SAMMELSTELLE FÜR DIE STATISTIK DER UNFALLVERSICHERUNG UVG (SSUV)
SERVICE DE CENTRALISATION DES STATISTIQUES DE L'ASSURANCE-ACCIDENTS LAA (SSAA)
SERVIZIO CENTRALE DELLE STATISTICHE DELL'ASSICURAZIONE CONTRO GLI INFORTUNI LAINF (SSAINF)

Lucerne, août 2009

Risques d'accident et évolution des sinistres dans la branche du prêt de personnel

Une étude scientifique du SSAA menée à la demande de la CFST sur l'optimisation de la prévention des accidents chez les travailleurs temporaires

Rahel Studer

Stefan Scholz-Odermatt

Bruno Lanfranconi

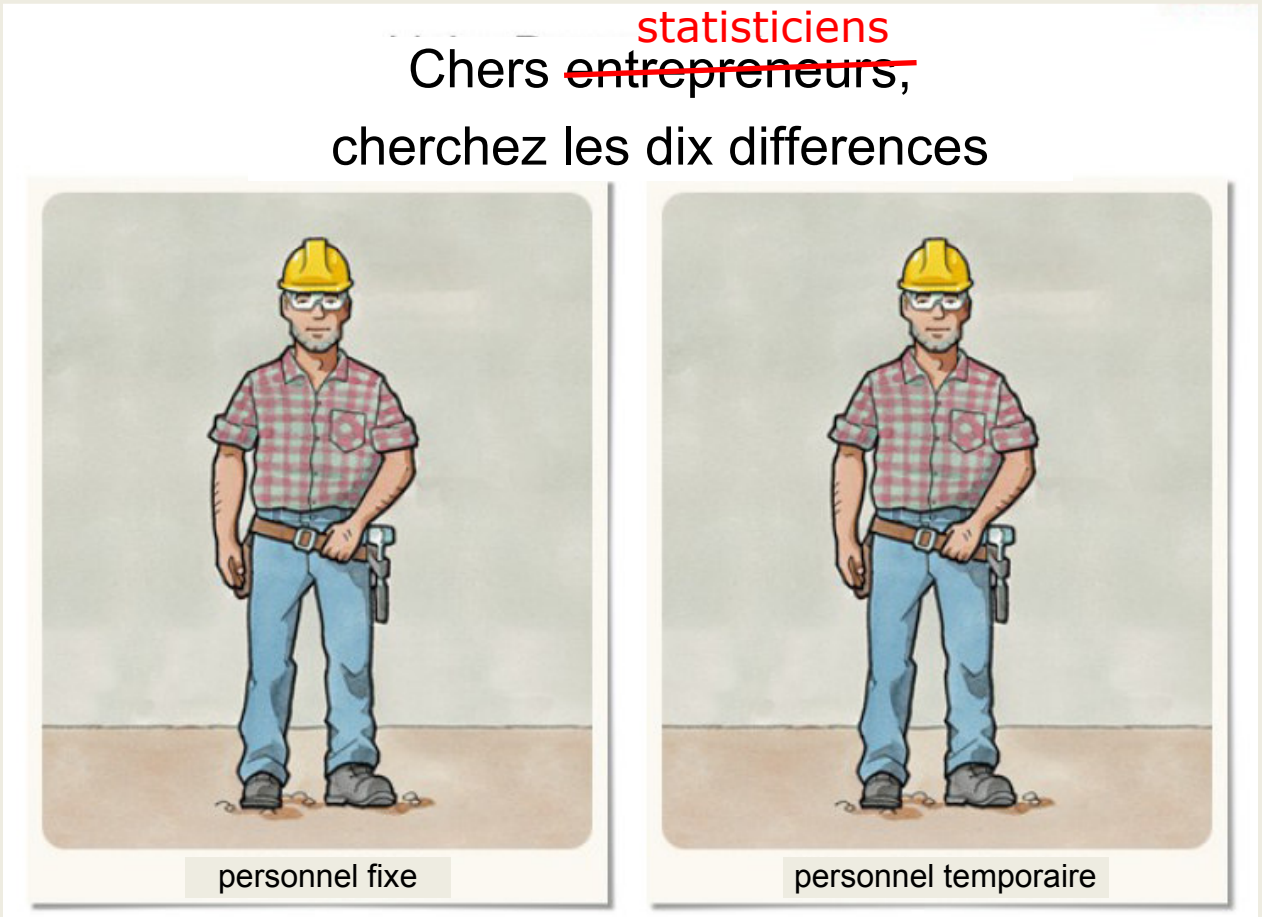


Table des matières

Introduction 4
Exposé du problème 5
Genèse du projet 9
Ire partie: composition des collectifs de victimes d'accidents 12
Âge 12
Statut professionnel 13
Nationalité 13
Immigrés 15
Etat civil 16
Lieu de domicile des victimes d'accidents et site de l'entreprise 16
Mois de recrutement 18
Mois de survenance de l'accident 19
Rapport entre accidents durant les loisirs et accidents professionnels 20
Conclusions de la Ire partie 22
IIe partie: analyse du risque d'accident inhérent aux travailleurs temporaires 23
Approche analytique 23
Exploitation des sources de données disponibles 24
Résultats: assertions quant aux principales hypothèses 26
a. Âge 26
b. Salaire 27
c. Nationalité 28
d. Durée d'engagement 29
e. Profession 32
Conclusions de la IIe partie 36
IIIe partie: analyse de l'évolution des sinistres chez les travailleurs temporaires 37
Correction des données 37
Analyse de la variance relative à la durée de l'incapacité de travail 38
a. Âge 41
b. Etat civil 42
c. Nationalité et lieu de domicile 43
d. Domaine d'activité 50
e. Partie du corps touchée et nature de la lésion 51
f. Classe de risque ou statut contractuel 53
g. Durée d'engagement jusqu'à l'accident 54
Discussion des résultats 55
Conclusions de la IIIe partie 61
Discussion finale 62
Le risque d'accident lié à l'inexpérience 62
Le risque d'absence lié à des facteurs biologiques et médicaux 62
Le risque d'absence lié à des facteurs psychosociaux 62
Hypothèses quant aux mécanismes liés aux facteurs psychosociaux 63

Conclusion générale 65
Recommandations 66
Amélioration de la base de données 66
Intérêt de l'étude pour la gestion des absences par les entreprises de prêt de personnel 67
Un défi pour les assureurs en matière de gestion des cas 68

Répertoire des abréviations

DIT Durée de l'incapacité de travail

AAP Assurance contre les accidents professionnels

CFST Commission fédérale de coordination pour la sécurité au travail

JI Jours d'indemnité

AANP Assurance contre les accidents non professionnels

ESPA Enquête suisse sur la population active

SSAA Service de centralisation des statistiques de l'assurance-accidents LAA

LAA Loi sur l'assurance-accidents

Introduction

Le prêt de personnel, ou location de services, est une tendance qui s'affirme depuis une dizaine d'années en Suisse comme dans de nombreux pays de l'OCDE [1]. En Suisse, par suite d'une conjoncture satisfaisante et d'une immigration massive en provenance de l'Union européenne, la proportion des travailleurs temporaires parmi l'ensemble des salariés a presque doublé ces cinq dernières années.

Les travailleurs temporaires sont assurés dans la classe de risque 70C de la Suva, qui leur est propre (prêt de personnel). En équivalent plein temps, la branche a employé en 2008 près de 75 000 personnes, dont plus de 50 000 à titre de personnel d'exploitation, environ 20 000 à titre de personnel administratif et plus de 1000 dans des ménages privés, l'hôtellerie-restauration et le personnel soignant, soit à peine deux pour cent de tous les salariés à plein temps soumis à la LAA. La présente enquête a été commanditée en raison du risque élevé d'accident que présente cette branche depuis quelques années.

Les causes du risque élevé d'accident et de la longueur inhabituelle du processus de guérison au sein de ce collectif ne reposaient jusqu'ici que sur des conjectures. On note certes une grande similitude entre les entreprises de travail temporaire et celles de la construction en ce qui concerne les circonstances des accidents, les activités et l'environnement. Mais faute de savoir combien de travailleurs temporaires sont effectivement employés dans telle ou telle branche, il n'était pas possible jusqu'à présent de se prononcer sur le risque réel inhérent à ce collectif.

C'est la raison pour laquelle la CFST a chargé le SSAA de mener une enquête statistique sur les accidents dans la branche du prêt de personnel [2].

---

[1] Rosinger, M. et Djurdjevic, D.: Le travail temporaire en Suisse: motifs et perspectives sur le marché de l'emploi. LaVie économique, 12, 2007.

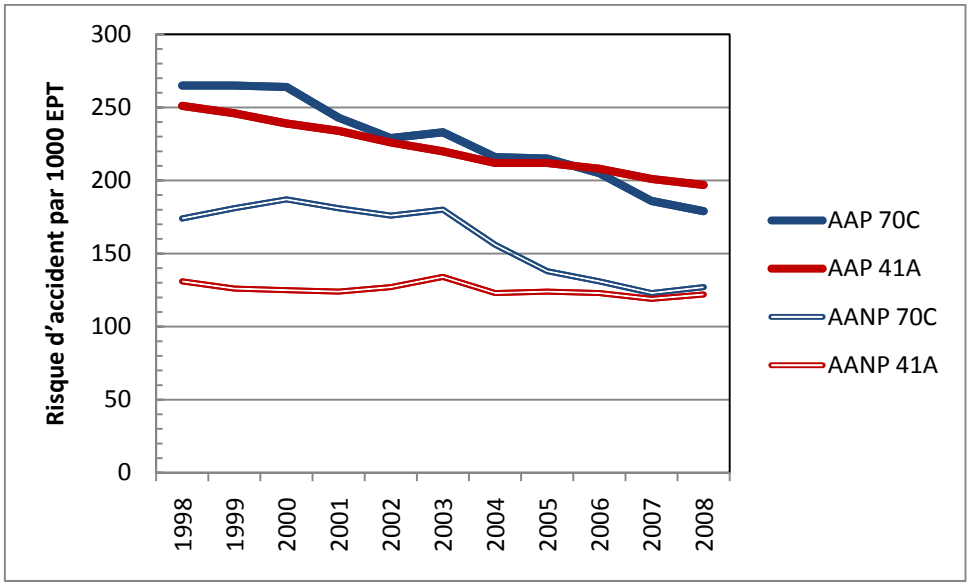
[2] Le prêt de personnel fait référence, dans cette étude, au personnel intérimaire ou temporaire, c'est-à-dire à des travailleurs «prêtés» à des entreprises par des agences de prêt de personnel. Ces termes sont souvent utilisés comme des synonymes bien qu'il s'agisse, en fait, de deux choses différentes.

Exposé du problème

Le risque d'accident dans les entreprises de prêt de personnel a plus ou moins constamment diminué au cours des dix dernières années. Dans l'ensemble, le risque d'accident professionnel inhérent à la branche du prêt de personnel se situe actuellement à un niveau légèrement inférieur à celui de la branche de la construction.

Les employés des entreprises de prêt de personnel et les risques auxquels ils sont exposés n'en forment pas moins un collectif à ce point hétérogène qu'ils sont répartis en sous-ensembles aussi bien en termes de tarification qu'au regard de la sécurité au travail. Les deux principaux sous-groupes sont constitués ici du personnel de bureau (tant celui de l'entreprise que le personnel intérimaire) et du personnel d'exploitation. Le personnel d'exploitation présente naturellement un risque d'accident nettement plus élevé. Autrefois, il s'agissait de la sous-classe exposée au risque d'accident le plus élevé de la Suva, toutes branches confondues. Aujourd'hui encore, le risque d'accident inhérent au personnel d'exploitation est supérieur à celui de la branche de la construction. Aussi ne saurait-on expliquer le risque élevé d'accident du personnel d'exploitation intérimaire par le simple fait que ces personnes exercent souvent leur activité dans la branche de la construction.

Comparaison du risque d'accident dans le prêt de personnel et dans la construction



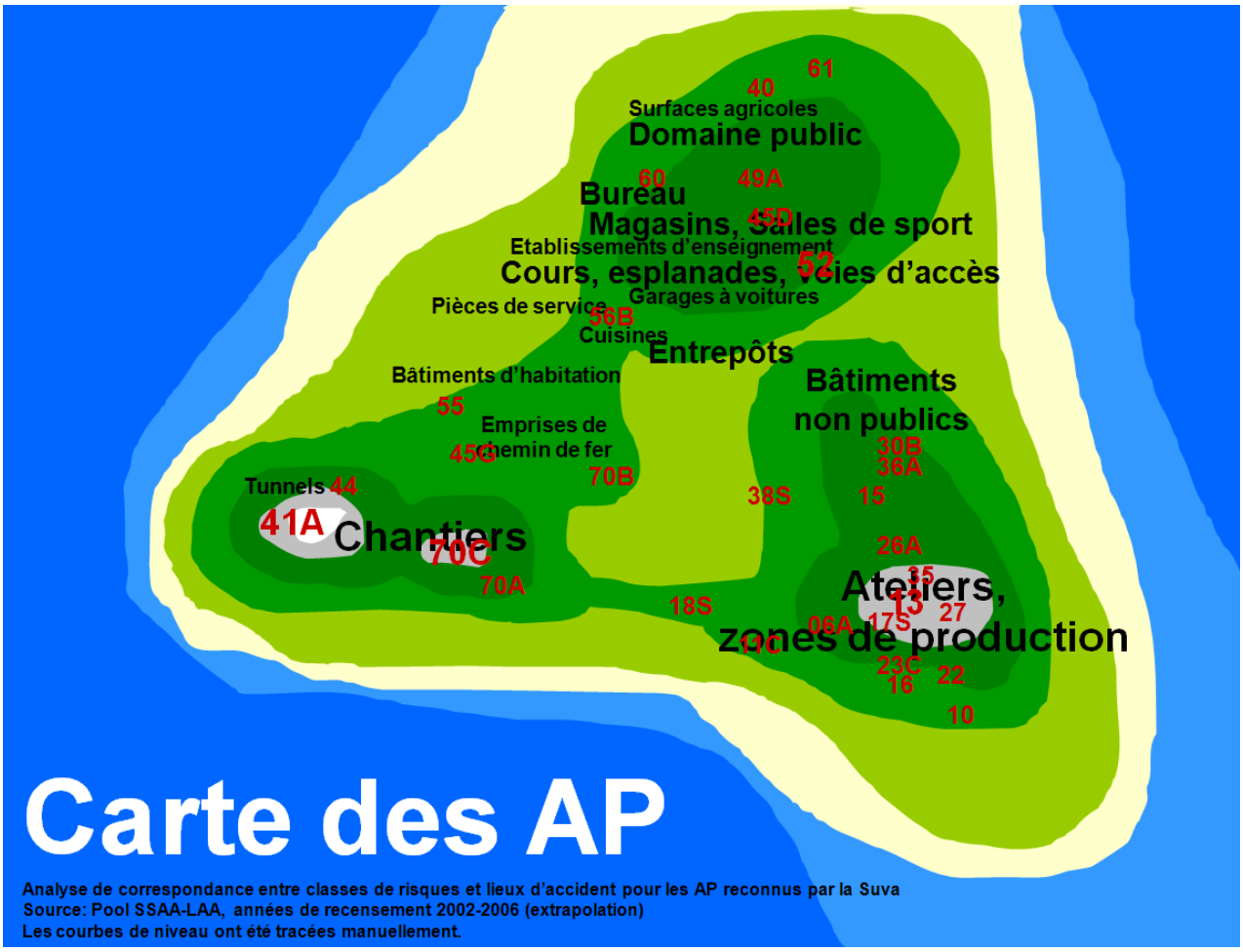
Graphique 1: Ces dernières années, le risque d'accident a diminué davantage dans la branche du prêt de personnel que dans celle de la construction. S'agissant du personnel d'exploitation temporaire, par contre, le risque d'accident est, en 2008, toujours supérieur d'environ 20 % à celui qui touche les travailleurs de secteur principal de la construction.

Par ailleurs, les statistiques concernant les circonstances et les causes des accidents observés font clairement ressortir que les activités de construction occupent une part substantielle de l'éventail des missions intérimaires. Selon l'analyse des circonstances des accidents touchant le personnel intérimaire, ceux-ci peuvent être répartis à raison de 77 % approximativement sur la branche du bâtiment, de 22 % sur celle de l'industrie et de 1 % sur les autres branches. Ces chiffres tiennent compte du fait que les accidents dans la branche de la construction ne se produisent pas tous, loin s'en faut, sur des chantiers.

On trouvera d'autres indications sur les branches concernées dans une étude de swissstaffing [3].

Une analyse factorielle des correspondances des causes et des lieux d'accidents (graphique 2) montre elle aussi que les accidents concernant du personnel temporaire sont typiques de la branche de la construction. Sur la carte virtuelle des accidents, la branche du prêt de personnel se situe à proximité de celle de la construction et du lieu «chantier», à peine décalée et tendant légèrement vers le lieu «atelier».

Analyse factorielle des correspondance des lieux d'accident et des classes de risque de la Suva



Graphique 2: Sur cette carte virtuelle, plus les classes de risque et les lieux d'accident sont proches, plus leur fréquence d'observation dans cette combinaison est élevée.

Si l'on limitait l'observation aux sous-groupes A de la classe 70C (prêt de personnel d'exploitation) et aux victimes de sexe masculin, les accidents dans la branche de la construction domineraient davantage encore.

Vu le degré de parenté élevé observé entre les accidents touchant les travailleurs de la construction et ceux concernant le personnel intérimaire, il apparaît évident de

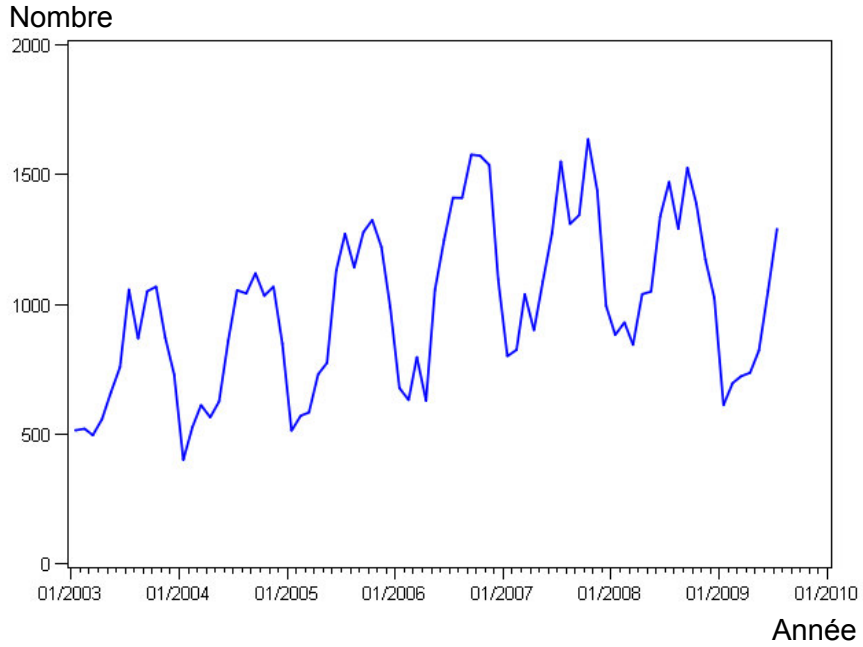
---

[3] *«Die Schweizer Unternehmen zwischen Globalisierung, Personenfreizügigkeit und demografischem Wandel»*, swissstaffing (éditeur), 2009

considérer la branche de la construction comme un collectif témoin de la branche du prêt de personnel.

Outre un risque d'accident accru, le prêt de personnel se distingue également par une forte fluctuation du nombre de salariés, fluctuation qui se retrouve dans le nombre d'accidents (graphique 3). Il s'agit d'une superposition de variations saisonnières et conjoncturelles.

Accidents professionnels enregistrés dans la classe de risque 70C

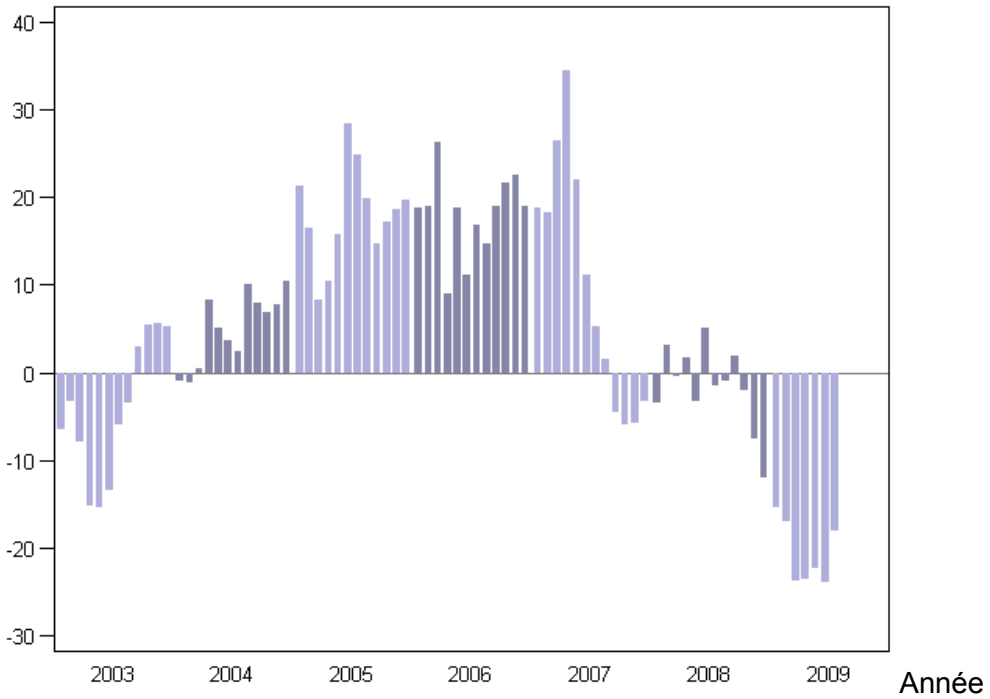


Graphique 3: Les accidents professionnels enregistrés dans la classe de risque 70C dénotent des fluctuations saisonnières, avec un pic en été qui est typiquement le double du plus bas observé en hiver.

Les fluctuations conjoncturelles se sont traduites dans le passé par un taux de croissance annuelle de plus de 15 % sur plusieurs années. Par contre, la branche affiche actuellement un recul d'environ 20 % du fait de la crise.

Taux de variation du nombre d'accidents professionnels enregistrés dans la classe de risque 70C

Taux de variation par rapport à la même période de l'année précédente en %



Graphique 4: Le taux de fluctuation trimestrielle des accidents enregistrés dans la classe de risque 70C est un indicateur conjoncturel précoce.

Genèse du projet

Clarification des besoins d'information

La réalisation de cette étude a été confiée à un groupe de travail dont la composition devait assurer la participation des principales parties prenantes. Cette condition a été respectée dans la mesure du possible en ce sens que les représentants des autorités de sécurité au travail (cantonales, fédérale et CFST), de la Suva, des employeurs (représentés par l'association swissstaffing) et des salariés (syndicats) y ont été associés.

À la faveur de plusieurs ateliers, ce groupe de travail a tout d'abord cherché à savoir pour quelles assertions il était souhaitable de recueillir des statistiques et à quelles fins, à savoir pour confirmer ou pour infirmer ces assertions. Une carte conceptuelle a servi à garantir que tous les champs thématiques importants soient couverts. C'est à dessein que certaines formules incisives ou frappantes y ont été admises. Toutes ces idées constituent les hypothèses abordées dans cette étude à l'aide d'outils statistiques. Il en est ressorti au total quelque 80 questions appelant des assertions statistiques.

Définition de paramètres

L'étape suivante consistait à déterminer en commun quels paramètres pourraient s'avérer utiles pour confirmer ou infirmer chacune de ces assertions. Les besoins d'information ont été ramenés du fait même à un niveau objectif, quantitatif. À ce stade, vu le caractère d'une statistique, le groupe de travail en était réduit à convertir les questions posées, suivant leurs causes («comment cela se fait-il? pour quelle raison? pourquoi?»), en grandeurs dénombrables (entraînant les questions «combien?, à quelle fréquence?, combien de temps?»). Ce faisant, il fallait absolument éviter des formules vagues du genre «travail pénible» ou bien leur substituer des définitions reposant sur des critères objectifs, comme « lever plus de 10 kg». Afin de ne pas trop restreindre la perspective aux indications déjà disponibles, les aspects pratiques tels que la faisabilité technique d'une enquête ou la disponibilité pratique des données ont été expressément écartés durant cette étape.

Aide à la décision: références (benchmarks)

L'utilisation de quantités ainsi définies implique de recourir à un étalon. Aussi la troisième étape des ateliers de travail a-t-elle consisté à définir une référence (benchmark) pour chaque paramètre. Il pouvait s'agir par exemple d'une valeur fixe ou d'un paramètre correspondant dans un autre collectif assuré.

Il fallait s'assurer, dans une quatrième étape, que ces benchmarks remplissaient la fonction essentielle d'une statistique, à savoir celle d'un instrument permettant de trancher entre divers moyens d'action. Chaque fois qu'il n'a pas été possible, durant cette quatrième étape, de formuler des mesures à prendre ou à ne pas prendre en fonction de la possibilité ou non d'atteindre les benchmarks, la finalité de l'analyse a été rétrogradée du statut de *need-to-know* à celui de *nice-to-know*.

Dans cet ordre d'idées, les éléments d'analyse ainsi obtenus ont été classés par ordre de priorité lors d'un nouvel atelier. C'est ainsi que le nombre de questions jugées importantes (c.-à-d. nécessitant une action) selon cette méthode s'est réduit aux 20 questions reproduites dans le tableau 1. La présente étude ne pourra pas fournir de réponses à tous ces points.

