_{x+\alpha_i}$, suit une loi binomiale.

$$\rightarrow D_x = \sum_1^{n_x} X_i \text{ Suit la loi Binomiale } \mathcal{B}(n_x ; {}_{\beta-\alpha_i}q_{x+\alpha_i})$$

d) La construction de l'estimateur de HOEM :

Sous l'hypothèse de linéarité :

Pour $0 < t \leq s \leq 1$

$${}_t q_x = t * q_x \quad t \in [0, 1]$$

$${}_t s_x = 1 - t * q_x$$

Par déduction et approximation : $(s-t)q_{(x+t)} = {}_t p_x - {}_s p_x = {}_t s_x - {}_s s_x$

Ainsi : $(s-t)q_{(x+t)} \approx (s-t) * q_x$

$$\text{Posons : } Z_i = \frac{X_i}{(\beta_i - \alpha_i)} \rightarrow E(Z_i) = E\left(\frac{X_i}{(\beta_i - \alpha_i)}\right)$$

Etant donné que X_i suit $\mathcal{Ber}(n_x; \beta_i - \alpha_i q_{x+\alpha_i})$, $i = \overline{1; n}$

$$E(X_i) = \beta_i - \alpha_i q_{x+\alpha_i} \approx (\beta_i - \alpha_i) * q_x$$

En appliquant la loi des grands nombre à la variable aléatoire Z_i indépendantes et identiquement distribuées :

L'estimateur de HOEM :

$$\hat{q}_x = \frac{d_x}{\sum_i (\beta_i - \alpha_i)}$$

Tel que d_x représente le nombre de sinistres observés à chaque âge relatif à la durée d'exposition $(\beta_i - \alpha_i)$ de l'individu i à chaque âge x dans l'intervalle $[x + \alpha_i, x + \beta_i]$

e) Propriété de l'estimateur de HOEM :

$$E(q_x) = E\left(\frac{D_x}{\sum_i (\beta_i - \alpha_i)}\right) = \frac{\sum_{i=1}^{i=n_x} \beta_i - \alpha_i q_{x+\alpha_i}}{\sum_{i=1}^{i=n_x} (\beta_i - \alpha_i)} = \frac{\sum_{i=1}^{i=n_x} (\beta_i - \alpha_i) * q_x}{\sum_{i=1}^{i=n_x} (\beta_i - \alpha_i)} = q_x$$

Ce qui montre que l'estimateur de HOEM est sans biais.

3. L'Estimation Non Paramétrique de KAPLAN MEIER en Données de Survie :

a) Le Principe :

L'estimateur de Kaplan Meier (1958), doit son nom à Edouard Kaplan et Paul Meier, il est également connu sous le nom de l'estimateur « Product Limit ».

L'estimateur sera noté KM dans la suite, il sert à estimer la fonction de survie (c'est-à-dire le maintien dans un état).

Dans le cas d'incapacité, il s'agit de la durée de maintien en incapacité en fonction de l'âge et de l'ancienneté en état mesurée en mois.

Dans le cas d'invalidité, il s'agit de la durée de maintien en invalidité en fonction de l'âge et l'ancienneté en état mesurée en année.

Dans le cas de passage en invalidité, il s'agit la durée de maintien en incapacité avec une sortie en état d'invalidité en fonction de l'âge et de l'ancienneté mesurée en mois.

Le principe repose sur l'idée intuitive, qu'être encore dans l'état après l'instant t , c'est être dans cet état juste avant l'instant t et ne pas en être sorti de l'état à l'instant t .

b) Les spécificités de l'estimateur de KM :

Il utilise toute l'information disponible sur les données, il est le plus utilisé dans les études de données de survie en médecine comme en l'assurance.

Il prend en compte les censures et les troncatures pour l'estimation de la fonction de survie ;

C'est un estimateur de maximum de vraisemblance généralisé ;

C'est un estimateur robuste à condition que la survie et la censure n'aient aucune discontinuité commune ;

Les taux bruts estimés relatifs aux lois d'expérience de maintien en incapacité, invalidité et le passage en invalidité via l'estimateur de Kaplan- Meier est exploité dans un cadre monodimensionnel. Ces taux sont en fonction de l'âge d'entrée en état et l'ancienneté en état et la perte d'information liée à la non-prise en compte de loi conjointe associée aux deux variables est maigre et moins impactant

En cas d'absence de censure et troncature, cet estimateur KM devient l'estimation de la fonction de répartition empirique ;

c) La construction de l'estimateur KM hors Censure et Troncature :

En cas d'absence de censure et troncature, l'estimateur de KM qui sert à estimer la fonction de survie revient à estimer la fonction de répartition :

$$\hat{F}(t) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{i=N} P(T_i \leq T)$$

Autrement :

Un sujet d'âge x faisant partie de l'étude est maintenu en état après t jours implique d'avoir survécu au jour $0, 1, 2, 3, \dots, t$.

Cette affirmation se traduit en termes de probabilité par :

$$\begin{aligned} S_x(t) &= P(T > t) \\ &= P(T > t / T > t-1) P(T > t-1) \\ &= P(T > t / T > t-1) \dots P(T > 1 / T > 0) P(T > 0) \end{aligned}$$

Notons Q_j la probabilité d'avoir survécu au jour j conditionnellement au fait d'être en vie juste avant ce jour. On a :

$$P_{(x;j)} = P(T > j / T > j-1)$$

$$S_x(t) = P_{(x;t)} \times P_{(x;t-1)} \times \dots \times P_{(x;1)} \times 1 ; \text{ Sachant } S_x(0) = 1$$

$S_x(t)$ est estimée par le produit des estimations $p_{(x;j)}$ de $P_{(x;j)}$, où p_j est égal à la proportion observée de sujets ayant survécu (qui n'ont pas subi l'évènement) au jour j parmi ceux des sujets qui étaient vivants (n'ont pas subi l'évènement) juste avant j .

$$\hat{S}_x(t) = \prod_{j=1}^{j=t} \hat{P}_{(x;j)} = \prod_{j=1}^{j=t} p_{(x;j)} = \prod_{j=1}^{j=t} (1 - q_{(x;j)})$$

En posant $p_{(x;j)} = 1 - q_{(x;j)}$

Et par déduction $q_{(x;j)}$ est l'estimation de $Q_{(x;j)} = P(T = t_j / T \geq t_j)$

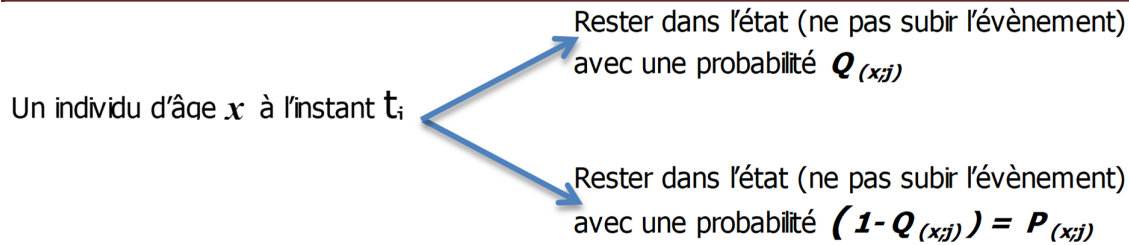
Les q_j sont estimés par la méthode de maximum de vraisemblance à partir de l'observation de n -échantillon:

En discrétisant le temps par des sous périodes $[t_j, t_{j+1}]$ tel que $j = \overline{1; k}$, représentant les différents temps d'évènement observés.

A un âge donné x parmi les sujets de la population sous risque de l'étude :

Soit $d(x; j)$ le nombre de sujets qui ont subi l'évènement (sortis de l'état) au jour j :

Et $n(x; j)$ est le nombre de sujets qui n'ont pas subi l'évènement (la population sous risque) juste avant le jour j .



$$\forall t_i < t_k, L(Q_{(x;1)}, \dots, Q_{(x;k)}) = \prod_{j=1}^{j=k} L(Q_{(x;j)})$$

Le nombre $d_{(x;j)}$ suit une loi de Binomiale $\mathcal{B}(n_j; Q_{(x;j)})$

La fonction de vraisemblance à maximiser :

$$\forall t_j < t,$$

$$L(Q_{(x;1)}, \dots, Q_{(x;k)}) = \prod_{j=1}^{j=k} L(Q_{(x;j)})$$

$$L(Q_{(x;1)}, \dots, Q_{(x;k)}) = \prod_{j=1}^{j=k} C_{n_{(x;j)}}^{d_{(x;j)}} Q_{(x;j)}^{d_{(x;j)}} (1 - Q_{(x;j)})^{(n_{(x;j)} - d_{(x;j)})}$$

La maximisation de la fonction L revient à maximiser $\ln(L)$:

$$\ln L(Q_{(x;1)}, \dots, Q_{(x;k)}) = \sum_{j=1}^{j=k} \ln [C_{n_{(x;j)}}^{d_{(x;j)}} Q_{(x;j)}^{d_{(x;j)}} (1 - Q_{(x;j)})^{(n_{(x;j)} - d_{(x;j)})}]$$

$$\frac{\partial \ln(L)}{\partial q_{(x;j)}} = 0 \rightarrow \frac{d_{(x;j)}}{Q_{(x;j)}} - \frac{(n_{(x;j)} - d_{(x;j)})}{(1 - Q_{(x;j)})} = 0$$

$$\rightarrow \hat{Q}_{(x;j)} = q_{(x;j)} = \frac{d_{(x;j)}}{n_{(x;j)}}, \forall j = \overline{1, k},$$

Par déduction

$$\forall t_j < t, \hat{S}_x^{KM}(t) = \prod_{t_j=0}^{t_j=t} (1 - q_{(x;j)})$$

$$\rightarrow \hat{S}_x^{KM}(t) = \prod_{t_j=0}^{t_j=t} \left(1 - \frac{d_{(x;j)}}{n_{(x;j)}}\right)$$

d) La construction de l'estimateur KM en cas de Censure et Troncature :

La méthode de l'estimateur de KM découle d'un raisonnement simple :

- Ne pas avoir subi l'évènement à l'instant t :
- Ne pas l'avoir juste subi avant t
- Ne pas l'avoir subi à l'instant t

Le calcul est le même que dans le cas de construction hors les censures et les troncatures.

La seule différence que les censures et les troncatures sont prises en compte dans la population sous risque.

Les troncatures (à gauche) sont intégrées dans la population sous risque malgré qu'ils n'aient pas été suivis dès le début de la survenance de l'évènement (différente de début de la période d'observation).

En revanche, la fonction de survie ne marque pas de saut dans les cas de censure.

Soit $t_0, t_1, t_2, \dots, t_k$ les différents temps d'évènement observés :

$d(x; j)$: nombre de sujets subissant l'évènement au temps t_j ;

$c(x; j)$: nombre de sujets censurés dans l'intervalle $[t_j; t_{j+1} [$;

$n(x; j)$: nombre de sujets à risque au temps t_j (effectif à risque) ;

$Tr(x; j)$: nombre de sujets tronqués dans l'intervalle $[t_j; t_{j+1} [$;

Calcul des individus à risque à l'instant t_j :

$$\left(n_{(x;j-1)} - d_{(x;j-1)} - c_{(x;j)} + Tr_{(x;j)} \right)$$

$\forall j = \overline{1, k}$,

En utilisant les probabilités conditionnelles :

$$\begin{aligned} S_x(t_j) &= \widehat{P}_x(T > t_j) \\ &= \widehat{P}_x(T > t_j / T > t_{j-1}) \times \widehat{P}_x(T > t_{j-1}) \\ &= \widehat{P}_x(T > t_j / T > t_{j-1}) \times \widehat{P}_x(T > t_{j-1} / T > t_{j-2}) \times \widehat{P}_x(T > t_{j-2}) \dots \times \widehat{P}_x(T > t_2 / T > t_1) \end{aligned}$$

Chaque probabilité $\widehat{P}_x(T > t_j \mid T > t_{j-1})$ est estimée par :

$$\left(1 - \frac{d_{(x;j)}}{n_{(x;j-1)} - d_{(x;j-1)} - c_{(x;j)} + tr_{(x;j)}} \right)$$

Avec : $n(x; 0) = n$ et $d(x; 0) = 0$

$$\widehat{S}_x^{KM}(t) = \prod_{j=1}^{j=k} \left(1 - \frac{d_{(x;j)}}{n_{(x;j-1)} - d_{(x;j-1)} - c_{(x;j)} + Tr_{(x;j)}} \right)$$

C. ADAPTABILITE DES DONNEES DE L'ETUDE SUR LES MODELES DE SURVIE :

Après l'exposition de méthodes statistiques les plus utilisées dans la modélisation des données de survie rentrant dans le cadre de nos données observées, traitées et fiabilisées.

Dans le cadre de notre étude, les durées observées ne rentrent pas dans les concepts des estimations paramétriques. Comme c'est démontré précédemment les tests de lois ont été rejetés

Ci-dessous les raisons justifiant le choix des estimateurs retenus pour la modélisation des trois risques :

1. Les données d'Incapacité (IT) :

Il s'agit d'estimer la loi d'expérience d'incapacité interfacée avec les données observées du portefeuille étudiée, indiquant la loi de maintien en état d'incapacité.

Au vu de la durée courte (3 ans) du risque d'incapacité, l'hypothèse de modèle paramétrique qui entraîne l'option d'une loi statistique avec un risque d'erreur très élevé qui est très risquée au niveau de l'inadaptabilité des données.

L'estimateur retenu pour ces données est l'estimateur non paramétrique de Kaplan- Meier qui est plus adapté à la nature de risque et la disponibilité des données.

La vie du risque est sans effet sur les estimations via le modèle de Kaplan- Meier et l'adaptabilité des données d'incapacité est sans aucune contrainte.

2. Les données d'Invalidité (IP) :

Il s'agit d'estimer la loi d'expérience d'invalidité collée avec les données observées du portefeuille étudiée, reflétant la loi de maintien en état d'invalidité.

Pour les mêmes craintes relatives au risque d'erreur sur l'hypothèse d'une loi statistique et sans oublier la nature du risque d'invalidité à caractère long, l'estimateur retenu pour les données d'invalidité reste l'estimateur de Kaplan- Meier.

La mise en œuvre de l'estimateur sur les données d'invalidité est sans aucune difficulté.

3. Les données de Passage en Invalidité (Invalidité en Attente) :

Au vu des difficultés rencontrées au niveau du traitement des données à la fois pour le croisement, la fiabilisation et la validation des données entre les données d'incapacité et les données invalidité, il est difficile de retenir le modèle de Kaplan-Meier pour la construction de la table de passage en invalidité à cause de la difficulté de mise en œuvre selon la disponibilité des données.

En effet, les données utilisées pour l'estimation de la loi de passage en invalidité ne se trouvent pas dans une source unique.

Pour la fiabilisation des données, les traitements ont conduit à déduire une base servant à estimer les expositions d'une part et une autre base servant à estimer les sorties d'autre part.

L'estimateur retenu pour ces données est l'estimateur de HOEM, il est plus adapté à la mise en œuvre et l'exploration des données pour établir la loi de passage en invalidité.

D. APPLICATION : L'ESTIMATION DES LOIS D'EXPERIENCE :

Pour rappel, le logiciel utilisé pour les estimations des lois d'expérience pour les trois risques est le logiciel R.

Pour rappel, la période d'observation va du 01/01/2008 au 31/12/2015.

Tous les individus observés dont la date de survenance de l'évènement (incapacité, invalidité et passage en invalidité) est antérieure à la date de début d'observation vont être considérés comme des troncutures à gauche.

Tous les individus observés dont la date de dernier jour d'indemnisation (incapacité, invalidité et passage en invalidité) est postérieure à la date de fin d'observation vont être considérés comme des censures à droite.

Comme illustré précédemment dans la Partie II « D. Statistiques Descriptives » que l'effet du genre est peu influent sur les données servies à la construction des lois d'expérience.

Cependant, les tables des trois risques concernés sont des tables unisexes pour la simplicité d'utilisation et la facilité de comparaison avec les tables de BCAC 2010 et BCAC 2013.

1. Loi d'Expérience du risque Incapacité :

a) Le Principe :

La table de maintien en incapacité est à deux dimensions, en fonction de l'âge d'entrée en état d'incapacité et l'ancienneté en état mesurée en mois.

Pour rappel, la table de maintien en incapacité réglementaire BCAC 2010 (24/12/2010) est à deux dimensions. Pour l'âge d'entrée en incapacité, il est à partir de l'âge de 23 ans (incluant les moins de 23 ans) jusqu'à 67 ans et l'ancienneté en état est à partir du mois d'entrée en état d'incapacité jusqu'au 36^{ème} mois avec un effectif initial de 10 000 individus.

Ces caractéristiques collent avec les caractéristiques du risque selon les critères de la sécurité sociale, étant donné que le versement des indemnités journalières au titre d'incapacité s'arrête au bout de 3 ans, et l'assuré sinistré basculera mécaniquement en état d'invalidité.

En revanche, la nouvelle table BCAC 2013 refonte de la table BCAC 2010 et qui reste à la date d'aujourd'hui non réglementaire lors des calculs de provisionnement.

Cette table est aussi à double dimensions avec un âge d'entrée en état d'incapacité à partir de 20 ans jusqu'à 65 ans avec un effectif initial de 10 000 individus et l'ancienneté reste inchangée avec la table réglementaire BCAC 2010.

Pour un souci de cohérence et d'application de la table d'expérience construite, le maintien des caractéristiques de la table BCAC 2013 est nécessaire dans la construction de la table d'expérience relative au portefeuille étudié.

b) La construction de la loi d'expérience d'incapacité :

La table construite est sur les mêmes caractéristiques de la table non réglementaire BCAC 2013.

L'estimateur utilisé pour la modélisation des données incapacité est l'estimateur de Kaplan-Meier.

Au vu des données disponibles après retraitement, et pour un souci de prudence, la construction de table d'expérience s'arrête à l'âge de 60 ans pour l'âge d'entrée en incapacité et à 35 mois pour cause d'incohérence des données en queue de distribution.

Au-delà de ces deux limites de la table construite, elle est complétée avec les données de la table de BCAC 2013. Ainsi les taux de la table BCAC 2013 ont été appliqués pour les âges à survivance supérieurs ou égaux à 60 ans jusqu'à 67 ans et pour l'ancienneté de 36 mois

Aucun lissage statistique n'a été mené sur les taux bruts estimés avec l'estimateur de Kaplan-Meier.

La certification a été portée sur la table brute y compris le rattachement à la table BCAC 2013, servie pour compléter les données en queue de table.

Ainsi la table certifiée est (20-65) ans pour l'âge de survivances et (0-36) mois pour les anciennetés.

Au titre de prudence, les taux bruts ont été abattus de 5% pour l'utilisation dans le calcul des provisions réglementaires, en revanche, ils ont été utilisés bruts sans abattement pour le calcul du Best Estimate (BE) dans le cadre de solvabilité 2.

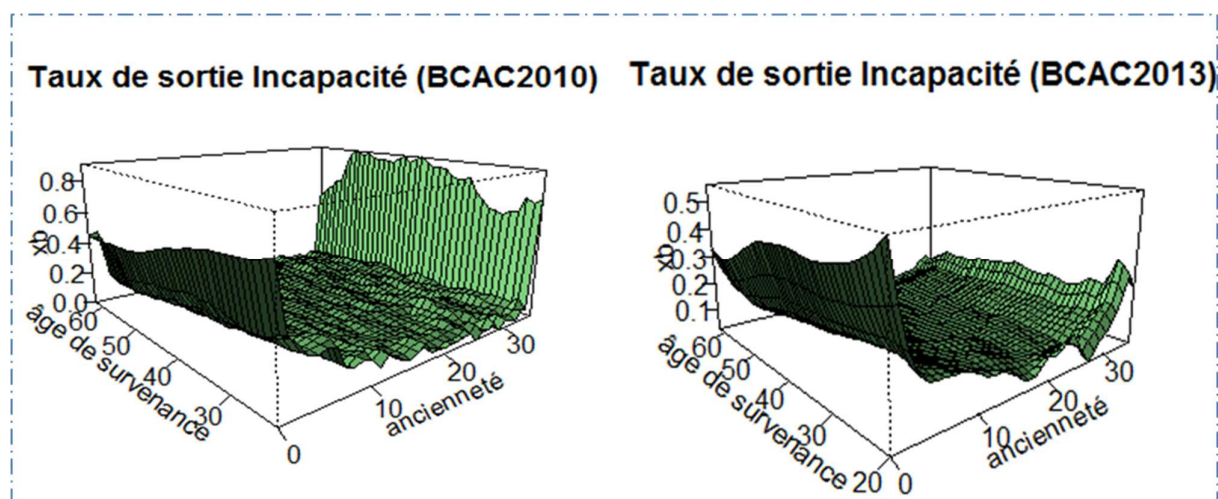
c) Les résultats obtenus de la loi d'expérience d'incapacité :

Les estimations des taux bruts de q_x via l'estimateur de Kaplan-Meier sont réalisées âge par âge avec un pas journalier.

