Rapport de méthodes

Statistique de l'aide sociale dans le domaine de l'asile

0

Statistische Grundlagen und Übersichten
Bases statistiques et produits généraux
Basi statistiche e presentazioni generali

Plan de sondage et extrapolations pour l'enquête pilote 2005

Schweizerische Eidgenossenschaft
Confédération suisse
Confederazione Svizzera
Confederaziun svizra

Département fédéral de l'intérieur DFI
Office fédéral de la statistique OFS

Neuchâtel, 2006

Statistik der Schweiz

Die vom Bundesamt für Statistik (BFS) herausgegebene Reihe «Statistik der Schweiz» gliedert sich in folgende Fachbereiche:

0 Statistische Grundlagen und Übersichten
1 Bevölkerung
2 Raum und Umwelt
3 Arbeit und Erwerb
4 Volkswirtschaft
5 Preise
6 Industrie und Dienstleistungen
7 Land- und Forstwirtschaft
8 Energie
9 Bau- und Wohnungswesen
10 Tourismus
11 Verkehr und Nachrichtenwesen
12 Geld, Banken, Versicherungen
13 Soziale Sicherheit
14 Gesundheit
15 Bildung und Wissenschaft
16 Kultur, Informationsgesellschaft, Sport
17 Politik
18 Öffentliche Verwaltung und Finanzen
19 Kriminalität und Strafrecht
20 Wirtschaftliche und soziale Situation der Bevölkerung
21 Nachhaltige Entwicklung und Disparitäten auf regionaler und internationaler Ebene

Statistique de la Suisse

La série «Statistique de la Suisse» publiée par l'Office fédéral de la statistique (OFS) couvre les domaines suivants:

0 Bases statistiques et produits généraux
1 Population
2 Espace et environnement
3 Vie active et rémunération du travail
4 Economie nationale
5 Prix
6 Industrie et services
7 Agriculture et sylviculture
8 Energie
9 Construction et logement
10 Tourisme
11 Transports et communications
12 Monnaie, banques, assurances
13 Protection sociale
14 Santé
15 Education et science
16 Culture, société de l'information, sport
17 Politique
18 Administration et finances publiques
19 Criminalité et droit pénal
20 Situation économique et sociale de la population
21 Développement durable et disparités régionales et internationales

Statistik der Schweiz

Methodenbericht

Statistique de la Suisse

Rapport de méthodes

Statistique de l'aide sociale dans le domaine de l'asile

Plan de sondage et extrapolations pour l'enquête pilote 2005

Auteur **Paul-André Salamin**
Office fédéral de la statistique

Editeur **Office fédéral de la statistique**

Neuchâtel, 2006

Préambule

La Statistique de l'aide sociale dans le domaine de l'asile est réalisée par l'Office fédéral de la statistique (OFS) sur mandat de l'Office fédéral des migrations (ODM). La section Sécurité sociale (SOZ) de l'OFS a demandé au Service de méthodes statistiques (METH) de concevoir le plan d'échantillonnage et de développer le modèle de pondération pour une enquête pilote ayant eu lieu en juin 2005.

Je tiens ici à remercier chaleureusement Petra Keller (SOZ) avec qui il a été très agréable de collaborer. Mes remerciements vont également à Daniel Conti (ODM) pour ses nombreuses explications sur les décomptes cantonaux, à Urs German (UGC) pour la mise à disposition des données et l'intégration de mes prototypes dans le système informatique de l'enquête et à Anne Renaud (METH) pour la relecture attentive du rapport.

Résumé

La Statistique de l'aide sociale dans le domaine de l'asile a pour but de relever les données nécessaires à l'actualisation du forfait global payé par la Confédération aux cantons pour financer leurs dépenses d'aide sociale dans le domaine de l'asile.

Cette statistique est basée sur un échantillon de dossiers stratifié par canton. Les tailles d'échantillons dans les strates sont obtenues par une allocation proportionnelle ajustée pour satisfaire à des contraintes d'inégalité. Une difficulté du projet a été de formuler correctement la définition du paramètre d'intérêt principal, le facteur de dépendance. Huit cantons ont accepté de participer à l'enquête pilote de juin 2005. Les taux de réponse ont été en général élevés. L'enquête pilote a permis de mettre en place et de tester la sélection de l'échantillon et l'estimation des paramètres d'intérêt et de leur précision.

Mots-clé

rapport de méthodes; statistique de l'aide sociale; domaine de l'asile; facteur de dépendance; stratification; estimation de la précision; proc surveymeans

---

Complément d'information: Paul-André Salamin, tél. 032 713 60 98
Paul-Andre.Salamin@bfs.admin.ch

Réalisation: Service de méthodes statistiques, OFS

Diffusion: Office fédéral de la statistique
CH-2010 Neuchâtel
Tél. 032 713 60 60 / Fax 032 713 60 61
Order@bfs.admin.ch

Internet: http://www.statistik.admin.ch

Numéro de commande: 338-0040

Prix: gratuit

Série: Statistique de la Suisse

Domaine: 0 Bases statistiques et produits généraux

Langue du texte original: Français

Graphisme/Layout: OFS

Copyright: OFS, Neuchâtel 2006
La reproduction est autorisée, sauf à des fins commerciales,
si la source est mentionnée.

ISBN: 3-303-00340-8

Table des matières

1 Introduction **5**

2 Facteur de dépendance **6**
2.1 Définition courante 6
2.2 Nouvelle définition du facteur de dépendance 9
2.3 Un exemple de calcul 9

3 Estimation du facteur de dépendance **11**
3.1 Calcul du facteur de dépendance 11
3.2 Estimation 11
3.3 Précision 11

4 Conception du plan de sondage **12**

5 Echantillon pour le pilote de juin 2005 **16**

6 Extrapolation **16**
6.1 Totaux 18
6.2 Estimation du forfait journalier 19
6.3 Estimation du facteur D 20
6.4 Résultats pour le pilote de juin 2005 21
6.5 Pseudo-code SAS 21

7 Evaluation du plan de sondage **23**

8 Conclusions **24**

1 Introduction

Dans le cadre de la révision partielle de la loi sur l'asile, il est prévu que l'aide sociale dans le domaine de l'asile soit financée par des enveloppes budgétaires. D'où le passage d'un système de financement prévoyant des forfaits individuels établis sur la base de décomptes cantonaux à un système de paiement direct effectué par la Confédération à partir de données électroniques. Trois forfaits globaux sont prévus : le premier pour couvrir les frais engendrés par les personnes faisant l'objet d'une procédure, les personnes à protéger sans autorisation de séjour, les personnes admises pour raisons humanitaires et celles admises à titre provisoire, le deuxième pour régler les dépenses occasionnées par les personnes dont le renvoi est en cours d'exécution et le troisième pour financer l'aide sociale accordée aux réfugiés reconnus pendant les premières années de leur séjour en Suisse et aux personnes à protéger titulaires d'une autorisation de séjour. Dans l'ensemble, ces forfaits garantissent aux cantons un volume de financement correspondant à ce qu'ils perçoivent à l'heure actuelle pour ces groupes de personnes.

Dès l'entrée en vigueur du nouveau système de financement par forfaits globaux, prévue pour le 1.1.2008, l'Office fédéral des migration (ODM) ne disposera plus de données sur l'aide sociale dans le domaine de l'asile. Cependant, l'ODM a besoin de ces données pour adapter périodiquement les forfaits globaux alloués aux cantons et aussi pour fournir des données de références pour le contrôle des finances. Le but premier de la *Statistique de l'aide sociale dans le domaine de l'asile* (eAsyl[1]) est ainsi de fournir les données nécessaires à l'actualisation du forfait global.

Le forfait global FG pour un trimestre et un canton se calcule comme

$$FG = (EFF - OCC \times D) \times FJ \times NBRE,$$

où EFF = effectif moyen des personnes du domaine de l'asile, OCC = effectif moyen des personnes occupées du domaine de l'asile, D = *facteur de dépendance* (facteur D, cf. la section 2), FJ = forfait journalier pour un canton, $NBRE$ = nombre de jours pour un trimestre. Les paramètres EFF et OCC sont connus à partir du registre AUPER (Automatische Personenregistratur) de l'ODM. Soit FE les frais effectifs, à savoir l'assistance nette payée par le canton. Les frais effectifs sont connus à partir des *décomptes cantonaux trimestriels*. On veut avoir $FG = FE$, ce qui donne pour le facteur D

$$D = \frac{EFF \times FJ \times NBRE - FE}{OCC \times FJ \times NBRE}.$$

Avec la suppression des décomptes cantonaux, on ne dispose plus des données nécessaires à l'actualisation du facteur D, à savoir FJ et FE. Le facteur D, tel qu'il est calculé à partir des décomptes cantonaux, est un facteur valable pour toute la Suisse. Dorénavant, on va calculer un facteur D cantonal sur la base de données collectées sur un échantillon lors d'un mois de référence. La définition de facteur D reste essentiellement la même, la seule différence étant que le forfait journalier est estimé à partir des données relevées. On arrive ainsi à

$$D = \frac{EFF \times (ASS/JOUR) \times NBRE - FE}{OCC \times (ASS/JOUR) \times NBRE},$$

[1] Une information plus détaillée sur la statistique eAsyl est donnée sur le site www.bfs.admin.ch/bfs/portal/fr/index/infothek/erhebungen__quellen/blank/blank/easyl/04.html

où ASS = assistance pour les personnes entièrement ou partiellement dépendantes, et $JOUR$ = nombre de jours pour lequels une assistance a été payée.

Ce rapport décrit la méthodologie qui a été utilisée pour l'enquête pilote de eAsyl. L'enquête pilote se réfère au mois de juin 2005. Dans la section 2 on explique comment on arrive à la définition du facteur D et on compare l'ancienne et la nouvelle définition du facteur D. Dans la section 3 on donne un estimateur du facteur D sous un plan stratifié et on calcule une approximation de la variance de l'estimateur. La conception du plan de sondage est décrite dans la section 4. Le plan de sondage et les extrapolations pour l'enquête pilote de juin 2005 sont décrits dans les sections 5 et 6. Finalement, dans la section 7 on fait une courte évaluation du plan de sondage sur la base des résultats de l'enquête.