Evaluation de sources de données adéquates

Ensuite seulement le groupe de travail s'est attaché à savoir qui pourrait bien livrer les informations supplémentaires requises. Il a constaté que ces informations devraient être obtenues en partie auprès des assureurs et des agences intérimaires, certaines informations ne pouvant être données que par les salariés eux-mêmes et d'autres encore uniquement en interrogeant les victimes d'accidents. Pour des questions précises, enfin, l'Enquête suisse sur la population active (ESPA) entrait en ligne de compte.

Les questions et les sources d'information ont été groupées. Il est apparu que les questions essentielles pouvaient être réparties en deux groupes:

- les questions relatives aux risques d'accident et à leur fréquence ne trouvent de réponses qu'au travers de données personnelles émanant d'agences intérimaires et de collectifs témoins comparables. Les assertions portent sur la période **antérieure** à l'accident;

- les questions relatives à l'évolution des sinistres trouvent essentiellement leurs réponses dans les données administratives des assureurs-accidents (la Suva dans le cas précis des agences intérimaires). Les assertions portent sur la période **postérieure** à l'accident.

Il est apparu aussi que ces deux blocs de questions pouvaient être traités indépendamment l'un de l'autre. Les résultats résumés des deux blocs sont présentés séparément ci-après.

Tableau 1: Hypothèses et assertions qu'il s'agit, si possible, de confirmer ou d'infirmer statistiquement.

1.	Les travailleurs temporaires présentent, à activité identique et à conditions égales, un risque d'accident plus élevé que les salariés exerçant un emploi fixe (ou, par antithèse: le prêt de personnel n'est pas un cas particulier).
2.	Les travailleurs temporaires sont exposés à des risques accrus.
3.	Le risque d'accident est corrélé au salaire.
4.	Les travailleurs temporaires justifiant d'une formation professionnelle courent un risque d'accident professionnel moindre que ceux sans formation (lorsqu'ils accomplissent leur mission dans la branche de leur qualification).
5.	Les travailleurs temporaires sont souvent victimes d'un accident peu avant la fin de leur mission.
6.	Les travailleurs temporaires sont exposés à un risque supérieur à celui que courent les titulaires d'emplois fixes débutants.
7.	Les accidents se produisent surtout durant la toute première phase de la mission dans une entreprise.
8.	Les entreprises de prêt font état d'une fluctuation des effectifs plus importante que les entreprises locataires de services comparables. (priorité faible)
9.	L'examen de l'aptitude du personnel intérimaire manque de sérieux.
10.	Certaines entreprises locataires de services emploient en grand nombre du personnel intérimaire.
11.	Le risque d'accident est accru dans les agences intérimaires qui ne sont pas organisées en association faîtière.
12.	La classe de risque 70C de la Suva (prêt de personnel) est très hétérogène.
13.	À accident comparable, les travailleurs temporaires ont des absences plus longues que les titulaires d'emplois fixes.
14.	La durée d'absence est corrélée avec l'âge, le salaire et divers types d'accident.
15.	Chez les travailleurs temporaires, les connaissances linguistiques sont source de problèmes.
16.	Les agences temporaires et les entreprises qui emploient du personnel intérimaire sont insuffisamment informées de leur situation juridique au regard des art. 9 OLT et 10 OPA.
17.	Les entreprises de prêt tardent souvent à remettre à la Suva leurs déclarations d'accident, lesquelles sont par ailleurs fréquemment incomplètes ou mal remplies. Parfois, les agences intérimaires ne sont informées de l'accident qu'avec retard.
18.	Les accidents dont sont victimes les travailleurs temporaires ne font pas l'objet d'enquêtes systématiques. L'«enquête» se borne à la déclaration d'accident à la Suva.
19.	Le personnel intérimaire de langue étrangère est moins bien initié à sa tâche.
20.	Les travailleurs temporaires sont, d'une façon générale, moins bien initiés à leur tâche.

Ire partie: composition des collectifs de victimes d'accidents

Cette première partie compare sur un plan purement descriptif les compositions respectives des collectifs de victimes d'accidents dans la branche de la construction et dans celle du prêt de personnel. Il s'ensuit des indications à l'intention des organes de prévention sur le moment, le lieu et la langue propices pour interpeller de façon optimale, par des campagnes, les travailleurs temporaires exposés à des risques d'accident.

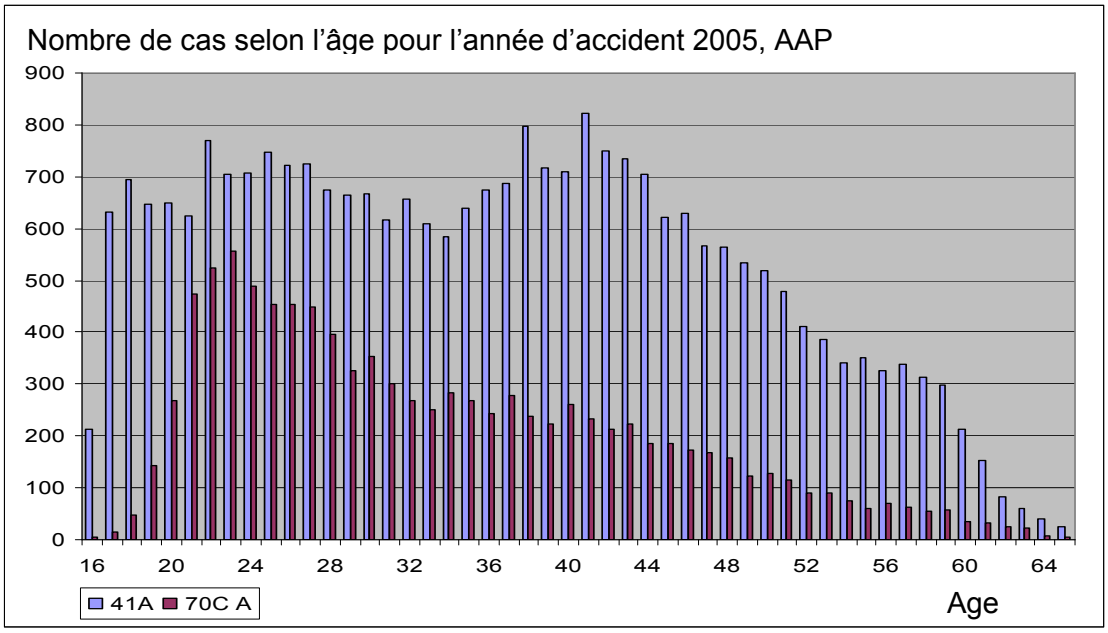
Âge

Les ouvriers de la construction victimes d'accidents reproduisent la pyramide à deux pointes que l'on observe dans l'ensemble de la population résidante en Suisse (graphique 5). La seconde pointe représentait en 2005 les personnes âgées de 41 ans, nées donc en 1964, année où fut introduite la pilule contraceptive dans ce pays et à partir de laquelle le nombre des naissances diminua rapidement.

Dans la classe de risque 70C A, l'âge moyen des victimes d'accidents est, dans les deux branches d'assurance, inférieur d'environ trois ans à ce qu'il est dans 41A. De plus, il n'émerge pas de seconde crête vraiment manifeste dans la classe 70C A.

Voilà un premier indice du fait que, parmi les travailleurs temporaires, il existe un nombre relativement important de personnes qui se sont installées récemment en Suisse.

Nombre de victimes d'accidents par classe d'âge dans les deux collectifs, AAP 2005

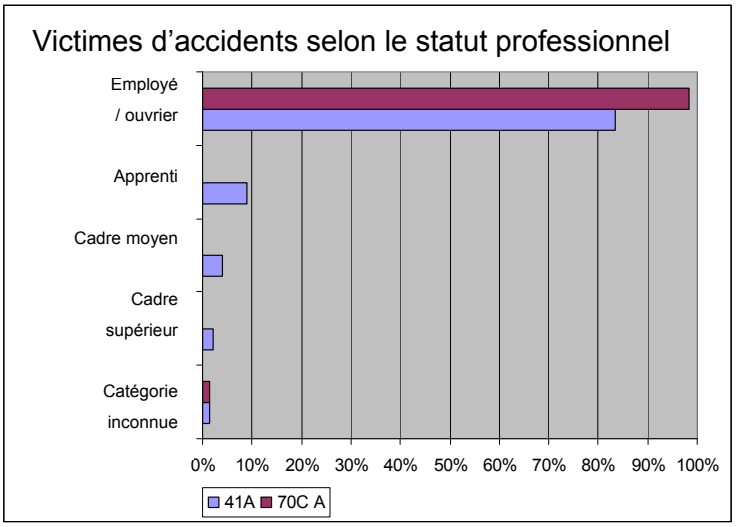


Graphique 5: La pyramide des âges des victimes d'accidents montre que celles-ci sont en moyenne nettement plus jeunes dans le prêt de personnel que dans la construction, mais aussi qu'on ne trouve pas de jeunes (en formation) parmi les intérimaires.

Statut professionnel

Contrairement à 41A, on ne trouve quasiment pas de jeunes en apprentissage dans 70C A, ni d'ailleurs de cadres moyens et supérieurs (graphique 6).

Nombre de victimes d'accidents par statut professionnel dans les deux collectifs, AAP 2005



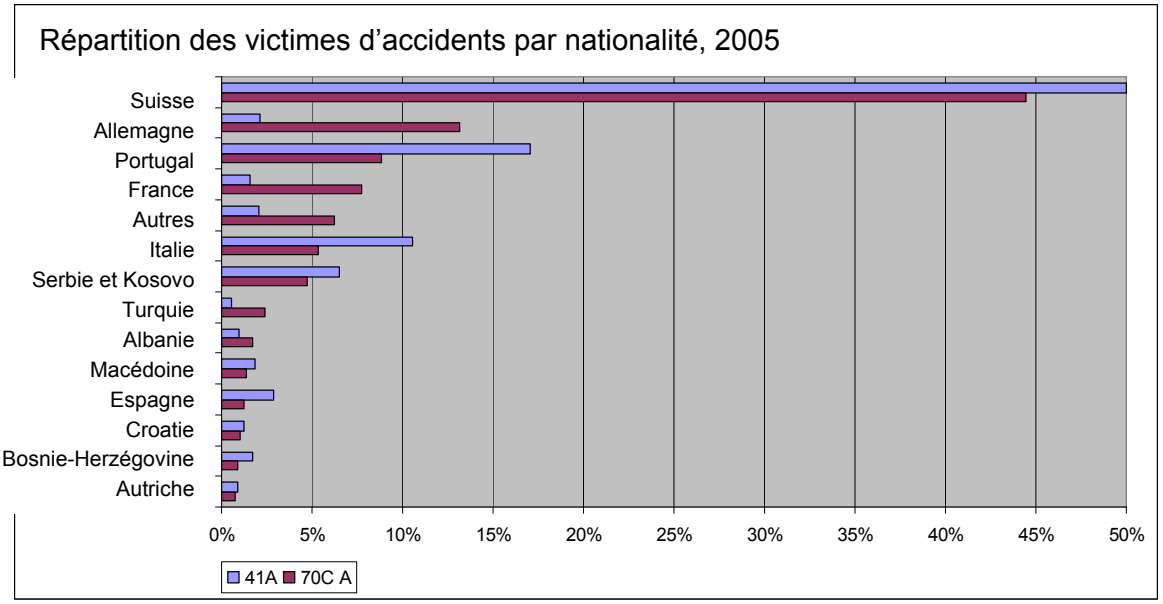
Graphique 6: Statut professionnel des victimes d'accidents professionnels en 2005

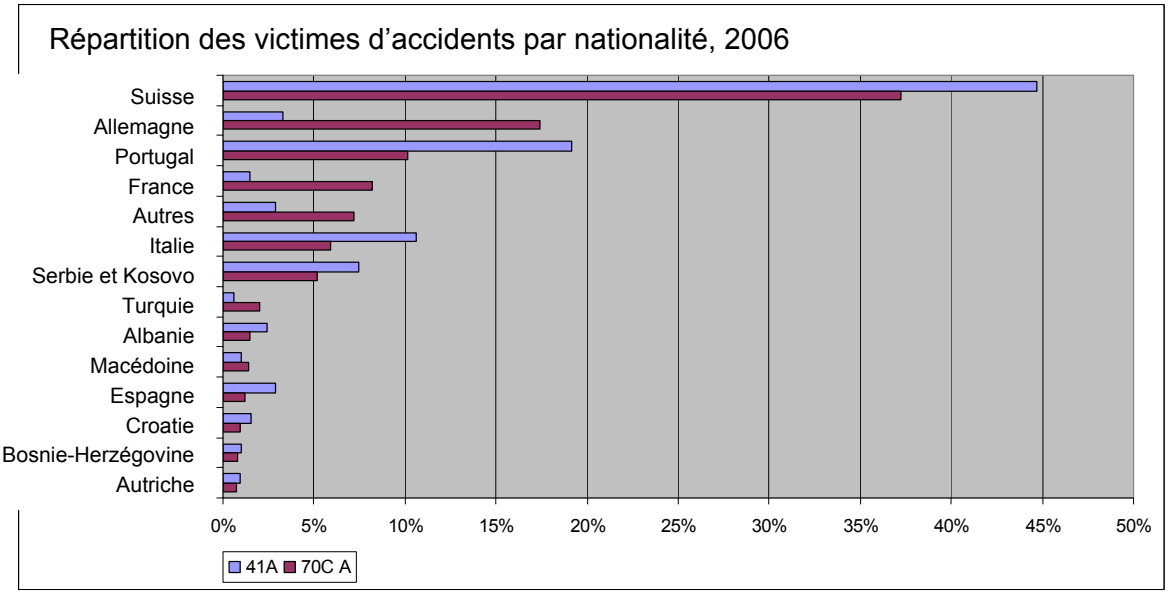
Nationalité

La caractéristique «nationalité» fait ressortir quatorze modalités, à savoir les treize nationalités présentant le plus grand nombre de cas et, quatorzième modalité, les victimes d'accidents de toutes les autres nationalités.

Le pourcentage d'étrangers parmi les victimes d'accidents est élevé dans les deux collectifs. Dans 41A, il est passé de 50,0 % en 2005 à 55,3 % en 2006, dans 70C A de 55,6 % à 62,8 %. La composition par nationalité des étrangers victimes d'accidents semble elle aussi montrer actuellement une évolution très dynamique. Le graphique 7 montre les treize nationalités les plus répandues ainsi que la rubrique collective des autres nationalités. Dans 70C A, le nombre des Suisses victimes d'accidents a reculé d'un peu plus de 8 % entre 2005 et 2006, tandis que ce nombre a augmenté de 45 % chez les Allemands, de 26 % chez les Portugais, de 21 % chez les Italiens, de 20 % chez les Serbes et les Kosovars, de 18 % chez les Macédoniens et de 16 % chez les Français. Les Allemands, les Français, les Turcs et les «Autres» victimes d'accidents sont proportionnellement plus représentés dans 70C A que dans 41A.

Nombre de victimes d'accidents par nationalité dans les deux collectifs, AAP 2005 et 2006





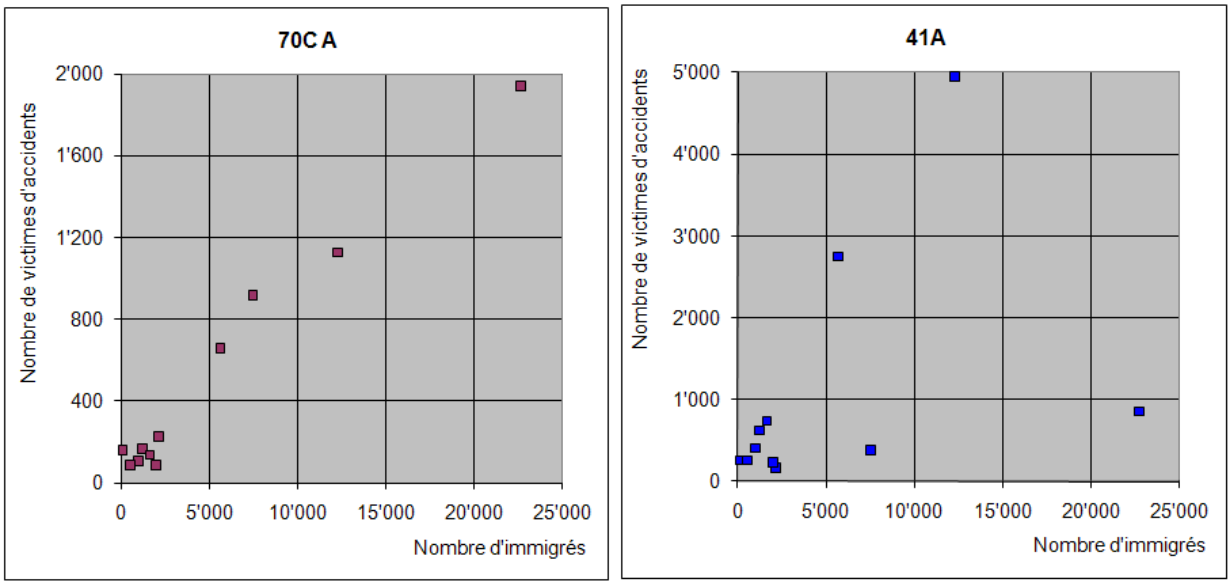
Graphique 7: La répartition des victimes d'accidents par nationalité en 2005 et 2006 révèle de nettes disparités parmi les entreprises de prêt, signe de rapides mutations, de rotations et de restructurations parmi les employés.

Par des campagnes visant les Suisses, les Allemands, les Portugais, les Français, les Italiens ainsi que les Serbes et les Kosovars, on aurait pu interpeller en 2006 environ 84 % des victimes d'accidents figurant dans la classe de risque 70C A.

Immigrés

La date d'arrivée en Suisse des étrangers victimes d'accidents résidant dans le pays est inconnue. Cependant, l'Enquête suisse sur la population active menée par l'Office fédéral de la statistique fournit des chiffres pour les immigrés des nationalités les plus représentées. On y dénombre onze nationalités, qui figurent dans les collectifs de victimes d'accidents. Comme le montre le graphique 8, il ressort de ces chiffres une deuxième indication significative, à savoir que l'on trouve parmi les travailleurs temporaires étrangers un grand nombre d'immigrés de fraîche date. Le nombre des victimes d'accidents dans 70C A est bien corrélé avec celui des immigrés des onze nationalités visées plus haut, mais pas avec le nombre total des personnes de même nationalité vivant en Suisse. Ce n'est pas le cas dans 41A. Une explication plausible à cela est que les nouveaux arrivants trouvent d'abord un emploi temporaire.

Nombre de victimes d'accidents et nombre d'immigrés par nationalité dans les deux collectifs



Graphique 8: Le nombre de victimes d'accidents professionnels et le nombre d'immigrés par nationalité dénotent une corrélation très forte dans le prêt de personnel. On n'observe rien de comparable dans la branche de la construction.

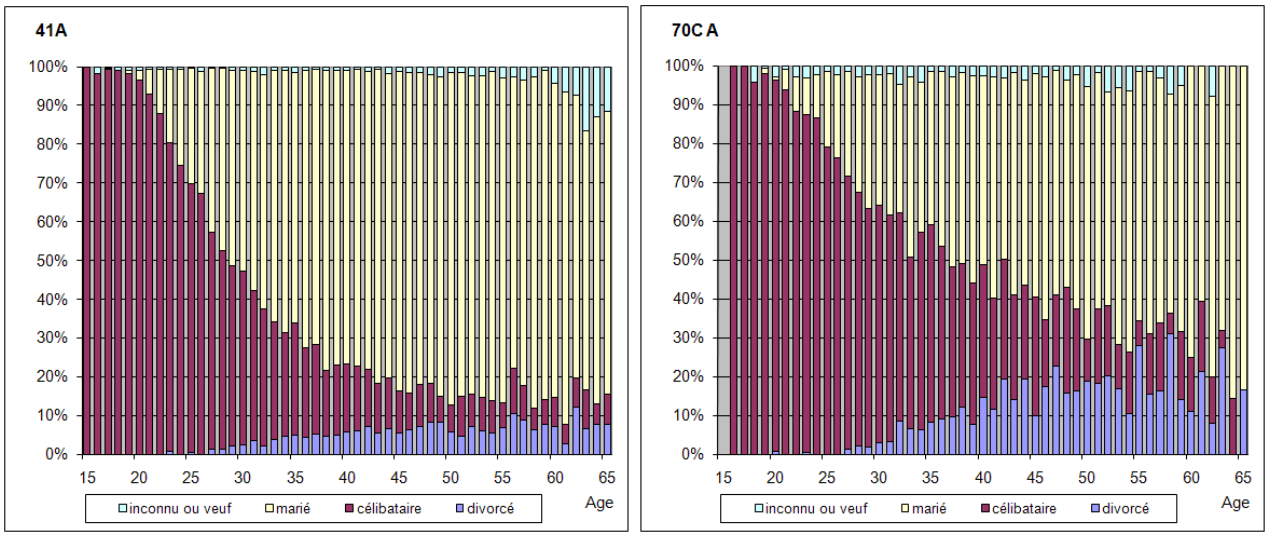
Parmi les nouveaux arrivants, les Allemands et les Portugais dominaient en 2005 et 2006. Ces deux nationalités font état également, pour ces deux années, de la durée d'emploi moyenne la plus courte jusqu'à l'accident.

Comme on le voit, les immigrés de fraîche date sont sans doute surreprésentés parmi les intérimaires étrangers victimes d'accidents. Il est toutefois impossible de vérifier si la durée de séjour en Suisse a une incidence sur celle de l'incapacité de travail car la durée de séjour ne figure dans aucune source de données disponible sur le plan individuel.

Etat civil

A l'aune de l'état civil, les intérimaires victimes d'accidents se distinguent nettement des ouvriers de la construction. C'est également le cas si l'on considère la valeur corrigée en fonction de l'âge (graphique 9). 50 % des ouvriers de la construction sont déjà mariés à 29 ans. A plus de 40 ans, un peu plus de 80 % le sont. Parmi les intérimaires, par contre, la moitié sont mariés à partir d'environ 40 ans, une grande partie d'entre eux restant célibataires. Le pourcentage de personnes divorcées est aussi nettement plus élevé dans 70C A. Quant à celui des personnes veuves, il est identique dans les deux classes.

Pourcentages respectifs des états civils selon l'âge des victimes d'accidents dans les deux collectifs, AAP 2005



Graphique 9: L'état civil des victimes d'accidents professionnels indique en 2005 pour les intérimaires un pourcentage de personnes mariées nettement inférieur à celui de la branche de la construction, un phénomène quasi constant dans tous les aspects de l'existance.

Lieu de domicile des victimes d'accidents et site de l'entreprise

La variable «lieu de domicile» révèle 31 modalités, à savoir les 26 cantons suisses et les quatre grands pays limitrophes (Allemagne, France, Italie et Autriche). La 31e modalité regroupe les victimes d'accidents domiciliées dans d'autres pays.

La variable «site de l'entreprise» est représentée par les 26 cantons suisses.

Dans 41A, seuls 6 % des victimes d'accidents ont leur domicile à l'étranger, alors qu'elles sont près de 15 % dans 70C A à avoir le statut de frontalier (tableau 2). Dans 70C A, les pourcentages de frontaliers allemands et autrichiens, notamment, sont supérieurs à ceux de 41A. À 80 % dans les deux collectifs, la part des frontaliers parmi les Français victimes d'accidents est particulièrement élevée.

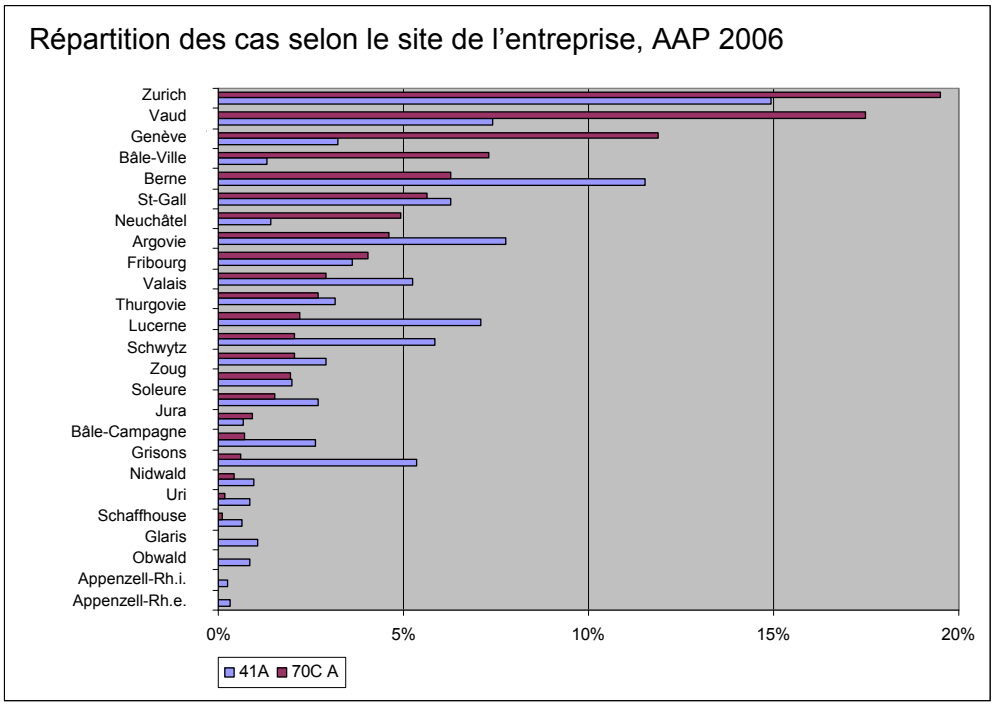
Tableau 2: Pourcentage de fontaliers victimes d'accidents par nationalité, AAP 2005

Frontaliers par nationalité

	Suisse	Allemagne	Portugal	France	Autres	Italie	Serbie et Kosovo	Turquie	Macédoine	Albanie	Espagne	Bosnie-Herzég	Croatie	Autriche	Total frontaliers
41A	1.0%	31.8%	0.5%	79.6%	1.6%	28.7%	0.1%	0.0%	0.0%	0.0%	0.1%	0.0%	0.0%	19.6%	5.8%
70C A	2.6%	38.7%	1.6%	80.4%	3.9%	23.3%	0.4%	0.4%	0.0%	0.6%	0.0%	1.1%	1.9%	59.5%	14.7%

Pour 78% des victimes d'accidents dans 41A, le canton de domicile est le même que le canton de travail. Dans 70C A, le site de l'entreprise de prêt et le canton de domicile ne sont identiques que pour 43 % des victimes. S'il est impossible de tirer de ces données des conclusions directes sur la distance entre le lieu de domicile et le lieu de travail puisque les intérimaires exercent leur activité dans les entreprises locataires de services, il est en revanche logique de penser que les intérimaires ont, pour se rendre à leur travail, des trajets moyens nettement plus longs que les ouvriers de la construction titulaires d'un emploi fixe. Les sites des entreprises dans lesquelles ils exercent leur mission ne sont pas connus. La répartition des victimes d'accidents dans 70C A par site d'entreprise révèle des concentrations régionales plus nettes que leur répartition par lieu de domicile. Aussi les intérimaires peuvent-ils être atteints au mieux par le biais de l'entreprise de prêt de personnel.