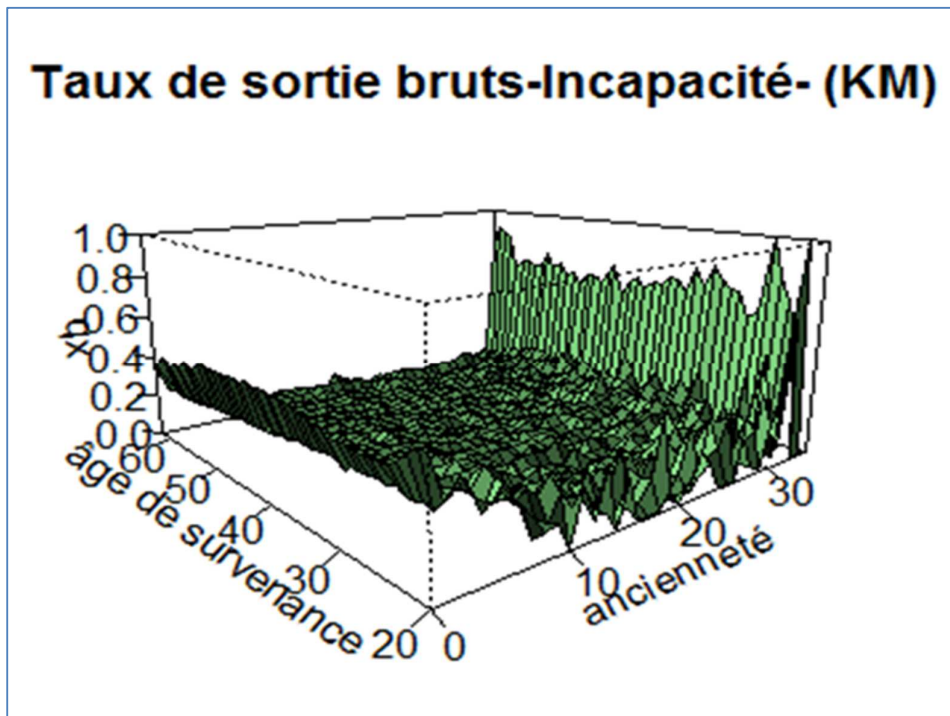
La table des taux estimés obtenue est en fonction de l'âge d'entrée en incapacité et l'ancienneté (en mois) en état.

Pour rappel, les taux de sortie pour les deux tables BCAC 2010 et BCAC 2013 ont subi un lissage.

Les deux graphiques qui suivent représentent les taux de sortie lissés de la table réglementaire BCAC 2010 et la table non réglementaire BCAC 2013 :

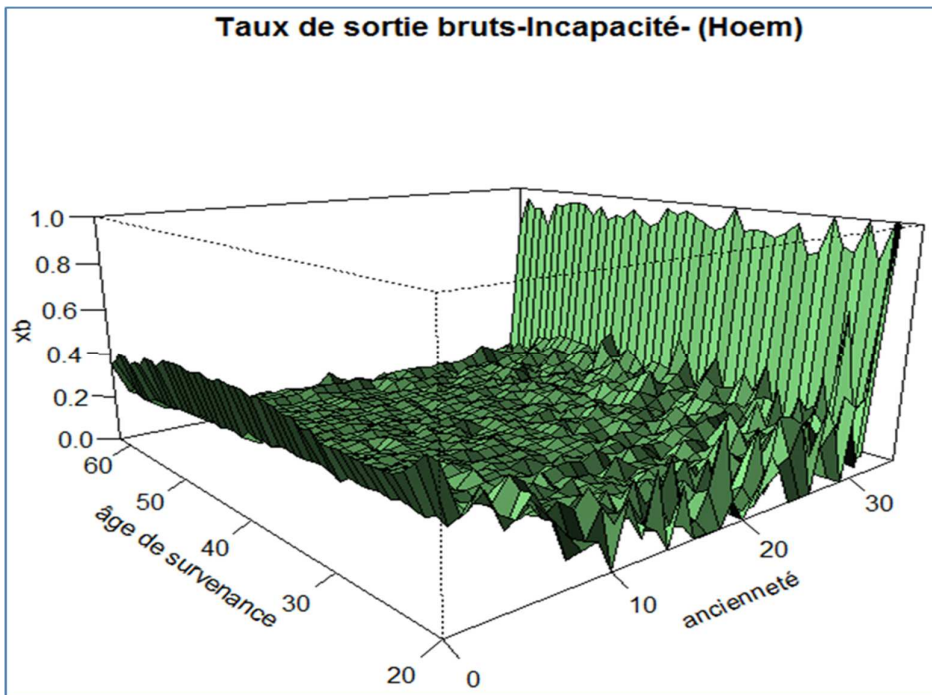


Ci-dessous le graphique des taux bruts de la table d'expérience avec l'estimateur de Kaplan- Meier :



L'irrégularité des taux bruts de Kaplan- Meier est bien illustrée dans le graphique, en revanche, aucun lissage n'a été appliqué sur ces résultats et la table de maintien en incapacité, certifiée est la table construite à partir de ces taux.

Pour valider les calculs des taux de sortie bruts q_x avec l'estimateur de Kaplan- Meier, ci-dessous les taux bruts avec l'estimateur de HOEM :



Conclusion :

Les résultats des deux estimateurs de Kaplan- Meier et Hoem sont très similaires, ainsi le calcul des expositions au risque est validé.

Les l_x sont déduits à partir des q_x estimés avec l'estimateur de Kaplan- Meier.

En annexe 14, les résultats chiffrés de la loi d'expérience de maintien en incapacité sachant que les l_x calculés à partir des taux bruts estimés sans abattement et sans lissage des q_x , avec le rattachement à la table de maintien en incapacité (non réglementaire) BCAC 2013 et l'abattement de 5% pour la marge de prudence.

2. Loi d'Expérience du risque Invalidité :

a) Le Principe :

La table de maintien en invalidité est à deux dimensions, en fonction de l'âge de survenance de l'évènement état d'invalidité et l'ancienneté en état quantifiée en année.

Pour rappel, la table de maintien en invalidité réglementaire BCAC 2010 (24/12/2010) est à deux dimensions. Pour l'âge d'entrée en invalidité, il est à partir de l'âge de 20 ans jusqu'à 62 ans et l'ancienneté en état commence à partir de l'année d'entrée en état d'invalidité jusqu'à 42^{ème} année d'ancienneté avec un effectif initial de 10 000.

Les caractéristiques de la table BCAC 2010 collent avec les caractéristiques du risque d'invalidité selon les critères de la sécurité sociale à la période de construction (60 ans l'âge légal minimal de départ à la retraite et à partir de 62 ans pour percevoir la retraite à taux plein).

Etant donné que les versements des rentes d'invalidité s'arrêtent au départ à la retraite de l'assuré sinistré.

Avec la réforme de la retraite par la loi de 9 novembre 2010, l'âge légal de départ à la retraite a augmenté de 2 ans (62 ans) et l'âge de percevoir la retraite à taux plein a été poussé de 3 ans (65 ans).

En conséquence, la table réglementaire BCAC 2010 a été rectifiée via la nouvelle table non réglementaire BCAC 2013 en prenant en compte l'évolution de l'âge de départ à la retraite.

Ainsi, dans la nouvelle table, l'âge d'entrée en état d'invalidité commence à partir de 20 ans jusqu'à 64 ans et l'ancienneté en état s'arrête à la 45^{ème} année d'ancienneté avec un effectif initial de 10 000.

Malgré toutes les difficultés rencontrées sur les données en général et surtout en queue de distribution dues à un historique de données resserré pour la construction d'une table de maintien en invalidité, l'ancienneté en état d'invalidité a été limitée à 42 ans, au-delà de cette limite, les résultats étaient déraisonnables.

b) La construction de la loi d'expérience d'Invalidité :

L'estimateur utilisé pour la modélisation des données invalidité est l'estimateur de Kaplan-Meier.

Pour rappel, la table d'expérience en invalidité est sur les mêmes caractéristiques de la table non réglementaire BCAC 2013 avec un arrêt de l'ancienneté en état à la 42^{ème} année à cause de la limite et fiabilité des données en queue du portefeuille étudié.

Naturellement, la base de sinistre servi à la construction de la loi d'expérience d'invalidité, contient des sinistres d'origine incapacité et qui sont passés réellement en invalidité, comme elle contient des sinistres en invalidité dès l'origine du sinistre.

Au vu des données disponibles après retraitement, et pour un souci de prudence, la construction de table d'expérience s'arrête à l'âge d'entrée en invalidité égal à 58 ans pour l'ancienneté en incapacité à 38 ans.

Au-delà de ces deux limites de la table construite, elle est complétée avec les données de la table de BCAC 2013. Ainsi les taux de la table BCAC 2013 ont été appliqués dès l'âge atteint 59 ans (la somme de l'âge et l'ancienneté supérieure ou égale à 59 ans. Ainsi la table déduite s'étend jusqu'à 61 ans pour l'âge d'entrée en invalidité et 42 ans pour l'ancienneté.

Les taux bruts q_x estimés avec l'estimateur de Kaplan- Meier n'ont subi aucun lissage statistique et aucun abattement.

La certification a été portée sur la table brute y compris le rattachement à la table BCAC 2013, servie pour compléter les données en queue de table. Ainsi la table certifiée est (20-61) ans pour l'âge de survenances et (0-42) année pour les anciennetés.

La loi d'expérience d'invalidité certifiée a été utilisée pour les calculs du Best Estimate (BE) dans le cadre de solvabilité 2.

c) Les résultats obtenus de la loi d'expérience d'Invalidité :

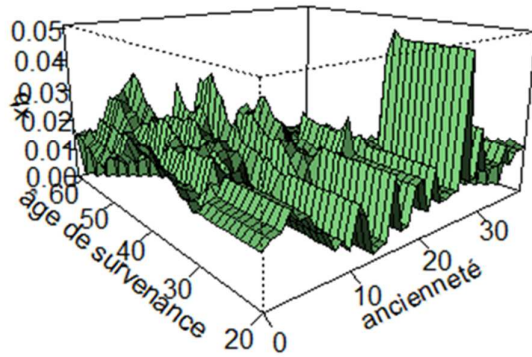
Les estimations des taux bruts de q_x via l'estimateur de Kaplan- Meier sont réalisées âge par âge avec un pas journalier.

La table des taux bruts obtenue est à deux dimensions, l'âge d'entrée en invalidité relié à l'ancienneté en état évaluée en année.

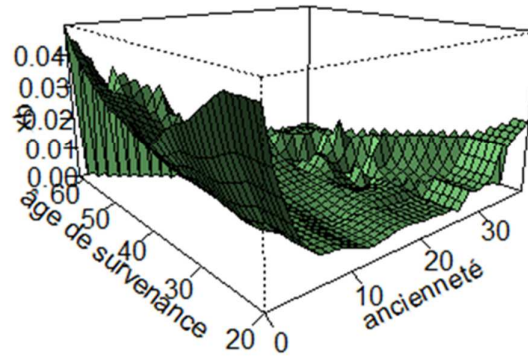
Pour rappel, les taux de sortie pour les deux tables BCAC 2010 et BCAC 2013 ont subi un lissage.

Les deux graphiques qui suivent représentent les taux de sortie de la table réglementaire BCAC 2010 et la table non réglementaire BCAC 2013, à savoir que cette dernière a subi un lissage statistique :

Taux de sortie Invalidité (BCAC2010)

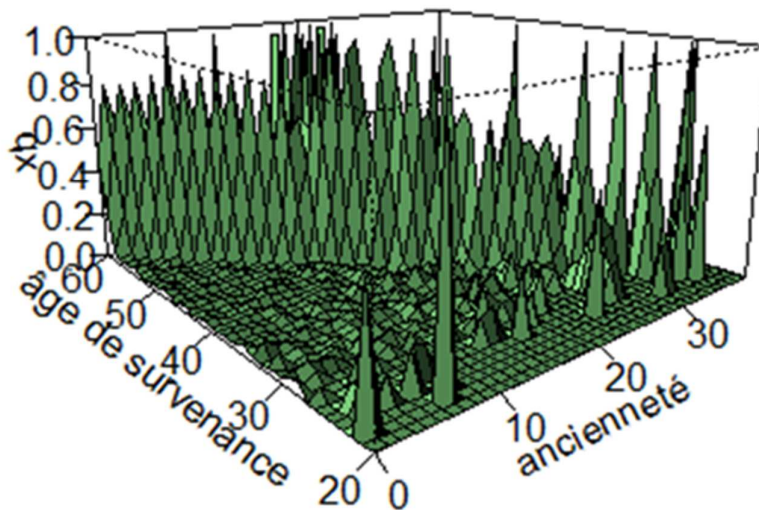


Taux de sortie Invalidité (BCAC2013)



Ci-dessous le graphique des taux bruts de la table d'expérience avec l'estimateur de Kaplan- Meier :

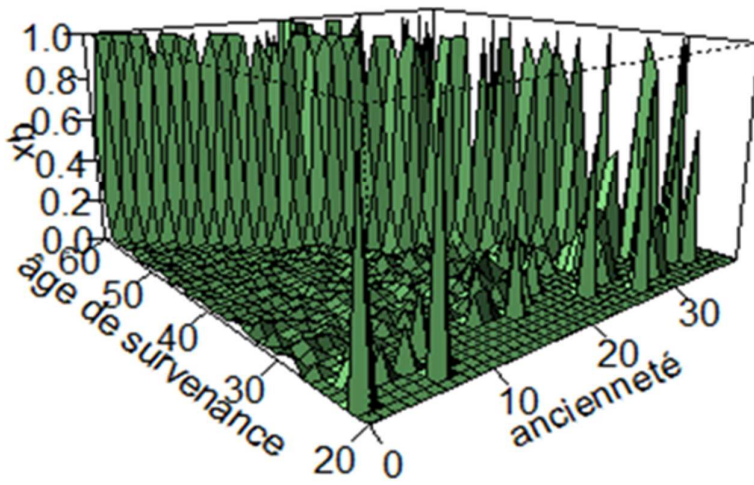
Taux de sortie bruts-Invalidité-(KM)



L'irrégularité des taux bruts de Kaplan- Meier est bien étalée dans le graphique, en revanche, aucun lissage n'a été appliqué sur ces résultats et la table de maintien en invalidité, certifiée est la table construite à partir de ces taux.

Pour valider les calculs des taux de sortie bruts q_x avec l'estimateur de Kaplan- Meier, ci-dessous les taux bruts avec l'estimateur de HOEM :

Taux de sortie bruts-Invalidité- (Hoem)



Conclusion :

Les résultats des deux estimateurs de Kaplan- Meier et Hoem sont très semblables, ainsi le calcul des expositions au risque est validé.

Les l_x sont déduits à partir des q_x estimés avec l'estimateur de Kaplan- Meier.

En annexe 15, les résultats chiffrés de la loi d'expérience de maintien en invalidité avec les l_x déduits des taux bruts estimés de q_x avec le raccrochement à la table de maintien en invalidité (non réglementaire) BCAC 2013.

3. Loi d'Expérience du risque Passage en Invalidité :

a) Le Principe :

La table de passage en invalidité est à deux dimensions, en fonction de l'âge d'entrée en état d'invalidité et l'ancienneté en état quantifiée en mois.

Elle indique le nombre de transition de l'état d'incapacité à l'état d'invalidité, elle expose le nombre d'assuré sinistré en incapacité reconnues invalides par la Sécurité Sociale.

Pour rappel, la table de passage en invalidité réglementaire BCAC 2010 (24/12/2010) est à partir de l'âge de 20 ans jusqu'à 62 ans pour l'âge d'entrée en état d'incapacité et pour l'ancienneté quantifiée en mois est de 0 à 35 mois qui représente l'ancienneté en état d'incapacité avec un passage réel et physique en invalidité.

Pour un souci de cohérence et d'utilisation de la table d'expérience conçue, reste sur les mêmes caractéristiques de la table BCAC 2013.

b) La construction de la loi d'expérience de passage en Invalidité :

La construction de la table d'expérience de passage en invalidité est basée sur une démarche similaire à celle de la table d'expérience en maintien en incapacité.

L'estimateur utilisé pour la modélisation est l'estimateur de HOEM.

Il est évident que dans la base de sinistre servi à la construction de la loi d'expérience de passage en invalidité, contient uniquement les sinistres d'origine incapacité, passés réellement en invalidité. Autrement dit l'intersection des deux bases d'incapacité et invalidité.

Pour valider cette exigence, il est nécessaire d'assurer la traçabilité du sinistre depuis l'origine d'incapacité à l'état final de l'invalidité.

Cependant, cette condition n'était pas vérifiée sur le portefeuille Vauban Humanis (VH), par conséquent, éliminé de la base de données servi à établir la loi d'expérience de passage en invalidité. Ainsi, la base servie à la construction de la table d'expérience contient tous les périmètres sauf le périmètre de VH.

Pour la mise en œuvre de l'estimateur de HOEM, il était difficile de contenir les données dans une seule base, ainsi, la table d'intersection entre les deux tables incapacité et invalidité a servi à calculer les sorties et la table d'incapacité a servi à calculer les expositions. Ces traitements et calculs ont été menés hors le périmètre (VH).

Au regard de disponibilité des données, le problème récurrent de queue de distribution, et pour un souci de prudence, la construction de table d'expérience s'arrête à l'âge 60 ans pour l'âge d'entrée en état d'incapacité et à 34 mois pour l'ancienneté.

Ce qui implique que la table de BCAC 2013 a contribué à la correction des résultats dû au manque et/ou incohérence des données.

Ainsi, les éléments de cette dernière ont intervenu dès que la somme de l'âge de survenance de l'état et l'ancienneté supérieure ou égale à 60 ans.

Les taux de passage de la table construite ont été regroupés pour les âges de 20 à 30 ans.

Aucun lissage n'a été appliqué sur les taux bruts de sorties estimés avec l'estimateur de HOEM.

La certification a été portée sur ces taux sans lissage y compris le rattachement à la table BCAC 2013, servie pour compléter les données en queue de table.

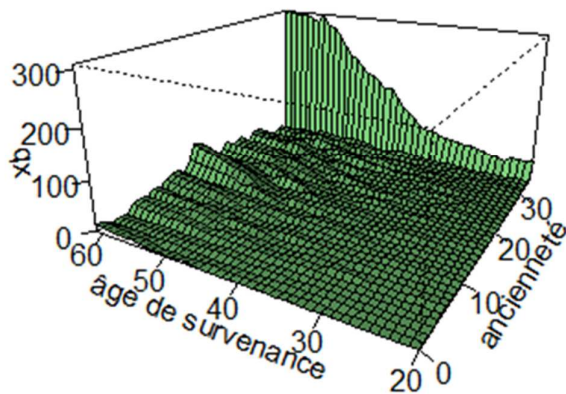
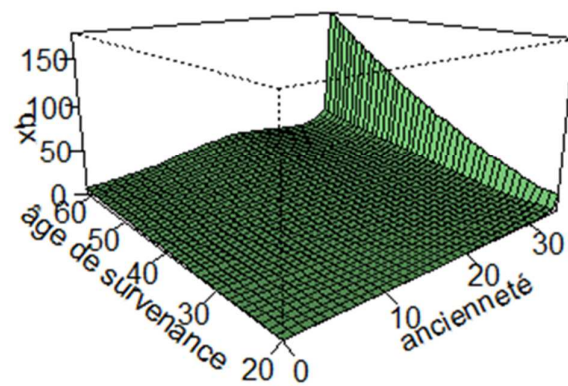
Ainsi la table certifiée est (20-61) ans pour l'âge de survenances et (0-35) mois pour les anciennetés.

c) Les résultats obtenus de la loi d'expérience de Passage en Invalidité :

Les estimations des taux bruts de q_x via l'estimateur de HOEM sont réalisées âge par âge avec un pas journalier.

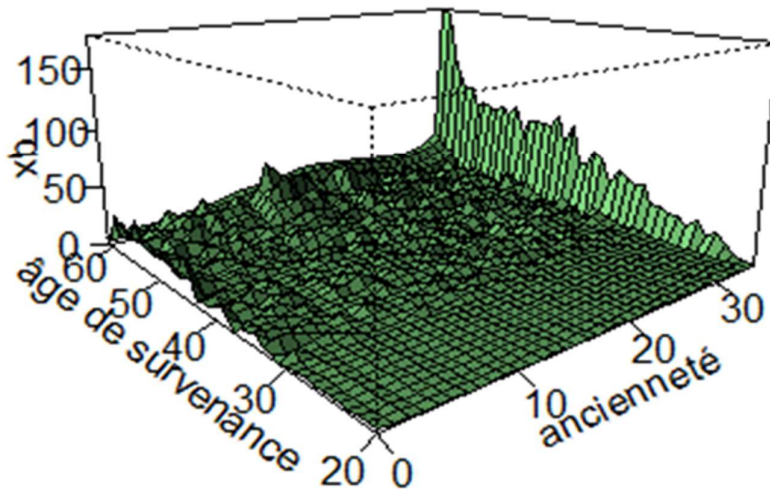
Pour rappel, La table de passage en invalidité pour la loi d'expérience et les tables de BCAC sont aussi à deux dimensions, en fonction de l'âge d'entrée en incapacité et l'ancienneté en état avec un passage réel en état d'invalidité, évaluée en mois.