2 Facteur de dépendance

2.1 Définition courante

Comme on l'a vu dans la section 1, le facteur D est défini, pour un canton et un trimestre, par

$$D = \frac{EFF \times FJ \times NBRE - FE}{OCC \times FJ \times NBRE}, \tag{1}$$

où $NBRE$ = nombre de jours du trimestre, FJ = forfait journalier du canton, EFF = effectif moyen des *personnes* du domaine de l'asile, OCC = effectif moyen des *personnes occupées* du domaine de l'asile et FE = frais effectifs, c'est à dire l'assistance nette payée par le canton. Nous allons montrer que le facteur D mesure le nombre moyen de personnes qui sont soutenues financièrement par une personne qui travaille.

2.1.1 Personnes inscrites et personnes occupées

On considère une période de référence $\mathcal{T} = \{1, \ldots, t, \ldots, T\}$, qui va être ici le trimestre, t désignant le jour. Soit $U_P(t)$ l'ensemble des *personnes* enregistrées au jour t, et $U_P = \bigcup_{t\in\mathcal{T}} U_P(t)$ l'ensemble des personnes enregistrées durant la période $\mathcal{T}$. Pour chaque personne $k \in U_P$ nous notons

$$d_{kt} = \begin{cases} 1 & \text{si } k \in U_P(t) \\ 0 & \text{si } k \notin U_P(t) \end{cases}$$

l'indicatrice de la population $U_P(t)$ dans U_P. Alors, pour chaque $t \in \mathcal{T}$, le nombre de personnes inscrites est donné par $|U_P(t)| = \sum_{k\in U_P} d_{kt}$. En pratique, les effectifs $|U_P(t)|$, $t \in \mathcal{T}$, ne sont pas tous connus. On ne dispose que de $|U_P(1)|$ et de $|U_P(T)|$. On approxime alors le nombre moyen de personnes susceptibles de recevoir une assistance durant la période T par

$$N_P = \frac{1}{2}\left(|U_P(1)| + |U_P(T)|\right) \approx \frac{1}{T}\sum_{t\in\mathcal{T}} |U_P(t)|. \tag{2}$$

Pour chaque personne $k \in U_P$, soit $x_{kt} \geq 0$ le revenu au temps t et $y_{kt} \geq 0$ l'assistance au temps t. Pour chaque $t \in \mathcal{T}$ on définit l'ensemble des personnes ayant un revenu, ou *personnes occupées*, par

$$R_P(t) = \{k \in U_P(t)\,; x_{kt} > 0\} \subseteq U_P(t).$$

L'ensemble des personnes occuppées lors de la période $\mathcal{T}$ et donné par $R_P = \bigcup_{t\in\mathcal{T}} R_P(t)$. On approxime le nombre moyen de personnes ayant un revenu par

$$R_P = \frac{1}{2}\left(|R_P(1)| + |R_P(T)|\right) \approx \frac{1}{T}\sum_{t\in\mathcal{T}} |R_P(t)|.$$

Dans la formule (1), $NBRE = T$, $EFF = N_P$ et $OCC = R_P$.

2.1.2 Dossiers en situation de dépendance

Les personnes étant habituellement regroupées en dossiers, on va considérer les données agrégées par période et par dossier. Soient U_P l'ensemble des *personnes* enregistrées durant la période $\mathcal{T}$ et U l'ensemble des *dossiers* enregistrés durant la période $\mathcal{T}$. On note les personnes du dossier i par

$$U_P(i) = \{k \in U_P;\ \text{la personne } k \text{ appartient au dossier } i\}.$$

Pour chaque personne $k \in U_P$ nous agrégons les données sur la période $\mathcal{T}$ pour obtenir
$d_k = \sum_{t\in\mathcal{T}} d_{kt}$ = nombre de jours d'assistance durant la période $\mathcal{T}$,
$y_k = \sum_{t\in\mathcal{T}} y_{kt}$ = assistance durant la période $\mathcal{T}$,
$x_k = \sum_{t\in\mathcal{T}} x_{kt}$ = revenu durant la période $\mathcal{T}$.
Les variables au niveau personnes permettent de définir les variables correspondantes au niveau dossiers :

$$d_i = \sum_{k\in U_P(i)} d_k, \quad x_i = \sum_{k\in U_P(i)} x_k, \quad y_i = \sum_{k\in U_P(i)} y_k.$$

On définit la sous-population des *dossiers en situation de dépendance* (Abhängigkeit) durant la période $\mathcal{T}$ par

$$A = \{i \in U; x_i < y_i\} \subseteq U.$$

Les frais effectifs du dossier i sont définis comme

$$z_i = \begin{cases} y_i - x_i & \text{si } i \in A \\ 0 & \text{si } i \notin A \end{cases}$$

On définit le variable indicatrice de la sous-population A par

$$1_{i\in A} = \begin{cases} 1 & \text{si } i \in A \\ 0 & \text{si } i \notin A \end{cases}$$

Le total de l'assistance et le total des revenus pour les dossiers en situation de dépendance sont donnés par

$$Y_A = \sum_{i\in A} y_i = \sum_{i\in U} y_i 1_{i\in A} \quad \text{et} \quad X_A = \sum_{i\in A} x_i = \sum_{i\in U} x_i 1_{i\in A},$$

ce qui permet de calculer les *frais effectifs* pour les dossiers en situation de dépendance

$$Z_A = \sum_{i\in A} z_i = \sum_{i\in U} z_i 1_{i\in A} = Y_A - X_A.$$

Dans la formule (1), $FE = Z_A$. Le nombre de jours d'assistance pour les dossiers en situation de dépendance est donné par

$$J_A = \sum_{i\in A} d_i = \sum_{i\in U} d_i 1_{i\in A}.$$

2.1.3 Le facteur D comme mesure de la dépendance

Si a est un forfait journalier ($FJ = a$ dans la formule (1)), alors le montant de l'assistance par jour et par personne est donné par $y_{kt} = a \cdot d_{kt}$. Le total de l'assistance sur la période $\mathcal{T}$ peut se calculer comme

$$Y = \sum_{i \in U} y_i = \sum_{t \in \mathcal{T}} \sum_{k \in U_P} y_{kt} = a \sum_{t \in \mathcal{T}} \sum_{k \in U_P} d_{kt}.$$

Pour $t \in \mathcal{T}$ fixe, $\sum_{k \in U_P} d_{kt} = |U_P(t)|$ et donc

$$Y = a \sum_{t \in \mathcal{T}} |U_P(t)| = aT \left\{ \frac{1}{T} \sum_{t \in \mathcal{T}} |U_P(t)| \right\}.$$

Avec l'approximation (2), on obtient $Y \approx aTN_P$. Inversement, étant donné les frais effectifs Z_A pour une période $\mathcal{T}$, on peut en déduire, sur la base du forfait journalier a, le nombre correspondant de personnes M_P à partir de $Z_A = aTM_P$, pour obtenir

$$M_P(a) = \frac{Z_A}{aT}. \tag{3}$$

La différence avec le nombre effectif N_P,

$$N_P - M_P(a) = N_P - \frac{Z_A}{aT},$$

peut être attibuée aux personnes ayant un revenu. En effet, $M_P(a)$ est inférieur à N_P (car $Z_A \leq Y_A \leq Y$), et cette diminution de N_P est due à des personnes ayant un revenu et soutenant des personnes sans revenu. Le *facteur de dépendance*, défini par

$$D(a) = \frac{N_P - M_P(a)}{R_P},$$

est ainsi une mesure du nombre moyen de personnes soutenues par une personne ayant un revenu. On retrouvre la définition (1) du facteur D

$$D(a) = \frac{1}{R_P}\left(N_P - \frac{Z_A}{aT}\right) = \frac{N_P \cdot a \cdot T - Z_A}{R_P \cdot a \cdot T} = \frac{EFF \times FJ \times NBRE - FE}{OCC \times FJ \times NBRE},$$

où

$N_P = EFF =$ nombre de personnes,
$R_P = OCC =$ nombre de personnes occupées,
$Z_A = FE =$ frais effectifs (assistance nette),
$a = FJ =$ forfait journalier,
$T = NBRE =$ nombre de jours de la période considérée.

Dans la pratique, le facteur $D(a)$ est utilisé pour calculer le forfait global qui est remboursé par la Confédération aux cantons. On part d'une estimation $\widehat{D}(a)$ du facteur $D(a)$, et on calcule le forfait global par $\widehat{Z}_A = aT(N_P - \widehat{D}(a) R_P)$, les paramètre N_P et R_P pouvant être déterminés à partir du registre AUPER de l'ODM.

2.2 Nouvelle définition du facteur de dépendance

En ce qui concerne les frais d'assistance, on dispose dans les décomptes cantonaux des trois variables $totA$, $totB$ et $totC$. Dans $totA$ les cantons comptabilisent les frais d'assistance et d'hébergement, dans $totB$ les frais d'institution et dans $totC$ les frais de caisse-maladie. On distingue deux types d'assistance : l'assistance totale $y = totA+totB+totC$ et l'assistance de base $v = totA+totC$. Dans la nouvelle méthode de calcul, on définit le forfait journalier par

$$\alpha = \frac{\sum_{i\in A} v_i}{\sum_{i\in A} d_i} = \frac{V_A}{J_A}.$$

La nouvelle définition du facteur D s'obtient en remplaçant dans (3) le forfait journalier a par le forfait journalier α. On a ainsi

$$M_P(\alpha) = \frac{Z_A}{\alpha T} = \left(\frac{J_A}{V_A}\right)\frac{Z_A}{T},$$

et la nouvelle définition du facteur D est donc

$$D = D(\alpha) = \frac{N_P - M_P(\alpha)}{R_P}.$$

Il suit que

$$\begin{aligned} D(\alpha) &= \frac{1}{R_P}\left(N_P - \frac{Z_A}{\alpha T}\right) = \frac{N_P(V_A/J_A)T - Z_A}{R_P(V_A/J_A)T} \\ &= \frac{EFF \times (ASSb \div JOUR) \times NBRE - FE}{OCC \times (ASSb \div JOUR) \times NBRE} \end{aligned}$$

où

$N_P = EFF =$ nombre de personnes,
$R_P = OCC =$ nombre de personnes occupées,
$Z_A = FE =$ frais effectifs (assistance nette),
$V_A = ASSb =$ assistance de base pour les dossiers en dépendance,
$J_A = JOUR =$ nombre de jours d'assistance,
$T = NBRE =$ nombre de jours de la période considérée.