Répartition des accidents par canton de travail dans les deux collectifs, AAP 2006



Graphique 10: Répartition des victimes d'accidents par canton d'implantation de l'entreprise de prêt. Les agences se concentrent surtout dans les cantons de Zurich, Vaud, Genève et Bâle-Ville.

La répartition dans 70C A des victimes d'accidents par site d'entreprise se distingue de façon particulièrement manifeste de celle de 41A dans les cantons de Bâle-Ville, Genève, Neuchâtel et Vaud. Les trois plus grandes agences de la branche sont sises dans les cantons de Vaud (Adecco, avec 15 % des salariés), Genève (Manpower SA, env. 8 % des salariés) et Neuchâtel (Kelly Services SA, env. 5 % des salariés). Par des campagnes organisées dans les sept cantons de Zurich, Vaud, Genève, Bâle-Ville, Berne, St-Gall et Neuchâtel, on aurait pu, en 2006, interpeller près des trois quarts des victimes d'accidents de sexe masculin figurant dans 70C A.

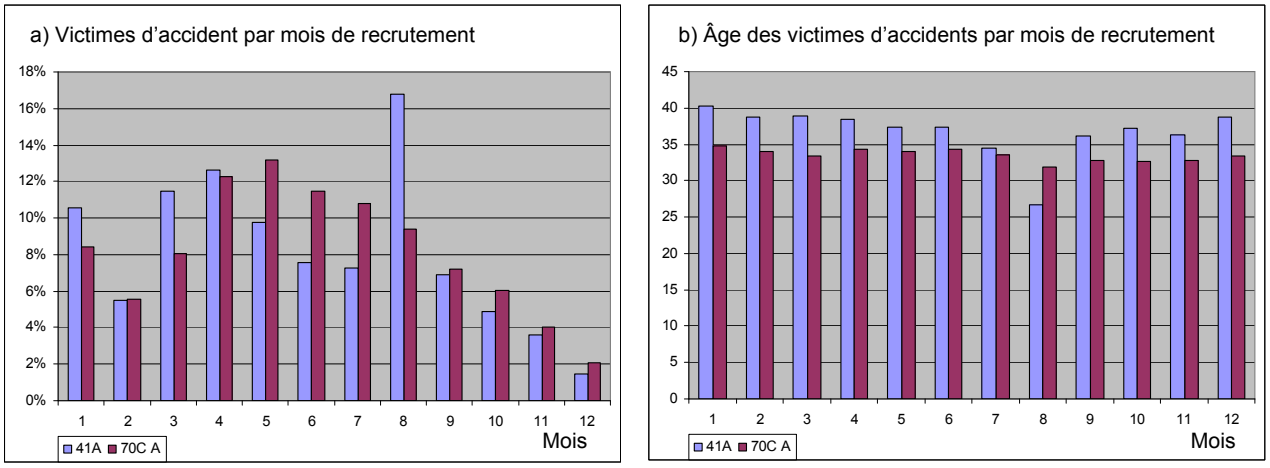
S'agissant des langues à employer, il faut noter que, parmi les six nationalités les plus fréquentes, qui, comme on l'a vu plus haut, représentaient ensemble en 2006 84 % des victimes d'accidents de sexe masculin dans 70C A, les Suisses se trouvaient le plus souvent (par ordre décroissant) dans les cantons de Zurich, Vaud et Genève, les Allemands dans les cantons de Zurich, Bâle-Ville et St-Gall, les Portugais dans les cantons de Vaud, Fribourg, Zurich et Genève, les Français dans les cantons

de Vaud, Genève et Bâle-Ville, les Italiens dans les cantons du Tessin, de Vaud, de Zurich et de Genève, les Serbes et les Kosovars dans les cantons de Zurich et de Vaud (il s'agit là uniquement de cas représentant plus de 10 % parmi les nationalités en question).

Mois de recrutement

La répartition des victimes d'accidents par mois de recrutement met en évidence des effets proprement saisonniers dans les deux branches. Dans 41 A, la plupart des recrutements de cadres supérieurs se situent en janvier, alors que les cadres moyens et les employés sont embauchés de préférence en mars et en avril. Les apprentis débutent surtout en août, mois qui, dans 41A, enregistre pour cette raison la plus grande part des embauches (graphique 11.a). Sur les recrutements d'août, 41 % concernent des apprentis. Ces apprentis sont jeunes (graphique 11.b), leur durée moyenne d'engagement jusqu'à l'accident est 4,5 fois plus courte que chez les employés et les ouvriers, mais les apprentis victimes d'accidents engendrent moins de jours d'indemnité. Près de 6 % des personnes de la classe 41A recrutées en janvier sont des cadres supérieurs, ce qui implique dans ce groupe une durée d'engagement proportionnellement plus longue jusqu'à l'accident.

Pourcentage et âge moyen des victimes d'accidents par mois de recrutement dans les deux collectifs



Graphique 11: Dans la répartition des victimes d'accidents par mois de recrutement (à gauche) et par âge moyen (à droite) dans l'AAP 2006, les apprentis engagés en juillet et août dans la branche de la construction cumulent également les écarts les plus importants.

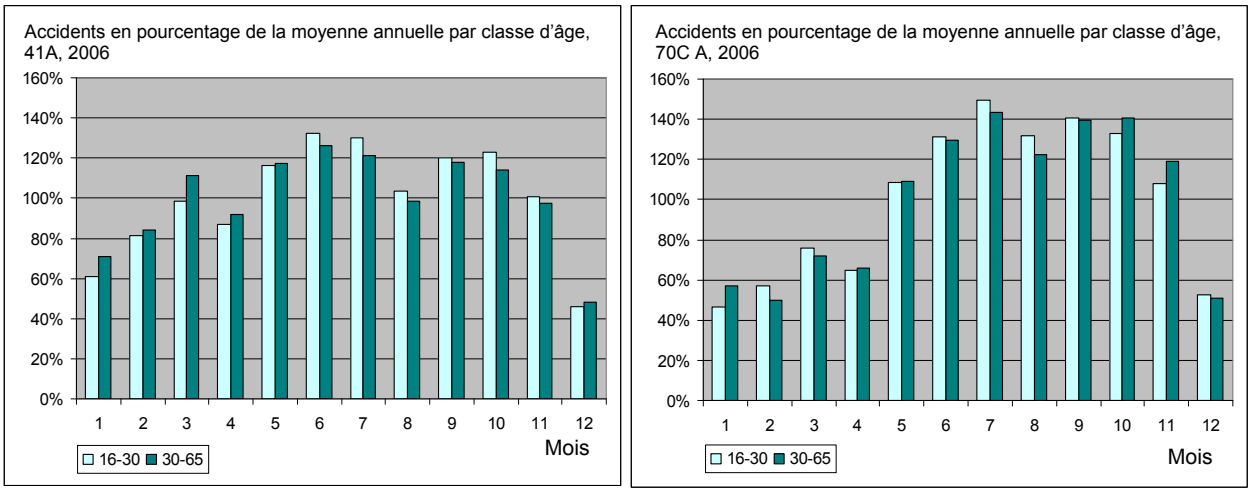
Comme il est déjà précisé plus haut, il n'existe pratiquement pas d'apprentis ni de cadres dans la classe 70C A. La plupart des recrutements s'étalent d'avril à août (graphique 11.a). Contrairement à 41A, les personnes engagées en août ne sont, en moyenne, guère plus jeunes que les celles recrutées les autres mois (graphique 11.b).

Au vu de ces chiffres, il est préférable de lancer des campagnes de prévention à l'intention de la classe 70C A au début de la saison de recrutement, en mars. Seule la classe 41A profite de campagnes spécialement axées sur les apprentis, lesquelles devraient avoir lieu en août.

Mois de survenance de l'accident

Comme les recrutements, les accidents présentent dans les deux collectifs une répartition proprement saisonnière sur l'année, étant précisé que l'effet saisonnier, avec un nombre plus élevé d'accidents de mai à novembre que de décembre à avril, est nettement plus prononcé dans 70C A que dans 41 A. Pour faciliter la comparaison, les échelles du graphique 12 sont standardisées sous formes de moyennes annuelles dans les deux branches.

Pourcentage des victimes d'accidents par mois de survenance et classe d'âge dans les deux collectifs



Graphique 12: La répartition des victimes d'accidents par mois de survenance dans l'AAP 2006 montre que le caractère saisonnier est plus marqué dans la branche du prêt de personnel que dans celle de la construction.

Dans la classe 70C A, le pourcentage de jeunes victimes d'accidents de juin à septembre est légèrement plus élevé que durant les autres périodes de l'année. Dans 41A, cet effet est visible jusqu'en novembre. Le risque excessif que constituent ces nouveaux venus sur le marché de l'emploi devrait être un thème de réflexion majeur dans les deux branches pendant les saisons en question.

Rapport entre accidents durant les loisirs et accidents professionnels

Les classes de risque 70C A et 41A font partie des rares branches qui enregistrent encore un nombre nettement plus élevé d'accidents professionnels que d'accidents non professionnels. Ces deux collectifs cumulent environ deux fois plus d'accidents professionnels que d'accidents survenus durant les loisirs.

Une mosaïque socio-démographique disparate des victimes d'accidents

Les victimes d'accidents professionnels et les victimes d'accidents durant les loisirs constituent deux groupes vraiment distincts d'une même population statistique d'assurés. Parmi les premières, on ne trouve quasiment pas d'employés de bureau, alors que ceux-ci représentent tout de même 2,3% (41A) et 3,0% (70C A) des victimes d'accidents survenus durant les loisirs. Parmi les victimes d'accidents professionnels, 33,7 % (41A) et 58,6 % (70C A) sont célibataires, contre 48,5 % (41A) et 72,6 % (70C A) pour les victimes d'accidents non professionnels. Le pourcentage des Suisses atteint 42,9 % (41A) et 43,5 % (70C A) pour les accidents professionnels, tandis qu'il saute à respectivement 61,6 % (41A) et 59,1 % (70C A) pour les accidents durant les loisirs. Les victimes d'accidents survenant durant les loisirs sont, dans les deux collectifs, plus jeunes d'environ trois ans en moyenne que les victimes d'accidents professionnels et présentent également une répartition différente des types de blessures.

Nationalités et comportements durant les loisirs

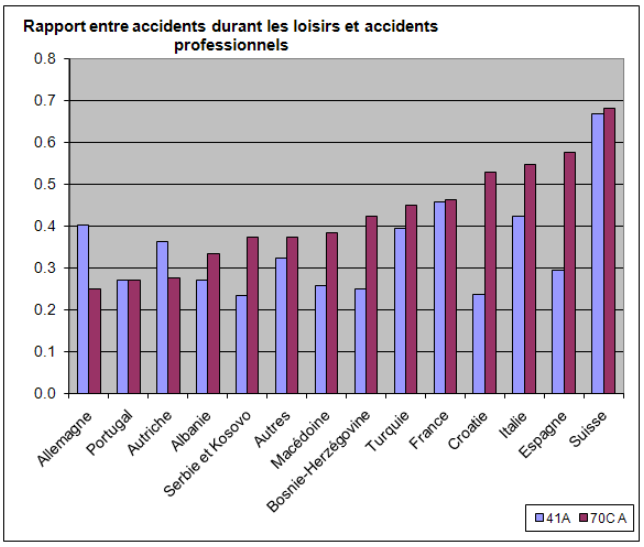
Si l'on ventile les chiffres en fonction de la nationalité, on relève dans le rapport entre accidents professionnels et non professionnels des écarts extrêmes qui montrent une corrélation non pas avec l'âge moyen des collectifs mais, de toute évidence, avec la nationalité ou, plus exactement, les comportements de loisirs associés à la nationalité. Le graphique 13 révèle que les Suisses, par rapport au nombre de leurs accidents professionnels, cumulent le plus d'accidents durant les loisirs dans les deux classes. L'autre extrême est illustrée par les Allemands, qui n'affichent qu'un accident survenu pendant les loisirs pour quatre accidents professionnels.

Lors d'une étude antérieure [4], il avait déjà été donné de constater que – par rapport à la fréquence des accidents –, le choix de la profession et le comportement des Italiens et des Italiennes durant les loisirs s'assimilait à ceux des Suisses au fur et à mesure de leur intégration dans ce pays. Les Italiens ayant grandi en Suisse avec l'allemand comme langue principale faisaient état chez les deux sexes, à la fois dans leurs accidents professionnels et leurs accidents durant les loisirs, d'une fréquence presque identique à celle des Suisses. La fréquence des accidents survenus durant les loisirs chez les Italiens italophones était en revanche la moitié de celle observée parmi les Suisses et les Italiens germanophones. Le rapport entre accidents non professionnels et accidents professionnels pourrait donc servir de paramètre pour mesurer le degré d'intégration en Suisse du collectif considéré. Quant à savoir si le phénomène observé chez les Italiens peut être généralisé aux autres nationalités, cela n'a pu être vérifié, faute de données chiffrées concernant celles-ci. Ce constat n'incite pas moins à interpréter avec prudence les résultats faisant référence à la nationalité.

---

[4] Andermatt, Peter: Facteurs d'influence. In: Statistique des accidents de la Suva 1998 – 2002, Suva Lucerne, 2004.

Rapport entre accidents non professionnels et accidents professionnels selon la nationalité dans les deux collectifs



Graphique 13: La forte variation du rapport entre accidents durant les loisirs et accidents professionnels est également l'indice de comportements de loisirs assez différents suivant la nationalité mais aussi selon le type de contrat de travail.

Les disparités majeures observées dans le rapport entre accidents de loisirs et accidents professionnels parmi les travailleurs temporaires et les travailleurs de la construction, par exemple chez les Croates et les Espagnols (graphique 13), indiquent qu'une même nationalité pourrait afficher dans les deux branches des comportements fort différents au regard des accidents. Le rapport entre accidents de loisirs et accidents professionnels montre également dans les deux branches de fortes disparités en fonction de la nationalité. Il est donc probable que les nationalités se distinguent nettement aussi, en général, dans leurs comportements durant les loisirs sous l'angle des accidents.

Conclusions de la Ire partie

Pour résumer, il apparaît que le collectif des travailleurs temporaires et celui des ouvriers de la construction titulaires d'un emploi fixe diffèrent sur un certain nombre de caractéristiques essentielles.

Les intérimaires victimes d'accidents sont en moyenne sensiblement plus jeunes que les ouvriers de la construction dans la même situation, on ne trouve parmi eux aucun apprenti et guère de cadres, ils présentent un pourcentage nettement plus élevé d'étrangers et probablement aussi d'immigrés récents; enfin, à âge comparable, ils sont plus souvent célibataires ou divorcés.

Les employeurs sont concentrés surtout dans une poignée de cantons. Les nationalités les plus représentées dans le prêt de personnel sont identifiables; mais par suite du renouvellement rapide des effectifs typique de cette branche, cela peut changer assez vite.

Les différences entre les collectifs de la construction et du prêt de personnel sont si frappantes qu'en dépit de fortes coïncidences sur certains aspects des activités exercées, il faut en tenir compte dans les analyses comparatives des risques d'accident et de la durée de l'incapacité de travail.

C'est la raison pour laquelle les analyses qui suivent requièrent une approche fondée sur une analyse de variance pour la plupart des questions qui se posent.

IIe partie: analyse du risque d'accident inhérent aux travailleurs temporaires

Approche analytique

Le risque d'accident R se définit comme le nombre moyen d'accidents X par unité de temps exposée T, soit l'équation

$$R = \frac{X}{T}$$

et apparaît d'ordinaire dans les statistiques LAA sous la désignation «accidents par 1000 employés à plein temps» (EPT). Sachant que cette indication porte habituellement sur une année, la formule correcte devrait être «accidents par année à 1000 employés à plein temps»; mais la plupart du temps, cette précision temporelle est admise tacitement [5].

Pour calculer le risque R inhérent à un collectif A, il faut donc connaître le nombre d'accidents correspondant et le nombre d'employés à plein temps (ou équivalents plein temps, heures exposées ou autre désignation similaire). Aussi les critères de ventilation (a_1,a_2,a_3,…) servant à définir le collectif A doivent-ils impérativement être disponibles pour les deux sources de données.

On pourrait alors, théoriquement, calculer le risque lié à chacune des combinaisons de critères de ventilation à partir des données disponibles. Or il existe une multitude de combinaisons possibles, qui excèderait de loin le nombre d'accidents. Suivant les circonstances, on n'observerait même aucun sinistre dans de nombreux collectifs partiels, la plupart de ceux-ci étant au demeurant beaucoup trop restreints pour formuler des assertions statistiques significatives.

Une méthode dite «analyse univariée» se borne à sonder les liens entre une caractéristique unique, par exemple la caractéristique de ventilation a_2, et le risque. Toutefois, l'analyse univariée n'est pas à même d'établir si la caractéristique a_2 a vraiment une incidence sur le risque. Il est possible qu'apparaisse (de manière aléatoire ou systématique) une modalité déterminée de a_2 cumulée à une modalité déterminée de a_3.

Pour le savoir, chacun des résultats univariés cherche à être confirmé, dans la présente étude, par une méthode multivariée appelée «méthode du maximum de vraisemblance» (*maximum likelihood method*). Cette méthode livre un modèle optimisé pour le risque, qui tient compte de toutes les caractéristiques à la fois.

Seules les caractéristiques qui reçoivent une contribution significative dans ces modèles multivariés peuvent être reconnues comme exerçant une influence réelle sur le risque d'accident.

---

[5] «Employé à plein temps» est une unité arithmétique qui sert à déterminer la taille d'une entreprise par le nombre de ses collaborateurs. Le nombre d'employés à plein temps est le quotient de la masse salariale par le salaire moyen et correspond donc à peu près à un équivalent plein temps.

Exploitation des sources de données disponibles

Les chiffres concernant les accidents sont tirés des banques de données du SSAA. Les indications sociodémographiques importantes relatives à chaque accident sont enregistrées chez les assureurs dans le cadre du traitement administratif des sinistres. La mise à disposition de ces données à des fins d'analyse statistique ne requiert aucun traitement particulier.

Paramètre tout aussi important, les chiffres concernant les employés à plein temps ne sont toutefois disponibles chez les assureurs-accidents que sous la forme agrégée d'une simple estimation reposant sur la masse salariale et la rémunération moyenne. D'où l'impossibilité, par exemple, de constituer la pyramide des âges des assurés d'une branche d'activité déterminée ni même, sur la seule base des données fournies par les assureurs, de calculer des risques d'accident en fonction de l'âge ou d'un autre caractère de différenciation.

Entrent donc en ligne de compte comme source possible les données dont disposent les entreprises elles-mêmes sur leur personnel. La présente étude se limite dans un premier temps aux données personnelles provenant d'un échantillon d'agences de travail temporaire. Pour pouvoir établir une véritable comparaison des risques avec la branche de la construction ou d'autres, il faudrait se procurer des données de même nature pour les collectifs témoins, ce qui dépasserait le cadre de l'étude pilote.

Le choix s'est porté sur un échantillon aléatoire d'entreprises de prêt de personnel, censées livrer les données requises. Comme l'échantillon devait être représentatif des personnes employées à titre temporaire, ces entreprises ont été pondérées en fonction du nombre de leurs salariés, ce qui relevait la probabilité pour les grandes et très grandes agences de figurer dans l'échantillon retenu pour l'étude pilote.

Dans l'échantillon de dix entreprises, on a retrouvé effectivement deux des entreprises de prêt de personnel les plus importantes, lesquelles ont accepté par la suite de collaborer à l'enquête. Il a fallu exclure de l'étude quelques-unes des agences les plus petites car celles-ci ne disposaient pas de données structurées sur leurs contrats de prêt, se contentant de liens de connaissance personnels avec leurs collaborateurs et de logiciels de bureau standard. Une autre agence a dû être retirée de l'échantillon par suite de mise en faillite ou, plus exactement, de rachat par une entreprise concurrente.

Des accords de protection des données ont été conclus avec les agences désireuses de s'associer à l'étude, après quoi la structure des données disponibles a été établie. À ce stade, il était essentiel que les caractéristiques retenues soient présentes dans les données de toutes les entreprises participantes.

Si les entreprises de prêt de personnel ont fait preuve d'une grande disponibilité, deux d'entre elles n'ont pas pu, par suite de difficultés techniques rencontrées par le concepteur du logiciel de comptabilité salariale, livrer un jeu de données appropriées dans le délai souhaitable. Il ne restait donc plus dans l'échantillon que deux grandes agences, qui heureusement représentent ensemble plus de 10 % de la branche. Les données reçues portaient au total sur 80 000 missions, soit plus de 20 millions d'heures de travail.

Les données provenant de toutes les sources ont été transférées sur un système codé unique auquel ont été ajoutées des caractéristiques auxiliaires adéquates, sachant qu'il s'agissait de former si possible des groupes suffisamment étoffés:

- Les données professionnelles disponibles sous forme de texte ont été converties en codes ISCO (*International Standard Code of Occupations*). Cette opération a été menée en plusieurs étapes commençant par une mise en parallèle

automatisée suivie de procédures manuelles. Il subsistait malgré tout une tranche de 10 % des employés impossible à catégoriser en termes d'activité professionnelle (par ex. «auxiliaire»).

- À titre de groupe principal de professions, seul le premier chiffre des codes ISCO a été retenu dans la présente étude.

- Un ensemble dit des «professions de la construction» a été défini comme variable d'analyse en regroupant certaines activités typiques de cette branche.

- L'occurrence de mentions additionnelles telles que «aide» dans la désignation de la profession a également été utilisée comme caractéristique de ventilation.

- Diverses classes d'âge on été retenues.

- La nationalité en tant que caractéristique de ventilation a été dichotomisée (Suisse/étranger) et indiquée en référence aux noms et codes de pays de l'ISO 3166.

- Des catégories de salaire appropriées ont été constituées; les chiffres correspondants n'étaient cependant disponibles, dans les données d'assurance, que pour les accidents donnant lieu au versement d'indemnités journalières.

Les entreprises locataires de services ne sont disponibles, dans toutes les agences de prêt de personnel, que sous forme de données-texte. Ces textes présentant des orthographes très hétérogènes, il n'était pas question d'effectuer un collationnement électronique avec d'autres bases de données. Le temps consacré à affecter manuellement les entreprises à telle ou telle branche aurait dépassé de loin le cadre de l'étude pilote. Souvent, ces entreprises ne figurent même pas dans les données relatives aux accidents; seul le lieu de l'accident est mentionné.

Une difficulté non négligeable dans le contexte des recodages de données-texte résidait dans le plurilinguisme de la Suisse.

Tandis que les données personnelles des agences de prêt de personnel font état des temps de travail en heures, les calculs de risque usuels recourent aux employés à plein temps comme unité de mesure de l'exposition. En l'espèce, la question était de savoir à combien d'heures de travail correspond un employé à plein temps. Le collationnement des chiffres d'EPT des deux agences participantes avec les heures de mission donnait un équivalent plein temps de 1750 heures de travail annuelles.

Selon cette approche horaire, les risques calculés pour les deux agences participantes sont, tous chiffres confondus, légèrement inférieurs aux risques d'accident de la branche de la construction et de celle du prêt de personnel. À la limite, cela fait même un peu trop «entreprise modèle».

Les professions sont diversement réparties dans les deux agences: chez l'une on trouve 10 % d'aides ou d'auxiliaires, ce qui est un pourcentage assez élevé, chez l'autre surtout des métiers manuels ou apparentés. Or il est possible que cette différence ne reflète que le degré de précision avec laquelle les entreprises de prêt de personnel recensent les professions. En admettant par exemple qu'une agence désigne systématiquement un auxiliaire par le terme d'«aide-menuisier» et que l'autre le nomme simplement «ouvrier», le tableau changerait du tout au tout si ces auxiliaires sans affectation précise étaient tous des manuels.