Les deux graphiques qui suivent représentent les taux de sortie de la table réglementaire BCAC 2010 et la table non réglementaire BCAC 2013 :

Passage Invalidité-(BCAC2010)**Passage Invalidité-(BCAC2013)**

Le lissage de la nouvelle table BCAC 2013 est bien illustré contrairement à la table de BCAC 2010.

Ci-dessous le graphique des taux bruts de la table d'expérience estimés avec l'estimateur de HOEM :

Loi Expérience-PassagelInvalidité(HOEM)

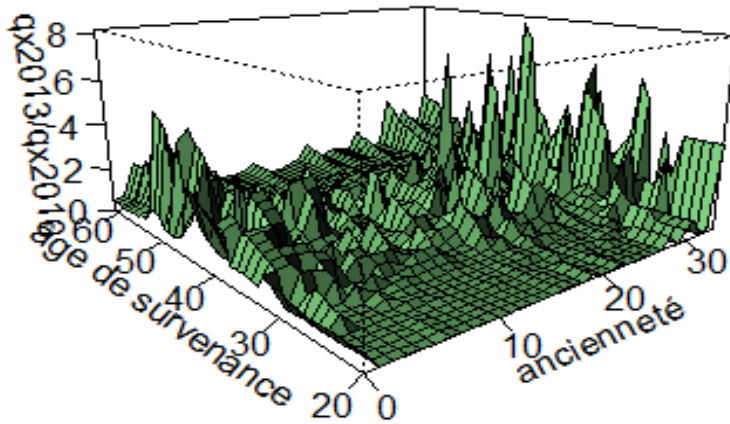
Le graphique illustre clairement le rattachement de la table d'expérience à la table BCAC 2013.

Pour rappel, la construction de la table d'expérience a demandé une fiabilisation approfondie des données après traitement après croisement des données entre la table d'incapacité et d'invalidité.

Pour la validation des résultats, il est nécessaire de vérifier l'écart entre les deux tables de BCAC et la table d'expérience.

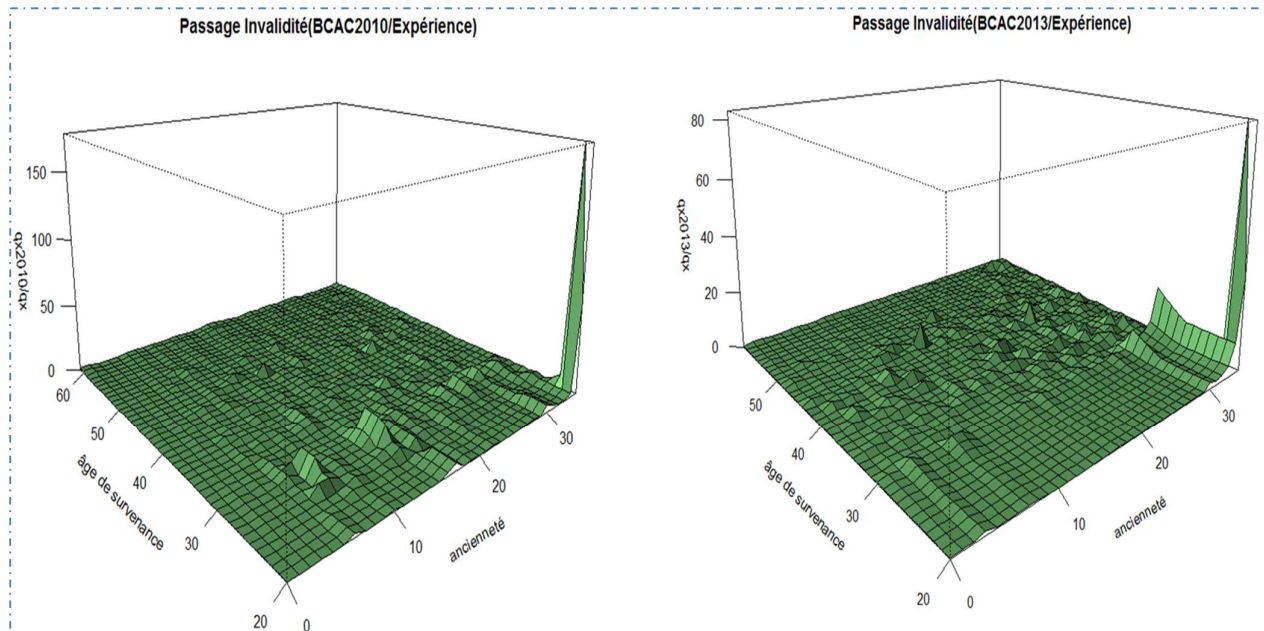
Dans un premier temps, le graphique exposant le rapport entre les deux tables de BCAC :

Passage Invalidité(BCAC2013/BCAC2010)



Le graphique marque l'irrégularité des taux exprimant l'écart entre les deux tables avec des sauts désordonnés.

Dans le second temps, les deux graphiques représentant le rapport de q_x entre des deux tables de BCAC et la table d'expérience :



La tendance des écarts dans les deux graphiques est similaire entre les tables de BCAC et la table d'expérience.

Quelques bosses bien marquées relatives à la table BCAC 2010 dans la tranche d'âge 28-32 ans avec une ancienneté de 5 à 8 mois et l'ancienneté de 13 à 18 mois.

Or, les bosses relatives à la table BCAC 2013 sont bien aplaties, sauf à l'ancienneté 35 mois, les écarts commencent à être bien distingués.

En annexe 16, les résultats chiffrés de la loi d'expérience relative au passage en invalidité avec les l_x déduits des taux bruts estimés de q_x avec le raccrochement à la table de passage en invalidité (non réglementaire) BCAC 2013.

E. VALIDATION DES LOIS D'EXPERIENCE ET AJUSTEMENT DU MODELE :

Le logiciel utilisé pour cette partie est le logiciel statistique R :

Cette partie permet de présenter le risque d'estimation associé aux données sous l'hypothèse qu'il n'y a pas de risque de modèle en jugeant l'adéquation de la table de référence aux données.

1. Notions théoriques sur les méthodes utilisées dans le cadre de la validation et l'ajustement des lois d'expérience :

La modélisation utilisée dans cette partie est basée sur le modèle de Brass (1971), basé sur un modèle à référence externe détaillé dans la suite.

Il s'agit d'un modèle semi-paramétrique relationnel des probabilités conditionnelles de sortie de l'état (Incapacité, Invalidité et Passage en invalidité). Ce modèle a l'avantage d'intégrer l'estimation et l'extrapolation des tendances de sorties de l'état.

La validation et l'ajustement de la modélisation est réalisée sur les trois lois d'expérience :

- Une étape d'ajustement de la table d'expérience avec une table de référence
- Une étape de comparaison des sorties issues de la table d'expérience selon l'âge et l'ancienneté en état avec les sorties modélisées rattachées à la table de référence, en mesurant l'incertitude associée.

La table de référence prise en compte dans cette partie ; la table réglementaire BCAC 2010 et la table BCAC 2013 (non réglementaire) relatives au risque arrêt de travail (Incapacité, Invalidité et la table de passage en invalidité).

Le positionnement (modélisation) est effectué à l'aide de la fonction logistique,

Les logits des probabilités conditionnelles de taux de sortie instantanés des trois tables incapacité, invalidité et Passage en invalidité, qui sont ajustées sur les logits des probabilités de sortie de l'état de la table de référence utilisée pour le positionnement et l'ajustement.

$$\text{logit}(\tilde{q}_{x^*}(t^*)) = \alpha + \beta \text{logit}(\tilde{q}_{x^*}^{ref}(t^*)) + \varepsilon_{x^*t^*}$$

Tel que :

$$\text{logit}(\hat{q}_{x^*}(t^*)) = \ln \frac{\hat{q}_{x^*}(t^*)}{(1 - \hat{q}_{x^*}(t^*))}$$

$$\text{logit}(\tilde{q}_{x^*}^{ref}(t^*)) = \ln \frac{\tilde{q}_{x^*}^{ref}(t^*)}{(1 - \tilde{q}_{x^*}^{ref}(t^*))}$$

x^* : l'âge observé,

t^* : le temps observé,

$\epsilon_{x^* t^*}$: est le terme d'erreur.

$q_{x^*}^{ref}$: est le q_x de la table de référence,

$\hat{q}_x(t)$: est le taux brut ajusté avec le modèle tel que :

$$Q_x \longrightarrow \mathcal{N}\left(\hat{q}_x; \sqrt{\frac{\hat{q}_x(1-\hat{q}_x)}{E_x}}\right)$$

Le niveau de confiance retenue dans la modélisation est de 95%

Pour estimer les sorties

L'estimation est effectuée par une minimisation de la distance pondérée par l'exposition entre les probabilités observées $\hat{q}_{x^*}(t^*)$ et les probabilités estimées $\tilde{q}_{x^*}(t^*)$

$$\sum |E_{x^*,t^*}(\hat{q}_{x^*}(t^*) - \tilde{q}_{x^*}(t^*))|$$

Tel que :

E_{x^*,t^*} : est l'exposition observée relative à l'âge x et le temps t ;

La simulation des taux bruts ajustés est réalisée selon le modèle suivant :

$$\tilde{q}_x(t) = \frac{\exp(\hat{\alpha} + \hat{\beta} \logit q_x^{ref}(t))}{1 + \exp(\hat{\alpha} + \hat{\beta} \logit q_x^{ref}(t))}$$

Le paramètre α est un indicateur de sortie de l'état qui affecte tous les âges alors que le paramètre β modifie cet effet avec l'âge.

Le modèle semi-paramétrique relationnel a l'avantage d'intégrer l'estimation et l'extrapolation des tendances de probabilités.

L'estimation de α et β est réalisée avec l'algorithme de (Nelder & Mead, 1965), conduit à estimer les taux bruts ajustés :

La méthode de minimisation de Nelder-Mead est basée sur la comparaison des valeurs de la fonction dans les $(n+1)$ sommets d'un simplexe général. L'optimisation est réalisée avec un algorithme itératif permettant d'effectuer une exploration dirigée de l'ensemble des solutions réalisables de base et en changeant le sommet avec la plus grande valeur de la fonction par un autre point de valeur plus petite.

Pour rappel, le simplexe est un des algorithmes utilisés pour résoudre des problématiques d'optimisation (maximiser ou minimiser) une fonction linéaire de plusieurs variables qui sont reliées par des relations linéaires appelées contraintes.

Pour assurer la convergence du modèle, la même base ne puisse jamais apparaître dans deux itérations distinctes.

L'intérêt de la méthode de simplexe est :

- La convergence vers une solution de base réalisable optimale si elle existe,
- La vérification de la compatibilité des équations ou la redondance du système,
- La possibilité ou non du problème dans l'affirmative,
- Le repérage d'une solution réalisable à la base initiale en cas de possibilité du problème.
- La mise en évidence de l'absence de solution réalisable optimale finie en cas d'impossibilité du problème.

Cette estimation de la distance entre le nombre de sortie théorique issu de modèle et le nombre de sortie observés avec des intervalles de confiance ponctuels à 95%, permet de juger l'adéquation des données de la table d'expérience.

L'intervalle de confiance asymptotique avec un seuil α du nombre de sorties observées pour un âge fixe et à l'instant t , est :

$$Int_Conf_{\alpha} = [E_s - u_{\alpha/2} \sqrt{E_{x,t} \tilde{q}_x (1 - \tilde{q}_x)} ; E_s + u_{\alpha/2} \sqrt{E_{x,t} \tilde{q}_x (1 - \tilde{q}_x)}]$$

Tel que :

\tilde{q}_x : Sont les taux ajustés avec le modèle avec $\tilde{q}_x = \frac{E_s}{E_{x,t}}$

E_s : Le nombre des sorties théoriques issu du modèle

2. Application : Les Résultats obtenus selon la modélisation des lois d'expérience :

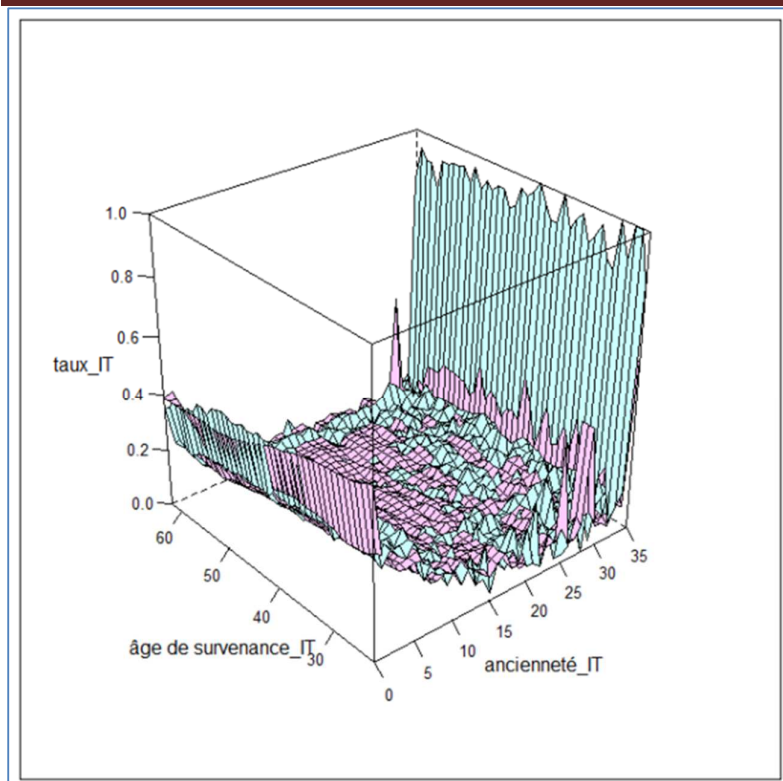
Pour rappel, le positionnement par rapport à la table de référence a été effectué avec la table réglementaire BCAC 2010 et la table non réglementaire BCAC 2013.

Dans le graphique, la table d'expérience est en bleu et la table de référence en violet.

a) La Loi d'expérience d'Incapacité (IT) :

- **La table référence : La table BCAC 2010 d'incapacité (réglementaire) :**

Ci-dessous le graphique exposant la comparaison entre la table d'expérience et la table BCAC 2010 en incapacité :



Le graphique montre la comparaison entre les taux bruts estimés et les taux ajustés en prenant la table de référence la table BCAC 2010 d'incapacité en fonction de l'âge et l'ancienneté.

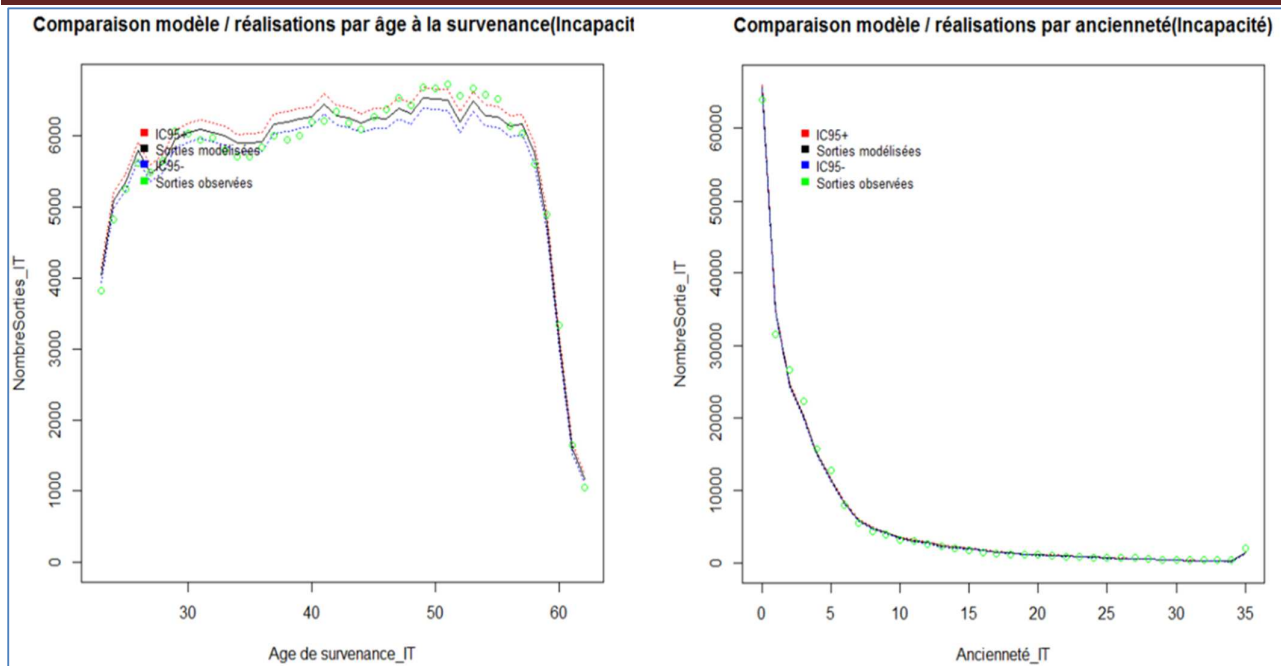
Le graphique montre clairement une structure différente sur les âges extrêmes ; le début et la fin de la table.

L'estimation des deux paramètres α et β du modèle d'ajustement utilisé avec la table BCAC2010 :

$$\hat{\alpha} = -0.3140854$$

$$\hat{\beta} = 0.6935121$$

Les résultats en graphique ci-dessous :

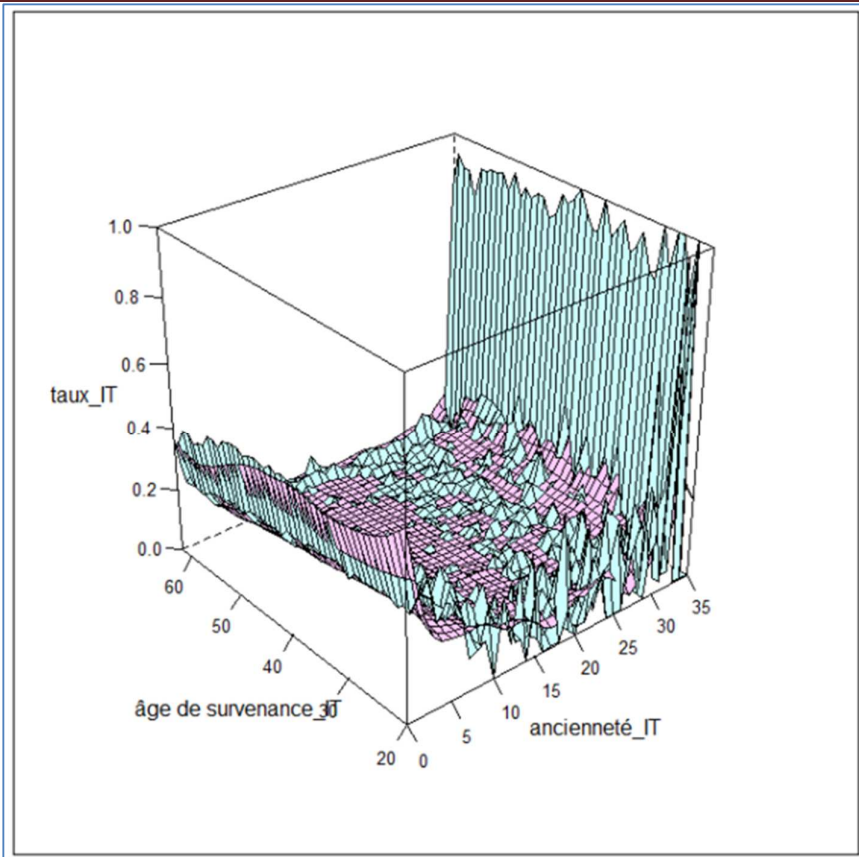


Le rapprochement entre la table d'expérience d'incapacité et la table BCAC 2010 d'incapacité modélisée conduit à observer une augmentation des durées de maintien en incapacité pour les faibles et fortes anciennetés avec le positionnement des points sous la borne inférieure de l'intervalle de confiance. Cependant une sous-estimation des durées de maintien en incapacité par rapport à la table BCAC 2010 d'incapacité modélisée.

Le rapport entre les sorties modélisées et les sorties observées est **100,28%**, ce qui conduit que la modélisation est en adéquation intégrale avec les données observées.