2.3 Un exemple de calcul

Nous illustrons le calcul du facteur D selon les deux définitions. On utilise le décompte du canton du Valais pour le 4ème trimerstre 2001. Le forfait journalier a se calcule à partir du forfait assistance et hébergement et du forfait caisse-maladie pour les adultes et les enfants, tels que fixés dans les directives cantonales sur l'asile, cf. la table 1. En supposant que la proportion d'adultes parmi les personnes enregistrées est de 62.5%, on trouve

$$a = 26.810 + 0.625 \times 8.247 + 0.375 \times 2.490 = 32.898.$$

Le registre AUPER permet de déterminer les paramètres N_P et R_P. Pour le canton du Valais au 4ème trimestre 2001 on avait $N_P = 2257.5$ et $R_P = 393$ (table 2). Finalement, on utilise le décompte du canton du Valais pour calculer J_A, V_A et Z_A, cf. la table 3, et le facteur D selon l'ancienne et la nouvelle définition, cf. la table 4.

Forfait assistance et hébergement	26.810
Forfait caisse-maladie adultes	8.247
Forfait caisse-maladie enfants	2.490

TAB. 1 – Forfaits pour le Valais, 4ème trimestre 2001

	$t = 30.09.2001$	$t = 31.12.2001$	
$\|U_P(t)\|$	2235	2280	$N_P = \frac{1}{2}(2235 + 2280) = 2257.5$
$\|R_P(t)\|$	420	366	$R_P = \frac{1}{2}(420 + 366) = 393$

TAB. 2 – Effectifs AUPER pour le Valais, 4ème trimestre 2001

			Total
Dossiers en dépendance		$\|A\|$	933
Jours d'assistance	JOUR	J_A	179169
Assistance	ASS	Y_A	5997095.2
Assistance de base	ASSb	V_A	5879243.2
Revenus		X_A	1106579.5
Frais effectifs	FE	Z_A	4890515.7

TAB. 3 – Décompte du Valais, 4ème trimestre 2001

Jours dans la période	NBRE	T	92
Forfait journalier	FJ	a	32.898
		$\alpha = V_A/J_A$	32.814
Frais effectifs	FE	Z_A	4890515.7
		$M_P(a) = Z_A/(aT)$	1615.8
		$M_P(\alpha) = Z_A/(\alpha T)$	1620.0
Personnes	EFF	N_P	2258
Personnes avec revenu	OCC	R_P	393
Facteur de dépendance	D	$D(a) = (N_P - M_P(a))/R_P$	1.634
		$D(\alpha) = (N_P - M_P(\alpha))/R_P$	1.623

TAB. 4 – Calcul du facteur de dépendance selon deux définitions

3 Estimation du facteur de dépendance

3.1 Calcul du facteur de dépendance

Soit U l'ensemble des dossiers pour toute la Suisse sur une période T. On note N la taille de la population U. Pour chaque dossier $i \in U$ nous considérons les variables $y_i =$ assistance, $v_i =$ assistance de base, $x_i =$ revenu, $d_i =$ nombre de jours d'assistance. Soit $A = \{i \in U; x_i < y_i\}$ la population des dossiers en situation de dépendance. Pour $i \in A$, on définit le montant facturé $z_i = y_i - x_i$. Soit N_P le nombre de personnes correspondant aux N dossiers de U, et R_P le nombre de personnes disposant d'un revenu. Selon la nouvelle définition, cf. la section 2.2, le facteur D se calcule comme

$$D = \frac{1}{R_P}\left(N_P - \frac{1}{T}\left(\frac{V_A}{J_A}\right)^{-1} Z_A\right) = \frac{N_P}{R_P} - \frac{1}{TR_P}\frac{J_A}{V_A}Z_A.$$

3.2 Estimation

Un estimateur du facteur D est donné par

$$\widehat{D} = \frac{N_P}{R_P} - \frac{1}{TR_P}\frac{\widehat{J}_A}{\widehat{V}_A}\widehat{Z}_A, \tag{4}$$

les paramètres N_P et R_P étant connus à partir du registre AUPER. Nous considérons une stratification par cantons : $U = \bigcup_{h\in H} U_h$. On note N_h la taille de la strate U_h. On tire un échantillon aléatoire simple S_h de taille n_h dans chaque strate. L'échantillon total est $S = \bigcup_{h\in H} S_h$, de taille n. On estime Z_A par

$$\widehat{Z}_A = \sum_{h\in H}\frac{N_h}{n_h}\sum_{i\in S_h} z_i 1_{i\in A} = \sum_{i\in S} w_i z_i 1_{i\in A},$$

où $w_i = N_h/n_h$ si $i \in S_h$. Les estimateurs de V_A et de J_A sont définis de manière analogue :

$$\begin{aligned}
\widehat{V}_A &= \sum_{h\in H}\frac{N_h}{n_h}\sum_{i\in S_h} v_i 1_{i\in A} = \sum_{i\in S} w_i v_i 1_{i\in A},\\
\widehat{J}_A &= \sum_{h\in H}\frac{N_h}{n_h}\sum_{i\in S_h} d_i 1_{i\in A} = \sum_{i\in S} w_i d_i 1_{i\in A}.
\end{aligned}$$

3.3 Précision

La variance de $\widehat{D}$ est donnée par

$$var\left(\widehat{D}\right) = \left(\frac{1}{TR_P}\right)^2 var\left(\frac{\widehat{J}_A}{\widehat{V}_A}\widehat{Z}_A\right).$$

On linéarise pour obtenir

$$\frac{\widehat{J}_A}{\widehat{V}_A}\widehat{Z}_A \approx \frac{J_A}{V_A}\widehat{Z}_A + \frac{Z_A}{V_A}\left(\widehat{J}_A - \frac{J_A}{V_A}\widehat{V}_A\right). \tag{5}$$

On peut aussi écrire (5) comme

$$\frac{\widehat{J}_A}{\widehat{V}_A}\widehat{Z}_A \approx \frac{1}{\alpha}\sum_{i\in S} w_i z_i 1_{i\in A} + \gamma \sum_{i\in S} w_i \left(d_i - \frac{v_i}{\alpha}\right) 1_{i\in A},$$

où $\alpha = V_A/J_A$ est le forfait journalier et $\gamma = Z_A/V_A$. Alors

$$\frac{\widehat{J}_A}{\widehat{V}_A}\widehat{Z}_A \approx \sum_{i\in S} w_i \left[\frac{z_i}{\alpha} + \gamma\left(d_i - \frac{v_i}{\alpha}\right)\right] 1_{i\in A} = \sum_{i\in S} w_i r_i 1_{i\in A},$$

où on a défini la variable linéarisée

$$r_i = \frac{z_i}{\alpha} + \gamma\left(d_i - \frac{v_i}{\alpha}\right).$$

La variance de $\widehat{D}$ est donc donnée en première approximation par

$$var\left(\widehat{D}\right) \approx \left(\frac{1}{TR_P}\right)^2 \sum_{h\in H} N_h^2 \left(1 - \frac{n_h}{N_h}\right) \frac{1}{n_h} S^2_{r1_A,U_h}, \tag{6}$$

où $S^2_{r1_A,U_h}$ est la variance de la variable $r1_A$ dans la strate U_h. On note que

$$S^2_{r1_A,U_h} \approx W_{A_h} S^2_{r,A_h} + W_{A_h}\left(1 - W_{A_h}\right)\overline{r}^2_{A_h}$$

où S^2_{r,A_h} est la variance de la variable r sur $A_h = A \cap U_h$, $\overline{r}_{A_h}$ est la moyenne de r sur A_h et W_{A_h} est la proportion de dossiers en situation de dépendance dans la strate U_h.

4 Conception du plan de sondage

Soit U l'ensemble des dossiers pour toute la Suisse sur une période T. Nous considérons une *stratification par cantons* : $U = \bigcup_{h\in H} U_h$. On note N_h la taille de la strate U_h. On veut sélectionner un échantillon aléatoire simple S_h de taille n_h dans chaque strate. L'échantillon total est $S = \bigcup_{h\in H} S_h$, de taille n. On note $f = n/N$ le taux de sondage global. On détermine la taille totale de l'échantillon en fonction de la précision de l'estimation du facteur D au niveau suisse. On utilise l'estimateur (4) dont la variance est donnée approximativement par (6).

Pour le 4ème trimestre 2003 ($T = 92$), on a au niveau suisse $R_P = 10950$. Les tailles des strates, à savoir le nombre de dossiers par canton, peuvent être déterminées à partir du registre AUPER. Lors de la conception du plan de sondage pour l'enquête pilote de juin 2005, on disposait de l'état du registre AUPER du mars 2005, cf. la table 5.