Résultats: assertions quant aux principales hypothèses

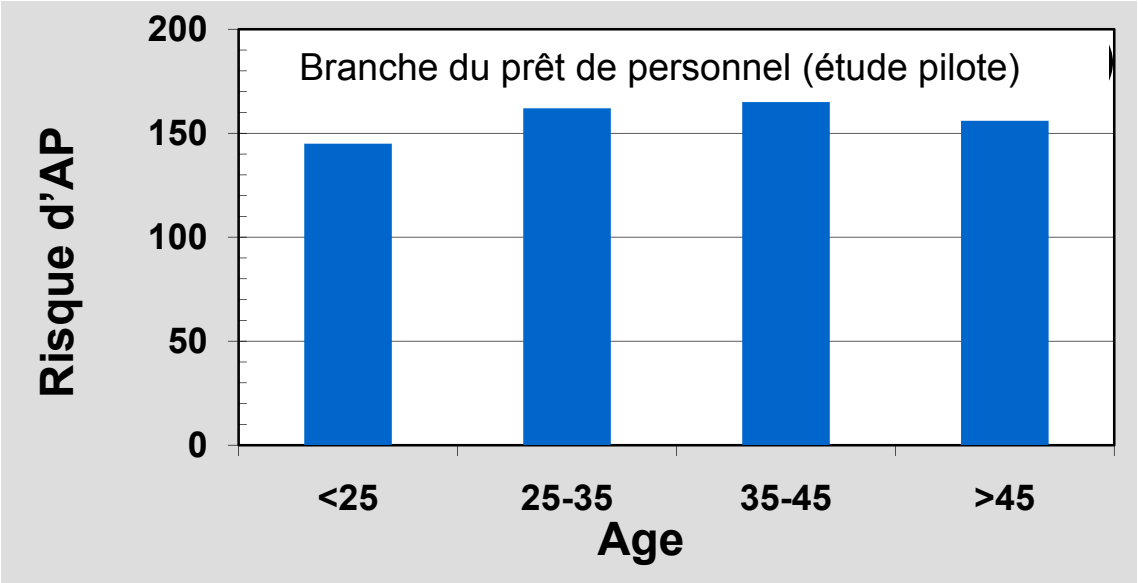
a. Âge

Il est d'usage d'assimiler les jeunes personnes à un risque d'accident accru et de considérer que, plus elles avancent en âge, plus elles adoptent un comportement prudent. Cette observation s'est vérifiée dans les deux contextes des accidents professionnels et des accidents non professionnels [6].

Les accidents qui se produisent dans la branche du prêt de personnel touchent en moyenne des personnes nettement plus jeunes que, par exemple, dans la branche de la construction (cf. graphique 5). Ce qui soulève la question suivante: le risque d'accident accru observé dans la branche du prêt de personnel tient-il uniquement au fait que les employés de cette branche ont un âge moyen assez bas?

Or, sans connaître la pyramide des âges de ces employés, il était impossible de chiffrer des risques en fonction de l'âge. Les analyses des données de l'ESPA [7] révèlent elles aussi un fort pourcentage de personnes jeunes dans la branche du prêt de personnel, mais elles ne peuvent servir à calculer des risques en raison d'une grille quantitative divergente. Les données issues de l'étude pilote comblent désormais cette lacune.

Risque d'accident professionnel inhérent à la branche du prêt de personnel selon la classe d'âge (uniquement parmi les agences associées à l'étude pilote)



Graphique 14: Il apparaît que le risque d'accident professionnels est indépendant de l'âge dans les agences qui ont participé à l'étude pilote.

[6] Statistique des accidents LAA, 1998-2002

[7] Rapport du SECO, décembre 2008

La répartition des tranches d'âge est identique dans les deux agences associées à l'étude pilote, et ce, tant pour les accidents que pour les heures de mission.

Une analyse (univariée) du risque d'accident par classe d'âge ne révèle aucune dépendance à l'âge (graphique 14). Même en croisant le salaire et la nationalité, on n'observe pas d'incidence de l'âge. Ce n'est qu'en restreignant le spectre à certains groupes de professions que semble se dessiner une telle influence. L'incidence de l'âge apparaît tout aussi négligeable dans les analyses multivariées. Bien que d'autres études menées dans d'autres branches aient constaté la plupart du temps une diminution du risque d'accident avec l'âge, la conclusion que voici s'impose:

Le risque d'accident inhérent aux employés d'entreprises de prêt de personnel est indépendant de l'âge.

Aussi est-il peu vraisemblable que le jeune âge moyen relevé chez ces employés par rapport à celui observé dans la branche de la construction explique le risque d'accident accru auquel est exposée la branche du prêt de personnel.

b. Salaire

S'agissant du lien entre le niveau de salaire et le risque d'accident, deux hypothèses contradictoires s'opposent. Les activités dangereuses sont-elles mieux rémunérées – pour compenser en quelque sorte les risques encourus par l'employé? Ou bien les activités mal payées sont-elles plus dangereuses – sous-entendant que l'employeur serait peu enclin à exposer ses éléments «les plus précieux», c'est-à-dire les mieux formés et payés, à des risques d'accident accrus?

L'analyse des risques d'accident par catégorie de salaire se heurte à un problème, qui est que les données concernant le salaire ne figurent que sur les déclarations d'accident donnant lieu à des indemnités journalières. Seul peut donc être calculé le risque d'accident entraînant plus de trois jours d'incapacité de gain.

Etant donné que les salaires indiqués par les agences associées à l'étude pilote dans les déclarations d'accident sont en moyenne supérieurs à ceux versés pour les missions, cela inciterait à conclure à un risque accru pour les travaux mieux rémunérés. Cependant, il est plus probable que les masses salariales publiées pour les besoins de l'étude n'incluaient pas toutes les composantes de salaires. En outre, la conversion des salaires annuels en salaires horaires dépend aussi de l'horaire de travail hebdomadaire à appliquer, ce qui peut expliquer également les écarts observés.

Un indice en ce sens est fourni par le fait que les masses salariales issues de l'étude pilote diffèrent quelque peu de celles qui sont déclarées à l'assurance-accidents.

Quoi qu'il en soit, l'analyse révèle ceci:

Le montant du salaire n'a pas d'incidence manifeste sur le risque d'accident.

c. Nationalité

Les nationalités des personnes occupées présentent une répartition à peu près identique dans les deux entreprises de prêt de personnel associées à l'étude pilote. Le personnel intérimaire est composé d'environ 40 % de ressortissants suisses et de 60 % d'étrangers. Les étrangers sont exposés à un risque d'accident supérieur d'environ 10 % à celui qu'encourent les Suisses.

Cela étant, ces assertions (univariées) à propos de l'influence de la nationalité sur la fréquence des accidents ne résistent pas à une analyse approfondie. Une évaluation des résultats recoupée avec d'autres facteurs ne permet pas de trancher: chez les Suisses, par exemple, le risque d'accident diminue à mesure qu'augmente le salaire, mais pas pour d'autres nationalités. Concernant l'interaction du risque et de l'âge, les Suisses et les étrangers révèlent un comportement similaire, sauf à plus de 45 ans, où d'autres nationalités présentent un risque accru par rapport aux Suisses du même âge. De surcroît, les tendances ne sont pas uniformes dans les deux agences de travail temporaire.

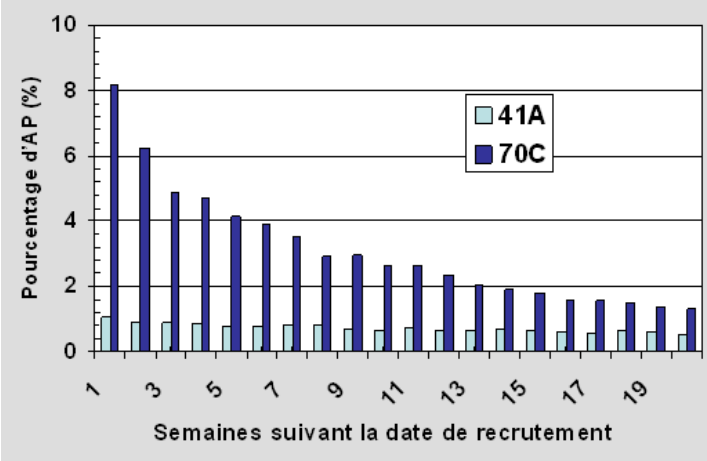
Un moyen particulièrement approprié pour expliquer les différences nationales consiste à panacher la caractéristique «nationalité» avec d'autres facteurs tels que des branches d'activité différentes. Une analyse multivariée prenant ces deux facteurs en considération montre clairement que la nationalité ne joue quasiment aucun rôle dans le risque d'accident.

L'appartenance à une nationalité déterminée ne peut pas être invoquée comme un facteur aggravant au regard du risque d'accident professionnel.

d. Durée d'engagement

On observe dans toutes les branches un nombre d'accidents assez élevé parmi les employés recrutés de fraîche date. Ce phénomène est particulièrement marqué dans la branche du prêt de personnel (graphique 15).

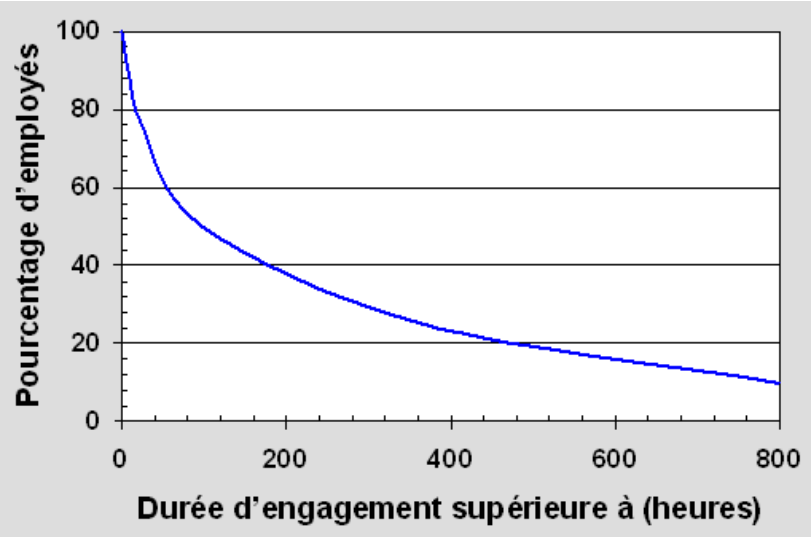
Pourcentage d'accidents professionnels en fonction de la durée d'engagement précédant l'accident



Graphique 15: Le pourcentage d'accidents professionnels diminue à chaque semaine suivant la date de recrutement, phénomène extrêmement marqué dans la branche du prêt de personnel.

Mais comme on ignorait jusqu'ici combien le collectif assuré comptait de personnes et quelle était leur ancienneté dans l'entreprise, il était impossible d'analyser directement la dépendance entre durée d'engagement et risque d'accident. Les données issues de l'étude pilote le permettent pour la première fois.

Répartition des employés en fonction de la durée d'engagement (uniquement dans les agences associées à l'étude pilote)

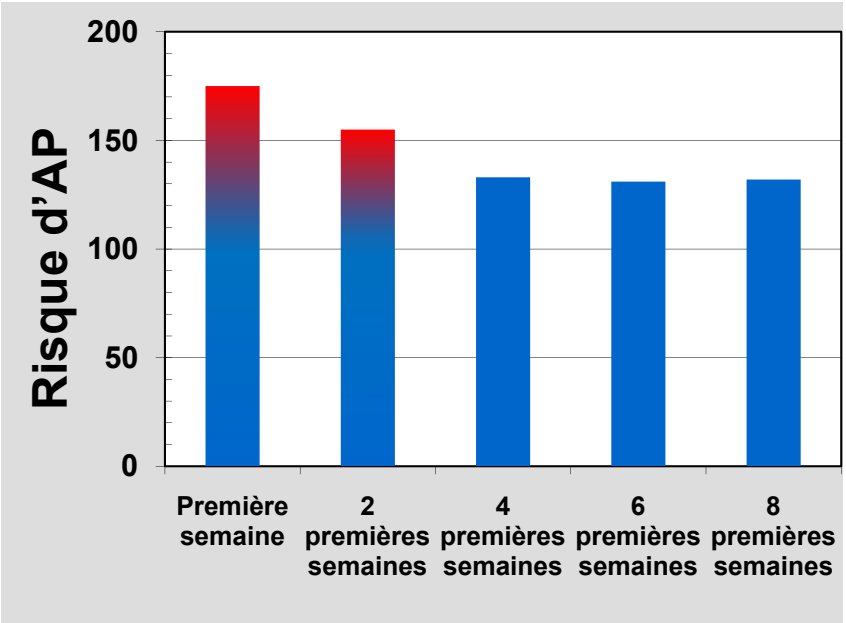


Graphique 16: Le pourcentage des missions intérimaires de longue durée est faible. Toutefois, la durée moyenne des missions est fortement majorée par des missions relativement peu nombreuses mais s'étalant sur une période prolongée.

Il s'avère que, la première semaine, le risque d'accident est supérieur d'environ un tiers à sa moyenne à plus long terme (graphique 17). C'est là un constat important dans la mesure où la durée moyenne d'engagement dans la branche du prêt de personnel est plutôt courte. La médiane horaire de risque se situe dans l'étude pilote à 97 heures, soit environ 2,5 semaines de travail. La durée moyenne d'une mission est d'approximativement 250 heures dans l'étude, soit sept semaines de travail. Cette durée de mission est certes légèrement en deçà de celle observée par d'autres enquêtes [8], mais il est un fait que les premières semaines, dont il est établi qu'elles sont plus risquées, sont en tout cas très fréquentes dans la branche du prêt de personnel.

Le risque d'accident accru qui pèse sur la première semaine d'une mission peut donc expliquer de 3 à 5 % des accidents professionnels dans la branche du prêt de personnel.

Risque d'accident professionnel dans la branche du prêt de personnel en fonction de la durée d'engagement (chez les participants à l'étude pilote)



Graphique 17: Le risque d'accident professionnel encouru durant la première semaine d'une mission est supérieur d'environ un tiers à sa moyenne à plus long terme.

Dans d'autres branches, la durée moyenne d'engagement est de plusieurs années, de sorte que si l'effet d'insécurité qui pèse sur la première semaine reste observable, il est toutefois quasiment négligeable, dans l'ensemble, au regard de la fréquence des accidents.

Ces observations vont dans le même sens que les résultats obtenus indirectement [9] par comparaison entre les risques AAP et AANP en fonction de la durée d'engagement. L'aggravation du risque durant la période d'initiation observée par ce biais était encore plus sensible et s'étendait sur une période plus longue.

---

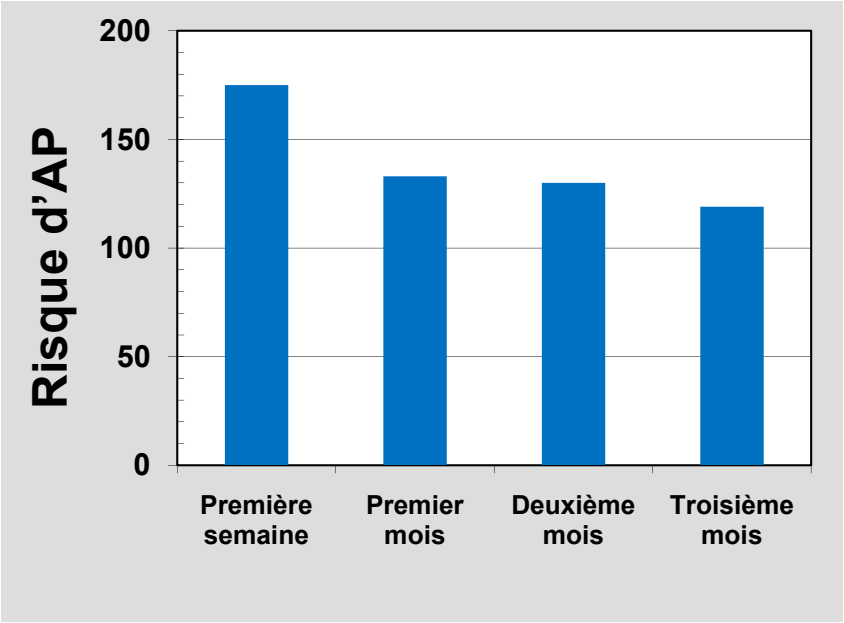
[8] Fact-sheet «Travail temporaire en Suisse», swissstaffing (éditeur), 2007

[9] Rapport quinquennal LAA 1993-1997, p. 77

Sachant que les missions intérimaires s'étalent fréquemment sur plus de trois mois, on pourrait en conclure que les parties en cause ont intérêt à profiter des indemnités journalières de l'assurance-accidents au terme d'une mission de travail. On peut réfuter sans hésitation une telle allégation, du moins en ce qui concerne les entreprises de prêt associées à l'étude pilote (graphique 18).

Le risque d'accident encouru durant le troisième mois est plus faible que celui qui pèse sur les deux premiers mois d'une mission.

Risque d'accident professionnel dans la branche du prêt de personnel en fonction de la durée d'engagement (chez les participants à l'étude pilote)

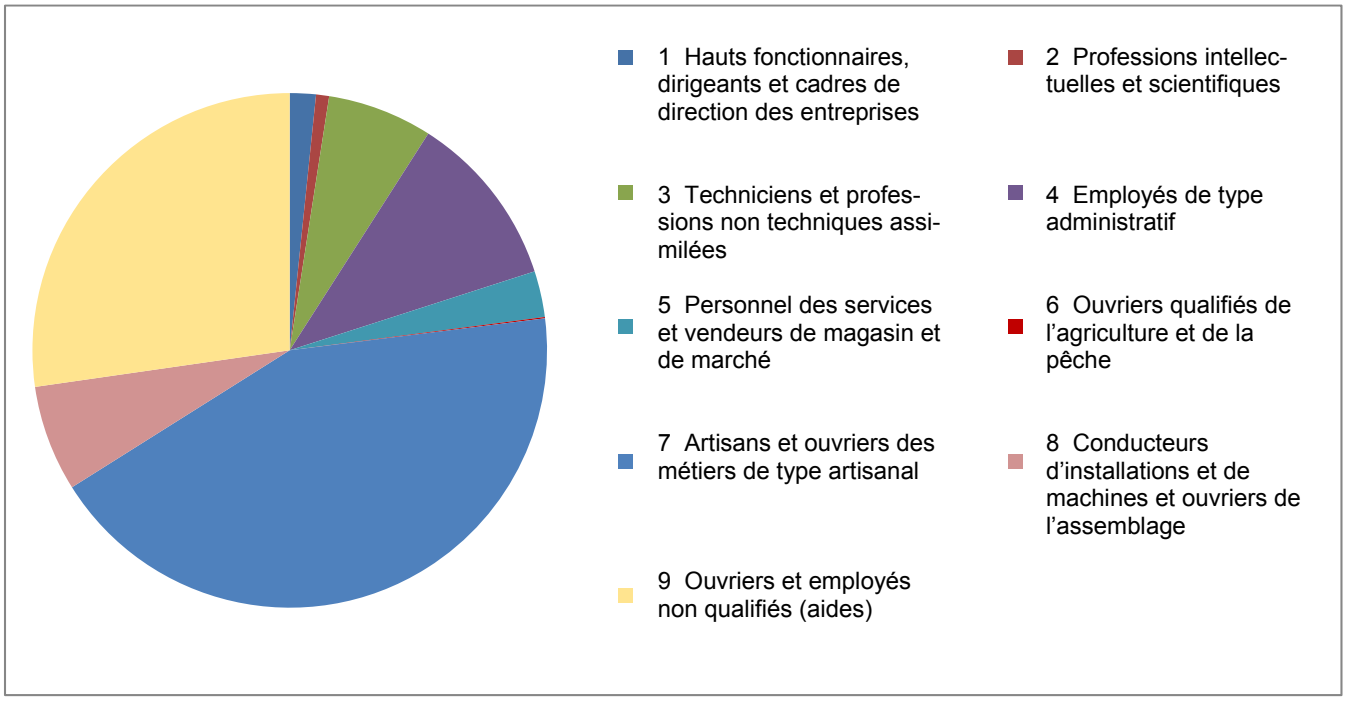


Graphique 18: Le risque d'accident professionnel encouru le troisième mois est inférieur à celui qui pèse sur les mois précédents.

e. Profession

La ventilation des missions par catégorie professionnelle montre que la plupart d'entre elles sont accomplies par des artisans et des travailleurs non qualifiés (graphique 19). En mettant en parallèle les heures de travail de ces employés et les chiffres d'accident survenus durant la même période dans la catégorie professionnelle dont ils font partie, il est possible de calculer le risque spécifique aux professions en question.

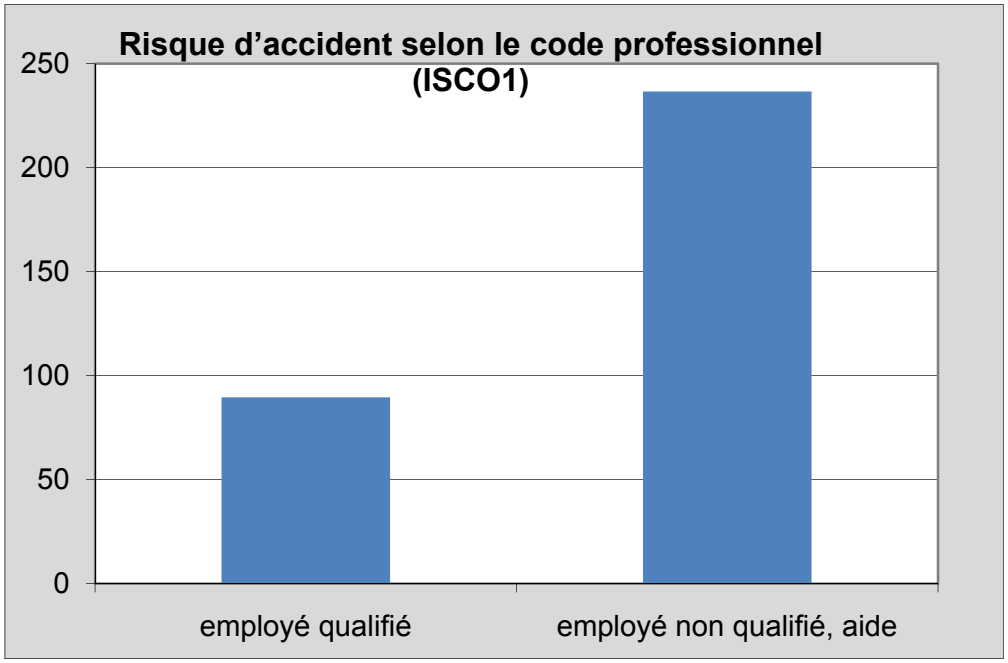
Répartition des travailleurs temporaires par catégorie professionnelle (uniquement chez les participants à l'étude pilote)



Graphique 19: Ventilation des catégories professionnelles lors des missions recensées dans l'étude pilote. Outre, les professions artisanales, les aides et autres auxiliaires en forment plus du quart, ce qui est un constat important.

Le niveau de formation se révèle être un critère de distinction important au regard de l'importance du risque d'accident (graphique 20).

Risque d'accident professionnel dans la branche du prêt de personnel en fonction du niveau de formation (chez les participants à l'étude pilote)



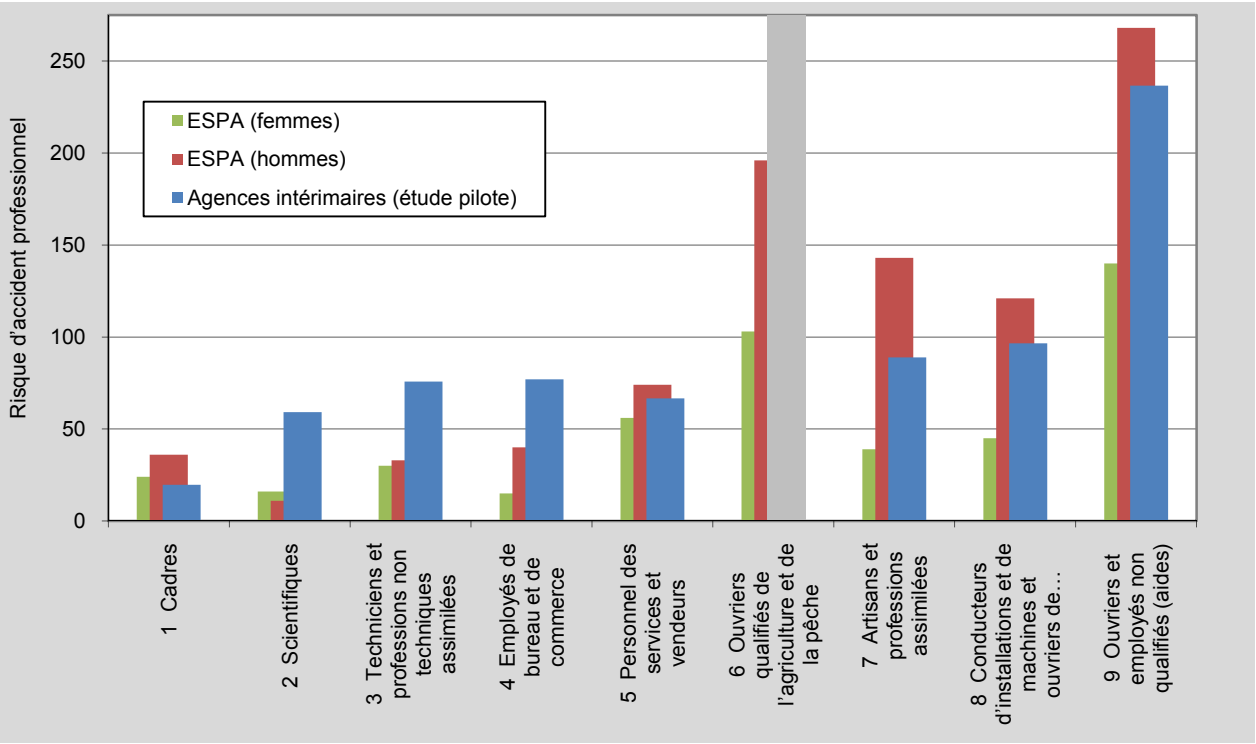
Graphique 20: Le principal critère qui influe sur le risque d'accident professionnel dans les entreprises associées à l'étude pilote est le niveau de formation.