➤ **La table référence : La table BCAC 2013 (non réglementaire) :**

Ci-dessous le graphique exposant la comparaison entre la table d'expérience et la table BCAC 2013 d'incapacité :

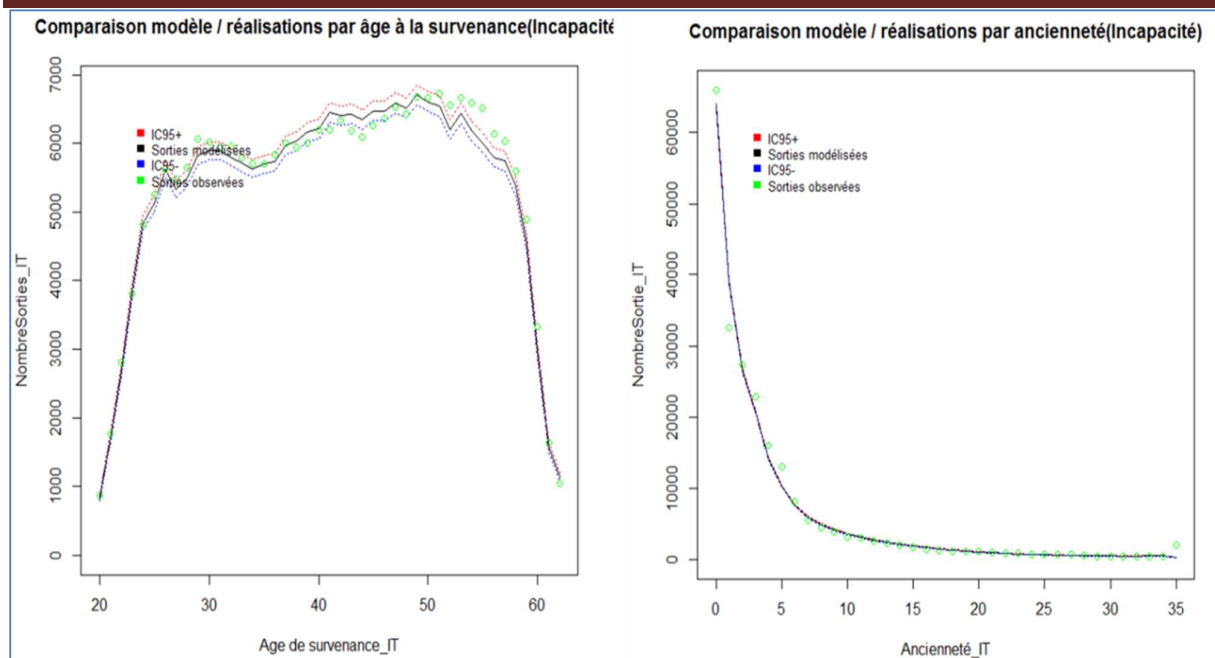


Le graphique montre la comparaison entre les taux bruts estimés de la loi d'expérience et les taux ajustés en prenant la table BCAC 2013 d'incapacité comme table de référence la table en fonction de l'âge et l'ancienneté.

L'estimation des deux paramètres α et β du modèle d'ajustement utilisé avec la table BCAC2013 :

$$\hat{\alpha} = 0.1098991$$

$$\hat{\beta} = 0.9947444$$



Le même effet constaté sur le rapprochement avec la table BCAC 2013 que celui de la table BCAC 2010 :

Les sorties observées au début et fin de la table d'expérience dans le cadre de la modélisation de la loi de maintien en incapacité sont positionnées sous la borne inférieure de l'intervalle de confiance, signe que globalement le modèle surestime légèrement les taux de sortie et par conséquent les durées de maintien en incapacité sont sous-estimées par rapport à la table BCAC 2013.

Le rapport entre les sorties modélisées et les sorties observées est **98,69%**, ce qui conduit que le modèle couvre quasiment les données observées.

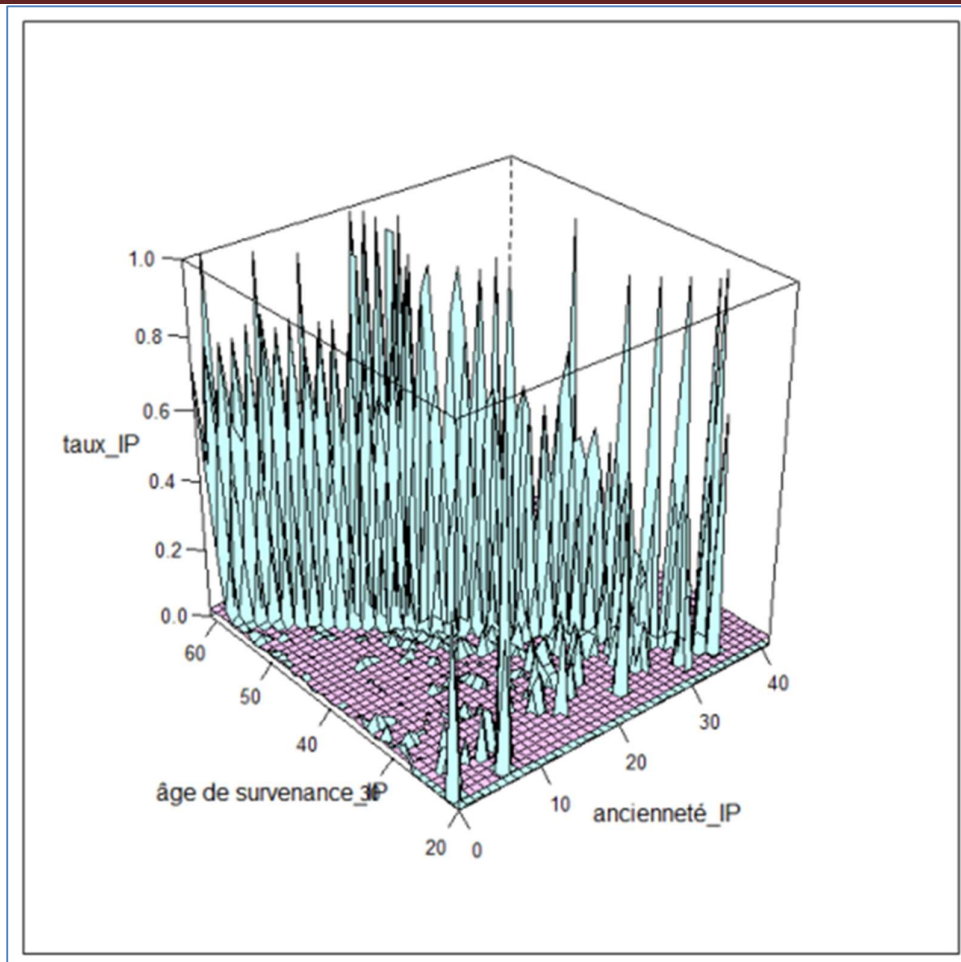
b) La Loi d'expérience d'Invalidité (IP) :

➤ La table référence : La table BCAC 2010 d'invalidité (réglementaire) :

Ci-dessous le comparatif pour le risque invalidité entre la table d'expérience et la table BCAC 2010 :

Ce graphique montre la comparaison entre les taux bruts estimés de la loi d'expérience et les taux ajustés en prenant la table de référence la table BCAC 2010 d'invalidité en fonction de l'âge et l'ancienneté.

Il montre globalement une structure différente à tous les âges et les anciennetés entre les deux tables.

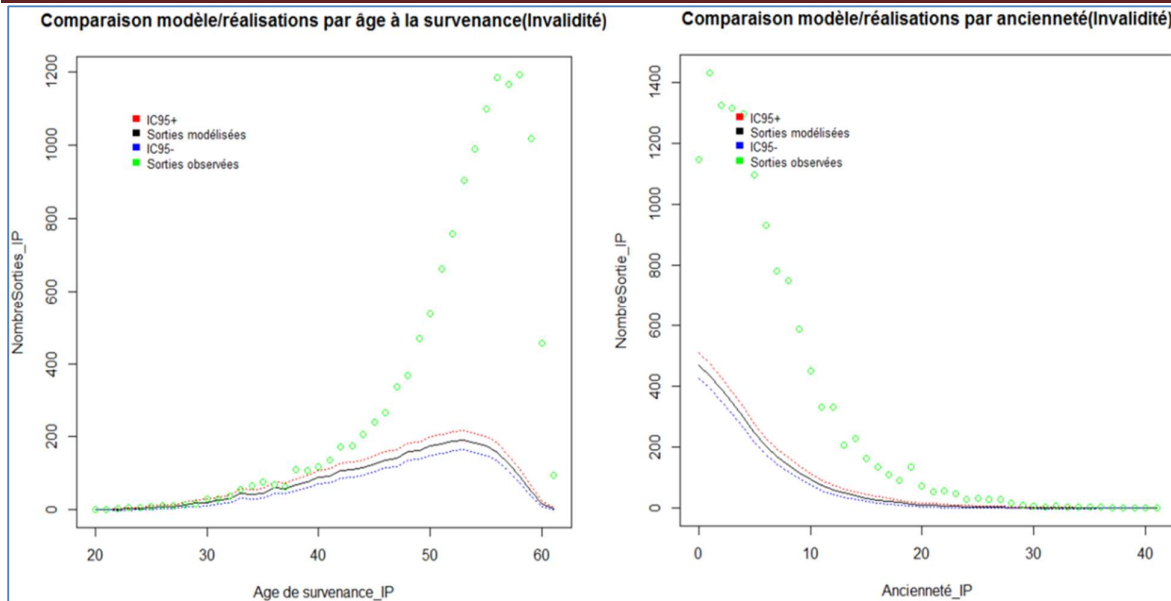


L'estimation des deux paramètres α et β du modèle d'ajustement utilisé avec la table BCAC 2010 en invalidité :

$$\hat{\alpha} = -3.712197$$

$$\hat{\beta} = 1.121715E - 07$$

Les résultats en graphique ci-dessous :



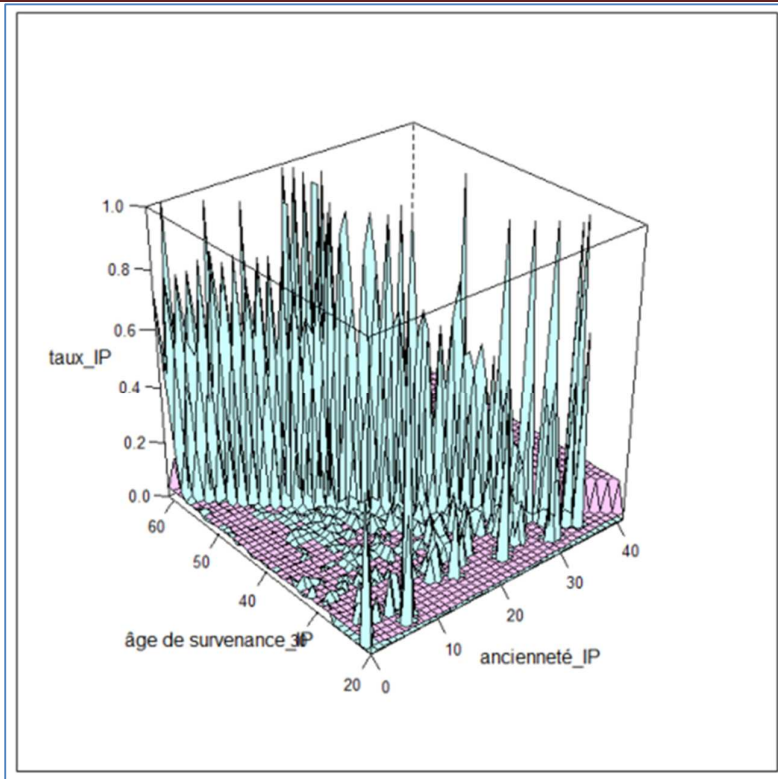
Le rapprochement entre la table d'expérience d'invalidité et la table BCAC 2010 d'invalidité modélisée montre l'effet contraire du rapprochement des tables d'incapacité.

Le positionnement des points représentant les sorties observées est en dehors de la borne supérieure de l'intervalle de confiance, signe que le modèle sous-estime les taux de sortie et par conséquent surestime les durées de maintien en invalidité par rapport à la table BCAC 2010 d'invalidité modélisée.

Le rapport entre les sorties modélisées et les sorties observées est égal à **(31,42%)**, ce qui conduit que le modèle est inadéquat avec les données observées.

➤ **La table référence : La table BCAC 2013 (non réglementaire) :**

Ci-dessous le comparatif pour le risque invalidité entre la table d'expérience et la table BCAC 2013 :

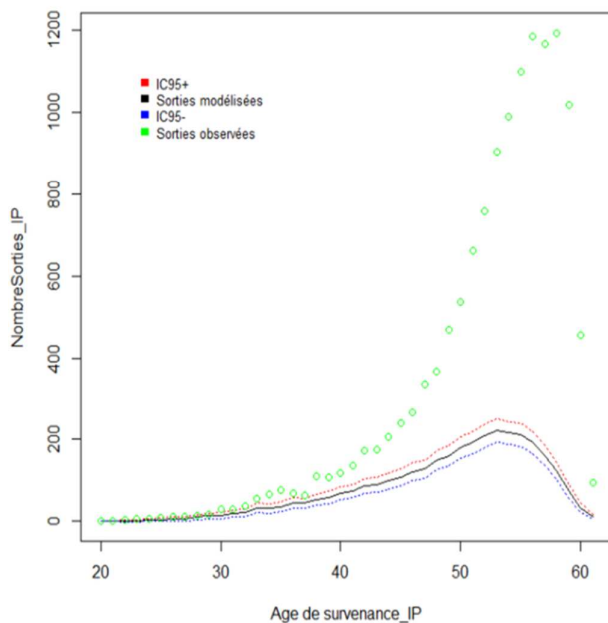


Ce graphique montre la comparaison entre les taux bruts estimés de la loi d'expérience et les taux ajustés en prenant comme table de référence la table BCAC 2013 d'invalidité en fonction de l'âge et l'ancienneté.

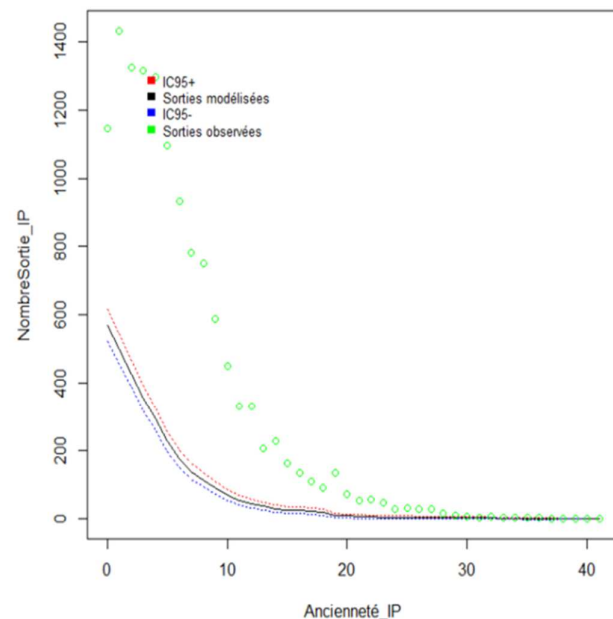
Il montre globalement une structure différente à tous les âges et les anciennetés entre les deux tables. L'estimation des deux paramètres α et β du modèle d'ajustement utilisé avec la table BCAC 2013 en invalidité :

$\hat{\alpha} = -1.904245$
 $\hat{\beta} = 0.4772931$

Comparaison modèle/réalisations par âge à la survivance(Invalidité)



Comparaison modèle/réalisations par ancienneté(Invalidité)



Le rapprochement entre la table d'expérience d'invalidité et la table BCAC 2013 d'invalidité modélisé e montre le même effet que le rapprochement avec la table BCAC 2010 d'invalidité.

Cependant, une surestimation de la durée de maintien en invalidité par rapport à la table d'invalidité modélisée BCAC 2013.

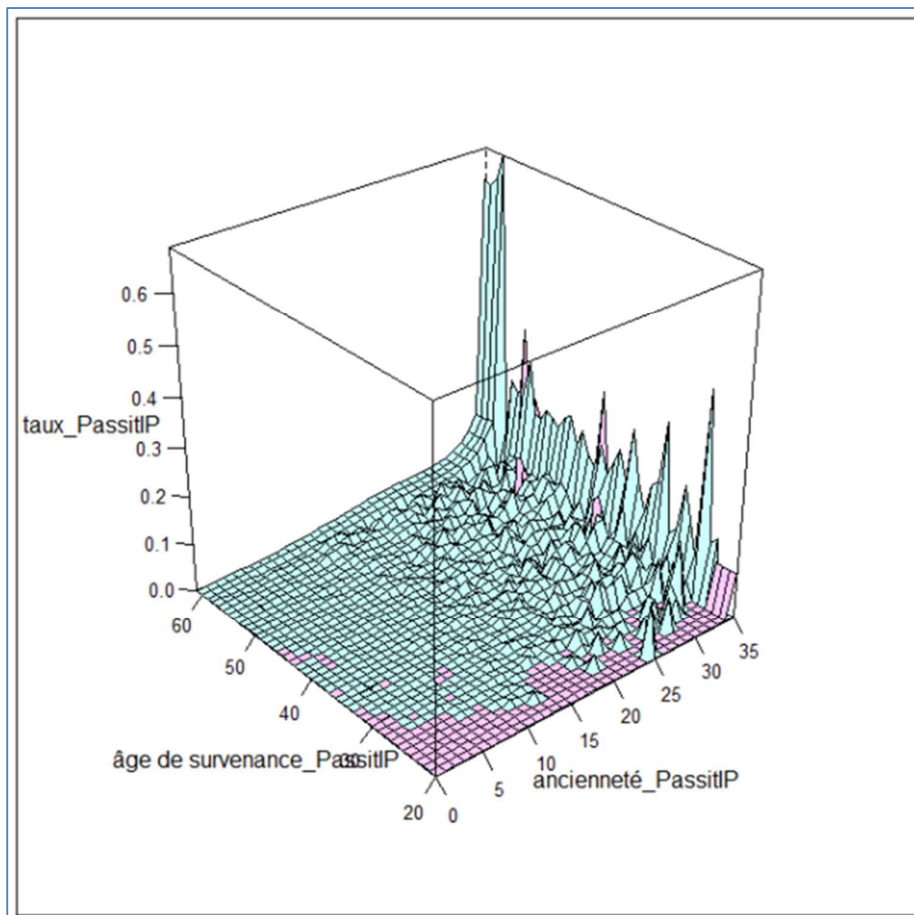
Le rapport entre les sorties modélisées et les sorties observées est égal à **(31,32%)**, ce qui conduit que la modèle est inflexible avec les données observées.

c) La Loi d'expérience de Passage en Invalidité (PASSIP) :

➤ **La table référence : La table BCAC 2010 (réglementaire) :**

Ci-dessous le comparatif entre la table d'expérience et la table BCAC 2010 pour passage en invalidité :

Le graphique montre la comparaison entre les taux bruts estimés utilisés pour établir la loi d'expérience et les taux ajustés en prenant comme table de référence la table BCAC 2010 de passage en invalidité en fonction de l'âge et l'ancienneté.



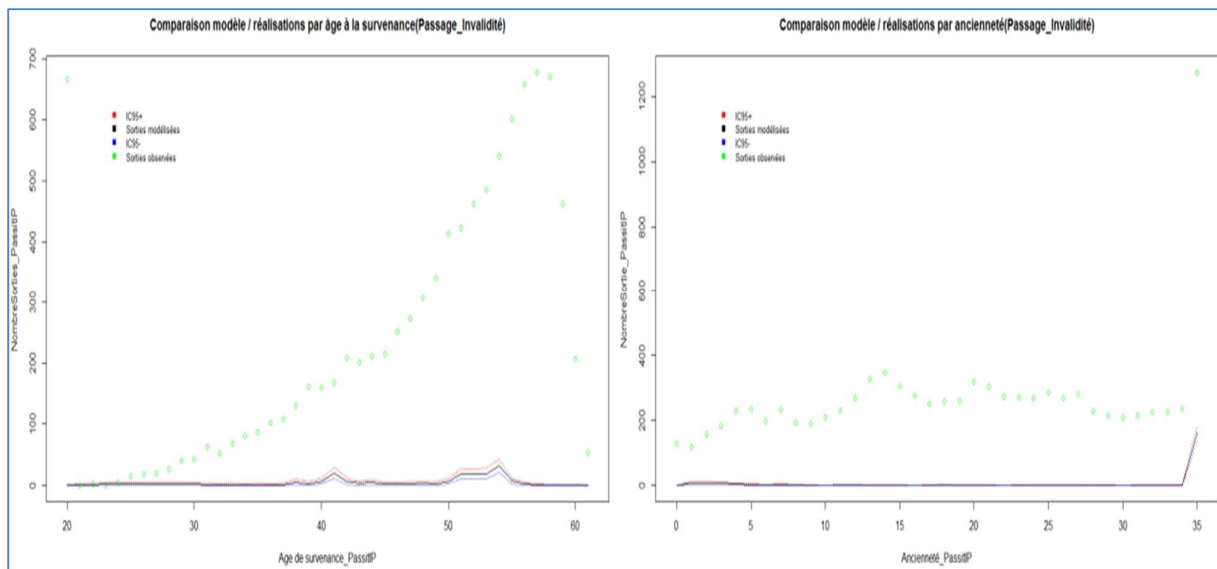
Ce graphique montre clairement que les deux tables ont une structure similaire pour les faibles et les fortes anciennetés.

En revanche pour les anciennetés de moyenne durée, une différence de structure qui est plus visible à partir de l'ancienneté de 25 mois à tous les âges.

L'estimation des deux paramètres α et β du modèle d'ajustement utilisé avec la table BCAC 2010 pour le passage en invalidité :

$$\hat{\alpha} = -8.193213$$

$$\hat{\beta} = 6.644707$$



Une diminution globale des durées de maintien en incapacité pour la population d'incapacité avec un passage d'invalidité comme sortie de l'état d'incapacité est constaté avec le rapprochement via la table BCAC 2010 modélisée

Le positionnement de tous les points des données observées sur la borne supérieure de l'intervalle de confiance, ce qui explique une sous-estimation le nombre de transition de l'incapacité à l'invalidité par rapport aux données modélisée.