Avec les données du décompte pour le Valais au 4ème trimestre 2001, cf. la table 6, on peut calculer S_{r,A_h} et $\overline{r}_{A_h}$. On obtient $S_{r,A_h} = 153.7$ et $\overline{r}_{A_h} = 159.7$. Comme ici $S_{r,A_h} \approx \overline{r}_{A_h}$ on a donc

$$S^2_{r1_A,U_h} \approx W_{A_h} S^2_{r,A_h} + W_{A_h}\left(1 - W_{A_h}\right)\overline{r}^2_{A_h} \approx \left[W_{A_h} + W_{A_h}\left(1 - W_{A_h}\right)\right] S^2_{r,A_h} \leq S^2_{r,A_h}.$$

Dans un calcul approximatif, on va supposer que $S^2_{r1_A,U_h} = S^2_{r1_A}$, c'est-à-dire que la variable $r1_A$ a la même dispersion dans toutes les strates. On obtient alors

$$var\left(\widehat{D}\right) \approx \left(\frac{S_{r1_A}}{TR_P}\right)^2 \left[\sum_{h\in H} N_h^2 \left(1 - \frac{n_h}{N_h}\right) \frac{1}{n_h}\right].$$

Strate			Dossiers	Personnes
1	ZH	Zürich	5314	9830
2	BE	Berne	3530	6336
3	LU	Luzern	1148	2247
4	UR	Uri	72	140
5	SZ	Schwyz	393	769
6	OW	Obwalden	88	195
7	NW	Nidwalden	73	164
8	GL	Glarus	93	165
9	ZG	Zug	297	523
10	FR	Fribourg	929	1659
11	SO	Solothurn	777	1558
12	BS	Basel-Stadt	414	750
13	BL	Basel-Landschaft	1030	1677
14	SH	Schaffhausen	256	374
15	AR	Appenzell Ausserrhoden	106	160
16	AI	Appenzell Innerrhoden	20	31
17	SG	St. Gallen	1340	2206
18	GR	Graubünden	535	927
19	AG	Aargau	1679	2856
20	TG	Thurgau	360	665
21	TI	Ticino	871	1499
22	VD	Vaud	3339	6723
23	VS	Valais	951	1969
24	NE	Neuchâtel	840	1699
25	GE	Genève	2500	4350
26	JU	Jura	206	354
	Total		27161	49826

TAB. 5 – Nombre dossiers, selon AUPER de mars 2005

		Total	Moyenne	Ecart-type
Dossiers en dépendance	$\|A\|$	933		
Jours en assistance	J_A	179'169	192.0	173.6
Assistance	Y_A	5'997'095.2	6'427.8	5'461.2
Assistance de base	V_A	5'879'243.2	6'301.4	5'370.5
Revenus	X_A	1'106'579.5	1'186.0	2'636.8
Frais facturés	Z_A	4'890'515.7	4'241.7	4'787.0
Variable linéarisée	r	149'037.7	159.7	153.7

TAB. 6 – Décompte du canton du Valais, 4ème trimestre 2001

Finalement, on remplace S_{r1_A} par $S_{r,A}$ et, en se basant sur le décompte du canton du Valais, on va prendre $S_{r,A}^2 = (150)^2$.

On considère une allocation proportionnelle, modifiée pour satisfaire $a \leq n_h \leq b$. L'allocation proportionnelle est donnée par

$$n_{h,prop} = n\frac{N_h}{N} = \frac{n}{N}N_h = fN_h.$$

L'allocation proportionnelle ajustée pour garantir $a \leq n_h \leq b$ est donnée par

$$n_h = \varphi(N_h; f) = \begin{cases} N_h & \text{si } N_h \leq a \\ a & \text{si } n_{h,prop} < a \\ fN_h & \text{si } a \leq n_{h,prop} \leq b \\ b & \text{si } b < n_{h,prop} \end{cases} \tag{7}$$

On remarque que

$$n_h = \varphi(N_h; f) = \min(\min(N_h, \max(a, n_{h,prop})), b).$$

Etant donné un taux de sondage initial f, on peut calculer la taille totale de l'échantillon sous l'allocation proportionnelle ajustée

$$n = n(f) = \sum_{h \in H} \varphi(N_h; f),$$

et une approximation de la précision de l'estimateur $\widehat{D}$

$$V(f) = \left(\frac{S_{r,A}}{TR_P}\right)^2 \left[\sum_{h \in H} N_h^2 \left(1 - \frac{\varphi(N_h; f)}{N_h}\right) \frac{1}{\varphi(N_h; f)}\right].$$

On prend $T = 92$, $R_P = 10950$, $S_{r,A} = 150$ et les N_h tels que dans la table 5. La taille minimale d'un échantillon dans une strate est fixée à $a = 30$. La taille maximale, c'est à dire le nombre maximal de dossiers qu'un canton a à traiter lors de l'enquête, est fixée à $b = 200$. La figure 1 montre $\sqrt{V(f)}$ en fonction de $n(f)$. On remarque que sous l'allocation (7) la taille de l'échantillon est bornée par

$$n_{\max} = a \times |\{h; N_h \leq a\}| + \sum_{\{h; a < N_h < b\}} N_h + b \times |\{h; N_h \geq b\}|.$$

Si $n_{\max} < N$, on a donc aussi une borne inférieure pour la précision de $\widehat{D}$. On a calculé la précision de 3 plans de sondage, cf. les tables 7 et 8. Sous le plan 1 on a atteint la taille d'échantillon maximale, à savoir $n_{\max} = 4452$, cf. aussi la figure 1. On trouve $std(\widehat{D}) = 0.085$, ce qui est la précision limite que l'on peut atteindre sous les contraintes $30 \leq n_h \leq 200$. Le plan 2 montre que l'on peut réduire la taille totale de manière appréciable sans perdre beaucoup de précision. Sous le plan 3, on a fixé une taille d'échantillon de 500 pour les cantons ZH, BE, VD et GE et on a pris la taille totale maximale $n = 5000$, ce qui permet d'atteindre la précision $std(\widehat{D}) = 0.058$.

		Dossiers	Plan 1	Plan 2	Plan 3
1	ZH	5314	200	200	500
2	BE	3530	200	200	500
3	LU	1148	200	200	200
4	UR	72	72	30	30
5	SZ	393	200	116	163
6	OW	88	88	30	37
7	NW	73	73	30	30
8	GL	93	93	30	39
9	ZG	297	200	88	123
10	FR	929	200	200	200
11	SO	777	200	200	200
12	BS	414	200	123	172
13	BL	1030	200	200	200
14	SH	256	200	76	106
15	AR	106	106	31	44
16	AI	20	20	20	20
17	SG	1340	200	200	200
18	GR	535	200	158	200
19	AG	1679	200	200	200
20	TG	360	200	107	150
21	TI	871	200	200	200
22	VD	3339	200	200	500
23	VS	951	200	200	200
24	NE	840	200	200	200
25	GE	2500	200	200	500
26	JU	206	200	61	86
	Total	27161	4452	3500	5000

TAB. 7 – Allocation selon 3 plans de sondage

Plan	n	$std(\widehat{D})$
1	4452	0.0846
2	3500	0.0852
3	5000	0.0577

TAB. 8 – Précision de 3 plans de sondage

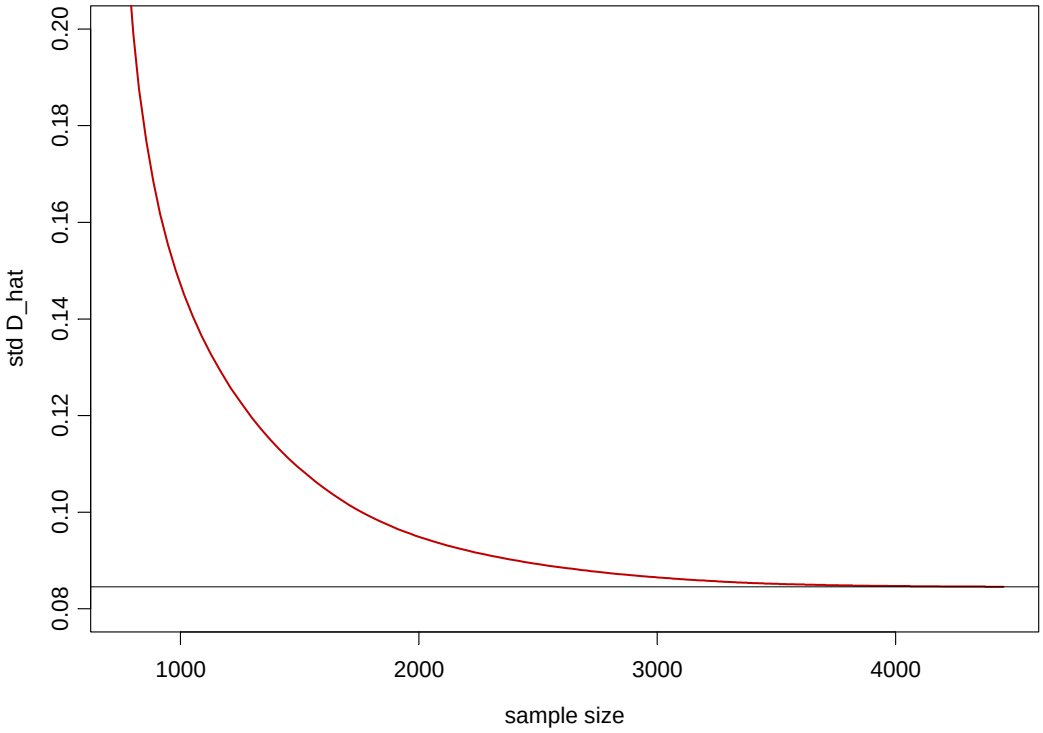


FIG. 1 – Précision de l'allocation

5 Echantillon pour le pilote de juin 2005

Le plan de sondage est un plan stratifié par canton. L'unité d'échantillonnage est le dossier. On utilise l'allocation proportionnelle ajustée (7) qui garantit $a \leq n_{h,adj} \leq b$ avec $a = 30$ et $b = 200$. Le nombre de dossiers par strate N_h correspond à l'état du registre AUPER pour juin 2005. Le paramètre f est choisi de telle façon à obtenir une taille totale de l'échantillon de 3500. Pour fixer la taille d'échantillon finale par strate, on tient compte encore d'un taux de réponse attendu de $\theta = 0.8$:

$$n_h = \min\left(\frac{1}{\theta} n_{h,adj}, N_h\right).$$

Le plan de sondage est donné dans la table 9. Les cantons ayant accepté de participer à l'enquête pilote sont BE, OW, ZG, BL, AR, AG, TI, et VD. La taille brute de l'échantillon pour le pilote est de 1442 dossiers.