D'où cette conclusion évidente:

Les emplois non qualifiés sont exposés à un risque d'accident qui est plus du double de celui inhérent aux emplois qualifiés.

Les intérimaires qualifiés, c'est-à-dire justifiant d'une formation professionnelle, présentent sans conteste un risque d'accident comparable à celui encouru dans quelques-unes des branches dans lesquels ils sont présumés exercer leur activité (graphique 21). Dans le cas des professions artisanales, le risque qui pèse sur les ouvriers qualifiés inclus dans l'étude pilote est même en deçà de 100 accidents pour 1000 employés. Par contre, le risque d'accident inhérent à certaines catégories professionnelles du secteur tertiaire (scientifiques, techniciens, employés de bureau, services, employés de commerce, vendeurs) se situe à un haut niveau de 70 accidents pour 1000 employés, ce qui est assez surprenant. Les ouvriers qualifiés de l'agriculture et de la pêche sont exposés à un risque d'accident très élevé mais peu significatif en raison du faible nombre de cas sous-jacents. Le risque d'accident déterminé sur la base des données de l'ESPA est d'un ordre de grandeur comparable dans la plupart des catégories professionnelles.

Risque d'accident professionnel dans la branche du prêt de personnel (agences associées à l'étude pilote) selon la catégorie professionnelle en comparaison avec les calculs issus de l'ESPA pour l'ensemble des entreprises soumises à la LAA

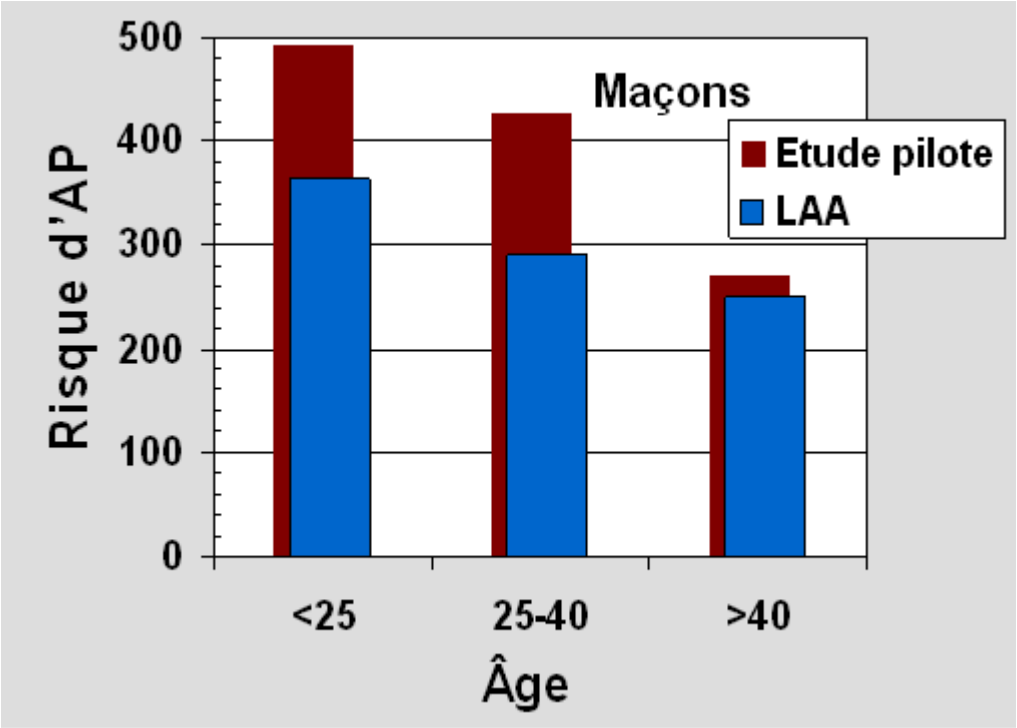


Graphique 21: Le risque d'accident professionnel pour 1000 employés est comparable, chez les participants à l'étude pilote, à celui calculé à partir des données de l'ESPA, dès lors qu'il concerne le personnel d'exploitation. Dans certaines professions des services, le risque touchant les agences de travail temporaire est plus élevé. Il faut exclure de la comparaison la catégorie professionnelle visée au point 6 en raison du manque de signification des données s'y rapportant.

La situation peut prendre une tournure très différente dans des catégories professionnelles particulières. Le graphique 22 illustre un comparatif des risques d'accident professionnel calculés pour des maçons, d'une part dans la présente étude, d'autre part en référence aux données du recensement de la population au titre de la LPP [10]. Les chiffres de l'étude pilote concernant cette catégorie professionnelle révèlent dans les deux analyses une évolution du risque tributaire de l'âge et un niveau de risque très élevé. Ce double constat contredit certaines des assertions exposées plus haut dans cette deuxième partie de l'étude.

Néanmoins, et bien que d'autres liens puissent apparaître dans des collectifs partiels, on peut tenir pour sûres les assertions globales reproduites dans l'étude pilote à propos des catégories professionnelles.

Risque d'accident professionnel des maçons selon la catégorie d'âge



Graphique 22: Contrairement à d'autres risques considérés à des niveaux d'agrégation supérieurs, le risque d'accident professionnel inhérent aux maçons tel qu'il apparaît dans l'étude pilote est à la fois très élevé et dépendant de l'âge.

La profession en soi est donc un facteur de risque, mais surtout parce qu'elle est liée de par sa nature à des activités déterminées recelant chacune des risques différents. Sachant que l'exécution d'une tâche déterminée doit être considérée comme acquise, l'exercice d'une profession ne saurait, même en général, être la cible d'efforts de prévention; il s'agit uniquement de l'optimiser au regard de la sécurité au travail.

[10] P. Andermatt «Facteurs d'influence», in: Rapport quinquennal LAA 1998-2002, p. 48

Conclusions de la IIe partie

Les différences observées dans les risques d'accident auxquels sont exposés les travailleurs temporaires et les personnes titulaires d'un emploi fixe trouvent pour une bonne part leur origine dans la brièveté des rapports de travail des premiers nommés. Le manque de connaissances sur le nouveau lieu de travail conduit à un risque d'accident accru au cours de la première semaine d'activité.

Un autre critère d'influence important est le niveau de formation des employés. Si les données disponibles permettent de constater l'incidence d'une formation professionnelle insuffisante, à savoir un risque d'accident élevé pour les travailleurs non qualifiés (aides), elles sont cependant inaptes à la chiffrer avec précision.

La profession exercée a elle aussi une influence significative sur le risque d'accident.

Il n'a pas été possible de déterminer l'influence de la branche d'exercice de l'activité, faute de précisions à ce sujet dans les données personnelles et dans les dossiers d'accidents. Mais vu la forte corrélation de la profession avec la branche d'exercice de l'activité et sachant que contrairement à celle-ci, la profession est connue dans tous les jeux de données, il ne faut pas attendre d'enseignements supplémentaires de précisions sur la branche d'exercice des missions.

Les différences observées constituent donc plutôt une caractéristique fondamentale de contrats de travail à court terme. Elles ne sont sans doute pas imputables à un comportement reprochable de la part des entreprises de mission ou des agences intérimaires, du moins en ce qui concerne celles qui ont participé à l'étude pilote. Quant à savoir si, et comment, ces enseignements pourraient être étendus à l'ensemble de la branche, il apparaît impossible d'apporter une réponse définitive à cette question.

S'agissant des critères de recrutement, l'amorce d'explication développée au fil du débat livre de surcroît des arguments évidents en faveur du recrutement de collaborateurs qualifiés, c'est-à-dire bien formés.

IIIe partie: analyse de l'évolution des sinistres chez les travailleurs temporaires

Cette partie de l'étude examine l'évolution des sinistres chez les intérimaires victimes d'accidents, toujours en comparaison avec les travailleurs de la construction au bénéfice d'un emploi fixe.

Concrètement, les durées d'incapacité de travail (DIT) après l'accident font l'objet d'une analyse de la variance, et les facteurs qui ont une incidence significative sur la durée de l'incapacité de travail sont présentés.

Correction des données

Cette partie de l'analyse a mobilisé les données complètes du SSAA sur l'ensemble des accidents recensés dans les deux branches de la construction et du prêt de personnel. Les données initiales sont constituées des accidents de l'année 2005, avec le nombre connu jusqu'à fin 2006 des jours indemnisés (JI) et des frais de traitement (FT). L'analyse de la variance requiert d'épurer certaines données. Sont notamment exclus les cas qui ne présentent pas dans toutes les variables une modalité valable et interprétable.

Voici, dans le détail, les actions qui ont été menées pour épurer les données:

- Quelque 8000 cas ont été exclus, la nature des lésions n'étant pas connue en l'espèce.
- L'indication du domaine d'activité et de l'état civil font défaut dans un grand nombre de cas. Les données manquantes se répartissent entre 41A et 70C A à peu près proportionnellement au nombre de cas.
- On ne trouve pratiquement pas d'apprentis ni de cadres moyens et supérieurs dans le collectif 70C A. Sachant que l'analyse porte principalement sur la comparaison avec 41A, seules sont prises en considération les victimes d'accidents répondant au statut professionnel d'employé ou d'ouvrier. En conséquence, 9000 cas (AP ert ANP) en ont été exclus.
- Exclusion des 47 cas de victimes de moins de 16 ans et des 170 cas de victimes de plus de 65 ans.
- Exclusion des maladies professionnelles.
- Exclusion des cas de décès dans la mesure où ils ne permettent pas d'estimer raisonnablement la durée de l'incapacité de travail; au demeurant, bon nombre de maladies professionnelles figurent parmi les décès.
- L'analyse requiert de créer une échelle logarithmique pour la durée de travail en raison d'une forte asymétrie dans la distribution. Le logarithme de zéro n'étant pas défini, chaque cas dépourvu de jours indemnisés (JI) est assorti d'un jour d'incapacité de travail pour la date de l'accident. À tous les cas incluant des indemnités journalières sont ajoutés les trois jours de carence usuels. Les paramètres déterminés dans l'analyse de la variance sont eux aussi logarithmiques et doivent être recalculés.
- Dans 18 cas, la durée de l'incapacité de travail équivaut au nombre de jours écoulés entre la date de l'accident et le 31 décembre 2006. Il s'ensuit que les personnes concernées n'ont pas repris le travail avant la fin de la période

d'observation. On ne trouve dans ces cas ni décès ni rentes. Ils sont donc repris tels quels dans le jeu de données.

- 24 cas sont assortis d'une rente d'invalidité. Que l'on tienne compte de ces rentes en ajoutant 365 jours d'indemnité à chaque cas ou que l'on ne fasse rien, les résultats obtenus sont presque identiques. En conséquence, les cas impliquant une rente d'invalidité sont maintenus dans le jeu de données avec leur jours d'indemnité originaux.

Le jeu de données ainsi épurées exclut au total 18 533 cas pour en conserver 38 676 (tableau 3), ce qui modifie un peu la composition des deux collectifs mis en parallèle. C'est ainsi que la proportion des cas dans 41A a un peu diminué, dans la mesure où les apprentis et les cadres moyens ou supérieurs en sont exclus. À titre de contrôle, le modèle d'analyse de la variance présenté ci-après a été appliqué aussi avec les données de départ, sans correction. En ce qui concerne les assertions de base, le résultat de ce calcul de contrôle est, identique à celui incluant les données épurées, mais il explique un peu moins de la variance du paramètre-cible (*adjusted* R^2 = 30 %). Le modèle se révèle donc très solide.

Tableau 3: Données après correction

	AAP		AANP		Total	
classe	nombre	part	nombre	part	nombre	part
41A	18'720	71.4%	8'701	69.9%	27'421	70.9%
70C A	7'501	28.6%	3'754	30.1%	11'255	29.1%
Total	26'221	100.0%	12'455	100.0%	38'676	100.0%

Les assertions qui suivent font exclusivement référence à ce collectif épuré des personnes de sexe masculin victimes d'accidents en 2005 et ayant le statut professionnel d'employé ou d'ouvrier dans les classes de risque 41A et 70C A.

Analyse de la variance relative à la durée de l'incapacité de travail

L'analyse dite univariée consiste à examiner l'incidence d'une variable donnée sur la durée de l'incapacité de travail. Cette approche néglige l'influence éventuelle d'autres caractéristiques. Lorsque la variable examinée est corrélée avec une autre variable importante pour la durée de l'incapacité de travail, on parle de confusion (de l'anglais *confounding*) des grandeurs d'influence. L'incidence des deux variables sur la durée de l'incapacité de travail n'est pas sécable dans une analyse univariée, le risque étant que naisse entre la variable examinée et la durée d'incapacité un lien qui n'est en fait qu'un pseudo-lien.

Méthode

L'analyse de la variance en tant que méthode multivariée permet de tester la pertinence des variables explicatives de façon simultanée et en concurrence réciproque. En l'espèce, il s'agit d'expliquer la variance de la durée de l'incapacité de travail logarithmique, et seules peuvent être validées statistiquement les assertions confirmées par des analyses multivariées.

Les variables explicatives sont l'âge, l'état civil, la nationalité, le domaine d'activité, le lieu de domicile de la victime de l'accident, l'appartenance à une classe de risque, la partie du corps touchée et la nature de la lésion. Elles sont indiquées dans le jeu de données par les termes et abréviations «âge», «étatciv», «nation», «domact», «lidom», «classe», «partco» et «natbles». En outre, les variables «nationalité» et

«lieu de domicile», de même que «partie du corps touchée» et «nature de la lésion» sont également indiquées de façon croisée [11] dans le modèle.

Le modèle fournit pour chaque variable graduée un paramètre indiquant l'intensité de l'influence de cette variable sur la durée de l'incapacité de travail ainsi qu'une valeur significative. Pour les variables catégorielles, chaque modalité est assortie d'un paramètre. Le jeu de paramètres le mieux adapté aux données observées est désigné par le terme «Fit».

Pour juger des contributions indépendantes de chacune des variables, on recourt aux tests de Wald de type III: il s'agit d'une statistique dite de distribution du Khi-deux, qui vérifie l'hypothèse nulle que le paramètre est 0, autrement dit, que la variable considérée n'exerce par elle-même aucune influence sur le paramètre-cible dès lors que les autres variables explicatives sont incluses dans le modèle.

Les analyses de la variance ont été effectuées avec le logiciel SAS «Insight».

Fit 1: durée de l'incapacité de travail consécutive à un accident professionnel

On examine tout d'abord le collectif de tous les accidents professionnels, à savoir les cas avec et sans jours indemnisés. Comme le montre le tableau 4, les victimes d'accidents de la classe 70C A ont en moyenne quatre ans de moins que celles de 41A; la moyenne des frais de traitement par cas est, quant à elle, inférieure de 12,5 %, tandis que les jours indemnisés sont supérieurs de 8,1 % à ceux de 41A.

Tableau 4: Données relatives à Fit 1 pour la DIT dans l'AAP

classe	nombre de cas	âge moyenne	moyenne par cas	
			FdT	JI
41A	18'720	37.5	1'344	18.3
70C A	7'501	33.4	1'176	19.7
70C A en % de 41A			87.5%	108.1%

Pour simplifier, on peut assimiler le modèle utilisé à la fonction mathématique généralisée $\mathcal{F}$:

$$\log(\text{DIT}) = \mathcal{F}(\text{âge état civ nation domact classe partco natbles lidom nation*lidom partco*natbles})$$

Le modèle explique au total 34,1 % (*adjusted* R^2) de la variance du paramètre-cible. Comme l'indique le tableau 5, toutes les variables fournissent une contribution autonome et significative à la variance expliquée. Les plus actives (jugées en référence à la statistique F) sont l'âge, l'appartenance à une classe de risque, et les deux variables concernant le type de lésion, à savoir la nature de la lésion et la partie du corps touchée. C'est l'état civil qui représente la valeur P (plus grande probabilité d'erreur) la plus élevée.

Tableau 5: Fit 1, AAP, DIT

[11] En d'autres termes, les combinaisons de deux variables sont traitées en quelque sorte comme une variable unique dont la valeur explicative commune est alors analysée.

Type III Tests					
Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Stat	Pr > F
alter	1	28.5509	28.5509	81.90	<.0001
zivstand	3	2.9239	0.9746	2.80	0.0387
nation	13	21.2907	1.6377	4.70	<.0001
arbber	3	5.3963	1.7988	5.16	0.0015
klasse	1	22.2066	22.2066	63.70	<.0001
kteil	42	105.7866	2.5187	7.23	<.0001
verlart	20	185.8893	9.2945	26.66	<.0001
wohnort	30	16.7186	0.5573	1.60	0.0201
nation * wohnort	311	156.7721	0.5041	1.45	<.0001
kteil * verlart	471	480.9086	1.021	2.93	<.0001

Fit 2: incapacité de travail dans l'AAP (cas avec jours indemnisés seulement)

À titre de solution de rechange, les observations se restreignent, dans une deuxième étape de l'analyse, aux cas graves avec jours indemnisés ou, plus exactement, assortis d'une incapacité de travail d'une durée de plus de trois jours. De ce fait, elles se réduisent à 12 938 accidents professionnels répartis à raison de 68,8 % sur 41A et de 31,2 % sur 70C A. On voit que les frais de traitement par cas et les jours indemnisés sont, dans 70C A, respectivement inférieurs de 21,8 % et 4,5 % en moyenne à 41A. L'âge moyen est à peine supérieur à celui du collectif pour FIT 1 (tableau 6).

Tableau 6: Données relatives à Fit 2 AAP DIT

classe	nombre de cas	âge moyenne	moyenne par cas	
			FdT	JI
41A	8'900	38.0	2'518	38.4
70C A	4'038	34.1	1'969	36.7
70C A en % de 41A			78.2%	95.5%

Le modèle sous-tendant Fit 2 est le même que pour Fit 1.

Dans le collectif des cas avec jours indemnisés, trois variables, à savoir l'état civil, le domaine d'activité et la classe de risque, perdent tout caractère significatif. L'état civil avait déjà une valeur P élevée dans Fit 1 et devrait avoir perdu son caractère significatif en raison de la diminution du collectif considéré. Alors que la variable «domaine d'activité» avait encore un fort caractère significatif dans Fit 1, la modalité «bureau», qui est très faiblement représentée dans Fit 2 puisqu'elle ne compte plus que 16 observations, est sans doute responsable de la perte de caractère significatif. Quant à la perte de caractère significatif de la variable «classe», ni la diminution du collectif, ni l'intensité des modalités ne peuvent en être responsables.

Réduit aux variables significatives, le modèle explique au total 24 % de la variance (tableau 7). Les principales variables sont, dans l'ordre, l'âge, la nature de la lésion, la partie du corps touchée, la nationalité et le lieu de domicile.

Tableau 7: Fit 2, AAP, DIT, modèle réduit

Type III Tests					
Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Stat	Pr > F
alter	1	53.4809	53.4809	349.98	<.0001
nation	13	5.0314	0.387	2.53	0.0018
kteil	41	24.9539	0.6086	3.98	<.0001
verlart	20	46.9183	2.3459	15.35	<.0001
wohnort	30	7.7646	0.2588	1.69	0.0103
nation * wohnort	292	51.9763	0.178	1.16	0.0292
kteil * verlart	385	133.1422	0.3458	2.26	<.0001

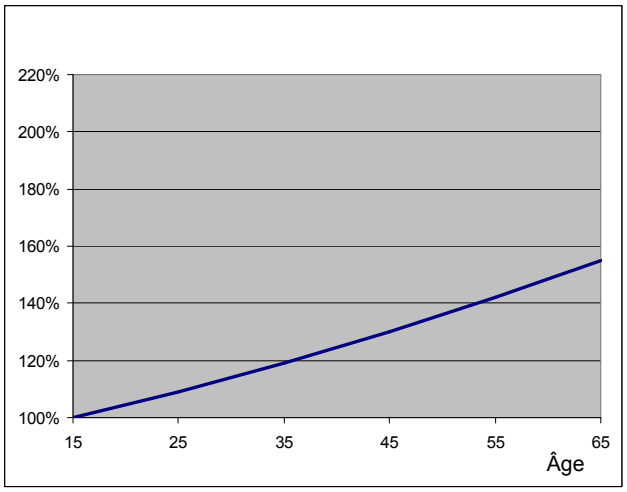
Résultats
Les résultats présentés ci-après pour les différentes variables explicatives sont issus de l'analyse multivariée décrite. Ils sont le reflet constant des effets produits de façon autonome par ces variables. L'influence de chaque variable est corrigée de tous les effets corrélatifs d'autres caractéristiques.

Sauf indication contraire, il s'agit des résultats du modèle désigné par «Fit 1».

a. Âge

Le paramètre (logarithmique) d'une année d'âge est 0,0038, ce qui correspond à une augmentation de la durée de l'incapacité de travail par année d'âge de 0,9 %. Par rapport à un homme de 15 ans, la durée d'incapacité d'un homme de 65 ans est accrue d'environ 55 % (graphique 23).

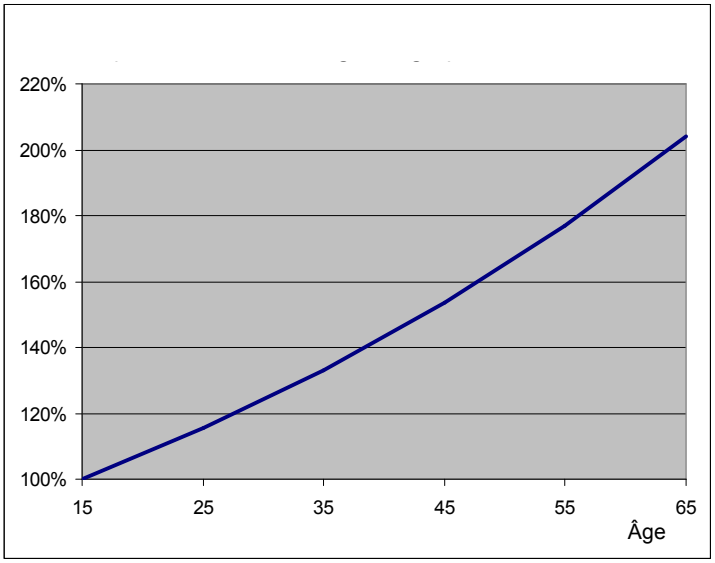
Augmentation de la durée de l'incapacité de travail avec l'âge, pour tous les cas d'AAP



Graphique 23: Influence de l'âge sur la durée de l'incapacité de travail (AAP)

Du fait que l'observation est restreinte aux cas avec jours indemnisés au détriment de toutes les autres variables, la variable «âge» voit son influence grandir fortement. Le paramètre d'une année d'âge saute à 0,0062 par rapport à Fit 1, soit une augmentation de 1,4 % de la durée de l'incapacité de travail par année d'âge. Comparée à celle d'un homme de 15 ans, la durée de l'incapacité de travail d'un homme de 65 ans croît de 100 % (graphique 24).

Augmentation de la durée de l'incapacité de travail avec l'âge, pour les d'AAP avec JI (Fit 2)



Graphique 24: Influence de l'âge sur la durée de l'incapacité de travail (AAP, seulement avec JI)

b. Etat civil

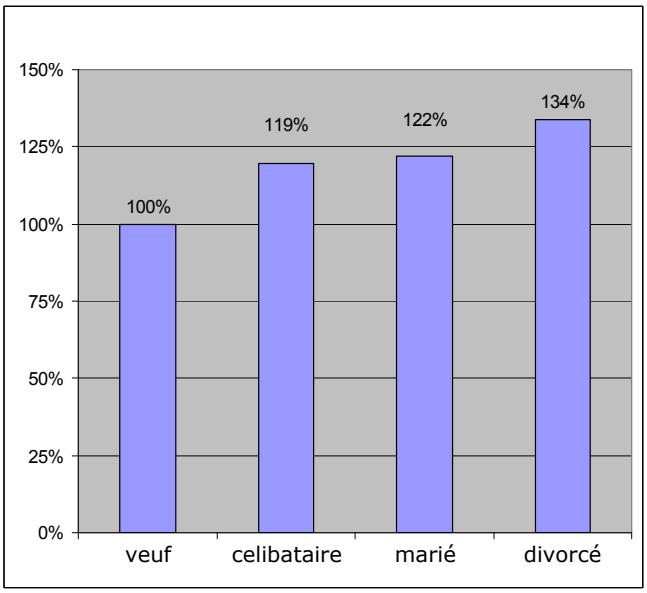
Le tableau 8 reproduit la distribution des cas selon l'état civil dans le jeu de données épurées. Là encore, on relève dans 70C A beaucoup plus de victimes d'accidents célibataires que dans 41A, bien que les célibataires de 70C A soient en moyenne plus jeunes de 0,8 an seulement que ceux de 41A. Il en va de même du pourcentage de divorcés. Les veufs ne représentent que 0,3% des cas dans les deux collectifs.