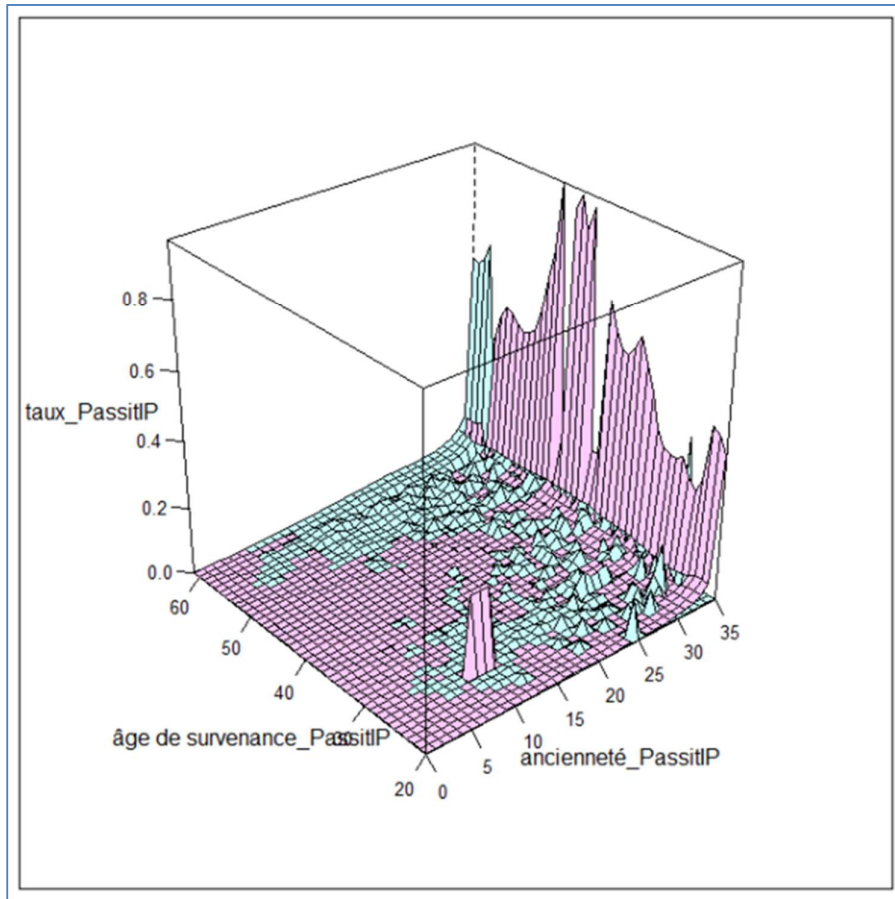
Cependant une surestimation des durées de maintien en incapacité de la base utilisée dans de la table de passage en invalidité, cela se traduit par la prudence de la table d'expérience de passage en invalidité.

Le rapport entre les sorties modélisées et les sorties observées est à **(3,09%)**, ce qui conduit que la modèle est inadaptable sur les données observées.

➤ La table référence : La table BCAC 2013 (non réglementaire) :

Ci-dessous le graphique comparatif entre la table d'expérience et la table BCAC 2013 pour le passage en invalidité :

Le graphique montre la comparaison entre les taux bruts estimés de la loi d'expérience et les taux ajustés en prenant comme table de référence la table BCAC 2013 de passage en invalidité en fonction de l'âge et l'ancienneté.

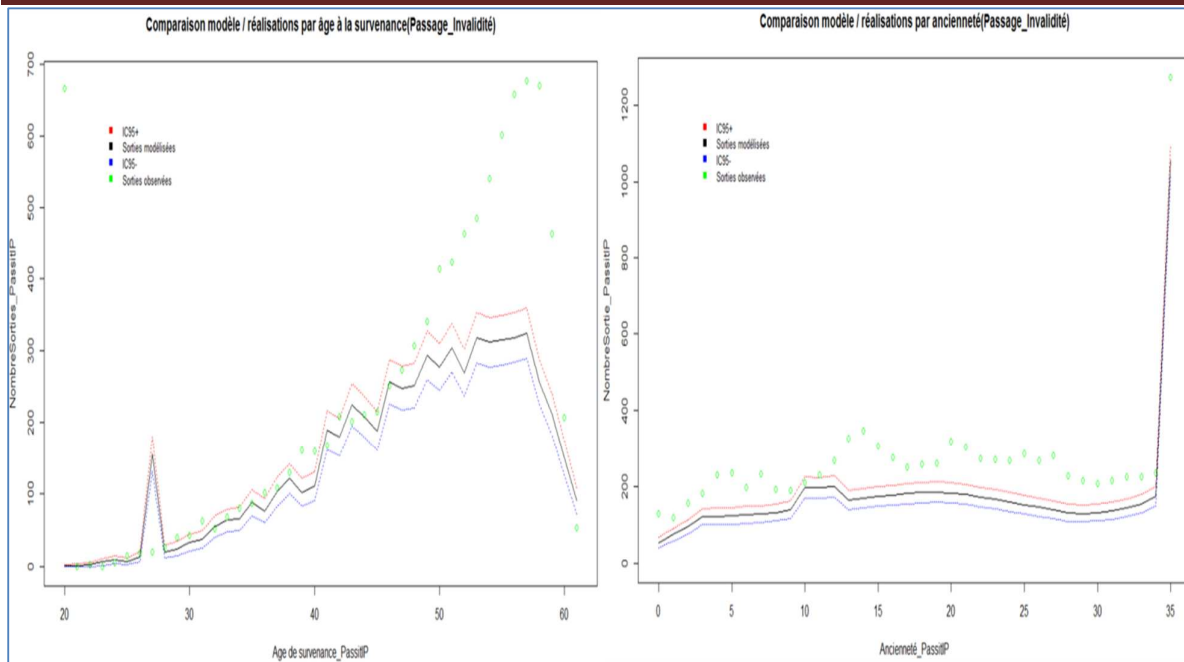


Ce graphique montre globalement que les deux tables ont une structure similaire avec des points de différences dispersés comme l'ancienneté de 10 mois et entre 25 - 33 mois.

L'estimation des deux paramètres α et β du modèle d'ajustement utilisé avec la table BCAC 2013 pour le passage en invalidité :

$$\hat{\alpha} = -1.207576$$

$$\hat{\beta} = 0.7755604$$



Le rapprochement avec la table BCAC 2013 modélisée conduit à observer une diminution globale des durées de maintien en incapacité pour la population d'incapacité avec le passage en invalidité.

Les points relatifs aux sorties observées à partir de 49 ans comme âge d'entrée en incapacité sont positionnés sur la borne supérieure de l'intervalle de confiance.

Ce qui explique une sous-estimation de la durée en état par rapport à la table de référence modélisée.

Cependant une surestimation des durées de maintien en incapacité de la base des données de la table de passage en invalidité, cela se traduit par la prudence de la table d'expérience de passage en invalidité.

Le rapport entre les sorties modélisées et les sorties observées est à **(104,18%)**, ce qui conduit à ce que la modélisation est en adéquation absolue avec les données observées.

F. APPLICATION NUMERIQUE : IMPACT DES LOIS D'EXPERIENCE SUR LES PROVISIONS :

Pour mesurer l'impact des lois d'expérience en arrêt de travail sur les provisions du portefeuille étudié avec les données de l'inventaire 2015.

Le logiciel utilisé pour le calcul des provisions mathématiques est le logiciel PM Expert d'Actuaris.

1. Notions théoriques sur le calcul des provisions mathématiques en arrêt de travail :

a) Notions générales communes Incapacité / Invalidité :

x : l'âge d'entrée en état d'incapacité / invalidité (en année)

k : ancienneté est la durée en état entre la date d'entrée en état et la date de calcul :

- En état d'incapacité est mesurée en mois
- En état d'invalidité est mesurée en année

i : taux technique annuel, taux d'actualisation

b) Notations en cas d'Incapacité /invalidité :

- $l_{\text{incap}}(\mathbf{x} ; \mathbf{j})$: nombre de personnes en état d'incapacité à l'âge de x au terme de j mois déterminé via la loi de maintien en incapacité.
- $S(\mathbf{x} ; \mathbf{j})$: nombre de personnes en état d'incapacité à l'âge de x au terme de j mois déterminé avec la loi de passage de l'état d'incapacité à l'état d'invalidité.
- $d(\mathbf{x} ; \mathbf{j})$: le nombre de personnes en état d'incapacité à l'âge de x sorties de l'état d'incapacité au $(j+1)^{\text{ième}}$ mois.
- $d^{\text{pass}}(\mathbf{x} ; \mathbf{j})$: le nombre de personnes en état d'incapacité à l'âge de x , sorties vers l'état d'invalidité au $(j+1)^{\text{ième}}$ mois d'incapacité.
- $l_{\text{inval}}(\mathbf{x} ; \mathbf{j})$: nombre de personnes en état d'invalidité à l'âge de x au terme de j année déterminé via la loi de maintien en invalidité.

Provisions de maintien d'incapacité :

Tant que l'assuré est en état d'incapacité, il perçoit une rente mensuelle liée à sa garantie d'incapacité.

La provision de maintien en état d'incapacité pour une prestation mensuelle en service pour un euro est définie par la formule suivante :

$$PM_{\text{incap}}(x; k) = \sum_{j=k}^{j=36} \frac{l_{\text{incap}}(x; j)}{l_{\text{incap}}(x; k)} * \frac{1}{(1+i)^{\frac{j-k}{12}}}$$

Provisions de passage d'incapacité en invalidité :

En cas de passage d'un assuré en état d'incapacité vers l'état d'invalidité à partir du mois j , il perçoit une rente annuelle sous forme d'une pension d'invalidité. La provision mathématique relative au passage de l'état d'incapacité à l'état d'invalidité est appelée la provision d'invalidité en attente, elle est définie pour une prestation d'invalidité annuelle en service pour un euro par la formule suivante :

$$PM_{pass}(x; k) = \sum_{j=k}^{j=35} \frac{S(x; j)}{l_{incap}(x; k)} * \frac{1}{(1+i)^{\frac{j-k}{12}}} * PM_{inval}(x + \frac{j}{12}; 0)$$

Tel que :

$PM_{inval}(x + \frac{j}{12}; 0)$ est déterminée avec une interpolation linéaire avec la partie entière de l'intervalle contenant la valeur $x + \frac{j}{12}$.

En notant la fonction « Ent » qui donne la partie entière d'un nombre,

$$PM_{inval}(x + \frac{j}{12}; 0) = PM_{inval}(Ent(x + \frac{j}{12}); 0) + \left[\left(x + \frac{j}{12} \right) - Ent\left(x + \frac{j}{12}\right) \right] * \left[PM_{inval}(Ent(x + 1 + \frac{j}{12}); 0) - PM_{inval}(Ent(x + \frac{j}{12}); 0) \right]$$

Provisions de maintien d'invalidité :

Généralement, l'assuré en état d'invalidité perçoit annuellement une rente d'invalidité à terme échu à condition que son état d'invalidité reste avéré. La provision mathématique de maintien en invalidité pour une rente annuelle en service pour un euro est définie par la formule suivante :

$$PM_{inval}(x; k) = \sum_{j=k}^{j=(\hat{age\ de\ la\ retraite}-x)} \frac{l(x; j)_{inval}}{l(x; k)_{inval}} * \frac{1}{(1+i)^{(j-k)}}$$

Remarque : dans le calcul des provisions mathématiques relatives à l'arrêt de travail, l'assureur a l'obligation de maintenir la garantie de décès de l'assuré sinistré, entrant en arrêt de travail relative à son contrat de prévoyance.

Cependant, une provision mathématique relative au maintien de la garantie décès (MGDC) s'ajoute aux provisions relatives à l'arrêt de travail. Le calcul de cette provision est détaillé par la suite.

Provisions du maintien de la garantie décès pour un assuré en état d'incapacité :

Dans un contexte de contrat de prévoyance collectif.

Si l'état d'incapacité est toujours avéré en début de mois j où l'assuré sinistré est sous la garantie d'incapacité ou passe en état d'invalidité, cependant le décès est réalisé entre le mois j et le mois $j+1$, l'assureur est dans l'obligation de verser le capital décès relatif au contrat de prévoyance au cours du mois j . La provision mathématique pour un capital d'un euro versé en cas de décès d'un incapable, est définie par la formule suivante :

$$PM_{incap}^{DC}(x; k) = \sum_{j=k}^{j=35} \frac{l_{incap}(x; j)}{l_{incap}(x; k)} * \frac{1}{(1+i)^{\frac{j-k}{12}}} * \frac{(l_{incap}^{DC}(x; j) - l_{incap}^{DC}(x; j+1))}{l_{incap}^{DC}(x; k)} + \sum_{j=k+1}^{j=36} \frac{s(x; j)}{l_{incap}(x; k)} * \frac{1}{(1+i)^{\frac{j-k}{12}}} * PM_{inval}^{DC}\left(x + \frac{j}{12}; 0\right)$$

Avec :

$l_{incap}^{DC}(x; j)$: nombre de personnes en état d'incapacité à l'âge de x , toujours en vie au terme de j année déterminé via la loi de mortalité des assurés en état d'incapacité.

$PM_{inval}^{DC}\left(x + \frac{j}{12}; 0\right)$: est déterminée avec une interpolation linéaire avec la partie entière de l'intervalle contenant la valeur $x + \frac{j}{12}$.

En notant la fonction « Ent » qui donne la partie entière d'un nombre,

$$PM_{inval}^{DC}\left(x + \frac{j}{12}; 0\right) = PM_{inval}^{DC}\left(Ent\left(x + \frac{j}{12}\right); 0\right) + \left[\left(x + \frac{j}{12}\right) - Ent\left(x + \frac{j}{12}\right)\right] * \left[PM_{inval}^{DC}\left(Ent\left(x + 1 + \frac{j}{12}\right); 0\right) - PM_{inval}^{DC}\left(Ent\left(x + \frac{j}{12}\right); 0\right)\right]$$

Provisions du maintien de la garantie décès pour un assuré en état d'invalidité :

Dans un contexte de contrat de prévoyance collectif.

Si l'état d'invalidité est toujours avéré en début de l'année j où l'assuré sinistré est sous la garantie d'incapacité ou passe en état d'invalidité, cependant le décès est réalisé entre l'année j et l'année $j+1$, l'assureur est dans l'obligation de verser le capital décès relatif au contrat de prévoyance au cours du mois j . La provision mathématique pour un capital d'un euro versé en cas de décès d'un incapable, est définie par la formule suivante :

Sous l'hypothèse que les décès se réalisent au milieu de l'année :

$$PM_{inval}^{DC}(x; k) = \sum_{j=k}^{j=\text{âge de retraite}-x-1} \frac{l_{inval}(x; j)}{l_{inval}(x; k)} * \frac{1}{(1+i)^{\left(j-k+\frac{1}{2}\right)}} * \frac{(l_{inval}^{DC}(x; j) - l_{inval}^{DC}(x; j+1))}{l_{inval}^{DC}(x; k)}$$

c) Calcul et Analyse :

Jeu de données : Base Comptes Client au 31/03/2016 (rafraichissement du 31/12/2015)

Date de calcul : 31/12/2015

Taux technique Vie : 0,50%

Taux technique Non Vie : 0,95%

	BCAC 2010 -(1)-	BCAC 2013 -(2)-	Tables Expérience -(3)-
PM IT (en cours)	78 065 126	63 031 165	58 509 670
PM IP en attente	257 689 867	205 311 566	146 450 040
PM MGDC sur IT	44 695 949	36 858 890	29 527 764
Total PM IT	380 450 941	305 201 622	234 487 473
PM IP en cours	917 296 474	956 437 294	909 681 159
PM MGDC sur IP	131 620 603	136 789 185	130 470 900
Total PM IP	1 048 917 077	1 093 226 479	1 040 152 059
Total PM	1 429 368 019	1 398 428 101	1 274 639 532

	Ecart (3)-(1) (€)	Ecart (3)/(1) (%)	Ecart (3)-(2) (€)	Ecart (3)/(2) (%)
PM IT (en cours)	- 19 555 456	-25,1%	- 4 521 496	-7,2%
PM IP en attente	- 111 239 827	-43,2%	- 58 861 526	-28,7%
PM MGDC sur IT	- 15 168 185	-33,9%	- 7 331 127	-19,9%
Total PM IT	- 145 963 468	-38,4%	- 70 714 149	-23,2%
PM IP en cours	- 7 615 315	-0,8%	- 46 756 135	-4,9%
PM MGDC sur IP	- 1 149 703	-0,9%	- 6 318 285	-4,6%
Total PM IP	- 8 765 018	-0,8%	- 53 074 420	-4,9%
Total PM	- 154 728 486	-10,8%	- 123 788 568	-8,9%

- ⇒ Le gain technique relatif à la mise en place des lois d'expérience est $\approx 9\%$,
- ⇒ Une étude complémentaire de Boni/Mali sur une sous-population du portefeuille correspond aux assurés dont l'invalidité est survenue en 2008 avec une limite d'âge à 62 ans, observés en 2014 et 2015,
- ⇒ L'hypothèse de versement de 1€ en prestation, sans incidence sur les conclusions :

Boni/Mali	Prestations & PSAP	PM BCAC 2013	PM Table Expérience
2014 à fin 2014	11 705 290	467 860 276	444 658 545
2014 à fin 2015	65 647 498	380 623 135	360 102 201
Boni/Mali (€)		- 33 294 933	- 30 614 136
Boni/Mali (%)		-6,94%	-6,71%

Les montants négatifs dans le tableau ci-dessous est un boni de liquidation.

L'utilisation de la table d'expérience reste prudente au même niveau que la table BCAC 2013.

CONCLUSION :

La démarche de l'élaboration des tables d'expérience relatives au risque arrêt de travail du portefeuille étudié, met en évidence la charge du travail de fond sur la donnée initiale brute dans le but de l'approcher, la comprendre et la fiabiliser pour des fins de modélisation statistique au plus juste possible. Toute cette expertise soutenue est menée dans le but de rester fidèle le plus possible au comportement de la population étudiée.

Dans le contexte d'Humanis Prévoyance où les données ont subi de migration de système d'informatique comme conséquence de fusions consécutives, la nécessité de la validité de la traçabilité reste une condition indispensable pour démontrer la fiabilité des données et leurs cohérences.

Le travail de la mise en place de tables d'expérience certifiées ne s'achève pas à la construction des tables.

La validité des tables construites ne dépasse pas les quatre ans selon la réglementation qui exige les assureurs à fournir au certificateur le suivi annuel des tables pour vérifier l'adaptation du portefeuille et anticiper les tendances et/ou les dérives de la population du portefeuille sous risque.

En cas d'absence de suivi, la validité des tables cesse au bout de deux ans après la certification.

Du fait de la certification réalisée à la fin de l'exercice 2016, ci-dessous quelques impacts chiffrés au niveau de provisionnement réglementaire S1 pour l'inventaire 2016 et 2017 passées dans les comptes comptables :

Date de calcul :	31/12/2017
Taux Technique VIE:	0,25%
Taux technique NON Vie :	0,52%

<i>Inventaire 2017</i>	BCAC 2013 -(1)-	Tables Expérience -(2)-	Ecart (1)-(2) (€) -(3)-	Ecart (3)/(1) (%)
PM IT (en cours)	112 257 120	74 236 126	38 020 993	33,9%
PM IP en attente	439 085 274	293 276 913	145 808 361	33,2%
PM MGDC sur IT	59 682 222	40 199 481	19 482 741	32,6%
Total PM IT	611 024 615	407 712 521	203 312 095	33,3%
PM IP en cours	1 234 969 585	1 104 336 196	130 633 389	10,6%
PM MGDC sur IP	164 616 059	138 041 834	26 574 225	16,1%
Total PM IP	1 399 585 644	1 242 378 030	157 207 615	11,2%
Total PM (AT)	2 010 610 260	1 650 090 550	360 519 709	17,9%

Date de calcul :	31/12/2016
Taux Technique VIE:	0,25%
Taux technique NON Vie :	0,49%

<i>Inventaire 2016</i>	BCAC 2013 -(1)-	Tables Expérience -(2)-	Ecart (1)-(2) (€) -(3)-	Ecart (3)/(1) (%)
PM IT (en cours)	137 364 870	83 261 824	54 103 046	39,4%
PM IP en attente	540 033 797	311 974 043	228 059 754	42,2%
PM MGDC sur IT	78 093 422	41 063 254	37 030 169	47,4%
Total PM IT	755 492 089	436 299 120	319 192 969	42,2%
PM IP en cours	1 148 752 194	1 088 994 301	59 757 893	5,2%
PM MGDC sur IP	144 080 843	136 666 531	7 414 312	5,1%
Total PM IP	1 292 833 036	1 225 660 831	67 172 205	5,2%
Total PM (AT)	2 048 325 126	1 661 959 952	386 365 174	18,9%

Ces impacts montrent clairement l'intérêt de la mise en place des tables d'expériences au sein de l'entreprise, propre à son portefeuille sous risque.

Le gain dégagé à la clôture 2017 est équivalent à celui de la clôture 2016 (1 point d'écart en %)

S'agissant de tables d'expérience, elles sont par conséquent des tables Best Estimate.