6 Extrapolation

La population U est l'ensemble des dossiers pour le mois de juin 2005. La population est stratifiée par canton $U = \bigcup_{h \in H} U_h$. Dans chaque strate U_h on tire un échantillon aléatoire simple S_h. L'échantillon brut est $S = \bigcup_{h \in H} S_h$. L'échantillon net est $R = \bigcup_{h \in H} R_h$, où

Pilote	Canton		N_P	R_P	N_h	$n_{h,prop}$	$n_{h,adj}$	n_h
0	1	ZH	9590	1636	5153	1649.8	200.0	250
1	2	BE	6149	831	3380	1082.1	200.0	250
0	3	LU	2245	442	1132	362.4	200.0	250
0	4	UR	134	12	68	21.8	30.0	38
0	5	SZ	741	88	372	119.1	119.1	149
1	6	OW	200	39	87	27.9	30.0	38
0	7	NW	150	14	66	21.1	30.0	38
0	8	GL	162	16	84	26.9	30.0	38
1	9	ZG	515	73	287	91.9	91.9	115
0	10	FR	1629	239	897	287.2	200.0	250
0	11	SO	1500	207	743	237.9	200.0	250
0	12	BS	710	165	377	120.7	120.7	151
1	13	BL	1665	336	982	314.4	200.0	250
0	14	SH	359	51	248	79.4	79.4	99
1	15	AR	148	35	97	31.1	31.1	39
0	16	AI	23	9	19	6.1	19.0	19
0	17	SG	2139	319	1280	409.8	200.0	250
0	18	GR	871	171	484	155.0	155.0	194
1	19	AG	2698	274	1578	505.2	200.0	250
0	20	TG	630	119	318	101.8	101.8	127
1	21	TI	1431	207	805	257.7	200.0	250
1	22	VD	6692	1306	3306	1058.4	200.0	250
0	23	VS	1955	270	926	296.5	200.0	250
0	24	NE	1713	349	838	268.3	200.0	250
0	25	GE	4342	954	2485	795.6	200.0	250
0	26	JU	341	43	194	62.1	62.1	78
		Total	48732	8205	26206	8390.0	3500.0	4373

TAB. 9 – Plan de sondage pour le pilote de juin 2005

$R_h \subseteq S_h$ est l'échantillon des répondants dans la strate h. Pour une strate U_h, on note N_h le nombre de dossiers dans la strate, n_h la taille de l'échantillon brut et m_h la taille de l'échantillon net.

On suppose que la probabilité de réponse est uniforme par strate. Alors, conditionnellement aux tailles nettes m_h, $h \in H$, on se retrouve dans la situation d'un tirage stratifié. En particulier, la pondération est donnée par $w_i = N_h/m_h$ pour $i \in R_h$.

6.1 Totaux

Certains paramètres d'intérêts sont des totaux, soit sur toute la population, soit sur les strates. Ces paramètres sont

- le nombre de dossiers en dépendance $|A|$,
- le nombre de jours d'assistance pour les dossiers en dépendance J_A,
- le montant de l'assistance de base pour les dossiers en dépendance V_A,
- les frais effectifs payés par les cantons pour les dossiers en dépendance Z_A.

Un total sur la population peut s'écrire comme une somme de totaux sur les strates. On a, par exemple,

$$Z_A = \sum_{i \in U} z_i 1_{i \in A} = \sum_{h \in H} \sum_{i \in U_h} z_i 1_{i \in A} = \sum_{h \in H} Z_{A_h}.$$

De même, $|A| = \sum_{h \in H} |A_h|$, $J_A = \sum_{h \in H} J_{A_h}$ et $V_A = \sum_{h \in H} V_{A_h}$.

On estime Z_A par

$$\widehat{Z}_A = \sum_{i \in R} w_i z_i 1_{i \in A} = \sum_{h \in H} \frac{N_h}{m_h} \sum_{i \in R_h} z_i 1_{i \in A}.$$

On remarque que $\widehat{Z}_A = \sum_{h \in H} \widehat{Z}_{A_h}$ avec $\widehat{Z}_{A_h} = (N_h/m_h) \sum_{i \in R_h} z_i 1_{i \in A}$. On estime la variance de $\widehat{Z}_A$ par

$$\widehat{var}\left(\widehat{Z}_A\right) = \sum_{h \in H} N_h^2 \left(1 - \frac{m_h}{N_h}\right) \frac{1}{m_h} S^2_{z1_A, R_h},$$

où $S^2_{z1_A, R_h}$ est la variance de la variable $z1_A$ dans l'échantillon net R_h de la strate U_h. On estime le coefficient de variation de $\widehat{Z}_A$ par

$$\widehat{CV}\left(\widehat{Z}_A\right) = \frac{\sqrt{\widehat{var}\left(\widehat{Z}_A\right)}}{\widehat{Z}_A}.$$

On estime la variance de $\widehat{Z}_{A_h}$ par

$$\widehat{var}\left(\widehat{Z}_{A_h}\right) = N_h^2 \left(1 - \frac{m_h}{N_h}\right) \frac{1}{m_h} S^2_{z1_A, R_h}.$$

On remarque que $\widehat{var}\left(\widehat{Z}_A\right) = \sum_{h \in H} \widehat{var}\left(\widehat{Z}_{A_h}\right)$. On remplaçant la variable z par les variables d ou v, on obtient les estimations pour les paramètres J_A, J_{A_h}, V_A et V_{A_h}. En n'utilisant que la variable 1_A on obtient les estimations pour les paramètres $|A|$ et $|A_h|$.

6.2 Estimation du forfait journalier

Pour la population U, le forfait journalier est défini par $\alpha = V_A/J_A$. On estime le forfait journalier par

$$\widehat{\alpha} = \frac{\widehat{V}_A}{\widehat{J}_A} = \frac{\sum_{i\in R} w_i v_i 1_{i\in A}}{\sum_{i\in R} w_i d_i 1_{i\in A}}.$$

La forme linéarisée de l'estimateur $\widehat{\alpha}$ est donnée par

$$\widehat{\alpha} \approx \alpha + \sum_{i\in R} w_i \left[\frac{1}{J_A}(v_i - \alpha d_i)\right] 1_{i\in A} = \alpha + \sum_{i\in R} w_i r_\alpha(i)\, 1_{i\in A},$$

où on a défini la variable linéarisée

$$r_\alpha(i) = \frac{1}{J_A}(v_i - \alpha d_i).$$

On estime la variance de $\widehat{\alpha}$ par

$$\widehat{var}(\widehat{\alpha}_h) = \sum_{h\in H} N_h^2 \left(1 - \frac{m_h}{N_h}\right) \frac{1}{m_h} S^2_{\widehat{r}_\alpha 1_A, R_h},$$

où $S^2_{\widehat{r}_\alpha 1_A, R_h}$ est la variance dans l'échantillon net R_h de la strate U_h de $\widehat{r}_\alpha 1_A$, avec

$$\widehat{r}_\alpha(i) = \frac{1}{\widehat{J}_A}(v_i - \widehat{\alpha} d_i).$$

Pour une strate U_h, le forfait journalier est défini par $\alpha_h = V_{A_h}/J_{A_h}$. On estime le forfait journalier α_h par

$$\widehat{\alpha}_h = \frac{\widehat{V}_{A_h}}{\widehat{J}_{A_h}} = \frac{\sum_{i\in R_h} w_i v_i 1_{i\in A}}{\sum_{i\in R_h} w_i d_i 1_{i\in A}}.$$

La forme linéarisée de l'estimateur $\widehat{\alpha}_h$ est donnée par

$$\widehat{\alpha}_h \approx \alpha_h + \sum_{i\in R_h} w_i \left[\frac{1}{J_{A_h}}(v_i - \alpha_h d_i)\right] 1_{i\in A} = \alpha_h + \sum_{i\in R_h} w_i r_{\alpha_h}(i)\, 1_{i\in A},$$

où on a défini la variable linéarisée

$$r_{\alpha_h}(i) = \frac{1}{J_{A_h}}(v_i - \alpha_h d_i).$$

On estime la variance de $\widehat{\alpha}_h$ par

$$\widehat{var}(\widehat{\alpha}_h) = N_h^2 \left(1 - \frac{m_h}{N_h}\right) \frac{1}{m_h} S^2_{\widehat{r}_{\alpha_h} 1_A, R_h},$$

où $S^2_{\widehat{r}_{\alpha_h} 1_A, R_h}$ est la variance dans l'échantillon net R_h de la strate U_h de $\widehat{r}_{\alpha_h} 1_A$, avec

$$\widehat{r}_{\alpha_h}(i) = \frac{1}{\widehat{J}_{A_h}}(v_i - \widehat{\alpha}_h d_i).$$

6.3 Estimation du facteur D

Pour la population U, le facteur D est défini par

$$D = \frac{N_P}{R_P} - \frac{1}{TR_P}\frac{J_A}{V_A}Z_A.$$

On estime le facteur D par

$$\widehat{D} = \frac{N_P}{R_P} - \frac{1}{TR_P}\frac{\widehat{J}_A}{\widehat{V}_A}\widehat{Z}_A.$$

Au vu de (5), la forme linéarisée de l'estimateur $\widehat{D}$ est donnée par

$$\widehat{D} \approx \frac{N_P}{R_P} - \frac{1}{TR_P}\left\{\frac{1}{\alpha}\widehat{Z}_A + \gamma\left(\widehat{J}_A - \frac{1}{\alpha}\widehat{V}_A\right)\right\},$$

où $\alpha = V_A/J_A$ et $\gamma = Z_A/V_A$. On a ainsi

$$\widehat{D} \approx \frac{N_P}{R_P} - \sum_{i\in R} w_i r_D(i)\, 1_{i\in A}$$

où on a défini la variable linéarisée

$$r_D(i) = \frac{1}{TR_P}\left[\frac{z_i}{\alpha} + \gamma\left(d_i - \frac{v_i}{\alpha}\right)\right].$$

On estime la variance de $\widehat{D}$ par

$$\widehat{var}\left(\widehat{D}\right) = \sum_{h\in H} N_h^2\left(1 - \frac{m_h}{N_h}\right)\frac{1}{m_h}S^2_{\widehat{r}_D 1_A, R_h},$$

où $S^2_{\widehat{r}_D 1_A, R_h}$ est la variance dans l'échantillon net R_h de la strate U_h de $\widehat{r}_D 1_A$, avec

$$\widehat{r}_D(i) = \frac{1}{TR_P}\left[\frac{z_i}{\widehat{\alpha}} + \widehat{\gamma}\left(d_i - \frac{v_i}{\widehat{\alpha}}\right)\right]$$

et $\widehat{\alpha} = \widehat{V}_A/\widehat{J}_A$, $\widehat{\gamma} = \widehat{Z}_A/\widehat{V}_A$.