Tableau 8: Cas, âge et jours indemnisés selon l'état civil

État civil	nombre de cas			part des cas		âge moyenne			moyenne des JI		
	41A	70C A	Total	41A	70C A	41A	70C A	Total	41A	70C A	Total
célibataire	6'299	4'317	10'616	33.6%	57.6%	29.2	28.4	28.9	13.1	14.4	13.6
marié	11'623	2'616	14'239	62.1%	34.9%	41.5	39.3	41.1	20.5	28.0	21.9
divorcé	744	549	1'293	4.0%	7.3%	44.1	43.7	43.9	27.2	22.8	25.3
veuf	54	19	73	0.3%	0.3%	50.6	48.1	49.9	22.7	10.6	19.5
Total	18'720	7'501	26'221	100.0%	100.0%	37.5	33.4	36.3	18.3	19.7	18.7

Le graphique 25 montre l'effet corrigé de l'analyse de variance de la variable «état civil». Compte tenu des effets de toutes les autres variables explicatives du modèle, les veufs font état de la durée moyenne d'incapacité de travail la plus courte (ils situent à 100 % dans le graphique). En comparaison, la durée de l'incapacité de travail augmente de 19 % chez les célibataires, de 22 % chez les hommes mariés et de 34 % chez les divorcés. Parmi les écarts observés entre les diverses modalités, seul celui qui sépare les divorcés des veufs se rapproche d'un caractère significatif (p = 0,08).

Indice de durée de l'incapacité de travail selon l'état civil

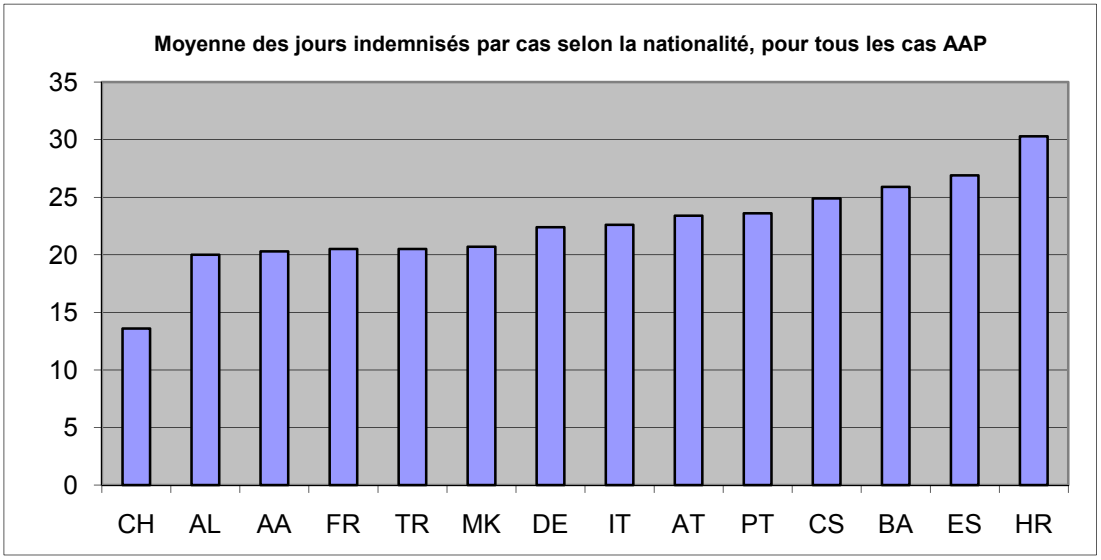


Graphique 25: Influence de l'état civil sur la durée de l'incapacité de travail, valeur indexée (veufs = base 100)

Les résultats obtenus pour la variable «état civil» illustrent à quel point une analyse univariée peut induire en erreur sans prise en considération des effets propres aux autres variables. La durée moyenne d'incapacité de travail effectivement observée chez les célibataires est de 13,6 jours indemnisés, soit sensiblement moins que chez les veufs (19,5 jours). Or, en moyenne, les célibataires sont nettement plus jeunes que les veufs. Il devrait s'agir là du principal effet responsable du renversement des rapports dans l'analyse de la variance.

c. Nationalité et lieu de domicile

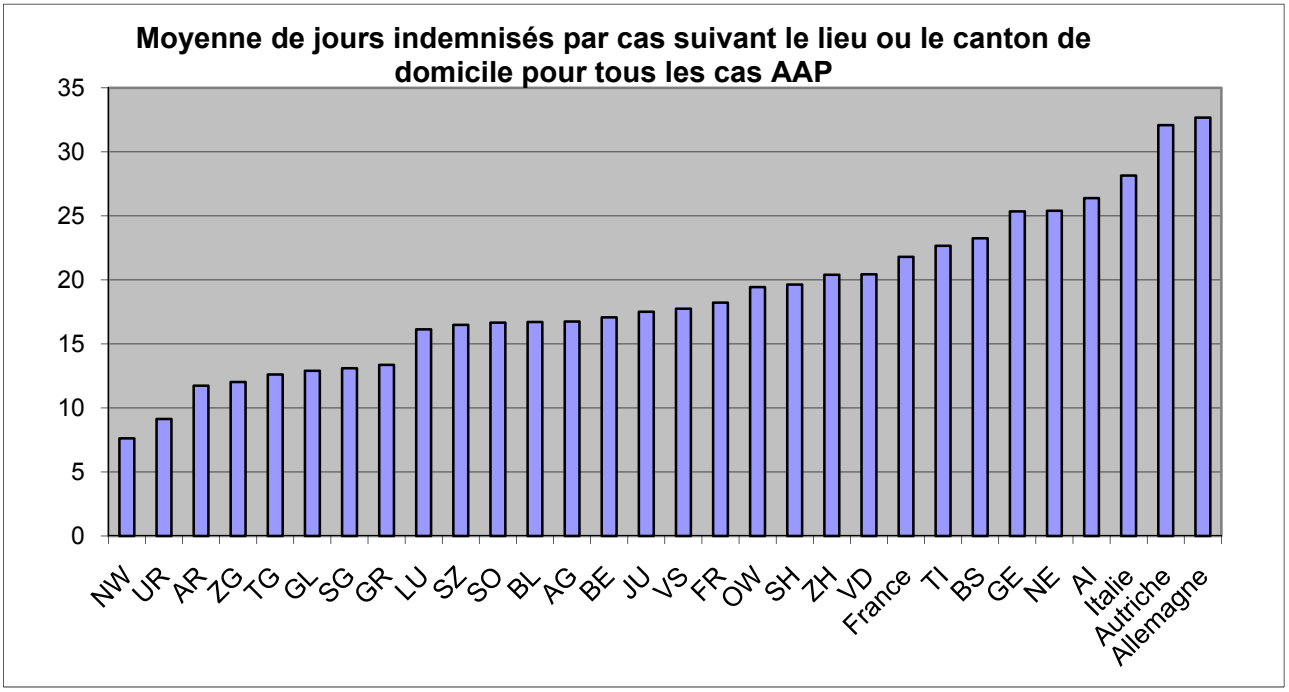
Lorsqu'on considère la moyenne des jours effectivement indemnisés en fonction de la nationalité, c'est-à-dire sans correction des effets des autres variables explicatives, on s'aperçoit que les Suisses, avec 13,6 jours, totalisent le chiffre de loin le plus bas (graphique 25).



Graphique 25: Jours indemnisés en moyenne selon la nationalité

Le lieu de domicile comptant le moins de jours indemnisés en moyenne est Nidwald avec 7,6 jours (graphique 26). Le résultat de l'analyse de la variance montre néanmoins que la réalité est plus complexe que ne le laissent supposer les graphiques 25 et 26.

Moyenne de jours indemnisés par cas suivant le lieu ou le canton de domicile pour tous les cas AAP



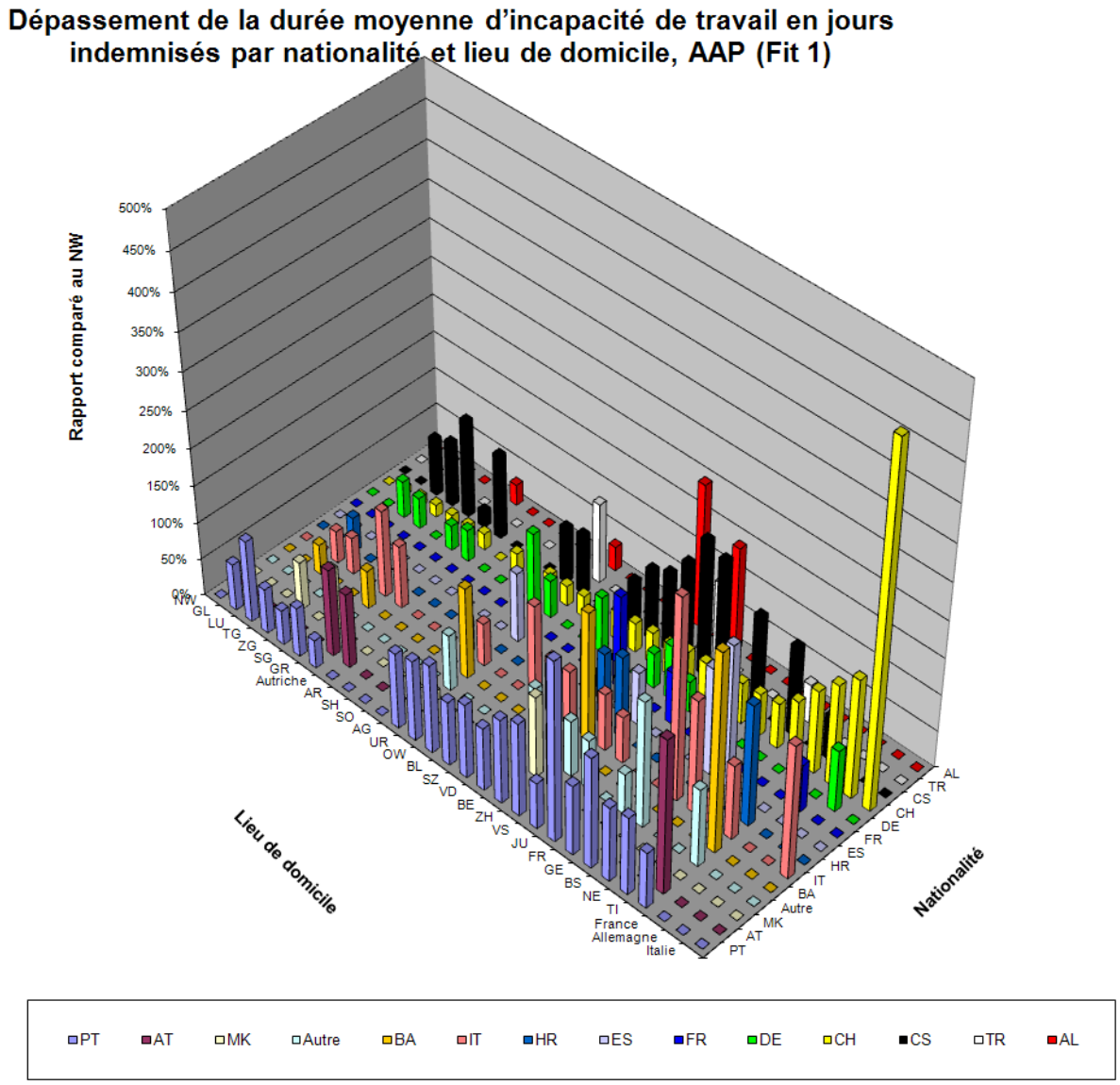
Graphique 26: Jours indemnisés en moyenne selon le lieu de domicilie

Ainsi donc, les deux variables «nationalité» et «lieu de domicile» se sont révélées non seulement significatives considérées séparément, la variable croisée «nationalité x lieu de domicile» a également une incidence significative et autonome. Cela veut

dire que l'effet de la variable «nationalité» dépend du lieu de domicile et, inversement, que l'effet de la variable «lieu de domicile» dépend de la nationalité.

Le graphique 27 explique comment comprendre ce phénomène. Il reproduit les effets des variables «nationalité» et «lieu de domicile» en tenant compte des effets de toutes les autres variables explicatives. Afin de délester ce graphique des valeurs plus ou moins aléatoires que contiennent les cellules à faible population statistique, on a éliminé, sur un total de (31 x 14 =) 434 cellules, celles qui n'atteignaient pas au moins 30 observations. C'est sur la base de ce critère qu'ont été éliminés les lieux de domicile «Appenzell Rhodes-Intérieures» et «autres pays».

Pour les autres cellules d'observation, les résultats sont indiqués en pourcentage de dépassement de la durée de l'incapacité de travail par rapport à la valeur la plus basse (Suisse, lieu de domicile Nidwald). Les lieux de domicile sont présentés selon leur rang par rapport aux Suisses de Nidwald (premier rang) jusqu'à l'Italie (dernier rang). La nationalité figure également par rapport à la valeur indiquée pour les Suisses dans un ordre décroissant allant du Portugal (premier rang) à l'Albanie (dernier rang).



Graphique 27: Dépassement de la durée moyenne d'incapacité de travail en jours indemnisés par nationalité et lieu de domicile; le groupe des Suisses domiciliés à Nidwald sert de base de comparaison.

Les Suisses (colonnes jaunes) font effectivement état dans la plupart des cantons de la valeur la plus basse. Sinon, ils figurent partout au 2e rang de toutes les nationalités représentées. C'est exactement l'inverse parmi les frontaliers. Les Suisses vivant en France, en Allemagne ou en Italie affichent des valeurs nettement supérieures aux Français domiciliés en France, aux Allemands vivant en Allemagne et aux Italiens résidant en Italie.

La valeur de loin la plus élevée parmi toutes les cellules d'observation est atteinte par les Suisses domiciliés en Italie. À 480 %, ce chiffre dépasse dans des proportions extrêmes le pourcentage de référence (Suisses domiciliés à Nidwald).

D'autres valeurs relativement élevées sont à mettre au compte des frontaliers italiens d'Italie, aux frontaliers allemands d'Allemagne et aux frontaliers autrichiens d'Autriche. Mais ces trois nationalités atteignent dans d'autres lieux de domicile en Suisse des pourcentages parfois supérieurs à ceux des frontaliers: c'est le cas des Italiens à Genève, des Allemands à Soleure et des Autrichiens dans le Tessin.

D'autres combinaisons de nationalité et de lieu de domicile révèlent des valeurs qui sont parfois le triple de la valeur de référence. Les caractéristiques essentielles de ces données sont, en termes de lieu de domicile, des chiffres tendant vers le bas dans les cantons ruraux de Suisse alémanique, tendant vers le haut dans les cantons comportant de grandes villes telles que Zurich, Berne, Bâle-Ville ainsi que dans les cantons de Suisse romande et italienne, les valeurs les plus élevées se concentrant sur les frontaliers.

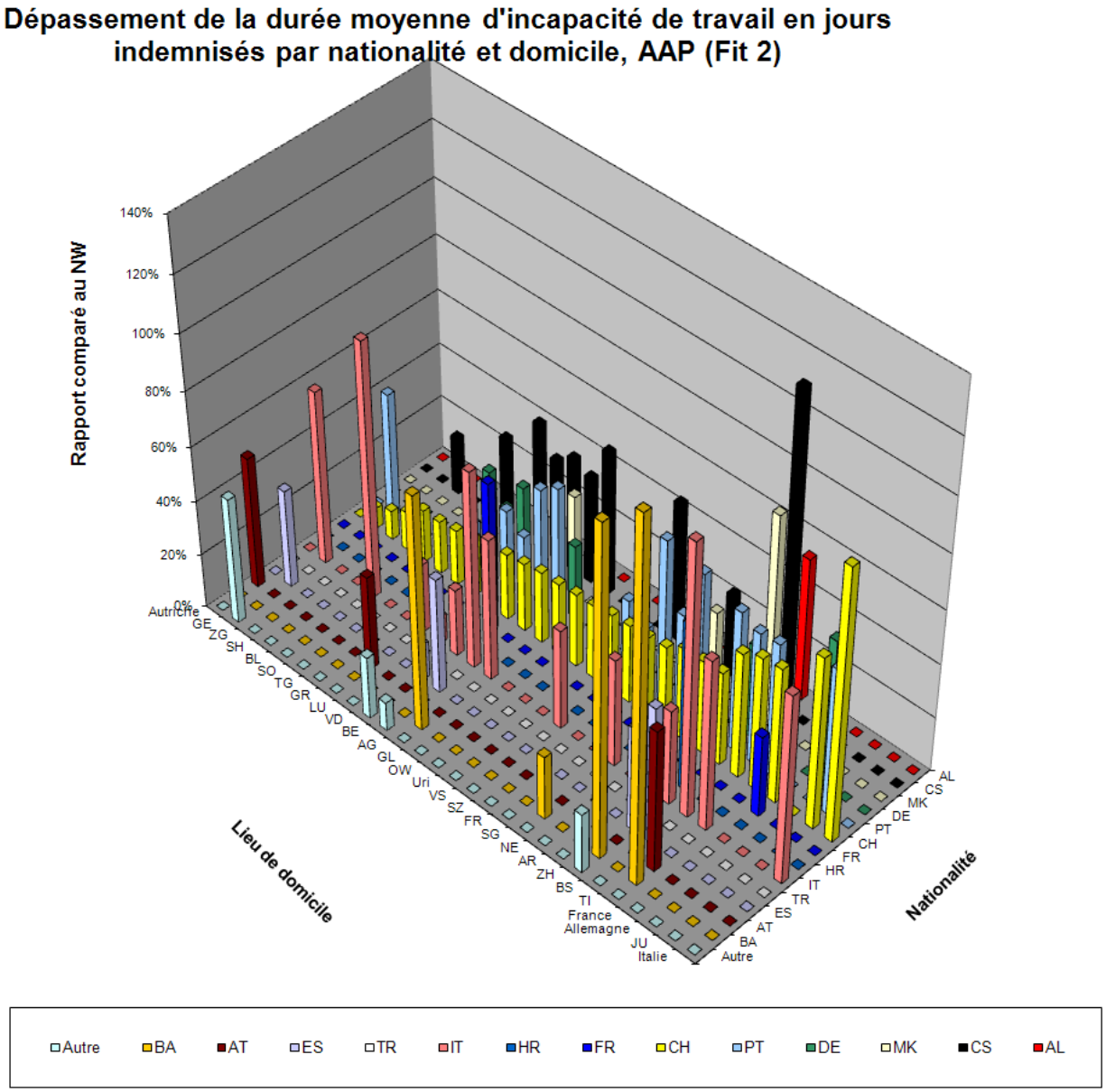
L'effet autonome des variables croisées montre que les variables «nationalité» et «lieu de domicile» ne peuvent être interprétées correctement chacune pour soi. Seules sont pertinentes les assertions différenciées à propos des diverses cellules d'observation des variables croisées. On ne peut affirmer, par exemple, «qu'à lésion et âge identiques, les Suisses font état d'une durée d'incapacité de travail plus courte que les étrangers». Une telle assertion ne vaut que pour les Suisses qui ne résident pas dans les pays limitrophes de la Suisse ou au Tessin.

L'Italie dénote une particularité qui rend sujette à caution la validité des chiffres très élevés observés à propos des frontaliers originaires d'Italie: ces personnes peuvent suivre un traitement médical en Italie sans bourse délier. Ce qui expliquerait pourquoi elles ne déclarent peut-être pas de nombreux cas d'assurance bagatelle. Les Suisses résidant en Italie présentent en effet, avec 80 %, le pourcentage de loin le plus élevé de cas donnant lieu à des jours indemnisés. La moyenne, soit 49,3 %, est sensiblement inférieure. Les paramètres déterminés par le biais du total des cas avec et sans jours indemnisés pour la variable croisée «lieu de domicile x nationalité» pourraient bien être trop élevés du fait de cet «enrichissement» administratif de cas donnant lieu à des indemnités journalières pour les frontaliers d'Italie. Cela dit, la forte proportion de cas avec jours indemnisés pourrait aussi tenir au fait que les frontaliers d'Italie, en cas de lésions insignifiantes, abandonnent plus souvent leur travail que les autres travailleurs. Il y a donc deux explications possibles. Si la gratuité des traitements devait être déterminante, on observerait logiquement le même effet non seulement chez les Suisses, mais aussi parmi les Italiens domiciliés en Italie. Or, le pourcentage de cas avec jours indemnisés chez les Italiens n'est que de 61,7 %, et le paramètre mesurant l'incidence sur la durée de l'incapacité de travail est également nettement moins élevé pour eux que pour les Suisses et même les Italiens résidant à Genève. Pour clarifier l'incidence des cas bagatelle non déclarés, la même analyse a été répétée, restreinte cette fois aux cas donnant lieu au versement d'indemnités journalières.

Analyse restreinte aux accidents professionnels avec jours indemnisés

Il s'agit donc de déterminer si le paramètre très élevé observé dans le modèle à propos des Suisses domiciliés en Italie pourrait avoir une explication administrative. La gratuité des traitements médicaux en Italie n'incite pas à déclarer les cas bagatelle à l'assurance. En restreignant l'observation aux cas avec jours indemnisés, on élimine cet effet administratif comme explication possible.

Le graphique 28 montre que les frontaliers suisses provenant d'Italie font toujours état du paramètre le plus élevé, suivis des Suisses résidant au Tessin. Le dépassement du chiffre concernant les Suisses d'Italie, soit 100 % par rapport aux Suisses vivant à Nidwald, est toutefois nettement plus modéré que dans Fit 1 et, au surplus, on trouve à présent d'autres groupes affichant des valeurs supérieures.



Graphique 28: Dépassement de la durée moyenne d'incapacité de travail en jours indemnisés par nationalité et domicile; le groupe des Suisses domiciliés à Nidwald sert de base de comparaison.

Dans certains cantons, diverses nationalités dénotent dans Fit 2 également une durée d'incapacité de travail deux fois supérieure à celle du groupe de référence, ce qui les place devant les Suisses vivant en Italie. Mais on trouve aussi, à égalité avec ces derniers, les Italiens résidant à Bâle.

Les frontaliers italiens d'Italie présentent tout comme dans Fit 1 un pourcentage nettement inférieur à celui des Suisses d'Italie (70 %) et même à celui de leurs compatriotes vivant à Bâle-Campagne et Berne.

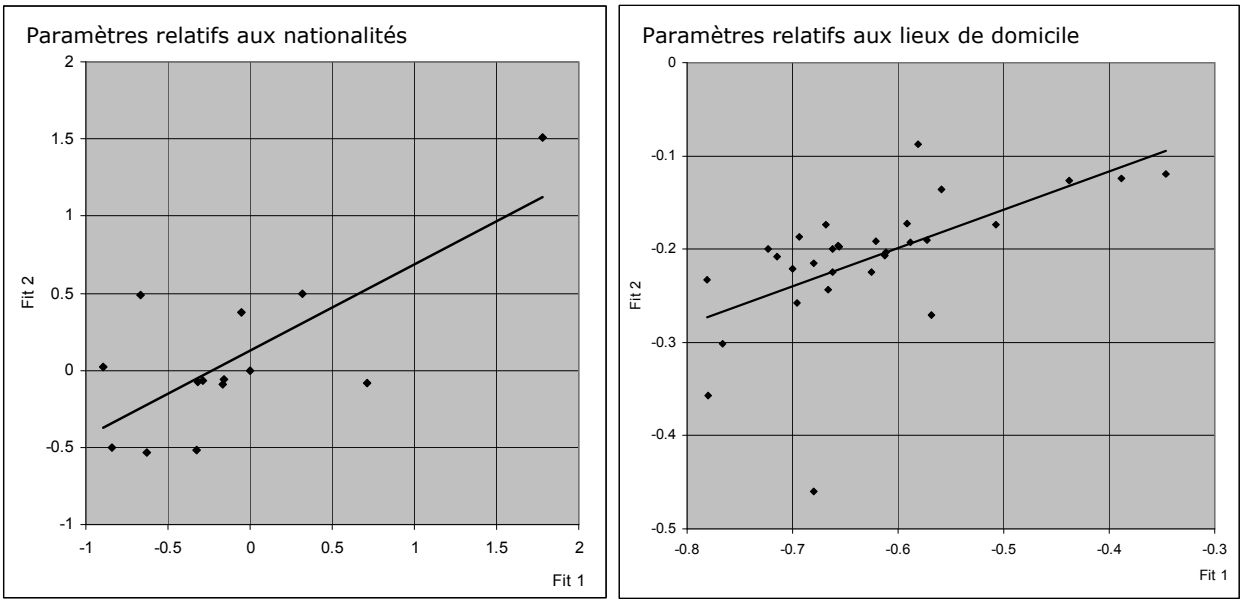
Les disparités régionales observées en matière de déclaration des cas bagatelle ont diverses explications envisageables et l'on ne saurait les restreindre à l'Italie. Elles peuvent avoir une responsabilité partagée dans le fait que la fourchette des valeurs observées dans Fit 2 est, d'une façon générale, plus étroite que dans Fit 1. Mais ce constat a peut-être d'autres causes. On pourrait supposer par exemple qu'en présence d'accidents légers, la nationalité et le lieu de domicile ont une plus grande incidence sur l'absentéisme des victimes que pour les accidents graves. En revanche, les données disponibles ne permettent pas de trancher entre les explications possibles. Quoi qu'il en soit, le résultat de Fit 2 établit clairement que l'influence des variables croisées «nationalité x lieu de domicile» ne peut en aucun cas s'expliquer uniquement par des comportements différents en matière de déclaration et qu'avec un pic de 132 %, la fourchette reste très largement ouverte.

Test de résistance des résultats

Sur le plan qualitatif, le résultat de Fit 2 en ce qui concerne la nationalité et le lieu de domicile est très similaire à celui de Fit 1. Le graphique 29 montre que tant les paramètres définis pour les nationalités que ceux arrêtés pour les lieux de domicile sont en corrélation dans Fit 1 et Fit 2 (P = 0,002 et P < 0,001). En ce qui concerne les lieux de domicile, ils se vérifient indépendamment de la prise en considération ou non de la valeur extrême observée pour l'Italie. Ce résultat était prévisible ne serait-ce que parce que les cas avec jours indemnisés retenus dans Fit 2 forment un collectif partiel des cas utilisés dans Fit 1. Le graphique 29 révèle aussi que la fourchette des paramètres définis pour les deux variables est plus étroite dans Fit 2 que dans Fit 1.