Dans le cadre d'une première optimisation du ratio de couverture, elles sont utilisées dans les calculs liés à Solvabilité 2 et aux études de rentabilité interne.

Pour rappel, dans le cadre des calculs de solvabilité 2, la table d'expérience de maintien en incapacité est utilisée, sans l'application de l'abattement de 5 % sur les taux de sorties bruts, au titre de la marge de prudence pour les provisions comptables.

ANNEXES :

1. Loi Evin (31 décembre 1989) (Article 4)

Article 4 Modifié par LOI n°2013-504 du 14 juin 2013 - art. 1 (V)

Lorsque des salariés sont garantis collectivement, dans les conditions prévues à l'article 2 de la présente loi, en vue d'obtenir le remboursement ou l'indemnisation des frais occasionnés par une maladie, une maternité ou un accident, le contrat ou la convention doit prévoir, sans condition de période probatoire ni d'examen ou de questionnaire médicaux, les modalités et les conditions tarifaires des nouveaux contrats ou conventions par lesquels l'organisme maintient cette couverture :

1° Au profit des anciens salariés bénéficiaires d'une rente d'incapacité ou d'invalidité, d'une pension de retraite ou, s'ils sont privés d'emploi, d'un revenu de remplacement, sans condition de durée, sous réserve que les intéressés en fassent la demande dans les six mois qui suivent la rupture de leur contrat de travail ou, le cas échéant, dans les six mois suivant l'expiration de la période durant laquelle ils bénéficient à titre temporaire du maintien de ces garanties ;

2° Au profit des personnes garanties du chef de l'assuré décédé, pendant une durée minimale de douze mois à compter du décès, sous réserve que les intéressés en fassent la demande dans les six mois suivant le décès.

Le nouveau contrat ou la nouvelle convention doit prévoir que la garantie prend effet, au plus tard, au lendemain de la demande.

Les tarifs applicables aux personnes visées par le présent article peuvent être supérieurs aux tarifs globaux applicables aux salariés actifs dans des conditions fixées par décret.

NOTA : Loi 89-1009 du 31 décembre 1989 art. 10 : les dispositions de l'article 4 sont d'ordre public et s'appliquent quelle que soit la loi qui régit le contrat.

<<***>>

2. Article L911-1

Créé par Loi 94-678 1994-08-08 art. 1 JORF 10 août 1994.

A moins qu'elles ne soient instituées par des dispositions législatives ou réglementaires, les garanties collectives dont bénéficient les salariés, anciens salariés et ayants droit en complément de celles qui résultent de l'organisation de la sécurité sociale sont déterminées soit par voie de conventions ou d'accords collectifs, soit à la suite de la ratification à la majorité des intéressés d'un projet d'accord proposé par le chef d'entreprise, soit par une décision unilatérale du chef d'entreprise constatée dans un écrit remis par celui-ci à chaque intéressé.

Nota - Loi 94-678 du 8 août 1994 art. 18 : date d'application

3. Article 331-22

Modifié par Loi n°2005-1564 du 15 décembre 2005 - art. 14 (V) JORF 16 décembre 2005 Les provisions techniques des prestations d'incapacité et d'invalidité sont la somme :

1° Des provisions correspondant aux prestations d'incapacité de travail à verser après le 31 décembre de l'exercice au titre des sinistres en cours à cette date majorées des provisions dites pour rentes en attente relatives aux rentes d'invalidité susceptibles d'intervenir ultérieurement au titre des sinistres d'incapacité en cours au 31 décembre de l'exercice ;

2° Des provisions correspondant aux prestations d'invalidité à verser après le 31 décembre de l'exercice au titre des sinistres d'invalidité en cours à cette date.

Le calcul des provisions techniques de prestations d'incapacité de travail et d'invalidité est effectué à partir des éléments suivants :

1° Les lois de maintien en incapacité de travail et en invalidité indiquées en annexe.

Toutefois, il est possible pour une entreprise d'assurances d'utiliser une loi de maintien établie par ses soins et certifiée par un actuair indépendant de cette entreprise, agréé à cet effet par l'une des associations d'actuaire reconnues par l'Autorité de contrôle des assurances et des mutuelles ;

2° Un taux d'actualisation qui ne peut excéder 75 p. 100 du taux moyen des emprunts de l'Etat français calculé sur base semestrielle, sans pouvoir dépasser 4,5 p. 100.

Ces dispositions ne s'appliquent pas aux prestations issues de contrats d'assurance de groupe souscrits par un établissement de crédit, ayant pour objet la garantie du remboursement d'un emprunt ni à celles issues de contrats d'assurance couvrant des risques visés au 3° du premier alinéa de l'article L. 310-1 du code des assurances.

4. Les notions statistiques

I. Quelques définitions statistiques :

- ▶ **N** : Nombre d'observations
- ▶ **Mean** : Moyenne empirique de la variable
- ▶ **Std Dev** : Ecart-type empirique de la variable ($\text{var}^{(1/2)}$)
- ▶ **Skewness** : Le coefficient d'asymétrie de la variable
- ▶ **USS** : La somme des carrés des écarts non corrigés de la variable
- ▶ **CV** : Le coefficient de la variation (Std dev / Mean)
- ▶ **Sum Wgts** : La somme pondérée de valeurs prises de la variable
- ▶ **Sum** : La somme des valeurs prises de la variable
- ▶ **Variance** : La variance de la variable
- ▶ **Kurtosis** : Le coefficient d'aplatissement de la variable
- ▶ **CSS** : La somme des carrés des écarts à la moyenne corrigées de la variable
- ▶ **Std Mean** : l'écart-type moyen ($\text{var}/N^{(1/2)}$)
- ▶ **Range** : l'étendue de la variable (max-min)
- ▶ **Q3-Q1** : L'écart interquartile

II. Les tests statistiques appuyés dans l'étude :

▶ **Test de Student :**

Sous l'hypothèse :

H0 : médiane (Med) = 0

H1 : médiane (Med) ≠ 0

La statistique du test $T = \frac{\text{mean} \times \sqrt{N}}{\text{Std Dev}} \Rightarrow$ P-Value < 5% (seuil par default de SAS) pour le rejet de l'hypothèse H0

Sous H0, T suit une loi de Student à n-1 degrés de liberté.

▶ **Test du signe :**

Sous l'hypothèse :

H0 : médiane (Med) = 0

H1 : médiane (Med) ≠ 0

A noter, Si la distribution est symétrique ce test est équivalent au test de la nullité de la moyenne (Mean) :

La statistique du test est $M = p-n/2 \Rightarrow$ P-Value < 5% (seuil par default de SAS) pour le rejet de l'hypothèse H0

Où p=nombre de valeurs >0 et n=nombre de valeurs ≠ 0.

Sous H0, M suit une loi binomiale B (n, 0.5).

▶ **Test du rang signé de Wilcoxon :**

Hypothèse H0 :

H0 : médiane (Med) = 0

H1 : médiane (Med) ≠ 0

Le test de Wilcoxon qui est un test non paramétrique utilisé dans l'hypothèse que la normalité de la distribution de la variable n'est pas vérifiée, mais l'hypothèse que la loi est continue et symétrique est vérifiée.

$$S = p - \frac{N \times (N+1)}{4} \rightarrow \text{P-Value} < 5\% \text{ (seuil par default de SAS) pour le rejet de l'hypothèse } H_0$$

Où p = somme des rangs des valeurs positives non nulles

Sous H_0 , S suit une loi normale.

► **χ^2 de Pearson :**

Dans le cas de grands échantillons, il n'est plus nécessaire de supposer les sommes marginales fixées.

H_0 : X et Y sont indépendantes

H_1 : X et Y ne sont pas indépendantes

Postulats : L'échantillon est grand.

On note n_{ij} l'entrée de la table dans la cellule $i \times j$, $n_{i.}$ est la somme des effectifs de la ligne i et $n_{.j}$ est la somme des effectifs de la colonne j .

Sous hypothèse d'indépendance,

$$P(X \in I_i; Y \in J_j) = P(X \in I_i) P(Y \in J_j)$$

Ce qui se traduit, si on remplace les probabilités par leurs estimateurs, par une égalité attendue entre n_{ij}

et $e_{ij} = \frac{n_{.j} n_{i.}}{N}$ où N est l'effectif total

$$\text{Statistique : } T = \sum_{i,j} \frac{(e_{ij} - n_{ij})^2}{e_{ij}}$$

suit une loi du χ^2 à $(r - 1)(s - 1)$ degrés de liberté sous H_0 .

► **Test de lois statistiques :**

Soit $(X_1; \dots; X_n)$ un échantillon et F_0 une distribution continue donnée.

On cherche à déterminer si l'échantillon est tiré suivant F_0 .

Pour cela, on considère la fonction de répartition : $F_n(t) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n I_{X_i < t}$

$$H_0 : F_n = F_0$$

$$H_1 : F_n \neq F_0$$

Partition de l'ensemble des valeurs possibles de X en un nombre fini d'intervalles $I_1; \dots; I_k$,

$$I_k = [a_{k-1}; a_k].$$

Pour tout $1 \leq i \leq k$: $\eta_i = F_0(a_i) - F_0(a_{i-1})$.

Soit U_i le nombre de mesures parmi n faisant partie de l'intervalle I_i . U suit une loi multinomiale

$$P(u_1 = m_1; \dots; u_k = m_k) = \frac{n!}{m_1! \dots m_k!} \eta_1^{m_1} \eta_k^{m_k}$$

Pris séparément, chaque U_i suit une loi binomiale $B(n; p_i)$. Pour n suffisamment grand, le TCL implique que $\frac{u_i - np_i}{\sqrt{np_i}}$ suit une loi normale centrée réduite.

1) Postulat : Pas de postulat particulier.

- **Test du chi-deux d'adéquation**

$$\text{Statistique : } \chi_n^2 = \sum_{i=1}^k \frac{(u_i - np_i)^2}{np_i}$$

Sous H_0 , pour n assez grand, χ_n^2 suit une loi du chi-deux à $(k - 1)$ degrés de liberté, notée $\chi_{(k-1)}^2$. Le passage à $(k - 1)$ alors qu'il y a k termes dans la sommation vient du fait que les U_i ne sont pas indépendants puisque $\sum U_i = n$.

2) Postulat : La distribution candidate est continue.

- **Test de Kolmogorov-Smirnov :**

$$\text{Statistique : } D_n = \text{Sup}_{t \in \mathbb{R}} | F_n(t) - F_0(t) |$$

La loi de D_n sous H_0 est calculée :

- ✓ exactement par des algorithmes pour n petit.
- ✓ par approximation asymptotique pour n grand :

$$P(\sqrt{n} D_n \leq x) \sim K(x) = 2 \sum_{k=1}^{+\infty} (-1)^{k-1} e^{-2k^2 x^2}$$

- **Test de Cramer-Von Mises :**

$$\text{Statistique : } C_n = \int (F_n(t) - F_0(t))^2 dF_0(t) \quad \text{sur } \mathbb{R}$$

- **Test d'Andersen-Darling:**

$$\text{Statistique : } A_n = \int \frac{(F_n(t) - F_0(t))^2}{F_0(t)(1 - F_0(t))} dF_0(t) \quad \text{sur } \mathbb{R}$$

Les deux derniers tests sont similaires à celui de Kolmogorov-Smirnov d'un point de vue de l'utilisation et de l'interprétation mais techniquement plus compliqués.

5. Les résultats des tests de lois statistiques pour l'âge de survenance de l'état d'incapacité, la variable «Age Survenance_it » :

Fitted Normal Distribution for Age Survenance_it

Parameters for Normal Distribution		
Paramètre	Symbole	Valeur estimée
Mean	Mu	42.38075
Std Dev	Sigma	10.92289

Goodness-of-Fit Tests for Normal Distribution

Test	Statistique		DDL	p-Value	
Kolmogorov-Smirnov	D	0.070		Pr > D	<0.010
Cramer-von Mises	W-Sq	313.236		Pr > W-Sq	<0.005
Anderson-Darling	A-Sq	2107.215		Pr > A-Sq	<0.005
Chi-Square	Chi-Sq	217331.615	84	Pr > Chi-Sq	<0.001

Fitted Lognormal Distribution for Age Survenance_it

Parameters for Lognormal Distribution		
Paramètre	Symbole	Valeur estimée
Threshold	Theta	0
Scale	Zeta	3.710507
Shape	Sigma	0.275746
Mean		42.45841
Std Dev		11.93386

Goodness-of-Fit Tests for Lognormal Distribution

Test	Statistique		DDL	p-Value	
Kolmogorov-Smirnov	D	0.093		Pr > D	<0.010
Cramer-von Mises	W-Sq	522.807		Pr > W-Sq	<0.005
Anderson-Darling	A-Sq	3331.951		Pr > A-Sq	<0.005
Chi-Square	Chi-Sq	236683.530	84	Pr > Chi-Sq	<0.001

Fitted Exponential Distribution for Age Survenance_it

Parameters for Exponential Distribution		
Paramètre	Symbole	Valeur estimée
Threshold	Theta	0
Scale	Sigma	42.38075
Mean		42.38075
Std Dev		42.38075

Goodness-of-Fit Tests for Exponential Distribution

Test	Statistique		DDL	p-Value	
Kolmogorov-Smirnov	D	0.404		Pr > D	<0.001
Cramer-von Mises	W-Sq	12254.125		Pr > W-Sq	<0.001
Anderson-Darling	A-Sq	59648.539		Pr > A-Sq	<0.001
Chi-Square	Chi-Sq	853519.153	85	Pr > Chi-Sq	<0.001

Fitted Weibull Distribution for Age Survenance_it

Parameters for Weibull Distribution		
Paramètre	Symbole	Valeur estimée
Threshold	Theta	0
Scale	Sigma	46.57709
Shape	C	4.465194
Mean		42.48585
Std Dev		10.78786

Goodness-of-Fit Tests for Weibull Distribution

Test	Statistique		DDL	p-Value	
Cramer-von Mises	W-Sq	274.246		Pr > W-Sq	<0.010
Anderson-Darling	A-Sq	1843.682		Pr > A-Sq	<0.010
Chi-Square	Chi-Sq	209520.306	84	Pr > Chi-Sq	<0.001

Fitted Gamma Distribution for AgeSurvenance_it

Parameters for Gamma Distribution		
Paramètre	Symbole	Valeur estimée
Threshold	Theta	0
Scale	Sigma	3.031147
Shape	Alpha	13.98175
Mean		42.38075
Std Dev		11.33412

Goodness-of-Fit Tests for Gamma Distribution

Test	Statistique		DDL	p-Value	
Kolmogorov-Smirnov	D	0.084		Pr > D	<0.001
Cramer-von Mises	W-Sq	415.428		Pr > W-Sq	<0.001
Anderson-Darling	A-Sq	2690.772		Pr > A-Sq	<0.001
Chi-Square	Chi-Sq	225004.195	84	Pr > Chi-Sq	<0.001

6. Les résultats des tests de lois statistiques pour les prestations d'incapacité, la variable «Prest_it » :

Fitted Normal Distribution for Prest_it

Parameters for Normal Distribution		
Paramètre	Symbole	Valeur estimée
Mean	Mu	2.484004
Std Dev	Sigma	7.14058

Goodness-of-Fit Tests for Normal Distribution

Test	Statistique		DDL	p-Value	
Kolmogorov-Smirnov	D	0.4		Pr > D	<0.010
Cramer-von Mises	W-Sq	9322.2		Pr > W-Sq	<0.005
Anderson-Darling	A-Sq	45956.5		Pr > A-Sq	<0.005
Chi-Square	Chi-Sq	12827383.3	102	Pr > Chi-Sq	<0.001

Fitted Lognormal Distribution for Prest_it

Parameters for Lognormal Distribution		
Paramètre	Symbole	Valeur estimée
Threshold	Theta	0
Scale	Zeta	-0.59792
Shape	Sigma	1.905605
Mean		3.379562
Std Dev		20.49113

Goodness-of-Fit Tests for Lognormal Distribution

Test	Statistique		DDL	p-Value	
Kolmogorov-Smirnov	D	0.02283		Pr > D	<0.010
Cramer-von Mises	W-Sq	42.78295		Pr > W-Sq	<0.005
Anderson-Darling	A-Sq	286.05196		Pr > A-Sq	<0.005
Chi-Square	Chi-Sq	1835.84819	102	Pr > Chi-Sq	<0.001

Fitted Exponential Distribution for Prest_it

Parameters for Exponential Distribution		
Paramètre	Symbole	Valeur estimée
Threshold	Theta	0
Scale	Sigma	2.484004
Mean		2.484004
Std Dev		2.484004

Goodness-of-Fit Tests for Exponential Distribution

Test	Statistique		DDL	p-Value	
Kolmogorov-Smirnov	D	0.28		Pr > D	<0.001
Cramer-von Mises	W-Sq	8664.08		Pr > W-Sq	<0.001
Anderson-Darling	A-Sq	56203.97		Pr > A-Sq	<0.001
Chi-Square	Chi-Sq	5928620.57	103	Pr > Chi-Sq	<0.001

Fitted Weibull Distribution for Prest_it

Parameters for Weibull Distribution		
Paramètre	Symbole	Valeur estimée
Threshold	Theta	0
Scale	Sigma	1.391638
Shape	C	0.56943
Mean		2.24956
Std Dev		4.225427

Goodness-of-Fit Tests for Weibull Distribution

Test	Statistique		DDL	p-Value	
Cramer-von Mises	W-Sq	160.4534		Pr > W-Sq	<0.010
Anderson-Darling	A-Sq	1131.9087		Pr > A-Sq	<0.010
Chi-Square	Chi-Sq	24516.4976	102	Pr > Chi-Sq	<0.001

Fitted Gamma Distribution for Prest_it

Parameters for Gamma Distribution		
Paramètre	Symbole	Valeur estimée
Threshold	Theta	0
Scale	Sigma	5.760674
Shape	Alpha	0.4312
Mean		2.484004
Std Dev		3.782795

Goodness-of-Fit Tests for Gamma Distribution

Test	Statistique		DDL	p-Value	
Chi-Square	Chi-Sq	789478.909	102	Pr > Chi-Sq	<0.001

7. Les résultats des tests de lois statistiques pour la durée de l'ancienneté en état d'incapacité, la variable « ancSortie_it » :

Fitted Normal Distribution for AncSortie_it

Parameters for Normal Distribution		
Paramètre	Symbole	Valeur estimée
Mean	Mu	162.2835
Std Dev	Sigma	215.7395

Goodness-of-Fit Tests for Normal Distribution

Test	Statistique		DDL	p-Value	
Kolmogorov-Smirnov	D	0.23		Pr > D	<0.010
Cramer-von Mises	W-Sq	4282.74		Pr > W-Sq	<0.005
Anderson-Darling	A-Sq	23322.48		Pr > A-Sq	<0.005
Chi-Square	Chi-Sq	6601484.47	91	Pr > Chi-Sq	<0.001

Fitted Lognormal Distribution for AncSortie_it

Parameters for Lognormal Distribution		
Paramètre	Symbole	Valeur estimée
Threshold	Theta	0
Scale	Zeta	4.260351
Shape	Sigma	1.421772
Mean		194.624
Std Dev		498.0688

Goodness-of-Fit Tests for Lognormal Distribution

Test	Statistique		DDL	p-Value	
Kolmogorov-Smirnov	D	0.0555		Pr > D	<0.010
Cramer-von Mises	W-Sq	184.7161		Pr > W-Sq	<0.005
Anderson-Darling	A-Sq	1132.8866		Pr > A-Sq	<0.005
Chi-Square	Chi-Sq	30104.2867	91	Pr > Chi-Sq	<0.001

Fitted Exponential Distribution for AncSortie_it

Parameters for Exponential Distribution		
Paramètre	Symbole	Valeur estimée
Threshold	Theta	0
Scale	Sigma	162.2835
Mean		162.2835
Std Dev		162.2835

Goodness-of-Fit Tests for Exponential Distribution

Test	Statistique		DDL	p-Value	
Kolmogorov-Smirnov	D	0.105		Pr > D	<0.001
Cramer-von Mises	W-Sq	1340.599		Pr > W-Sq	<0.001
Anderson-Darling	A-Sq	8243.493		Pr > A-Sq	<0.001
Chi-Square	Chi-Sq	168724.833	92	Pr > Chi-Sq	<0.001

Fitted Weibull Distribution for AncSortie_it

Parameters for Weibull Distribution		
Paramètre	Symbole	Valeur estimée
Threshold	Theta	0
Scale	Sigma	141.0519
Shape	C	0.794403
Mean		160.6236
Std Dev		204.0125

Goodness-of-Fit Tests for Weibull Distribution

Test	Statistique		DDL	p-Value	
Cramer-von Mises	W-Sq	100.3869		Pr > W-Sq	<0.010
Anderson-Darling	A-Sq	895.5081		Pr > A-Sq	<0.010
Chi-Square	Chi-Sq	45364.8402	91	Pr > Chi-Sq	<0.001

Fitted Gamma Distribution for AncSortie_it

Parameters for Gamma Distribution		
Paramètre	Symbole	Valeur estimée
Threshold	Theta	0
Scale	Sigma	223.7109
Shape	Alpha	0.725416
Mean		162.2835
Std Dev		190.5376