Pour la strate U_h, le facteur D_h est défini par

$$D_h = \frac{N_{P,h}}{R_{P,h}} - \frac{1}{TR_{P,h}}\frac{J_{A_h}}{V_{A_h}}Z_{A_h}.$$

On estime le facteur D_h par

$$\widehat{D}_h = \frac{N_{P,h}}{R_{P,h}} - \frac{1}{TR_{P,h}}\frac{\widehat{J}_{A_h}}{\widehat{V}_{A_h}}\widehat{Z}_{A_h}.$$

La forme linéarisée de l'estimateur $\widehat{D}_h$ est donnée par

$$\widehat{D}_h \approx \frac{N_{P,h}}{R_{P,h}} - \frac{1}{TR_{P,h}}\left\{\frac{1}{\alpha_h}\widehat{Z}_{A_h} + \gamma_h\left(\widehat{J}_{A_h} - \frac{1}{\alpha_h}\widehat{V}_{A_h}\right)\right\},$$

où $\alpha_h = V_{A_h}/J_{A_h}$ et $\gamma_h = Z_{A_h}/V_{A_h}$. On a ainsi

$$\widehat{D}_h \approx \frac{N_{P,h}}{R_{P,h}} - \sum_{i \in R_h} w_i r_{D_h}(i)\, 1_{i \in A}$$

où on a défini la variable linéarisée

$$r_{D_h}(i) = \frac{1}{TR_{P,h}} \left[\frac{z_i}{\alpha_h} + \gamma_h \left(d_i - \frac{v_i}{\alpha_h} \right) \right].$$

On estime la variance de $\widehat{D}_h$ par

$$\widehat{var}\left(\widehat{D}_h\right) = N_h^2 \left(1 - \frac{m_h}{N_h}\right) \frac{1}{m_h} S^2_{\widehat{r}_{D_h} 1_A, R_h},$$

où $S^2_{\widehat{r}_{D_h} 1_A, R_h}$ est la variance dans l'échantillon net R_h de la strate U_h de $\widehat{r}_{D_h} 1_A$, avec

$$\widehat{r}_{D_h}(i) = \frac{1}{TR_{P,h}} \left[\frac{z_i}{\widehat{\alpha}_h} + \widehat{\gamma}_h \left(d_i - \frac{v_i}{\widehat{\alpha}_h} \right) \right]$$

et $\widehat{\alpha}_h = \widehat{V}_{A_h}/\widehat{J}_{A_h}$, $\widehat{\gamma}_h = \widehat{Z}_{A_h}/\widehat{V}_{A_h}$.

6.4 Résultats pour le pilote de juin 2005

La table 10 donne les taux de réponse (m_h/n_h) et la pondération ($w_h = N_h/m_h$) pour l'enquête pilote de juin 2005. On note que les taux de réponse sont en général élevés. Le taux de réponse pour le canton de Berne est faible car, pour des raisons de délais et de ressources, seules les villes de Berne, Thoune et Bienne on pu participer à l'enquête. La table 11 donne les estimations du nombre de dossiers en situation de dépendance ($|A|$ et $|A_h|$), du nombre de jours d'assistance (J_A et J_{A_h}), du montant de l'assistance de base (V_A et V_{A_h}) et du montant des frais effectifs (Z_A et Z_{A_h}). La table 12 donne les estimations des forfaits journaliers et des facteurs D. Comme on peut s'y attendre, le faible taux de réponse du canton de Berne a un impact négatif sur la précision des résultats, tant au niveau du canton que pour l'ensemble de l'enquête pilote. Dans la table 13 on compare les estimations pour l'ensemble des cantons du pilote avec les estimations sans le canton de Berne.

6.5 Pseudo-code SAS

Estimation de $|A|$, J_A, V_A Z_A et V_A/J_A et estimation de la précision des estimations.

```
proc surveymeans data=R total=(N_h, h ∈ H) sum cvsum missing ;
  strata h ;
  var 1_{i∈A} d_i v_i z_i ;
  ratio v_i / d_i ;
  weight w_i ;
run ;
```

Estimation de $|A_h|$, J_{A_h}, V_{A_h} Z_{A_h} et V_{A_h}/J_{A_h} et estimation de la précision des estimations.

	Canton	$N_{P,h}$	$R_{P,h}$	N_h	n_h	m_h	m_h/n_h	w_h
BE	2	6149	831	3380	250	73	29.2	46.3
OW	6	200	39	87	38	38	100.0	2.3
ZG	9	515	73	287	115	84	73.0	3.4
BL	13	1665	336	982	250	208	83.2	4.7
AR	15	148	35	97	39	39	100.0	2.5
AG	19	2698	274	1578	250	249	99.6	6.3
TI	21	1431	207	805	250	250	100.0	3.2
VD	22	6692	1306	3306	250	250	100.0	13.2
Total		19498	3101	10522	1442	1191	82.6	

TAB. 10 – Taux de réponse et pondération pour le pilote de juin 2005

Canton	$\widehat{\lvert A_h \rvert}$	$\widehat{CV}$	$\widehat{J}_{A_h}$	$\widehat{CV}$	$\widehat{V}_{A_h}$	$\widehat{CV}$	$\widehat{Z}_{A_h}$	$\widehat{CV}$
BE	1852.1	10.6	112512.0	16.9	2534398.0	15.7	2344979.0	14.6
OW	57.2	8.9	3022.1	14.6	81862.0	13.8	77267.0	13.6
ZG	174.3	7.4	9050.8	11.7	281421.0	9.6	250941.0	9.5
BL	576.0	5.2	28506.0	8.8	624802.0	9.5	543867.0	9.3
AR	57.2	10.5	2410.1	15.6	67960.0	16.0	52875.0	17.4
AG	1235.8	3.1	58468.0	5.9	1550382.0	4.9	1528360.0	4.9
TI	553.8	3.5	34068.0	6.4	1415109.0	5.8	1314410.0	6.0
VD	2076.2	4.7	107855.0	7.5	3729842.0	6.5	3501609.0	6.6
Total	6582.5	3.4	355893.0	6.0	10285777.0	4.7	9614309.0	4.5

TAB. 11 – Pilote de juin 2005, extrapolations

Canton	$\widehat{\alpha}_h$	$\widehat{std}\left(\widehat{\alpha}_h\right)$	$\widehat{D}_h$	$\widehat{std}\left(\widehat{D}_h\right)$
BE	22.5	1.3	3.22	0.69
OW	27.1	0.7	2.69	0.35
ZG	31.1	1.4	3.37	0.41
BL	21.9	0.8	2.49	0.21
AR	28.2	1.4	2.44	0.29
AG	26.5	0.6	2.83	0.42
TI	41.5	1.3	1.82	0.33
VD	34.6	0.9	2.54	0.20
Total	28.9	0.7	2.71	0.21

TAB. 12 – Pilote de juin 2005, forfaits journaliers et facteurs de dépendance

		Tout le pilote		Pilote sans Berne	
		Estimation	$\widehat{CV}$	Estimation	$\widehat{CV}$
Dossiers en dépendance	$\widehat{\lvert A\rvert}$	6582.5	3.4	4730.5	2.4
Jours d'assistance	$\widehat{J}_A$	355893.0	6.0	243380.0	3.9
Assistance de base (CHF)	$\widehat{V}_A$	10285777.0	4.7	7751379.0	3.6
Frais effectifs (CHF)	$\widehat{Z}_A$	9614309.0	4.5	7269330.0	3.6
Forfait journalier	$\widehat{\alpha}$	28.9	0.7	31.8	0.5
Facteur de dépendance	$\widehat{D}$	2.7	0.2	2.5	0.1

TAB. 13 – Pilote de juin 2005, extrapolations sans Berne

```
proc surveymeans data=R total=(N_h, h ∈ H) sum cvsum missing ;
  by h ;
  strata h ;
  var 1_{i∈A} d_i v_i z_i ;
  ratio v_i / d_i ;
  weight w_i ;
run ;
```

Estimation de la précision de $\widehat{D}$.

```
proc surveymeans data=R total=(N_h, h ∈ H) sum cvsum missing ;
  strata h ;
  var r̂_D(i) = 1/(TR_P) [z_i/α̂ + γ̂ (d_i − v_i/α̂)] ;
  weight w_i ;
run ;
```

Estimation de la précision de $\widehat{D}_h$.

```
proc surveymeans data=R total=(N_h, h ∈ H) sum cvsum missing ;
  by h ;
  strata h ;
  var ( r̂_{D_h}(i) = 1/(TR_{P,h}) [z_i/α̂_h + γ̂_h (d_i − v_i/α̂_h)] , h ∈ H ) ;
  weight w_i ;
run ;
```

7 Evaluation du plan de sondage

Le plan de sondage pour l'enquête pilote a été conçu pour atteindre une certaine précision du facteur D au niveau suisse. Sous certaines hypothèses, cf. la section 4, on était arrivé à un écart-type de 0.08 pour une taille nette de $n = 3500$. Pour l'enquête pilote, si on exclut le canton Berne (mauvais taux de réponse) on arrive à $\widehat{std}(\widehat{D}) = 0.13$ pour la population des dossiers des 7 cantons OW, ZG, BL, AR, AG, TI, et VD. Est-ce qu'on aurait atteint la précision voulue pour une enquête auprès de tous les cantons ?