Il ressort par conséquent de la comparaison des deux Fits que l'intensité des influences propres à plusieurs caractéristiques ne peut être évaluée qu'au prix de quelque incertitude. Le signe (+ ou -) attribué à ces effets est cependant fiable.

Comparaison des résultats de Fit 1 et Fit 2 pour les paramètres relatifs aux nationalités et aux lieux de domicile



Graphique 29: Comparaison des paramètres respectifs de Fit 1 et Fit 2 pour les variables «nationalité» et «lieu de domicile».

d. Domaine d'activité

La variable «domaine d'activité» différencie les victimes d'accidents en fonction de leur environnement professionnel – exploitation, technique, bureau ou vente. Dans 70C A, le pourcentage des victimes exerçant dans le domaine technique est plus élevé que dans 41A (cf. tableau 9). Le domaine de la vente compte trop peu d'observations pour permettre une appréciation, tout comme d'ailleurs le domaine administratif (bureau). Malgré tout, l'incidence calculée en termes d'analyse de la variance est hautement significative: par rapport aux victimes d'accidents dans le domaine administratif, la durée de l'incapacité de travail dans les domaines de l'exploitation et de la technique est le double, soit respectivement 196 et 205 %. Cette incidence est conforme aux attentes, à savoir que la reprise de l'activité après un accident dans les domaines de l'exploitation et de la technique exige une guérison plus complète que dans le domaine administratif.

Tableau 9: Cas, âge et jours indemnisés selon le domaine d'activité

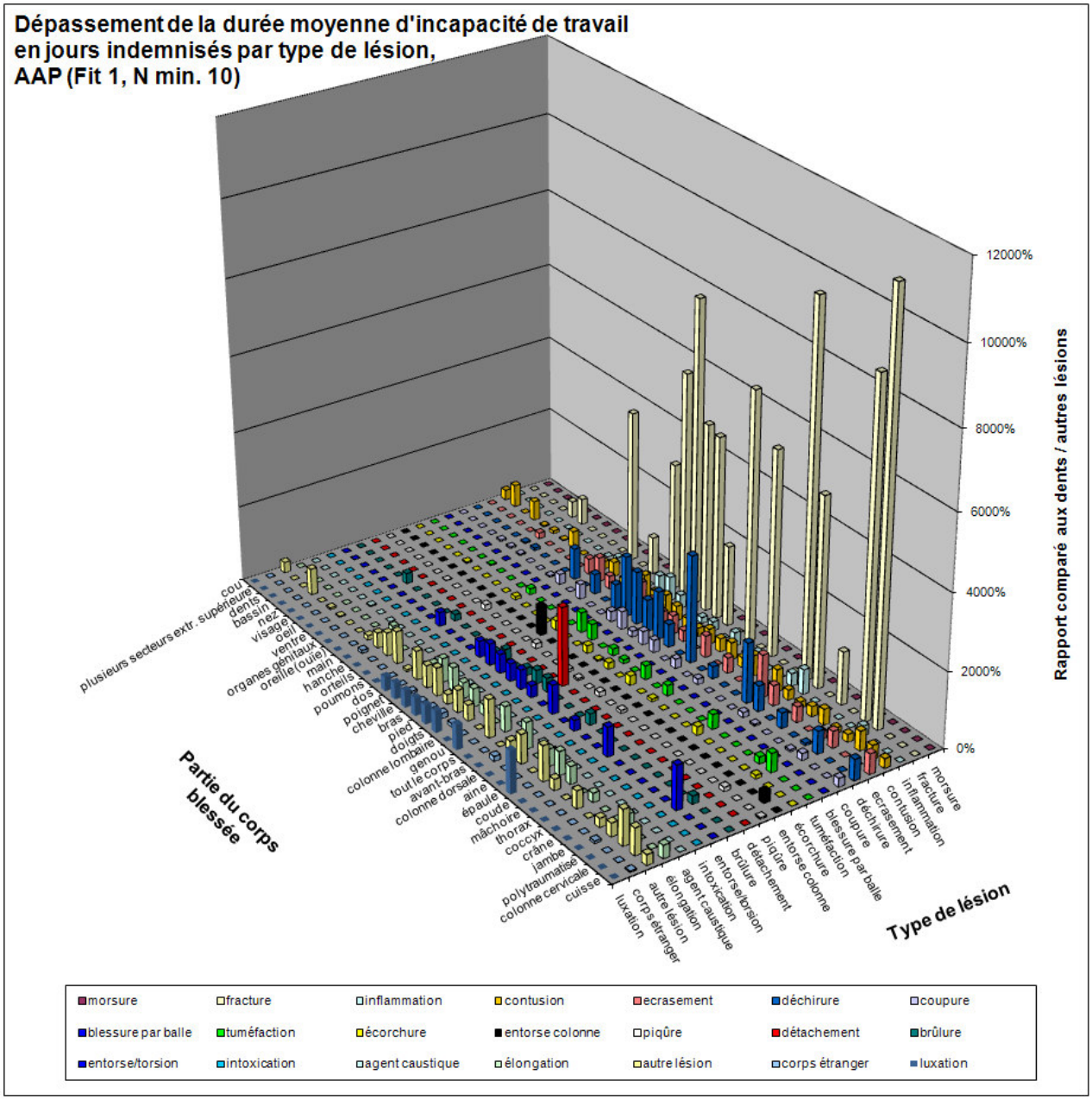
domaine	nombre de cas			part des cas		âge moyenne			moyenne des JI		
d'activité	41A	70C A	Total	41A	70C A	41A	70C A	Total	41A	70C A	Total
exploitation	18'460	6'590	25'050	98.6%	87.9%	37.5	33.3	36.4	18.3	19.1	18.5
technique	221	887	1'108	1.2%	11.8%	37.2	34.2	34.8	19.7	24.6	23.6
bureau	36	19	55	0.2%	0.3%	40.7	27.0	35.9	3.4	12.0	6.4
vente	3	5	8	0.0%	0.1%	34.0	25.0	28.4	0.0	0.8	0.5
Total	18'720	7'501	26'221	100.0%	100.0%	37.5	33.4	36.3	18.3	19.7	18.7

e. Partie du corps touchée et nature de la lésion

Comme pour les variables «nationalité» et «lieu de travail», les deux variables relatives au type de lésion ont révélé qu'elles exercent une influence autonome et significative sur le paramètre-cible non seulement individuellement mais également lorsqu'on les croise dans le modèle. Même sans indication des variables de lésion sous forme croisée, le pourcentage de la variance expliquée par le modèle est inférieur de deux pour cent. Les résidus, eux aussi, dénotent une meilleure distribution du fait de la variable supplémentaire. Les résultats concernant les autres variables explicatives sont inchangés pour l'essentiel. On peut expliquer l'effet des variables croisées par le fait qu'une lésion présente de par sa nature – une fracture osseuse par exemple – un degré de gravité différent suivant la partie du corps qu'elle touche – un doigt ou une jambe. En conséquence, seules les assertions à propos des cellules d'observation constituées des variables croisées sont pertinentes. La variable «partie du corps touchée» dénote 43 modalités, la variable «nature de la lésion» 21. Le total livre donc quelque 900 observations possibles. Toutefois, un certain nombre de cellules ne font état d'aucune observation, d'autres seulement quelques-unes. Le graphique 30 n'illustre que les valeurs des cellules totalisant au moins dix observations. La valeur la plus basse parmi les cellules retenues, qui correspond à la combinaison «dents» / «autre dommage» a servi de référence.

Les deux extrêmes (plus haut et plus bas) du graphique 30 se différencient à raison d'un facteur supérieur à 100. Ce qui confirme l'hypothèse que les lésions graves telles que fractures, contusions et luxations entraînent une durée d'incapacité de travail sensiblement plus longue que des écorchures.

Les indications données sur le type de lésion émanent de profanes, à savoir des personnes qui, dans les entreprises, remplissent les formulaires de déclaration d'accident. Quelque 60 % des déclarations de sinistre utilisées ici aux fins d'analyse ont été établies au moyen d'applications informatiques disposant de listes de sélection pour les variables «partie du corps touchée» et «nature de la lésion». Cette méthode limite le nombre de modalités admissibles, ce qui améliore la qualité de l'échantillonnage. Les autres déclarations ont été rédigées sur papier sans restriction des possibilités de réponse.



Graphique 30: Dépassement de la durée moyenne d'incapacité de travail en jours indemnisés selon la nature de la lésion et la partie du corps touchée; le groupe dents / autre dommage sert de base de comparaison.

f. Classe de risque ou statut contractuel

Les résultats, jusqu'ici, font référence au collectif global des victimes d'accidents dans les classes de risque 70C A et 41A. Toutefois, et comme on l'a vu plus haut, la variable «classe» exerce également un effet autonome sur le paramètre-cible: c'est ainsi que la catégorie «victimes d'accidents dans 70C A» présente par rapport à la catégorie «victimes d'accidents dans 41A» une durée d'incapacité de travail supérieure de 19 % en moyenne. L'appartenance à une classe constitue la deuxième variable présentant le pouvoir explicatif le plus fort dans le modèle. Les deux collectifs se différencient, comme on l'a montré, à divers égards. Les travailleurs temporaires sont en moyenne plus jeunes, plus fréquemment célibataires ou divorcés, plus souvent étrangers, etc. Pourtant, la durée d'incapacité de travail prolongée constatée chez les intérimaires par rapport aux ouvriers et employés de la construction titulaires d'un emploi fixe ne s'explique ni par ces disparités ni par des lésions différentes. La différence de durée de l'incapacité de travail associée à l'appartenance à une classe doit donc tenir à des aspects qui, faute de données, n'ont pu être intégrés au modèle de variance. Il peut s'agir au demeurant d'aspects des plus variés n'autorisant dans l'immédiat que des spéculations.

Vu la composition et l'étendue parfois très hétérogènes des deux collectifs, il serait concevable que les critères d'influence diffèrent dans l'un et l'autre collectif ou que les effets de l'un des deux prédominent. C'est pourquoi l'analyse de la variance a aussi été menée séparément pour les deux collectifs avec les mêmes variables explicatives (hormis, bien entendu, la variable «classe»). Il est frappant de constater que résultat est comparable. Comme le montre le tableau 10, les variables explicatives observent le même ordre dans les deux modèles quant au pouvoir explicatif (statistique F). Au premier rang on trouve l'âge, puis les deux variables relatives au type de lésion, la nationalité, et ainsi de suite. Statistiquement, l'incidence de l'état civil n'est plus significative dans les deux modèles et cela vaut aussi, dans le plus petit des deux collectifs, soit celui des victimes d'accidents 70C A, pour la variable «domaine d'activité».

Tableau 10: Fit 1 séparé, AAP, DIT par classe

classe 70C, N=7501

Type III Tests					
Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Stat	Pr > F
alter	1	14.5042	14.5042	44.32	<.0001
zivstand	3	1.268	0.4227	1.29	0.2754
nation	13	11.9236	0.9172	2.8	0.0005
arbber	3	1.9858	0.6619	2.02	0.1085
kteil	39	74.897	1.9204	5.87	<.0001
verlart	20	83.4353	4.1718	12.75	<.0001
wohnort	30	14.2882	0.4763	1.46	0.0517
nation * wohnort	241	96.3771	0.3999	1.22	0.0119
kteil * verlart	338	211.5859	0.626	1.91	<.0001

classe 41A, N=18720

Type III Tests					
Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Stat	Pr > F
alter	1	14.7819	14.7819	41.75	<.0001
zivstand	3	1.9375	0.6458	1.82	0.1403
nation	13	21.6442	1.6649	4.7	<.0001
arbber	3	3.0187	1.0062	2.84	0.0363
kteil	42	100.6222	2.3958	6.77	<.0001
verlart	20	167.5657	8.3783	23.66	<.0001
wohnort	30	18.2208	0.6074	1.72	0.0088
nation * wohnort	287	140.0094	0.4878	1.38	<.0001
kteil * verlart	436	389.759	0.8939	2.52	<.0001

Le modèle arrêté pour 70C A explique au total 37 % du paramètre-cible. Du fait de l'allongement de la durée de l'incapacité de travail de 1,27 % par année d'âge, l'âge y a une plus grande incidence que dans 41A (0,74 % par année d'âge). Le modèle retenu pour 41A explique au total 33 % de la variance du paramètre-cible. Ici, le jeu des variables relatives au type de lésion réunit un peu plus de variance expliquée que dans 70C A. Cela pourrait tenir au fait que la proportion des déclarations de sinistres informatisées est plus importante dans 41A que dans 70C A, d'où une meilleure qualité, dans 41A, des indications relatives au type de lésion. On observe d'ailleurs dans 41A un nombre plus grand de variantes des variables croisées «partie du corps touchée x nature de la lésion» que dans 70C A. L'incidence des domaines d'activité «exploitation» et «technique», contrairement au domaine «bureau», est presque identique dans les deux classes et dénote une différence significative par rapport au domaine «bureau». Au niveau de l'influence du lieu de domicile en particulier, les analyses respectives de la branche de la construction et de la branche du prêt de personnel ont livré des résultats d'une similitude surprenante.

g. Durée d'engagement jusqu'à l'accident

Une différence remarquable entre les classes est apparue dans l'examen d'autres variantes du modèle. La durée d'engagement jusqu'à l'accident est logiquement beaucoup plus longue dans 41A que pour les intérimaires. Dans 41A, la durée d'engagement exerce un effet autonome puissant sur le paramètre-cible, à savoir que plus la victime a accumulé d'ancienneté dans l'entreprise avant son accident, plus la durée de son incapacité de travail diminue. Dans 70C A, par contre, on n'observe aucun lien entre la durée d'engagement et la durée de l'incapacité de travail.

Discussion des résultats

Remarques à propos de la variance inexpliquée

Le modèle de variance livre pour chacun des cas des valeurs escomptées pour la durée logarithmique de l'incapacité de travail log(DIT). La valeur de log(DIT) observée, déduction faite de l'espérance mathématique, donne l'erreur de modèle, désignée par le terme d'erreur résiduelle ou résidu. Le cas présentant le plus grand résidu positif dans FIT 1 fait référence à un Suisse de 25 ans atteint d'une lésion oculaire provoquée par des éclats. De tels cas sont très fréquents dans de nombreuses branches et il s'agit typiquement d'accidents bagatelle qui engendrent des frais pour l'élimination des éclats par un ophtalmologue. Une lésion oculaire fort rare provoquée par des éclats, qui a entraîné en l'occurrence une incapacité de travail d'une durée de 709 jours, est atypique de ce type d'accident. C'est pourquoi le modèle de variance n'escompte qu'une incapacité de travail de brève durée (1,5 jour), d'où un résidu élevé.

Le cas présentant le plus grand résidu négatif dans Fit 1 concerne un Italien de 54 ans qui s'est cassé un doigt. En l'espèce, il est atypique que le blessé ait repris le travail dans les trois jours du délai de carence suivant l'accident. En effet, le modèle escompte pour une telle lésion, compte tenu de l'âge de la victime, une incapacité de travail de 53 jours.

Le fait que des cas présentant des lésions comparables puissent avoir des conséquences très diverses en termes de durée de l'incapacité de travail et de coûts est un phénomène observé de façon générale en assurance-accidents [12]. Les suites d'un accident dépendent de nombreux facteurs, d'aspects allant de la personnalité de la victime à ses conditions de vie en passant par le processus de guérison, durant lequel peuvent surgir des complications. Par ailleurs, les variables explicatives ne reproduisent pas la réalité de manière suffisamment différenciée. Certes, dans le recensement complet, le type de lésion, en particulier, se retrouve groupé dans quelques centaines de cellules avec les caractéristiques croisées «partie du corps touchée x nature de la lésion». Mais de la sorte, les cas continuent de présenter des caractéristiques grossières si on les compare à une statistique fondée sur des diagnostics médicaux. La variance inexpliquée tient en partie aux critères d'influence non retenus dans le modèle et en partie à l'imprécision des critères pris en considération.

Cela dit, la part de variance expliquée est si importante dans l'ensemble que les modèles explicatifs échafaudés peuvent être considérés comme étayés.

Confounding et incidences administratives

Comme on l'a vu plus haut, les victimes d'accidents de la classe 70C A sont en moyenne de quatre ans plus jeunes que ceux de 41A, la moyenne des frais de traitement par cas est inférieure de 12,5 %, tandis que les jours indemnisés dépassent de 8,2 % ceux de 41A. Si l'on considère uniquement les cas avec jours indemnisés, il apparaît que les frais de traitement par cas sont inférieurs de 21,8 % dans 70C A mais que les jours indemnisés ne sont que de 4,5 % en deçà de 41 A. À lésion comparable, on escompte des frais de traitement par cas moins élevés dans 70C en raison de la différence d'âge. Toujours en raison de la différence d'âge, il serait cependant logique d'attendre aussi dans 70C A une durée moyenne d'incapacité de travail plus courte. Or c'est le contraire: 70C A présente par rapport à 41A, en moyenne,

---

[12] Lanfranconi, Bruno: *Prévention*. In: Statistique des accidents de la Suva 1998 – 2002, Suva Lucerne, 2004.

une durée de l'incapacité de travail plus longue que 41A. L'écart se révèle significatif dans Fit 1, alors que l'appartenance à une classe n'est pas significative dans Fit 2.

Ainsi, les résultats de l'analyse de la variance confirment l'impression que donnaient les tableaux présentés au début de la 3e partie de cette étude: la durée moyenne d'incapacité de travail plus longue des intérimaires tient – du moins pour la période d'observation, soit jusqu'à fin 2006 – non pas à une incapacité de travail prolongée dans les cas graves donnant lieu à des indemnités journalières mais à la plus forte proportion de cas assortis d'une incapacité de travail relativement courte. Ce constat ne s'explique ni par la plus grande gravité des lésions observées dans 70C A, ni par une autre des variables examinées.

Interrogés sur les raisons possibles de ces constats, des collaborateurs expérimentés des agences de la Suva ont précisé que les déclarations d'accidents concernant les intérimaires victimes d'accidents étaient parfois remplies très tard et que ces victimes se rendaient souvent dans leur pays d'origine pour y être traitées, d'où la difficulté de les joindre et de les contrôler mais aussi l'absence d'informations importantes telles que des rapports d'opération. Sur la base de ces indications, les analyses de la variance désignées par Fit 1 et Fit 2 concernant les accidents professionnels ont été répétées en y ajoutant comme variable explicative la latence des déclarations. Or cette latence s'est révélée non significative dans les deux analyses et sans incidence sur les résultats quant à la variable «classe». Le fait que les deux classes se distinguent le plus nettement dans leurs pourcentages respectifs de cas assortie d'une durée d'incapacité de travail relativement courte réfute la présomption selon laquelle, vu les circonstances particulières qui entourent les cas des intérimaires, la qualité de la gestion des sinistres assurée par la Suva pourrait s'être détériorée. Le constat d'une durée d'incapacité de travail plus longue en moyenne chez les intérimaires continue donc de faire peser un doute sur la caractéristique de classe. La discussion finale (voir p. 64) en donne une explication toute hypothétique. En revanche, le taux de retour au travail des victimes d'accidents ayant perçu des indemnités journalières ne présente pas de différence significative dans les deux classes.

Comparaison avec des accidents non professionnels

Dans des études telles que celle-ci, il subsiste toujours la question de la fiabilité des résultats. Si la statistique peut intégrer des probabilités d'erreur dans les calculs, elle n'est par contre pas à même de les éliminer. Chacun des collectifs sélectionnés constitue un échantillon pouvant présenter des particularités aléatoires. C'est pourquoi le groupe des victimes d'accidents survenus durant les loisirs a fait l'objet d'analyses identiques dans 70C A et 41A.

Compte tenu des différences déjà évoquées dans la Ire partie quant à la composition des collectifs et à leurs comportements durant les loisirs, on ne saurait nécessairement attendre des résultats identiques pour l'évolution des sinistres dans les deux collectifs. Les victimes d'accidents non professionnels n'en constituent pas moins un échantillon indépendant de celui des victimes d'accidents professionnels examiné jusqu'ici et des résultats identiques rehaussent le niveau de fiabilité des observations.

Si l'on compare le tableau 11 et le tableau 3, il apparaît que les deux classes présentent également des différences comparables dans les accidents non professionnels. Une fois encore, on observe que les victimes de 70C A ont en moyenne un peu plus de quatre ans de moins que celles de 41A et qu'elles font état d'un pourcentage nettement supérieur de cas donnant lieu à des indemnités journalières. Les frais de trai-

tement par cas sont à peine inférieurs dans 70C A mais les jours indemnisés dépassent en moyenne de près de 5 % ceux de 41A.

Tableau 11: Données relatives à Fit 1 AANP DIT, cas avec et sans JI

classe	nombre de cas		âge	moyenne par cas	
	Total	dont avec JI	moyenne	FdT	JI
41A	8'701	57.7%	34.5	1'691	22.9
70C A	3'754	65.7%	30.1	1'646	24.0
70C A en % de 41A				97.3%	104.7%

Fit 1 explique 31,9 % de la variance du paramètre-cible. Le tableau 12 montre à son tour que toutes les variables examinées fournissent une contribution autonome et significative à la variance expliquée. C'est une fois de plus l'âge des victimes qui possède la puissance explicative la plus forte. Grâce à la présence plus marquée de la catégorie «employés de bureau» dans les accidents durant les loisirs, la variable «domaine d'activité» explique une part beaucoup plus importante de la variance du paramètre-cible que ce n'est le cas parmi les accidents professionnels, et elle demeure y compris dans Fit 2 un critère d'influence significatif. Une grande importance échoit encore, de par leur nature, aux variables relatives au type de lésion.

Tableau 12: Fit 1, AANP DIT, cas avec et sans JI

Type III Tests					
Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Stat	Pr > F
alter	1	25.1917	25.1917	67.06	<.0001
zivstand	3	7.9111	2.637	7.02	<.0001
nation	13	9.4873	0.7298	1.94	0.0215
arbber	3	63.8823	21.2941	56.69	<.0001
klasse	1	5.3498	5.3498	14.24	0.0002
kteil	41	66.8307	1.63	4.34	<.0001
verlart	20	132.5268	6.6263	17.64	<.0001
wohnort	30	26.0824	0.8694	2.31	<.0001
nation * wohnort	266	139.9366	0.5261	1.4	<.0001
kteil * verlart	439	365.8551	0.8334	2.22	<.0001

Dans les accidents durant les loisirs, l'âge exerce une influence encore plus forte que dans les accidents professionnels. Par rapport à une victime de 15 ans, la durée de l'incapacité de travail d'une personne de 65 ans augmente d'environ 98 %. S'agissant de l'état civil, les divorcés dénotent ici aussi la durée d'incapacité de travail la plus longue. Quant au domaine d'activité, ce sont une fois de plus les employés de bureau qui présentent une durée d'incapacité de travail sensiblement plus courte que les victimes d'accidents dans les domaines de la technique, de l'exploitation ou de la vente.

L'effet produit par la classe est précédé d'un signe positif dans l'AANP comme dans l'AAP, mais l'allongement de la durée de l'incapacité de travail, supérieur de 13 % dans 70C A par rapport à 41A, y est moins prononcé que dans l'AAP (19 %).

Les résultats au niveau de la nationalité et du lieu de domicile recouvrent également, pour l'essentiel, les résultats obtenus pour l'AAP. Ce collectif étant plus restreint, la taille minimale des cellules reproduites dans le graphique 23 a été fixée à 25 observations. Ce sont une fois encore les Suisses résidant à Nidwald qui dénotent la valeur la plus basse. Ils servent donc de nouveau de base de comparaison avec les autres cellules.