Goodness-of-Fit Tests for Gamma Distribution

Test	Statistique		DDL	p-Value	
Chi-Square	Chi-Sq	62837.1714	91	Pr > Chi-Sq	<0.001

8. Les résultats des tests de lois statistiques pour l'âge de survenance de l'état d'invalidité, la variable « Age Survenance_ip » :

Fitted Normal Distribution for Age Survenance_ip

Parameters for Normal Distribution		
Paramètre	Symbole	Valeur estimée
Mean	Mu	47.50617
Std Dev	Sigma	7.845078

Goodness-of-Fit Tests for Normal Distribution

Test	Statistique		DDL	p-Value	
Kolmogorov-Smirnov	D	0.10808		Pr > D	<0.010
Cramer-von Mises	W-Sq	91.87289		Pr > W-Sq	<0.005
Anderson-Darling	A-Sq	560.69392		Pr > A-Sq	<0.005
Chi-Square	Chi-Sq	6790.54908	47	Pr > Chi-Sq	<0.001

Fitted Lognormal Distribution for Age Survenance_ip

Parameters for Lognormal Distribution		
Paramètre	Symbole	Valeur estimée
Threshold	Theta	0
Scale	Zeta	3.84528
Shape	Sigma	0.183165
Mean		47.56298
Std Dev		8.785458

Goodness-of-Fit Tests for Lognormal Distribution

Test	Statistique	DDL	p-Value	
Kolmogorov-Smirnov	D	0.1336	Pr > D	<0.010
Cramer-von Mises	W-Sq	166.6023	Pr > W-Sq	<0.005
Anderson-Darling	A-Sq	990.1593	Pr > A-Sq	<0.005
Chi-Square	Chi-Sq	17994.3444	47	Pr > Chi-Sq <0.001

Fitted Exponential Distribution for Age Survenance_ip

Parameters for Exponential Distribution		
Paramètre	Symbole	Valeur estimée
Threshold	Theta	0
Scale	Sigma	47.50617
Mean		47.50617
Std Dev		47.50617

Goodness-of-Fit Tests for Exponential Distribution

Test	Statistique	DDL	p-Value	
Kolmogorov-Smirnov	D	0.448	Pr > D	<0.001
Cramer-von Mises	W-Sq	2338.009	Pr > W-Sq	<0.001
Anderson-Darling	A-Sq	11023.489	Pr > A-Sq	<0.001
Chi-Square	Chi-Sq	135506.642	48	Pr > Chi-Sq <0.001

Fitted Weibull Distribution for AgeSurvenance_ip

Parameters for Weibull Distribution		
Paramètre	Symbole	Valeur estimée
Threshold	Theta	0
Scale	Sigma	50.67015
Shape	C	7.727357
Mean		47.63719
Std Dev		7.300475

Goodness-of-Fit Tests for Weibull Distribution

Test	Statistique		DDL	p-Value	
Cramer-von Mises	W-Sq	42.41400		Pr > W-Sq	<0.010
Anderson-Darling	A-Sq	279.61164		Pr > A-Sq	<0.010
Chi-Square	Chi-Sq	3188.41029	47	Pr > Chi-Sq	<0.001

Fitted Gamma Distribution for AgeSurvenance_ip

Parameters for Gamma Distribution		
Paramètre	Symbole	Valeur estimée
Threshold	Theta	0
Scale	Sigma	1.472647
Shape	Alpha	32.25904
Mean		47.50617
Std Dev		8.364197

Goodness-of-Fit Tests for Gamma Distribution

Test	Statistique		DDL	p-Value	
Kolmogorov-Smirnov	D	0.1246		Pr > D	<0.001
Cramer-von Mises	W-Sq	138.6347		Pr > W-Sq	<0.001
Anderson-Darling	A-Sq	829.5655		Pr > A-Sq	<0.001
Chi-Square	Chi-Sq	11503.5861	47	Pr > Chi-Sq	<0.001

9. Les résultats des tests de lois statistiques pour les prestations d'invalidité, la variable « Prest_ip » :

Fitted Normal Distribution for Prest_ip

Parameters for Normal Distribution		
Paramètre	Symbole	Valeur estimée
Mean	Mu	27.91564
Std Dev	Sigma	42.71415

Goodness-of-Fit Tests for Normal Distribution

Test	Statistique		DDL	p-Value	
Kolmogorov-Smirnov	D	0.26		Pr > D	<0.010
Cramer-von Mises	W-Sq	611.89		Pr > W-Sq	<0.005
Anderson-Darling	A-Sq	3341.34		Pr > A-Sq	<0.005
Chi-Square	Chi-Sq	1075141.57	41	Pr > Chi-Sq	<0.001

Fitted Lognormal Distribution for Prest_ip

Parameters for Lognormal Distribution		
Paramètre	Symbole	Valeur estimée
Threshold	Theta	0
Scale	Zeta	2.526739
Shape	Sigma	1.473443
Mean		37.04955
Std Dev		103.257

Goodness-of-Fit Tests for Lognormal Distribution

Test	Statistique		DDL	p-Value	
Kolmogorov-Smirnov	D	0.05767		Pr > D	<0.010
Cramer-von Mises	W-Sq	48.88235		Pr > W-Sq	<0.005
Anderson-Darling	A-Sq	300.93857		Pr > A-Sq	<0.005
Chi-Square	Chi-Sq	1988.36700	41	Pr > Chi-Sq	<0.001

Fitted Exponential Distribution for Prest_ip

Parameters for Exponential Distribution		
Paramètre	Symbole	Valeur estimée
Threshold	Theta	0
Scale	Sigma	27.91564
Mean		27.91564
Std Dev		27.91564

Goodness-of-Fit Tests for Exponential Distribution

Test	Statistique		DDL	p-Value	
Kolmogorov-Smirnov	D	0.083		Pr > D	<0.001
Cramer-von Mises	W-Sq	100.166		Pr > W-Sq	<0.001
Anderson-Darling	A-Sq	568.699		Pr > A-Sq	<0.001
Chi-Square	Chi-Sq	156684.409	42	Pr > Chi-Sq	<0.001

Fitted Weibull Distribution for Prest_ip

Parameters for Weibull Distribution		
Paramètre	Symbole	Valeur estimée
Threshold	Theta	0
Scale	Sigma	24.65812
Shape	C	0.812458
Mean		27.63564
Std Dev		34.25995

Goodness-of-Fit Tests for Weibull Distribution

Test	Statistique		DDL	p-Value	
Cramer-von Mises	W-Sq	3.3041		Pr > W-Sq	<0.010
Anderson-Darling	A-Sq	32.1008		Pr > A-Sq	<0.010
Chi-Square	Chi-Sq	14672.7037	41	Pr > Chi-Sq	<0.001

Fitted Gamma Distribution for Prest_ip

Parameters for Gamma Distribution		
Paramètre	Symbole	Valeur estimée
Threshold	Theta	0
Scale	Sigma	37.39611
Shape	Alpha	0.746485
Mean		27.91564
Std Dev		32.31001

Goodness-of-Fit Tests for Gamma Distribution

Test	Statistique		DDL	p-Value	
Chi-Square	Chi-Sq	83996.9185	41	Pr > Chi-Sq	<0.001

10. Les résultats des tests de lois statistiques pour la durée de l'ancienneté en état d'invalidité, la variable « AncSortie_ip » :

Fitted Normal Distribution for AncSortie_ip

Parameters for Normal Distribution		
Paramètre	Symbole	Valeur estimée
Mean	Mu	8.326484
Std Dev	Sigma	5.464987

Goodness-of-Fit Tests for Normal Distribution

Test	Statistique		DDL	p-Value	
Kolmogorov-Smirnov	D	0.106		Pr > D	<0.010
Cramer-von Mises	W-Sq	153.520		Pr > W-Sq	<0.005
Anderson-Darling	A-Sq	925.575		Pr > A-Sq	<0.005
Chi-Square	Chi-Sq	158409.079	49	Pr > Chi-Sq	<0.001

Fitted Lognormal Distribution for AncSortie_ip

Parameters for Lognormal Distribution		
Paramètre	Symbole	Valeur estimée
Threshold	Theta	0
Scale	Zeta	1.909472
Shape	Sigma	0.680132
Mean		8.505919
Std Dev		6.523356

Goodness-of-Fit Tests for Lognormal Distribution

Test	Statistique		DDL	p-Value	
Kolmogorov-Smirnov	D	0.02521		Pr > D	<0.010
Cramer-von Mises	W-Sq	6.76883		Pr > W-Sq	<0.005
Anderson-Darling	A-Sq	44.83829		Pr > A-Sq	<0.005
Chi-Square	Chi-Sq	3604.59479	49	Pr > Chi-Sq	<0.001

Fitted Exponential Distribution for AncSortie_ip

Parameters for Exponential Distribution		
Paramètre	Symbole	Valeur estimée
Threshold	Theta	0
Scale	Sigma	8.326484
Mean		8.326484
Std Dev		8.326484

Goodness-of-Fit Tests for Exponential Distribution

Test	Statistique		DDL	p-Value	
Kolmogorov-Smirnov	D	0.1930		Pr > D	<0.001
Cramer-von Mises	W-Sq	408.5438		Pr > W-Sq	<0.001
Anderson-Darling	A-Sq	2303.0028		Pr > A-Sq	<0.001
Chi-Square	Chi-Sq	10214.9033	50	Pr > Chi-Sq	<0.001

Fitted Weibull Distribution for AncSortie_ip

Parameters for Weibull Distribution		
Paramètre	Symbole	Valeur estimée
Threshold	Theta	0
Scale	Sigma	9.354155
Shape	C	1.632241
Mean		8.371997
Std Dev		5.26049

Goodness-of-Fit Tests for Weibull Distribution

Test	Statistique		DDL	p-Value	
Cramer-von Mises	W-Sq	25.60324		Pr > W-Sq	<0.010
Anderson-Darling	A-Sq	174.13425		Pr > A-Sq	<0.010
Chi-Square	Chi-Sq	2399.00963	49	Pr > Chi-Sq	<0.001

Fitted Gamma Distribution for AncSortie_ip

Parameters for Gamma Distribution		
Paramètre	Symbole	Valeur estimée
Threshold	Theta	0
Scale	Sigma	3.28389
Shape	Alpha	2.535555
Mean		8.326484
Std Dev		5.229078

Goodness-of-Fit Tests for Gamma Distribution

Test	Statistique		DDL	p-Value	
Kolmogorov-Smirnov	D	0.024385		Pr > D	<0.001
Cramer-von Mises	W-Sq	6.479246		Pr > W-Sq	<0.001
Anderson-Darling	A-Sq	39.352410		Pr > A-Sq	<0.001
Chi-Square	Chi-Sq	596.542606	49	Pr > Chi-Sq	<0.001

11. Les résultats des tests de lois statistiques pour l'âge de survenance de l'état d'incapacité pour la population PassIP, la variable « Age Survenanceit_PassIP » :

Fitted Normal Distribution for Age Survenanceit_Passip

Parameters for Normal Distribution		
Paramètre	Symbole	Valeur estimée
Mean	Mu	49.25386
Std Dev	Sigma	7.653675

Goodness-of-Fit Tests for Normal Distribution

Test	Statistique		DDL	p-Value	
Kolmogorov-Smirnov	D	0.10434		Pr > D	<0.010
Cramer-von Mises	W-Sq	37.45560		Pr > W-Sq	<0.005
Anderson-Darling	A-Sq	226.65636		Pr > A-Sq	<0.005
Chi-Square	Chi-Sq	2959.22978	31	Pr > Chi-Sq	<0.001

Fitted Lognormal Distribution for Age Survenanceit_Passip

Parameters for Lognormal Distribution		
Paramètre	Symbole	Valeur estimée
Threshold	Theta	0
Scale	Zeta	3.882991
Shape	Sigma	0.174206
Mean		49.31188
Std Dev		8.65601

Goodness-of-Fit Tests for Lognormal Distribution

Test	Statistique		DDL	p-Value	
Kolmogorov-Smirnov	D	0.12904		Pr > D	<0.010
Cramer-von Mises	W-Sq	59.47551		Pr > W-Sq	<0.005
Anderson-Darling	A-Sq	348.08689		Pr > A-Sq	<0.005
Chi-Square	Chi-Sq	8376.40334	31	Pr > Chi-Sq	<0.001

Fitted Exponential Distribution for Age Survenanceit_Passip

Parameters for Exponential Distribution		
Paramètre	Symbole	Valeur estimée
Threshold	Theta	0
Scale	Sigma	49.25386
Mean		49.25386
Std Dev		49.25386

Goodness-of-Fit Tests for Exponential Distribution

Test	Statistique		DDL	p-Value	
Kolmogorov-Smirnov	D	0.4470		Pr > D	<0.001
Cramer-von Mises	W-Sq	624.2382		Pr > W-Sq	<0.001
Anderson-Darling	A-Sq	2935.9835		Pr > A-Sq	<0.001
Chi-Square	Chi-Sq	44630.1635	32	Pr > Chi-Sq	<0.001

Fitted Weibull Distribution for Age Survenanceit_Passip

Parameters for Weibull Distribution		
Paramètre	Symbole	Valeur estimée
Threshold	Theta	0
Scale	Sigma	52.31058
Shape	C	8.643402
Mean		49.44449
Std Dev		6.823492

Goodness-of-Fit Tests for Weibull Distribution

Test	Statistique		DDL	p-Value	
Cramer-von Mises	W-Sq	19.54259		Pr > W-Sq	<0.010
Anderson-Darling	A-Sq	131.61281		Pr > A-Sq	<0.010
Chi-Square	Chi-Sq	1638.86129	31	Pr > Chi-Sq	<0.001

Fitted Gamma Distribution for Age Survenanceit_Passip

Parameters for Gamma Distribution		
Paramètre	Symbole	Valeur estimée
Threshold	Theta	0
Scale	Sigma	1.3724
Shape	Alpha	35.88884
Mean		49.25386
Std Dev		8.221679

Goodness-of-Fit Tests for Gamma Distribution

Test	Statistique		DDL	p-Value	
Kolmogorov-Smirnov	D	0.12086		Pr > D	<0.001
Cramer-von Mises	W-Sq	51.48161		Pr > W-Sq	<0.001
Anderson-Darling	A-Sq	304.03976		Pr > A-Sq	<0.001
Chi-Square	Chi-Sq	4728.05188	31	Pr > Chi-Sq	<0.001

12. Les résultats des tests de lois statistiques pour les prestations d'incapacité pour la population PassIP, la variable « Prestit_Passip » :

Fitted Normal Distribution for Prestit_Passip

Parameters for Normal Distribution		
Paramètre	Symbole	Valeur estimée
Mean	Mu	11.0013
Std Dev	Sigma	17.51621

Goodness-of-Fit Tests for Normal Distribution

Test	Statistique		DDL	p-Value	
Kolmogorov-Smirnov	D	0.265		Pr > D	<0.010
Cramer-von Mises	W-Sq	179.051		Pr > W-Sq	<0.005
Anderson-Darling	A-Sq	969.470		Pr > A-Sq	<0.005
Chi-Square	Chi-Sq	575917.956	25	Pr > Chi-Sq	<0.001

Fitted Lognormal Distribution for Prestit_Passip

Parameters for Lognormal Distribution		
Paramètre	Symbole	Valeur estimée
Threshold	Theta	0
Scale	Zeta	1.60849
Shape	Sigma	1.495126
Mean		15.2746
Std Dev		44.13866

Goodness-of-Fit Tests for Lognormal Distribution

Test	Statistique		DDL	p-Value	
Kolmogorov-Smirnov	D	0.088208		Pr > D	<0.010
Cramer-von Mises	W-Sq	24.740275		Pr > W-Sq	<0.005
Anderson-Darling	A-Sq	142.286065		Pr > A-Sq	<0.005
Chi-Square	Chi-Sq	310.289773	25	Pr > Chi-Sq	<0.001

Fitted Exponential Distribution for Prestit_Passip

Parameters for Exponential Distribution		
Paramètre	Symbole	Valeur estimée
Threshold	Theta	0
Scale	Sigma	11.0013
Mean		11.0013
Std Dev		11.0013

Goodness-of-Fit Tests for Exponential Distribution

Test	Statistique		DDL	p-Value	
Kolmogorov-Smirnov	D	0.058		Pr > D	<0.001
Cramer-von Mises	W-Sq	17.331		Pr > W-Sq	<0.001
Anderson-Darling	A-Sq	110.455		Pr > A-Sq	<0.001
Chi-Square	Chi-Sq	130171.810	26	Pr > Chi-Sq	<0.001

Fitted Weibull Distribution for Predit_Passip

Parameters for Weibull Distribution		
Paramètre	Symbole	Valeur estimée
Threshold	Theta	0
Scale	Sigma	9.791827
Shape	C	0.821209
Mean		10.89417
Std Dev		13.35135

Goodness-of-Fit Tests for Weibull Distribution

Test	Statistique		DDL	p-Value	
Cramer-von Mises	W-Sq	3.98343		Pr > W-Sq	<0.010
Anderson-Darling	A-Sq	24.90181		Pr > A-Sq	<0.010
Chi-Square	Chi-Sq	5627.66986	25	Pr > Chi-Sq	<0.001

Fitted Gamma Distribution for Predit_Passip

Parameters for Gamma Distribution		
Paramètre	Symbole	Valeur estimée
Threshold	Theta	0
Scale	Sigma	14.52821
Shape	Alpha	0.757238
Mean		11.0013
Std Dev		12.64236

Goodness-of-Fit Tests for Gamma Distribution

Test	Statistique		DDL	p-Value	
Chi-Square	Chi-Sq	31548.6205	25	Pr > Chi-Sq	<0.001

13. Les résultats des tests de lois statistiques pour la durée de l'ancienneté en état d'incapacité pour la population PassIP, la variable « ancSortieit_Passip » :

Fitted Normal Distribution for AncSortieit_Passip

Parameters for Normal Distribution		
Paramètre	Symbole	Valeur estimée
Mean	Mu	612.934
Std Dev	Sigma	319.481

Goodness-of-Fit Tests for Normal Distribution					
Test	Statistique		DDL	p-Value	
Kolmogorov-Smirnov	D	0.06114		Pr > D	<0.010
Cramer-von Mises	W-Sq	10.25741		Pr > W-Sq	<0.005
Anderson-Darling	A-Sq	89.22000		Pr > A-Sq	<0.005
Chi-Square	Chi-Sq	6604.75179	26	Pr > Chi-Sq	<0.001

Fitted Lognormal Distribution for AncSortieit_Passip

Parameters for Lognormal Distribution		
Paramètre	Symbole	Valeur estimée
Threshold	Theta	0
Scale	Zeta	6.189875
Shape	Sigma	0.830714
Mean		688.7774
Std Dev		686.6691

Goodness-of-Fit Tests for Lognormal Distribution					
Test	Statistique		DDL	p-Value	
Kolmogorov-Smirnov	D	0.1612		Pr > D	<0.010
Cramer-von Mises	W-Sq	60.3731		Pr > W-Sq	<0.005
Anderson-Darling	A-Sq	360.7013		Pr > A-Sq	<0.005
Chi-Square	Chi-Sq	23477.1973	26	Pr > Chi-Sq	<0.001

Fitted Exponential Distribution for AncSortieit_Passip

Parameters for Exponential Distribution		
Paramètre	Symbole	Valeur estimée
Threshold	Theta	0
Scale	Sigma	612.934
Mean		612.934
Std Dev		612.934

Goodness-of-Fit Tests for Exponential Distribution

Test	Statistique		DDL	p-Value	
Kolmogorov-Smirnov	D	0.1994		Pr > D	<0.001
Cramer-von Mises	W-Sq	140.6297		Pr > W-Sq	<0.001
Anderson-Darling	A-Sq	742.9109		Pr > A-Sq	<0.001
Chi-Square	Chi-Sq	12884.2791	27	Pr > Chi-Sq	<0.001

Fitted Weibull Distribution for AncSortieit_Passip

Parameters for Weibull Distribution		
Paramètre	Symbole	Valeur estimée
Threshold	Theta	0
Scale	Sigma	684.8149
Shape	C	1.903239
Mean		607.6468
Std Dev		332.147

Goodness-of-Fit Tests for Weibull Distribution

Test	Statistique		DDL	p-Value	
Cramer-von Mises	W-Sq	14.75878		Pr > W-Sq	<0.010
Anderson-Darling	A-Sq	118.94935		Pr > A-Sq	<0.010
Chi-Square	Chi-Sq	7699.06156	26	Pr > Chi-Sq	<0.001

Fitted Gamma Distribution for AncSortieit_Passip

Parameters for Gamma Distribution		
Paramètre	Symbole	Valeur estimée
Threshold	Theta	0
Scale	Sigma	261.6631
Shape	Alpha	2.342455
Mean		612.934
Std Dev		400.4775

Goodness-of-Fit Tests for Gamma Distribution

Test	Statistique		DDL	p-Value	
Kolmogorov-Smirnov	D	0.11241		Pr > D	<0.001
Cramer-von Mises	W-Sq	28.88027		Pr > W-Sq	<0.001
Anderson-Darling	A-Sq	184.48772		Pr > A-Sq	<0.001
Chi-Square	Chi-Sq	9306.19897	26	Pr > Chi-Sq	<0.001