La variance de $\widehat{D}$ est donnée approximativement par (6), à savoir

$$var\left(\widehat{D}\right) \approx \frac{1}{R_P^2} \sum_{h \in H} N_h^2 \left(1 - \frac{n_h}{N_h}\right) \frac{1}{n_h} \left(\frac{S_{r1_{A,U_h}}}{T}\right)^2,$$

Canton	$S_{\widehat{r}1_A,R_h}/T$
BE	1.46
OW	1.29
ZG	1.15
BL	1.16
AR	0.83
AG	1.22
TI	1.65
VD	1.30

TAB. 14 – Dispersion des variables linéarisées

où $S^2_{r1_A,U_h}$ est la variance dans la strate U_h de la variable linéarisée $r1_A$, avec

$$r_i = \frac{z_i}{\alpha} + \gamma\left(d_i - \frac{v_i}{\alpha}\right), \quad \alpha = \frac{V_A}{J_A} \text{ et } \gamma = \frac{Z_A}{V_A}.$$

Lors de la conception du plan de sondage, on avait supposé $S_{r1_A,U_h} = S_{r1_A}$, c'est à dire que la variable $r1_A$ a la même dispersion dans toutes les strates. De plus, comme on ne connaissait pas la proportion de dossiers en situation de dépendance, on avait remplacé S_{r1_A} par S_{rA}. Sur la base du décompte du Valais pour le 4ème trimestre 2001, table 6, on avait choisi $S_{rA} = 150$, soit $S_{rA}/T = 150/92 \approx 1.63$. Pour le nombre de personnes ayant un revenu on avait pris $R_P = 10950$.

Avec l'enquête pilote, on peut estimer S_{r1_A,U_h} pour les cantons du pilote par $S_{\widehat{r}1_A,R_h}$ où

$$\widehat{r}_i = \frac{z_i}{\widehat{\alpha}} + \widehat{\gamma}\left(d_i - \frac{v_i}{\widehat{\alpha}}\right),$$

cf. la section 6.3. Comme la période de référence est le mois de juin 2005, on a $T = 30$ et, selon le registre AUPER, table 9, $R_P = 8205$. La table 14 donne les estimations de $S_{r1_A,U_h}/T$ pour les 8 cantons de l'enquête pilote.

Pour faire un calcul similaire à celui fait lors de la conception du plan de sondage, on va remplacer S_{r1_A,U_h} par la moyenne sur les cantons du pilote des estimations de S_{r1_A,U_h}, soit

$$\frac{1}{T}\,\overline{S_{\widehat{r}1_A,R_h}} \approx 1.26.$$

Alors

$$var\left(\widehat{D}\right) \approx \frac{1}{R_P^2}\left(\frac{\overline{S_{\widehat{r}1_A,R_h}}}{T}\right)^2 \sum_{h\in H} N_h^2\left(1 - \frac{n_h}{N_h}\right)\frac{1}{n_h}.$$

En prenant N_h et $n_h = n_{h,adj}$ selon le plan pour le pilote de juin 2005, table 9, on trouve $std(\widehat{D}) \approx 0.085$, ce qui confirme que le plan choisi permet d'atteindre la précision voulue.

8 Conclusions

On a montré que le facteur D est une fonction de totaux sur la sous-population des dossiers en situation de dépendance. Le calcul de la précision de l'estimation du facteur D nécessite le calcul d'une variable linéarisée.

Le plan de sondage est un plan stratifié par canton. L'unité d'échantillonnage est le dossier. Le taille de l'échantillon dans une strate est comprise entre 30 et 200 dossiers. La taille totale de l'échantillon (3500 dossiers) est fixée de telle façon à obtenir un précision suffisante pour l'estimation du facteur D et à limiter autant que possible la charge de travail des cantons.

L'enquête pilote de juin 2005 a été effectuée auprès de 8 cantons. Elle a permis de mettre en place et de tester la sélection de l'échantillon et l'estimation des paramètres d'intérêt. Le calcul des estimateurs et de leur précision est effectué par un programme SAS. A deux exceptions près, le taux de réponse obtenu a été meilleur que ce qu'on attendait. La précision obtenue lors de l'enquête pilote correspond à la précision attendue.

Methodenberichte des Dienstes Statistische Methoden des BFS
Rapports de méthodes du Service de méthodes statistiques de l'OFS
Methodology reports published by the SFSO's Statistical Methods Unit

Salamin, P.-A. (2006). Statistique de l'aide sociale dans le domaine de l'asile. Plan de sondage et extrapolations pour l'enquête pilote 2005. Numéro de commande: 338-0040.

Renaud, A. (2006). Statistique suisse des bénéficiaires de l'aide sociale. Pondération des communes 2004. Numéro de commande: 338-0039

Graf, M. (2006). Swiss Earnings Structure Survey 2002-2004. Compositional data in a stratified two-stage sample: Analysis and precision assessment of wage components. Order number: 338-0038

Potterat, J. (2006). Pensionskassenstatistik 2004. Statistische Methoden zur Schätzung der provisorischen Ergebnisse. Bestellnummer: 338-0037

Potterat, J. (2006). Kosten und Nutzen der Berufsbildung aus Sicht der Betriebe im Jahr 2004. Stichprobenplan, Gewichtung und Schätzverfahren. Bestellnummer: 338-0036

Kilchmann, D. (2006). Vierteljährliche Wohnbaustatistik. Stichprobenplan, statistische Datenaufarbeitung und Schätzverfahren 2005. Bestellnummer: 338-0035

Kilchmann, D. (2006). Erhebung über Forschung und Entwicklung in der schweizerischen Privatwirtschaft 2004. Bereinigung der Stichprobe, Ersatz fehlender Werte und Schätzverfahren. Bestellnummer: 338-0034

Kilchmann, D., Eichenberger, P., Potterat, J. (2005). Volkszählung 2000. Statistische Einsetzungsverfahren Band 2. Bestellnummer: 338-0033

Kilchmann, D., Eichenberger, P., Potterat, J. (2005). Volkszählung 2000. Statistische Einsetzungsverfahren Band 1. Bestellnummer: 338-0032

Graf, M., Matei, A. (2005). Enquête suisse sur la structure des salaires 2002. La précision du salaire brut standardisé médian. Numéro de commande: 338-0031

Graf, E., Renfer, J.-P. (2005). Enquête suisse sur la santé 2002. Plan d'échantillonnage, pondération et estimation de la précision. Numéro de commande: 338-0030

Potterat, J. (2005). Mietpreis-Strukturerhebung 2003. Gewichtung und Schätzverfahren. Bestellnummer: 338-0029

Potterat, J. (2005). Landwirtschaftliche Betriebszählung 2003. Schätzverfahren für die Zusatzerhebung. Bestellnummer: 338-0028

Renaud, A. (2004). Coverage estimation for the Swiss population census 2000. Estimation methodology and results. Order number: 338-0027

Kilchmann, D. (2004). Revision des Schweizerischen Lohnindex. Schätzmethoden der Lohnindices und deren Varianzschätzer. Bestellnummer: 338-0026

Graf, M. (2004). Enquête suisse sur la structure des salaires 2002. Plan d'échantillonnage et extrapolation pour le secteur privé. Numéro de commande: 338-0025

Renaud, A. (2004). Analyse de données d'enquêtes. Quelques méthodes et illustration avec des données de l'OFS. Numéro de commande 338-0024

Renaud, A., Potterat, J. (2004). Estimation de la couverture du recensement de la population de l'an 2000. Echantillon pour l'estimation de la sous-couverture (P-sample) et qualité du cadre de sondage des bâtiments. Numéro de commande: 338-0023

Graf, M. (2004). Fusion de données. Etude de faisabilité. Numéro de commande: 338-0022

Potterat, J. (2003). Mietpreis-Strukturerhebung 2003. Entwicklung des Stichprobenplans und Ziehung der Stichprobe. Bestellnummer: 338-0021

Potterat, J. (2003). Landwirtschaftliche Betriebszählung 2003. Stichprobenplan der Zusatzerhebung. Bestellnummer: 338-0020

Renaud, A. (2003). Estimation de la couverture du recensement de la population de l'an 2000. Echantillon pour l'estimation de la sur-couverture (E-sample). Numéro de commande: 338-0019

Hulliger, B. (2003). Erhebung über Forschung und Entwicklung in der schweizerischen Privatwirtschaft 2000. Bereinigung der Stichprobe, Ersatz fehlender Werte und Schätzverfahren. Bestellnummer: 338-0018

Renfer, J.-P. (2003). Enquête 2000 sur la recherche et le développement dans l'économie privée en Suisse. Plan d'échantillonnage. Numéro de commande: 338-0017

Potterat, J. (2003). Kosten und Nutzen der Berufsbildung aus Sicht der Betriebe. Schätzverfahren. Bestellnummer: 338-0016

Graf, M., Matei, A. (2003). Stratégie de choix des modèles de désaisonnalisation. Application aux séries de l'emploi total. Numéro de commande : 338-0015

Potterat, J., Salamin, P.A. (2002). Betriebszählung 2001. Methoden für die Datenbereinigung. Bestellnummer: 338-0014