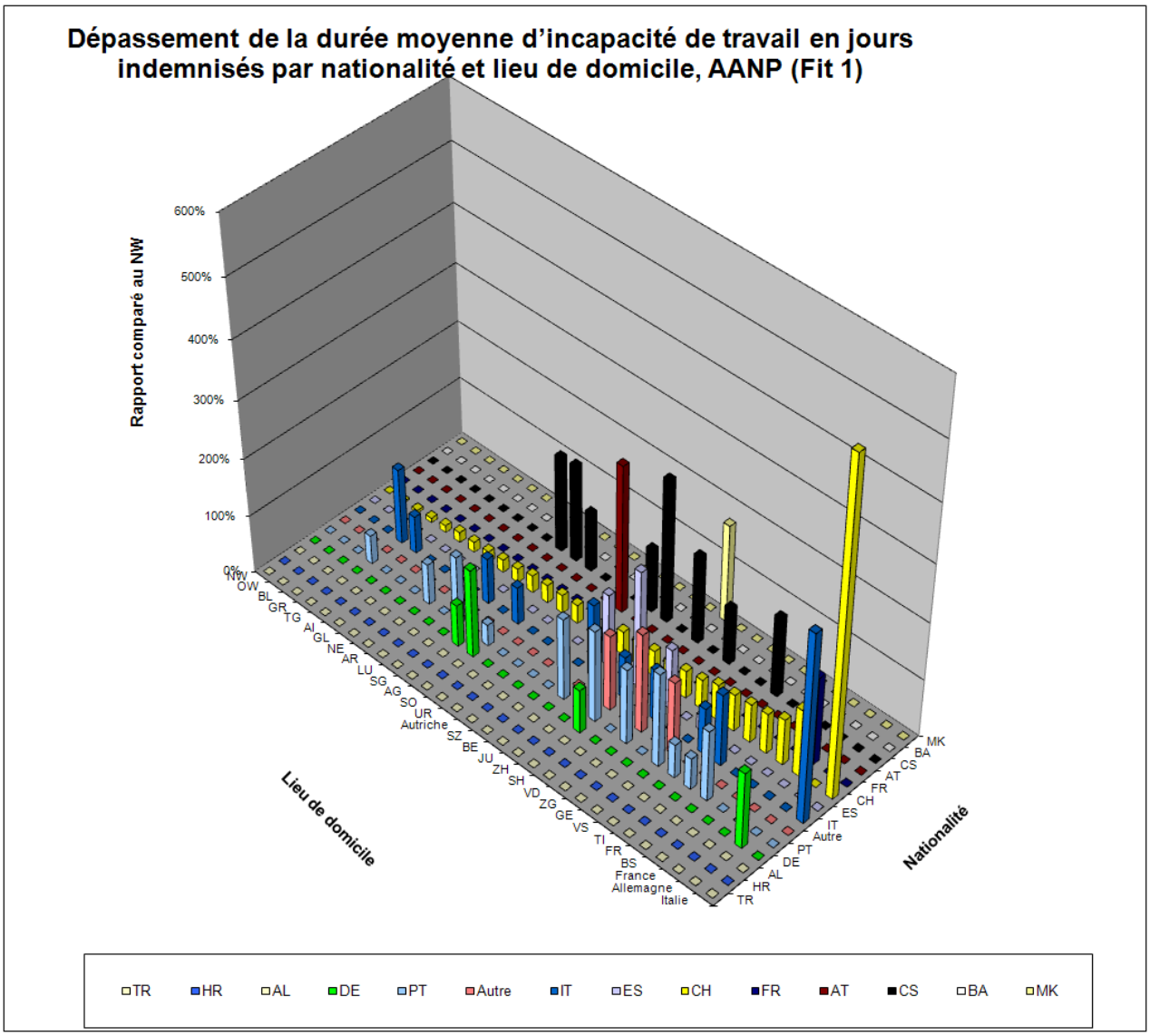
Les lieux de domicile sont présentés de nouveau selon leur rang par rapport aux Suisses de Nidwald (premier rang), soit de gauche à droite jusqu'à l'Italie (dernier rang). Les nationalités sont ordonnées à droite de bas en haut, avec la valeur la meilleure pour la Turquie et la plus mauvaise pour la Macédoine.

Les Suisses (colonnes jaunes) affichent une fois de plus la valeur la plus basse dans la plupart des cantons. Sinon, ils occupent de nouveau le deuxième rang parmi toutes les nationalités représentées. Mais une fois encore, les Suisses résidant en France ou en Italie enregistrent les valeurs les plus élevées parmi les Suisses.

Les valeurs de loin les plus élevées sont atteintes de nouveau par les Suisses résidant en Italie ainsi que par les frontaliers italiens et autrichiens.

Les traits essentiels de ces données sont encore une fois, concernant le lieu de domicile, des valeurs basses dans les cantons alémaniques ruraux, des valeurs plus élevées dans les cantons abritant de grandes villes comme Zurich, Berne et Bâle-Ville ainsi que dans les cantons de Suisse romande (à l'exception cette fois de Neuchâtel) et du Tessin, les frontaliers cumulant pour leur part les valeurs maximales.

Contrairement aux lieux de domicile, le classement des nationalités ne révèle aucune similitude dans les deux collectifs AAP et AANP, ce qui est peut-être lié à la grande diversité probable des comportements durant les loisirs au regard des accidents parmi les différentes nationalités (voir la discussion à ce propos dans la Ire partie).



Graphique 31: Incidence de la nationalité et du lieu de domicile sur la durée de l'incapacité de travail.

Dans l'ensemble, l'analyse des accidents non professionnels confirme pour l'essentiel les enseignements tirés de l'analyse des accidents professionnels. La principale différence entre 70C A et 41A réside une fois de plus dans le pourcentage de cas donnant lieu à des indemnités journalières, qui sont nettement plus élevés dans 70C A que dans 41A. Cette différence ne trouve pas son explication dans les autres disparités entre les deux collectifs prises en considération dans le modèle.

Analyse de contrôle concernant les frais de traitement

Tout comme la durée de l'incapacité de travail, les frais de traitement présentent une distribution très asymétrique et doivent donc être convertis en logarithmes aux fins d'analyse de la variance. Le Fit répondant au modèle d'explication analogique indique que le montant des frais de traitement par cas dans l'AAP – à l'image même de la durée de l'incapacité de travail – dépend dans une large mesure de l'âge de la victime de l'accident ainsi que de la nature de la lésion et de la partie du corps touchée. Une fois croisés, la nationalité et le lieu de domicile exercent également une influence significative sur les frais de traitement. Le domaine d'activité est tout juste non significatif, tandis que l'état civil ne dénote aucune incidence.

Une différence intéressante par rapport au résultat concernant l'incapacité de travail a trait à l'appartenance à la classe, qui n'a aucune influence sur le montant des frais de traitement. Les frais de traitement sont fortement corrélés à la durée de l'incapacité de travail et peuvent aussi être interprétés comme un indicateur de la gravité de la lésion. Ce constat étaye donc l'hypothèse selon laquelle les victimes d'accidents de la classe 70C A ne subissent pas, en moyenne, de lésions plus graves que celles de la classe 41A.

Autres aspects non retenus

L'analyse n'est pas à même de déceler les véritables raisons pour lesquelles le pourcentage de cas avec jours indemnisés est plus élevé dans 70C A que dans 41A. Elle permet tout au plus d'exclure les variables examinées comme des causes possibles. On pourrait penser que les intérimaires subissent en moyenne des lésions plus graves que les travailleurs de la construction et que cette circonstance n'est pas suffisamment prise en compte du fait de la représentation déficiente du type de lésion par les deux variables «nature de la lésion» et «partie du corps touchée». Or l'analyse des frais de traitement ne confirme en rien cette objection.

Il faut songer par ailleurs que l'éventail des travaux exécutés par les intérimaires ne recouvre pas parfaitement celui des ouvriers de la construction titulaires d'un emploi fixe. Ces derniers ne constituent que le groupe témoin le plus proche. Cependant, la comparaison des circonstances des accidents dans les deux collectifs n'a livré – dans la mesure où les données disponibles permettaient de formuler une assertion – aucune indication sur des dangers typiquement propres aux intérimaires et foncièrement différents de ceux auxquels seraient exposés les ouvriers de la construction. Les résultats concernant le taux de retour au travail laissent supposer que les différences observées entre 70C A et 41A ne tiennent pas à des cas isolés d'une gravité particulière mais bien davantage à un plus grand nombre d'accident plutôt légers, entraînant plus souvent des indemnités journalières dans 70C A que dans 41A.

Conclusions de la IIIe partie

La durée moyenne d'incapacité de travail des intérimaires après un accident est, toutes choses restant égales par ailleurs, de 13 à 19 % supérieure à celle des ouvriers et employés de la branche de la construction. Les intérimaires sont plus souvent en incapacité de travail mais retournent un plus vite à leur travail que les ouvriers de la construction.

On peut affirmer pour l'un comme pour l'autre groupe que la durée de l'incapacité de travail dépend largement de l'âge, du type de lésion et des exigences liées à l'activité exercée. Mais, outre ces facteurs médicobiologiques, les caractéristiques d'état civil, de nationalité, de lieu de domicile et d'appartenance à un collectif exercent également des effets autonomes, significatifs et parfois considérables sur la durée de l'incapacité de travail. Ce second ensemble de caractéristiques semble avoir en commun le fait d'exercer une fonction de réceptacle pour des facteurs psychosociaux et des critères descriptifs de motivation.

Discussion finale

Le risque d'accident et la durée de l'incapacité de travail après un accident ont été examinés dans cette étude selon une approche fondés sur l'analyse de la variance. On y a exposé toute une série de facteurs qui ont une incidence significative sur ce risque et sur la durée de l'incapacité de travail. L'orientation et les proportions des résultats sont solidement étayés, d'autant que la présente analyse est doublée d'une analyse comparative des accidents durant les loisirs.

Dans quelle mesure chacune des caractéristiques des personnes occupées contribue aux risque d'accident et d'absence, voilà en revanche une question qui ne trouve qu'une réponse approximative. En effet, sa précision est restreinte par les lacunes des variables explicatives: parfois, il est forcément nécessaire de regrouper des faits assez dissemblables dans une même catégorie, sans pouvoir exclure non plus certaines incidences administratives. D'autre part, seule une infime fraction des aspects probablement pertinents était disponible aux fins d'analyse statistique et a pu donc être prise en considération dans le modèle.

Le risque d'accident lié à l'inexpérience

Les caractéristiques permettant de conclure à un lien significatif avec le risque d'accident ont ceci de commun qu'elles ont un rapport avec les connaissances (savoir-faire) et la formation (qualification professionnelle).

Un faible niveau de formation ou l'exercice d'une activité auxiliaire, c'est-à-dire non qualifiée, est l'indice d'un double risque d'accident. Une brève durée d'engagement peut également se traduire par un manque d'expérience et produit, à titre temporaire et sur une échelle de temps plus réduite, le même effet d'exacerbation du risque.

Le risque d'absence lié à des facteurs biologiques et médicaux

Le fait que les facteurs médicobiologiques exercent une forte influence sur la durée d'une incapacité de travail consécutive à un accident est aisément compréhensible et au demeurant notoire, car ayant fait l'objet de diverses études. A lésion égale, la durée de guérison et le risque d'invalidation, augmentent de façon à peu près linaire, mais en suivant une courbe assez accentuée, en fonction de l'âge. Tout aussi compréhensible et parfaitement acceptable dans une perspective sociétale est le fait que la durée de l'incapacité de travail dépend également des exigences physiques liées à l'activité en cause. Une personne exerçant un emploi de bureau est souvent en mesure de reprendre son travail en cours de convalescence, tandis que le travail sur un chantier requiert d'être bien rétabli.

Le risque d'absence lié à des facteurs psychosociaux

Moins évidents, en revanche, sont les mécanismes par lesquels des facteurs psychosociaux peuvent, eux aussi, influer sur la durée de l'incapacité de travail après un accident. Rappelons brièvement les résultats enregistrés à ce sujet:

Suivant la combinaison du **lieu de domicile** et de la **nationalité**, la durée de l'incapacité de travail observée diffère de façon significative. Nos constats ne peuvent ni confirmer ni infirmer un rapport direct avec une «mentalité» particulière des victimes d'accidents. Ils permettent néanmoins d'affirmer que les disparités liées au lieu de domicile et à la nationalité ne s'expliquent pas par des différences d'âge, d'état civil ou de type de lésion.

L'**état civil** ne saurait expliquer beaucoup de variance, mais le statut de divorcé est constamment lié à la durée d'incapacité de travail la plus longue. C'est le cas même quand Fit 1 AAP est restreint aux Suisses victimes d'accidents.

Les résultats quant au lieu de domicile, à la nationalité et à l'état civil se vérifient tant pour 41A que pour 70C A.

S'applique à 41A mais non pas à 70C A le fait que plus la **durée d'engagement** des victimes est longue, plus la durée de l'incapacité de travail diminue.

Après prise en considération des différences quant à l'âge, à l'état civil, à la nationalité, au canton, au domaine d'activité et au type de lésion dans les collectifs de victimes de sexe masculin des classes de risque 41A et 70C A répondant au statut professionnel d'employé ou d'ouvrier, il subsiste un effet significatif inhérent à la **forme d'engagement**. Dans 70C A, la proportion des cas avec jours indemnisés est plus élevée que dans 41 A. Cette différence met en évidence, tous accidents professionnels confondus, une durée de l'incapacité de travail plus longue de 19 % dans 70C A. Si cet effet se vérifie aussi pour les accidents durant les loisirs, il est cependant moins marqué que pour les accidents professionnels, avec une durée de l'incapacité de travail prolongée de 13 % dans 70C A.

Hypothèses quant aux mécanismes liés aux facteurs psychosociaux

Les faits montrent donc que les victimes d'accidents qui se distinguent de par des caractéristiques psychosociales telles que la nationalité, le lieu de domicile, l'état civil et l'appartenance à une branche d'activité se différencient également en ce qui concerne la durée de l'incapacité de travail, et ce, indépendamment des facteurs médicobiologiques. D'où la question de savoir par quels mécanismes ces facteurs psychosociaux influent sur le comportement des victimes d'accidents. Contrairement aux facteurs médicobiologiques, les facteurs psychosociaux sont d'une certaine façon hors critère. Comment expliquer par exemple que les ressortissants de telle nationalité, à lésion égale, reprennent le travail plus tôt que les ressortissants de telle autre nationalité?

La discussion sur les mécanismes des facteurs psychosociaux évoque l'effet connu des assureurs sous le terme anglais de *moral hazard*. Ce terme, qui se traduit par «aléa (ou risque) moral», englobe toutes les incitations ayant une incidence sur le comportement et qui naissent de la simple existence de l'assurance-accidents ainsi que du montant de ses prestations.

Nos résultats se fondent en un ensemble cohérent dans l'hypothèse que voici: la mesure dans laquelle les mécanismes de l'aléa moral déterminent la durée de l'incapacité de travail dépend de l'ampleur des engagements pris entre les victimes d'accidents et les différents groupes de personnes intervenant dans notre contexte.

Parmi les victimes d'accidents du collectif examiné, les mécanismes de l'aléa moral agissent plus ou moins en fonction

- de l’ampleur de leur intégration dans la société (les étrangers par rapport aux Suisses),
- de l’ampleur du contrôle social ambiant (plus étroit dans les régions rurales),
- de l’étendue des liens avec l’employeur (intérimaires / ouvriers de la construction titulaires d’un emploi fixe; influence de la durée d'engagement chez les ouvriers de la construction),
- de la distance psychosociale par rapport au lieu de travail (frontaliers / autochtones),
- des usages sociorégionaux tolérés (Suisse alémanique / autres régions du pays et étranger),
- des expériences personnelles parfois éprouvantes vécues par les victimes d’accidents, qui altèrent leur intégrité psychique et physique,
- de l’étendue de leurs liens familiaux (effet de l'état civil «divorcé»),

sachant que tous les aspects qui renforcent les liens entre partenaires sociaux agissent dans le sens d’une réduction de la durée de l’incapacité de travail consécutive à un accident.

Il est possible aussi de formuler ainsi notre hypothèse: les facteurs psychosociaux utilisés mesurent indirectement les engagements et obligations auxquelles la victime de l’accident se voit astreinte. Ces obligations, à leur tour, dictent sa motivation au travail, laquelle détermine en partie la durée de son incapacité. Cette hypothèse à propos de la motivation au travail (ou discipline de travail) s’intègre bien dans les récents résultats de la recherche sur le comportement moral en général.

Conclusion générale

La comparaison entre les ouvriers de la construction et les travailleurs temporaires ne met pas au jour de différences fondamentales. L'impression est plutôt qu'il existe des disparités graduelles, tant au niveau des facteurs psychosociaux originels que sur le plan du comportement qui en résulte.

Nous avons trouvé des indices incitant à penser que les intérimaires pourraient avoir tendance à être un peu moins intégrés, et ce, aussi bien sur le plan privé (personnes célibataires) que sur les plans professionnel (caractère temporaire des rapports de travail) et social (personnes issues de l'immigration). Les indices d'une plus faible intégration des intérimaires résident dans la présence d'une plus forte proportion d'étrangers et de frontaliers mais aussi d'immigrés de fraîche date. Il existe en outre des indices que les intérimaires ont à parcourir des trajets professionnels plus longs en moyenne. Or un trajet plus long suppose des exigences accrues en termes de forme physique.

Cela dit, les paramètres déterminants qui influent sur le risque d'accident sont la formation, le métier exercé et la durée d'engagement. L'influence de ces caractéristiques est telle que, face à elles, les caractéristiques formelles ou administratives (forme d'engagement, branche d'activité, par exemple) paraissent bien pâles. En d'autres termes, ces dernières influences – en tout cas au vu des données disponibles à ce jour – ne sont pas prouvées statistiquement.

La répartition des critères d'influence en facteurs liés les uns à la sphère médicobiologique, les autres à la sphère psychosociale, permet de bien isoler, dans la sphère d'influence des facteurs psychosociaux, le potentiel disponible pour optimiser les conséquences d'accidents et de réunir des critères servant à élaborer des mesures appropriées. Il appartient au milieu médical d'endiguer l'influence des facteurs médicobiologiques et aux organes de prévention, aux employeurs, à la Suva et au législateur de se préoccuper des facteurs psychosociaux.

Le législateur, en particulier, s'intéressera aux indices selon lesquels l'aléa moral croît à mesure qu'augmentent les prestations, sachant que l'attrait des prestations en espèces dépend en plus du pouvoir d'achat qui leur est lié au lieu de résidence du bénéficiaire.

Recommandations

Les données disponibles quant à la composition des groupes de victimes d'accidents dans la classe 70C A fourniront aux organes de prévention quelques indices méthodologiques sur la meilleure manière de cibler les campagnes: sur qui, quand, où et en quelle langue. Les indices en question ont déjà été formulés dans la Ire partie de cette étude.

Amélioration de la base de données

Le contraste créé avec la branche de la construction n'est pas le moyen idéal pour conduire une analyse plus spécifique du processus des accidents dans la branche du prêt de personnel et pour juger de son évolution dans le temps. Il constitue une approche grossière de la question, qui ne permet pas pour le moment, faute de données, d'appréhender toute la réalité des situations. Il manque en particulier des informations sectorielles sur la structure des intérimaires (âge, nationalité, lieu de domicile, etc.) et sur leurs missions de travail (branche de l'entreprise locataire de services, durée des missions, etc.).

Une enquête statistique supplémentaire menée en une fois serait inefficace face à la puissante dynamique de cette branche qui a continué de croître fortement jusqu'en 2007. Dans le sillage de la crise économique, le prêt de personnel a subi une cassure douloureuse, le personnel temporaire ayant été le premier à faire les frais des réductions de capacités. Mais c'est aussi chez les intérimaires que se manifesteront les premiers signes d'une reprise de la conjoncture, en tout cas tant que les responsables des entreprises qui louent leurs services ne seront pas assurés du caractère durable d'une relance.

La composition des intérimaires, elle aussi, devrait connaître une mutation permanente, de sorte qu'une collecte de données ponctuelle serait vite dépassée, sans compter qu'elle ne rencontrerait sans doute qu'une adhésion limitée puisqu'elle ne générerait pas d'avantage immédiatement palpable.

Vu le contexte changeant dans lequel évolue la branche du prêt de personnel, il faudrait donc mener des enquêtes statistiques permanentes, en concentrant les informations notamment sur la nature et la durée des missions de travail temporaire. Or, pour obtenir des informations exploitables à des fins statistiques, le seul moyen adéquat consiste à rendre obligatoire la déclaration de toutes les missions; le volontariat entraînerait une distorsion de la base de données. Cela dit, la mise en place d'une collecte de données en continu représenterait une somme de travail énorme difficile à chiffrer, en particulier pour amener les entreprises de prêt de personnel à saisir selon des critères uniformes les données relatives à la branche d'activité des entreprises locataires de service. L'avantage qui ferait pendant à cette somme de travail n'est pas chiffrable non plus.

Qui plus est, les différences encore inexpliquées à propos des risques d'accident ne sont plus très importantes. Il est même probable qu'elles sont trop minimes pour mettre en évidence une influence significative de la forme d'engagement. Les perspectives de succès d'une telle enquête ne justifient pas, du point de vue statistique, la somme de travail à y investir.

C'est la raison pour laquelle il n'est pas recommandé d'élargir ni même de poursuivre les enquêtes statistiques au-delà de l'étude pilote. Il est possible de mobiliser les

ressources statistiques de manière plus productive en procédant à des analyses ad hoc, pour lesquelles le SSAA tient à faire part de son entière disponibilité.

Intérêt de l'étude pour la gestion des absences par les entreprises de prêt de personnel

Il n'a pas été question jusqu'ici des facteurs économiques, qui ne faisaient pas l'objet de la présente étude. On sait pourtant, à la lumière d'études précédentes, qu'ils jouent un rôle important dans l'assurance-accidents. Les facteurs économiques contribuent en effet au phénomène qui veut que les conséquences d'un accident ne puissent s'expliquer qu'en partie par les facteurs médicobiologiques. Comme dans d'autres branches des assurances sociales, les coûts des accidents font état d'un lien étroit et systématique avec les cycles conjoncturels. Les récessions font en particulier grimper les coûts des rentes d'invalidité [13].

L'employeur étant tenu de continuer à verser le salaire, les victimes d'accidents n'ont plus d'incitation économique immédiate à ne pas prolonger plus que nécessaire la durée de leur incapacité de travail, sans compter qu'ils n'agissent pas seuls: le médecin traitant a même un intérêt économique à ne pas précipiter le retour au travail et, pour l'entreprise locataire de services, il revient moins cher d'embaucher un autre intérimaire pour remplacer un ouvrier accidenté que de remplacer un employé à plein temps. Ces aspects sont pertinents au premier chef pour les entreprises de prêt de personnel, car ce sont elles qui acquittent les primes LAA. Elles ont tout intérêt à pratiquer une gestion systématique des absences et de coopérer avec les médecins-conseil et la Suva. Les résultats montrent à propos des victimes d'accidents légers qu'il est possible de les remettre au travail plus vite que ce n'est le cas actuellement. Une gestion des présences peut être gratifiante aussi pour l'entreprise locataire de services en ce sens que, dans l'ensemble, elle aura moins de nouveaux intérimaires à former à leur mission.

La Suva centre à juste titre sa gestion professionnelle des sinistres sur les accidents graves. Elle n'en soutient pas moins les entreprises assurées auprès d'elle par des moyens d'information, des cours de formation et une «boîte à outils» axée sur la gestion des absences [14]. Il existe aussi une brochure intitulée «Sécurité et protection de la santé sur les chantiers. Pour les intérimaires» [15].

Les mots «intégration» et «fidélisation» reliant tel un fil rouge les divers résultats observés dans la présente étude, nous recommandons de prendre toutes les mesures possibles pour approfondir la relation entre employé et employeur. On pourrait envisager des offres supplémentaires, par exemple des cours de langue ou des lieux d'hébergement. Le triangle intérimaire, agence temporaire et entreprise recruteuse forme sans nul doute une constellation moins propice à fidéliser une relation que celle qui lie les salariés titulaires d'un emploi fixe.

---

[13] Molinaro, Remo et Baigger, Günter: Le risque lié à la récession est-il une conséquence de l'invalidité latente ou subjective? Communications de la Commission fédérale de coordination pour la sécurité au travail, 38, juillet 1998; disponible aussi sous www.unfallstatistik.ch/f/publik/artikel/artikel_f.htm.

[14] http://www.suva.ch/fr/suvapro/absenzenmanagement.htm

[15] http://www.suva.ch/fr/suvapro/branchenfachthemen/temporaerarbeitende_in_produktionsbetrieben.htm

Un défi pour les assureurs en matière de gestion des cas

Face à un contrôle social affaibli, des systèmes experts peuvent contribuer à la protection des régimes sociaux. Les variables explicatives employées dans le modèle de variance sont toutes connues dès la déclaration d'accident. Aussi ce modèle pourrait-il servir en principe à faciliter un triage précoce des cas. Les facteurs médicobiologiques livrent pour chaque victime d'accident une estimation de la durée probable de l'incapacité de travail. Les facteurs psychosociaux fournissent une estimation de la probabilité que cette victime reste plus longtemps en arrêt de travail que ne le laissent escompter les facteurs médicobiologiques. Plus cette probabilité est grande, plus la mise en œuvre précoce des premières mesures de gestion des sinistres pourrait se révéler payante. Il est loisible de mobiliser ces capacités en ciblant une quantité librement définissable de cas présentant des valeurs maximales. Les estimations résultant du modèle de variance peuvent être mises à la disposition des entreprises pour faciliter leur gestion des absences et à celle des médecins pour les aider à apprécier l'incapacité de travail. Tout cela favorise une division efficace du travail entre les parties prenantes, les entreprises s'occupant des cas les moins lourds de conséquences, la Suva gérant les cas graves qui requièrent un *case management* professionnel.

La mise en pratique de ce système nécessite d'affiner le modèle de variance et de le compléter de façon modulable par d'autres données disponibles (concernant par exemple les accidents antérieurs dont a été victime la même personne). Les estimations relatives à telle ou telle victime pourront au demeurant être combinées afin de calculer d'autres estimations permettant de juger de la qualité de la gestion des sinistres assurée par les entreprises et les médecins. Les notations accordées aux entreprises et aux médecins sur la base des cas dont l'issue est connue pourront à leur tour être intégrées au modèle pour estimer les chiffres des nouveaux accidents à attendre dans ces entreprises ou des victimes à traiter par ces médecins. La précision de ces estimations sera limitée au début mais croîtra au fil du temps, à mesure que la base de données s'étoffera. L'intégration des estimations à titre de valeurs de contrôle dans le processus de traitement des sinistres provoquera sans doute une rétroaction positive, les parties prenantes reconnaissant l'utilité d'une déclaration des sinistres fondée sur une bonne qualité des données. La qualité des données s'en trouvera améliorée, ce qui en accroîtra d'autant leur utilité. La Suva a d'ailleurs déjà lancé un projet dans ce sens, qui livrera les premières données dans le courant de 2010.

La branche du prêt de personnel serait un terrain idéal pour un projet pilote. Les coûts des accidents y sont élevés, tout autant sans doute que le potentiel d'optimisation. Or, qui dit gros potentiel d'optimisation dit aussi fortes chances de succès, et l'association est hautement motivée à prendre les mesures qui s'imposent.