14. Table d'expérience de maintien en incapacité :

Antenneté(mois) Âge	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30	31	32	33	34	35	36	
20	10000	4324	2741	1571	1075	754	487	362	314	279	244	244	189	175	124	124	99	99	99	99	91	91	82	65	56	56	56	56	38	29	29	22	15	1	1	1	1	
21	10000	4398	2964	1944	1230	937	632	447	362	307	276	224	193	168	153	146	139	135	131	114	72	72	72	72	68	60	51	38	33	29	29	20	15	5	0	0	0	
22	10000	4850	3281	2153	1466	1020	652	434	344	262	211	157	134	116	99	96	83	61	58	52	49	49	49	46	37	33	30	17	14	14	14	14	5	5	5	5	4	
23	10000	5157	3598	2354	1630	1161	806	598	463	382	317	272	223	190	174	159	155	138	130	113	103	86	80	78	67	59	50	48	42	42	33	28	24	19	17	15	12	
24	10000	5431	3748	2439	1678	1164	816	568	474	394	324	295	254	231	197	184	152	143	134	117	96	86	84	65	65	59	59	59	55	51	45	45	36	34	32	30	24	13
25	10000	5491	3712	2446	1627	1165	763	546	451	384	335	298	266	230	206	179	164	149	131	118	100	92	81	72	66	59	51	48	43	37	35	30	26	24	16	16	13	
26	10000	5522	3802	2574	1776	1203	834	631	533	447	367	322	279	244	222	197	182	169	154	135	130	116	109	104	95	89	81	76	71	66	59	54	49	44	42	34	28	20
27	10000	5445	3738	2483	1685	1156	779	579	482	413	362	313	281	247	207	192	174	159	149	134	120	107	97	93	86	81	71	68	58	53	46	43	37	35	28	24	20	
28	10000	5436	3769	2483	1702	1215	839	616	507	441	378	328	287	246	222	205	186	172	159	150	137	125	120	107	101	91	88	84	67	62	55	51	47	35	34	34	28	20
29	10000	5350	3709	2468	1723	1230	844	633	530	442	390	338	294	268	240	226	204	184	172	150	134	123	111	105	100	88	81	73	64	59	57	55	44	41	34	32	27	20
30	10000	5358	3675	2494	1769	1250	911	714	605	525	454	402	352	330	290	267	244	227	217	204	193	170	147	134	129	121	108	94	81	68	57	54	50	49	40	36	31	26
31	10000	5451	3853	2710	1943	1417	1053	830	691	599	516	452	392	345	310	281	248	222	199	173	153	139	130	117	106	97	85	75	71	65	64	60	57	52	44	31	26	20
32	10000	5187	3604	2513	1787	1342	1003	769	657	573	507	445	407	373	333	310	278	260	246	225	204	182	161	152	143	132	120	108	97	92	87	83	73	62	56	48	41	31
33	10000	5254	3592	2555	1837	1409	1086	854	744	645	571	514	466	413	369	322	288	270	245	228	213	198	177	171	164	151	141	128	119	106	97	87	75	66	59	44	37	30
34	10000	4981	3437	2440	1830	1401	1073	874	751	671	585	518	465	417	385	360	334	314	299	276	254	229	212	193	175	160	145	138	123	105	96	89	77	65	62	51	43	33
35	10000	4992	3437	2461	1848	1437	1107	927	810	709	629	575	507	472	427	397	365	335	313	291	267	243	220	209	199	174	158	144	133	120	107	98	85	80	68	57	48	37
36	10000	4911	3433	2409	1850	1410	1107	912	791	711	644	571	509	460	422	385	351	320	297	276	249	227	205	190	172	155	140	127	110	102	94	87	78	69	54	40	34	26
37	10000	4877	3376	2470	1857	1449	1152	954	824	730	648	586	520	474	439	408	380	355	327	302	280	265	249	221	195	183	165	148	135	124	114	108	97	85	78	63	53	41
38	10000	4884	3345	2471	1910	1522	1249	1066	958	841	744	665	587	532	476	434	394	361	340	313	293	273	247	224	216	200	183	167	149	138	125	112	96	85	72	65	55	40
39	10000	4951	3512	2538	1936	1570	1304	1104	981	896	805	715	654	592	537	496	451	405	378	347	325	299	270	245	227	209	183	166	149	134	115	102	91	78	65	48	40	30
40	10000	4815	3375	2532	1944	1568	1277	1095	950	841	746	668	603	546	508	459	421	389	355	327	298	277	253	233	215	201	181	160	145	136	119	105	83	72	60	43	35	25
41	10000	4859	3436	2546	2020	1684	1389	1220	1094	974	871	797	724	658	591	546	506	477	443	412	381	353	327	310	293	264	239	214	195	184	163	146	120	107	96	80	67	50
42	10000	4900	3426	2499	1967	1596	1314	1124	1010	908	819	745	672	615	561	525	481	456	429	403	371	339	318	291	264	247	224	208	190	174	155	134	113	92	80	64	54	41
43	10000	4866	3492	2712	2109	1747	1443	1253	1130	1029	919	851	762	698	637	581	534	489	470	441	404	375	348	325	296	269	246	226	201	192	166	155	137	123	106	88	74	56
44	10000	5000	3569	2681	2155	1780	1509	1319	1185	1072	958	890	805	728	672	597	553	508	456	424	388	358	328	301	271	248	231	207	188	171	153	134	120	103	89	76	64	47
45	10000	4996	3597	2698	2155	1785	1495	1302	1182	1051	945	859	788	720	663	620	572	536	504	467	436	401	369	340	318	295	270	235	208	193	171	151	131	106	95	77	65	49
46	10000	4925	3597	2724	2156	1778	1473	1297	1176	1049	957	867	778	705	650	613	560	520	475	445	411	376	346	327	307	288	261	235	213	194	177	161	140	119	100	78	66	51
47	10000	5001	3614	2780	2240	1856	1566	1357	1214	1108	1008	912	830	748	682	626	580	532	500	463	434	399	369	336	311	288	260	234	210	191	168	155	135	117	99	79	67	52
48	10000	5104	3670	2804	2258	1902	1612	1420	1279	1153	1032	952	885	807	743	684	631	597	559	519	491	451	411	378	347	316	287	253	233	211	193	163	146	130	96	67	57	42
49	10000	5015	3633	2811	2284	1919	1670	1473	1314	1212	1100	1009	917	839	783	723	679	635	595	551	503	463	431	395	368	333	295	263	236	217	194	174	157	141	122	100	86	60
50	10000	5039	3686	2918	2381	2030	1742	1561	1394	1265	1147	1039	947	862	801	744	691	650	596	568	522	475	439	392	351	318	286	263	238	212	193	174	158	140	115	95	82	63
51	10000	5054	3724	2899	2367	1993	1703	1509	1366	1246	1158	1057	963	889	823	760	695	656	604	566	521	485	448	414	389	356	326	289	262	240	226	206	180	158	129	105	90	70
52	10000	5106	3781	2961	2402	2024	1707	1511	1381	1268	1168	1076	978	901	838	776	703	655	595	554	513	469	441	394	362	332	298	274	237	212	204	183	163	145	124	101	87	66
53	10000	5420	4005	3177	2605	2222	1930	1717	1550	1422	1300	1208	1120	1025	935	865	796	738	690	639	588	538	498	456	422	389	356	316	278	246	217	203	181	150	126	100	86	61
54	10000	5294	3998	3125	2582	2201	1904	1689	1532	1390	1280	1177	1077	992	924	831	761	705	658	611	562	521	467	437	405	365	331	300	262	238	211	190	173	152	129	101	86	61
55	10000	5332	3969	3163	2611	2214	1903	1710	1551	1430	1334	1219	1131	1040	959	869	800	741	690	633	582	535	496	455	424	383	343	304	265	242	215	193	164	143	118	95	81	56
56	10000	5780	4356	3455	2870	2472	2144	1935	1756	1625	1491	1381	1281	1179	1086	991	919	862	811	758	712	640	583	524	473	437	389	342	306	269	249	225	198	167	149	121	104	76
57	10000	5792	4403	3591	2993	2595	2268	2044	1884	1754	1620	1506	1392	1283	1186	1089	998	922	865	813	734	656	590	545	488	438	407	3										

16. Table d'expérience de passage en invalidité :

Ancienneté(mois) Âge	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30	31	32	33	34	35
20	2,56	1,04	1,92	0,36	1,24	0,90	0,89	0,18	0,18	0,87	0,87	0,88	1,04	1,04	0,51	0,35	0,88	0,36	0,91	0,91	1,08	1,27	0,92	0,93	1,30	1,11	1,28	0,73	1,28	1,47	0,38	0,93	0,89	0,72	0,35	0,58
21	2,56	1,04	1,92	0,36	1,24	0,90	0,89	0,18	0,18	0,87	0,87	0,88	1,04	1,04	0,51	0,35	0,88	0,36	0,91	0,91	1,08	1,27	0,92	0,93	1,30	1,11	1,28	0,73	1,28	1,47	0,38	0,93	0,89	0,72	0,35	0,22
22	2,56	1,04	1,92	0,36	1,24	0,90	0,89	0,18	0,18	0,87	0,87	0,88	1,04	1,04	0,51	0,35	0,88	0,36	0,91	0,91	1,08	1,27	0,92	0,93	1,30	1,11	1,28	0,73	1,28	1,47	0,38	0,93	0,89	0,72	0,35	4,24
23	2,56	1,04	1,92	0,36	1,24	0,90	0,89	0,18	0,18	0,87	0,87	0,88	1,04	1,04	0,51	0,35	0,88	0,36	0,91	0,91	1,08	1,27	0,92	0,93	1,30	1,11	1,28	0,73	1,28	1,47	0,38	0,93	0,89	0,72	0,35	9,50
24	2,56	1,04	1,92	0,36	1,24	0,90	0,89	0,18	0,18	0,87	0,87	0,88	1,04	1,04	0,51	0,35	0,88	0,36	0,91	0,91	1,08	1,27	0,92	0,93	1,30	1,11	1,28	0,73	1,28	1,47	0,38	0,93	0,89	0,72	0,35	17,26
25	2,56	1,04	1,92	0,36	1,24	0,90	0,89	0,18	0,18	0,87	0,87	0,88	1,04	1,04	0,51	0,35	0,88	0,36	0,91	0,91	1,08	1,27	0,92	0,93	1,30	1,11	1,28	0,73	1,28	1,47	0,38	0,93	0,89	0,72	0,35	10,22
26	2,56	1,04	1,92	0,36	1,24	0,90	0,89	0,18	0,18	0,87	0,87	0,88	1,04	1,04	0,51	0,35	0,88	0,36	0,91	0,91	1,08	1,27	0,92	0,93	1,30	1,11	1,28	0,73	1,28	1,47	0,38	0,93	0,89	0,72	0,35	23,72
27	2,56	1,04	1,92	0,36	1,24	0,90	0,89	0,18	0,18	0,87	0,87	0,88	1,04	1,04	0,51	0,35	0,88	0,36	0,91	0,91	1,08	1,27	0,92	0,93	1,30	1,11	1,28	0,73	1,28	1,47	0,38	0,93	0,89	0,72	0,35	16,30
28	2,56	1,04	1,92	0,36	1,24	0,90	0,89	0,18	0,18	0,87	0,87	0,88	1,04	1,04	0,51	0,35	0,88	0,36	0,91	0,91	1,08	1,27	0,92	0,93	1,30	1,11	1,28	0,73	1,28	1,47	0,38	0,93	0,89	0,72	0,35	22,96
29	2,56	1,04	1,92	0,36	1,24	0,90	0,89	0,18	0,18	0,87	0,87	0,88	1,04	1,04	0,51	0,35	0,88	0,36	0,91	0,91	1,08	1,27	0,92	0,93	1,30	1,11	1,28	0,73	1,28	1,47	0,38	0,93	0,89	0,72	0,35	21,75
30	2,56	1,04	1,92	0,36	1,24	0,90	0,89	0,18	0,18	0,87	0,87	0,88	1,04	1,04	0,51	0,35	0,88	0,36	0,91	0,91	1,08	1,27	0,92	0,93	1,30	1,11	1,28	0,73	1,28	1,47	0,38	0,93	0,89	0,72	0,35	26,73
31	-	5,93	1,61	1,34	1,33	4,04	1,34	-	-	-	2,68	5,88	-	-	1,43	2,89	1,46	1,48	2,98	1,50	1,50	-	1,47	1,45	-	1,11	1,28	0,73	1,28	1,47	0,38	0,93	0,89	0,72	0,35	25,57
32	3,31	-	1,59	2,53	3,72	-	1,23	1,22	-	1,23	-	-	-	2,52	3,81	1,30	2,56	-	-	1,30	2,61	2,64	2,76	-	4,32	2,93	2,91	4,48	-	2,94	3,01	3,03	3,05	4,49	42,03	
33	3,50	8,41	6,66	3,94	1,28	1,27	2,49	-	2,49	1,24	-	2,51	3,76	-	1,31	1,29	1,28	3,90	3,89	2,61	1,31	3,96	1,32	-	1,34	-	-	2,76	2,76	2,74	1,34	5,50	5,62	2,81	2,88	40,33
34	10,63	2,04	1,61	5,11	3,73	1,24	4,87	-	4,92	2,45	1,24	1,24	1,25	2,52	6,30	2,59	2,62	-	1,32	2,70	1,39	1,42	5,63	5,62	4,28	1,46	1,45	2,94	4,63	1,60	3,16	1,64	3,13	1,59	4,75	44,79
35	7,17	6,22	3,23	1,29	3,77	2,52	-	1,22	2,46	1,24	-	1,25	1,25	3,77	1,28	3,77	2,55	2,55	5,08	-	3,71	3,75	1,26	2,56	-	7,80	3,82	3,95	1,32	7,74	2,55	2,53	1,26	5,06	6,11	49,13
36	7,16	6,19	4,88	6,31	3,64	2,41	-	2,38	1,20	2,40	-	4,77	1,21	-	1,25	2,48	1,26	6,20	2,48	1,27	2,59	8,98	2,55	2,55	2,51	1,26	5,00	5,13	2,62	1,36	5,52	2,79	2,86	8,18	10,03	35,03
37	-	6,04	6,26	3,64	2,36	5,84	1,14	1,14	2,29	-	3,48	5,89	1,18	2,37	3,54	3,59	3,61	3,62	2,46	4,94	-	1,25	5,01	5,05	5,13	5,21	3,94	7,99	1,33	3,97	4,06	4,19	4,22	2,82	9,55	56,94
38	7,04	-	1,56	6,20	4,83	1,18	2,27	1,15	5,79	4,58	12,64	6,96	2,32	4,65	4,61	2,35	5,92	2,37	1,19	2,37	4,71	7,21	-	4,95	3,81	5,05	2,55	8,78	4,97	6,09	6,13	6,30	10,23	9,13	-	60,94
39	14,08	4,03	6,29	1,19	4,59	8,91	1,09	2,19	4,40	2,20	1,11	4,49	2,26	4,57	3,44	3,44	2,32	8,24	2,40	1,22	1,22	6,14	8,71	5,09	3,84	10,64	2,74	6,93	8,48	11,14	8,28	5,75	5,99	9,55	6,58	48,51
40	10,55	7,90	7,64	1,15	6,70	4,42	2,14	3,12	5,42	-	5,49	3,31	4,46	4,42	5,51	4,51	6,70	3,41	9,23	5,86	2,35	3,62	4,94	7,52	3,77	10,08	4,99	2,50	7,40	3,73	3,67	10,79	3,56	4,64	7,36	44,89
41	6,92	5,88	3,07	11,70	5,59	9,96	3,23	2,16	4,36	2,21	1,11	5,57	6,67	3,33	6,70	5,60	3,34	3,36	2,23	9,03	3,40	7,97	3,43	4,70	10,69	4,76	4,86	6,14	4,96	7,62	6,36	10,24	6,67	5,36	12,23	79,75
42	6,94	9,72	1,52	3,40	2,16	6,31	2,04	4,12	1,03	5,16	3,10	4,13	5,18	4,18	4,23	4,30	3,14	4,22	10,52	8,53	4,29	5,39	5,54	6,66	2,20	5,56	1,12	8,86	8,00	11,59	13,25	6,02	10,09	6,38	4,11	62,92
43	3,65	6,12	6,29	2,42	4,65	5,65	3,27	4,31	1,09	3,27	5,57	4,49	4,47	4,45	4,40	5,57	6,66	5,56	4,49	3,39	3,40	5,67	4,55	8,03	5,82	10,63	5,95	13,04	9,71	12,26	2,55	6,31	3,77	8,89	7,56	87,67
44	18,42	2,12	3,28	4,91	3,52	3,48	2,23	3,32	4,42	3,30	7,72	8,89	6,67	4,45	8,88	6,64	4,40	5,57	8,89	5,62	5,65	6,83	4,52	5,61	3,45	6,97	11,61	8,05	4,64	4,71	5,98	7,27	9,77	8,81	6,64	74,86
45	32,96	12,57	8,01	5,92	8,97	4,40	7,42	4,22	4,23	5,30	4,28	4,30	4,36	4,35	8,75	5,56	3,36	10,28	3,45	4,68	11,77	7,13	7,12	3,49	9,34	8,26	19,97	14,07	3,57	12,06	12,35	6,23	6,50	3,93	9,14	76,70
46	18,53	8,23	6,42	4,77	8,00	8,86	6,27	5,19	4,17	2,08	2,08	7,29	6,20	4,12	1,04	11,52	9,50	6,42	4,29	7,55	8,74	7,68	5,49	5,43	4,43	9,73	9,65	8,66	15,34	4,55	6,76	8,02	11,38	6,98	16,76	77,60
47	17,68	11,96	9,38	4,79	6,74	8,72	6,22	8,23	4,11	7,22	3,11	2,06	4,10	10,31	9,36	10,45	10,47	4,20	7,34	6,37	14,84	6,38	8,56	13,91	9,80	8,64	5,34	7,59	8,82	7,77	6,58	9,91	12,45	13,77	11,58	75,22
48	18,45	4,29	6,55	8,42	12,54	8,82	5,23	6,19	11,35	5,15	4,13	6,22	12,38	11,32	16,51	12,45	5,24	6,38	9,46	9,36	6,29	9,69	11,92	9,76	12,00	15,49	14,59	3,39	5,83	5,97	9,64	9,62	9,74	24,94	17,61	61,75
49	20,91	4,02	10,87	6,76	9,67	5,21	10,73	11,59	5,80	7,76	4,87	16,48	5,77	12,51	12,50	7,75	9,76	7,94	13,58	10,74	13,69	11,81	10,99	9,90	18,16	16,09	9,18	12,26	10,50	10,75	15,05	8,78	9,77	8,80	8,85	87,27
50	25,07	14,21	11,18	10,61	4,49	11,74	3,98	12,95	9,08	9,08	9,03	10,04	10,95	8,89	5,92	10,91	11,95	11,19	3,07	14,22	19,30	10,27	21,70	18,94	11,69	16,95	10,67	14,93	8,85	12,08	8,84	11,19	8,11	12,74	6,83	78,62
51	21,44	18,10	10,97	3,48	14,26	10,63	13,88	11,79	5,87	5,92	9,86	7,87	12,52	11,59	16,53	12,67	10,67	12,71	17,63	10,92	12,86	14,83	12,06	13,18	9,28	9,10	14,31	14,15	12,22	6,13	9,16	12,37	12,32	14,64	12,83	85,25
52	25,97	8,50	16,66	17,15	14,95	11,12	6,22	16,31	5,11	7,16	13,44	13,46	13,38	18,26	19,54	18,62	17,67	10,56	11,66	13,63	26,31	13,70	19,36	14,29	21,11	14,68	9,19	19,56	6,97	4,65	14,30	11,93	9,72	13,52	10,01	81,17
53	21,77	8,68	21,84	17,17	11,35	7,48	16,74	6,82	9,69	12,69	9,80	8,81	10,78	14,67	16,72	15,82	12,93	13,94	19,78	13,15	23,10	19,10	15,40	17,52	13,59	17,90	22,09	15,81	19,51	17,44	7,68	6,67	15,33	13,36	16,88	81,61
54	37,95	6,76	13,83	9,95	16,10	24,66	11,93	11,95	17,02	9,06	9,12	11,13	18,05	21,93	27,79	20,92	23,95	12,12	16,21	19,37	17,44	23,92	14,76	13,70	23,18	17,99	17,91	20,24	12,87	11,76	17,02	8,65	11,08	14,35	17,31	84,31
55	19,46	16,35	17,65	19,02	21,04	13,05	11,87	24,63	13,74	15																										

BIBLIOGRAPHIE :

CTIP : http://www.ctip.asso.fr/bib/res/pages/514C_0.pdf

Site : www.legifrance.gouv.f

Site : www.ressources-actuarielles.net

<http://www2.ift.ulaval.ca/~dupuis/Optimisation%20lineaire%20et%20applications/Methode%20du%20simplexe/Methode%20du%20simplexe.pdf>

Supports :

- Analyse Statistiques des données de survie de Catherine HILL, Catherine COM-NOUGUE, André KRAMAR, ...
- Modèle de Durée Application actuarielles de Frédéric PLANCHET et Pierre THEROND.
- Support de cours de M. Aurélien LATOUCHE