Renaud, A. (2002). Programme international pour le suivi des acquis des élèves (PISA). Plans d'échantillonnage pour PISA 2000 en Suisse. Numéro de commande: 338-0013

Renfer, J.-P. (2002). Enquête 2001 sur les coûts et l'utilité de la formation des apprentis du point de vue des établissements. Plan d'échantillonnage. Numéro de commande: 338-0012

Potterat, J., Salamin, P.A. (2002). Betriebszählung 2001. Stichprobenplan und Schätzverfahren für die provisorischen Ergebnisse. Bestellnummer: 338-0011

Graf, M. (2002). Enquête suisse sur la structure des salaires 2000. Plan d'échantillonnage, pondération et méthode d'estimation pour le secteur privé. Numéro de commande: 338-0010

Renaud, A., Eichenberger P. (2002). Estimation de la couverture du recensement de la population de l'an 2000. Procédure d'enquête et plan d'échantillonnage de l'enquête de couverture. Numéro de commande: 338-0009

Kilchmann, D., Hulliger, B. (2002). Stichprobenplan für die Obstbaumzählung 2001. Bestellnummer: 338-0008

Graf, M. (2002). Passage du concept établissement au concept entreprise. Numéro de commande: 338-0007

Salamin, P.A. (2001). La technique de la double enquête pour la statistique du transport routier de marchandise. Numéro de commande: 338-0006

Peters, R., Renfer, J.-P. et Hulliger, B. (2001). Statistique de la valeur ajoutée 1997-1998. Procédure d'extrapolation des données. Numéro de commande: 338-0005

Potterat, J., Hulliger, B. (2001). Schätzung der Sägereiproduktion mit der Sägerei-Erhebung PAUL. Bestellnummer: 338-0004

Graf, M. (2001). Désaisonnalisation. Aspects méthodologiques et application à la statistique de l'emploi. Numéro de commande: 338-0003

Hüsler, J., Müller, S. (2001). Schlussbericht Betriebszählung 1995 (BZ 95), Mehrfach imputierte Umsatzzahlen. Bestellnummer: 338-0002

Renaud, A. (2001). Statistique suisse des bénéficiaires de l'aide sociale. Plan d'échantillonnage des communes. Numéro de commande: 338-0001

Hulliger, B., Eichenberger, P. (2000). Stichprobenregister für Haushalterhebungen: Umstellung auf Telefonnummern ohne Namen und Adressen, Abläufe für Erstellung und Stichprobenziehung. Bestellnummer: 338-0000

de Rossi, F.-X. (1998). Méthodes statistiques pour le compte routier suisse.

Hulliger, B., Kassab, M. (1998). Evaluation of Estimation Methods for the Survey on Environment Protection Expenditures of Swiss Communes.

Salamin, P.A. (1998). Etablissement d'une clef de passage pondérée entre l'ancienne (NGAE 85) et la nouvelle nomenclature (NOGA 95) générale des activités économiques.

Peters, R. (1998). Extrapolation des données de l'enquête de structure sur les loyers.

Bender, A., Hulliger, B. (1997). Enquête suisse sur la population active: rapport de pondération pour 1996.

Salamin, P.A. (1997). Evaluation de la Statistique de l'emploi.

Peters, R. (1997). Etablissement du plan d'échantillonnage pour l'enquête 1996 sur la recherche et le développement dans l'économie privée en Suisse.

Peters, R. (1997). Enquête 1996 sur la structure des salaires en Suisse: établissement du plan d'échantillonnage.

Peters, R. (1996). Pondération des données de l'enquête sur la famille en Suisse.

Comment, T., Hulliger, B., Ries, A. (1996). Gewichtungsverfahren für die Schweizerische Arbeitskräfteerhebung (1991-1995).

Hulliger, B. (1996). Haushalterhebung Familie 1994: Stichprobenplan, Stichprobenziehung und Reservestichproben.

Peters, R., Hulliger, B. (1996). Schätzverfahren für die Lohnstruktur-Erhebung 1994 / Procédure d'estimation pour l'enquête de 1994 sur la structure des salaires.

Peters, R. (1996). Schéma de pondération des indices PAUL.

Hulliger, B., Peters, R. (1996). Enquête sur le comportement de la population suisse en matière de transport en 1994: plan d'échantillonnage et pondération.

Hulliger, B. (1996). Gütertransportstatistik 1993: Schätzverfahren mit Kompensation der Antwortausfälle.

Salamin, P.A. (1995). Estimation des flux pour le module II des comptes globaux du marché de travail.

Peters, R. (1995). Enquête de structure sur les loyers: établissement d'un plan d'échantillonnage stratifié.

Hulliger, B. (1995). Konjunkturelle Mietpreiserhebung: Stichprobenplan und Schätzverfahren.

Schwendener, P. (1995). Verbrauchserhebung 1990 - Vertrauensintervalle.

Peters, R., Hulliger, B. (1994). La technique de pondération des données: application à l'enquête suisse sur la santé.

Hulliger, B., Peters, R. (1994). Enquête sur la structure des salaires en Suisse: stratégie d'échantillonnage pour le secteur privé.

Publikationsprogramm BFS

Das Bundesamt für Statistik (BFS) hat – als zentrale Statistikstelle des Bundes – die Aufgabe, statistische Informationen breiten Benutzerkreisen zur Verfügung zu stellen.

Die Verbreitung der statistischen Information geschieht gegliedert nach Fachbereichen (vgl. Umschlagseite 2) und mit verschiedenen Mitteln

Programme des publications de l'OFS

En sa qualité de service central de statistique de la Confédération, l'Office fédéral de la statistique (OFS) a pour tâche de rendre les informations statistiques accessibles à un large public.

L'information statistique est diffusée par domaine (cf. verso de la première page de couverture); elle emprunte diverses voies:

Diffusionsmittel	*Kontakt* *N° à composer*	*Moyen de diffusion*
Individuelle Auskünfte	032 713 60 11 info@bfs.admin.ch	Service de renseignements individuels
Das BFS im Internet	www.statistik.admin.ch	L'OFS sur Internet
Medienmitteilungen zur raschen Information der Öffentlichkeit über die neusten Ergebnisse	www.news-stat.admin.ch	Communiqués de presse: information rapide concernant les résultats les plus récents
Publikationen zur vertieften Information (zum Teil auch als Diskette/CD-Rom)	032 713 60 60 order@bfs.admin.ch	Publications: information approfondie (certaines sont disponibles sur disquette/CD-Rom)
Online-Datenbank	032 713 60 86 www.statweb.admin.ch	Banque de données (accessible en ligne)

Nähere Angaben zu den verschiedenen Diffusionsmitteln liefert das laufend nachgeführte Publikationsverzeichnis im Internet unter der Adresse www.statistik.admin.ch→Aktuell→Publikationen.

La liste des publications, mise à jour régulièrement, donne davantage de détails sur les divers moyens de diffusion. Elle se trouve sur Internet à l'adresse www.statistique.admin.ch →Actualités→Publications.

Methodenberichte des Dienstes Statistische Methoden
Rapports de méthodes du Service de méthodes statistiques
Methodology Reports by the Statistical Methods Unit

Die Methodenberichte beschreiben die mathematischen und statistischen Methoden, die den Resultaten und Analysen der öffentlichen Statistik zu Grunde liegen. Sie enthalten ausserdem die Evaluation und Entwicklung von neuen Methoden im Hinblick auf eine zukünftige Anwendung. Diese Publikationen sollen einerseits die verwendeten Methoden dokumentieren, um Transparenz und Wissenschaftlichkeit sicher zu stellen, und sie sollen andererseits die Zusammenarbeit mit den Hochschulen und der Wissenschaft fördern.

Zur Illustration der beschriebenen mathematischen Konzepte, werden im Bericht numerische Resultate aufgeführt. Diese sind allerdings nicht als offizielle Resultate der betreffenden Erhebungen zu verstehen. Ebenfalls können die tatsächlich angewendeten Methoden leicht von den hier beschriebenen abweichen.

Die Methodenberichte sind auf der Internetseite des BFS in elektronischer Form verfügbar.

Les rapports de méthodes décrivent les méthodes mathématiques et statistiques à la base des résultats et des analyses de la statistique publique. Ils présentent également l'évaluation et le développement de nouvelles méthodes en vue d'une application future. Ces publications visent d'une part à documenter les méthodes utilisées ou envisagées dans un souci de transparence et de rigueur scientifique, et d'autre part à favoriser la collaboration avec le monde scientifique et universitaire.

Les résultats numériques présentés dans les rapports de méthodes illustrent les concepts mathématiques décrits, mais ne sont pas des résultats officiels des enquêtes concernées. De même, les méthodes réellement appliquées peuvent différer légèrement de celles décrites dans ces rapports.

Les rapports de méthodes sont disponibles sous forme électronique sur le site internet de l'OFS.

La Statistique de l'aide sociale dans le domaine de l'asile a pour but de relever les données nécessaires à l'actualisation du forfait global payé par la Confédération aux cantons pour financer leurs dépenses d'aide sociale dans le domaine de l'asile.

Cette statistique est basée sur un échantillon de dossiers stratifié par canton. Les tailles d'échantillons dans les strates sont obtenues par une allocation proportionnelle ajustée pour satisfaire à des contraintes d'inégalité. Une difficulté du projet a été de formuler correctement la définition du paramètre d'intérêt principal, le facteur de dépendance. Huit cantons ont accepté de participer à l'enquête pilote de juin 2005. Les taux de réponse ont été en général élevés. L'enquête pilote a permis de mettre en place et de tester la sélection de l'échantillon et l'estimation des paramètres d'intérêt et de leur précision.

N° de commande: 338-0040	Commandes: 032 713 60 60	Fax: 032 713 60 61 E-Mail: order@bfs.admin.ch	Prix: gratuit	ISBN 3-303-00340-8